



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
MESTRADO EM ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO

GUILHERME CECCATO

**Comportamento recente do gasto social brasileiro: análise para o período 2006-2013**

Brasília

2014

GUILHERME CECCATO

**Comportamento recente do gasto social brasileiro: análise para o período 2006-2013**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de Brasília como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Alexandre F. S. Andrada.

Brasília

2014

Nome: CECCATO, Guilherme

Título: Comportamento recente do gasto social brasileiro: análise para o período 2006-2013

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de Brasília como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em:

Banca Examinadora:

Prof. Dr. \_\_\_\_\_ Instituição: \_\_\_\_\_  
Julgamento: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. \_\_\_\_\_ Instituição: \_\_\_\_\_  
Julgamento: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. \_\_\_\_\_ Instituição: \_\_\_\_\_  
Julgamento: \_\_\_\_\_ Assinatura: \_\_\_\_\_

## **Resumo**

O estudo retrata a evolução do gasto social público brasileiro para o período compreendido entre 2006 e 2013 e analisa o impacto nas contas públicas derivado desse tipo de gasto. A partir de uma análise programática da despesa, o trabalho mostra que houve aumento do gasto de natureza social para o período analisado, suportado principalmente por um expressivo aumento na arrecadação do Governo Central, relativo controle das despesas com pessoal e significativa redução no superávit primário gerado pelo setor público, o que resulta em incerteza quanto à possibilidade de manutenção de gastos sociais em níveis elevados para os próximos anos. Ainda, o estudo apresenta uma análise econométrica que verifica o comportamento e inter-relação entre gasto social público e receita líquida do Governo Central e conclui pela relativa independência na evolução dessas variáveis.

**Palavras-Chave:** gasto social, contas públicas, equilíbrio fiscal, modelagem VAR.

## **Abstract**

The study shows the evolution of the Brazilian public social spending for the period between 2006 and 2013 and analyzes the impact on public accounts derived from this type of expense. From a programmatic analysis of the expenditure, the study shows an increase of social spending for the analyzed period, driven primarily by a significant increase in the revenue of the Central Government, on control of payroll expenditures and a significant reduction in the primary surplus generated by the public sector, resulting in uncertainty as to the possibility of maintaining social spending at high levels for years to come. The study also presents an econometric analysis which verifies the behavior and interrelationship between public social spending and Central Government net revenue and concludes by the relative independence of the evolution of these variables.

**Keywords:** social spending, public accounts, fiscal balance, VAR modeling.

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	<b>10</b>
<b>3</b>	<b>FONTES DE INFORMAÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS</b> .....	<b>16</b>
3.1	Ajustes metodológicos .....	20
<b>4</b>	<b>RESULTADOS APURADOS EM BASES ANUAIS</b> .....	<b>23</b>
4.1	Análise específica sobre o comportamento de cada política social no período .....	25
4.2	Composição do gasto social entre 2006 e 2013.....	29
<b>5</b>	<b>TESTES ECONÔMICOS EM UMA BASE DE DADOS MENSAL</b> .....	<b>32</b>
5.1	Definições iniciais .....	32
5.2	Testes de raiz unitária e verificação de estacionariedade .....	36
5.3	Modelo de vetores autorregressivos e teste de causalidade .....	40
<b>6</b>	<b>CONCLUSÕES</b> .....	<b>51</b>
	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	<b>54</b>
	<b>APÊNDICE A: Classificação programática dos gastos sociais</b> .....	<b>58</b>
	<b>APÊNDICE B: Correlogramas das séries em estudo</b> .....	<b>61</b>
	<b>APÊNDICE C: Resultados dos testes de raiz unitária</b> .....	<b>62</b>
	<b>APÊNDICE D: Análise diagnóstica dos resíduos das duas séries</b> .....	<b>82</b>
	<b>APÊNDICE E: Modelo de vetores autorregressivos</b> .....	<b>85</b>

## **LISTA DE GRÁFICOS**

- Gráfico 1 – Gasto com previdência social por tipo de beneficiário (em % do PIB)
- Gráfico 2 – Limite constitucional de gasto mínimo com educação
- Gráfico 3 – Receita líquida do Governo Central e Gastos Sociais (R\$ bilhões de dez/2013)
- Gráfico 4 – Resposta ao impulso do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

## **LISTA DE TABELAS**

- Tabela 1 – Evolução das contas públicas entre 2006 e 2013
- Tabela 2 – Evolução dos gastos sociais por tipo de política
- Tabela 3 – Limite constitucional de gasto mínimo com saúde
- Tabela 4 – Composição do gasto social entre 2006 e 2013
- Tabela 5 – Resultados dos testes de raiz unitária para as duas séries de tempo em análise
- Tabela 6 – Resposta ao impulso do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear
- Tabela 7 – Decomposição da variância do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear
- Tabela 8 – Causalidade de Granger do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

## **LISTA DE QUADROS**

- Quadro 1 – Ajuste em despesas com pessoal
- Quadro 2 – Gasto social com educação e cultura
- Quadro 3 – Gasto social com saúde
- Quadro 4 – Cálculo do resultado primário do Governo Central

## 1 INTRODUÇÃO

Na opinião da maior parte da mídia especializada e para a grande maioria dos economistas, o Brasil atravessa um período de expressiva deterioração de suas contas públicas, fato este verificado pela fragilidade de uma série de indicadores de solvência fiscal e adoção de práticas incomuns de tratamento da coisa pública, tais como reduções significativas de superávits primários dos entes nacionais, elevação do endividamento bruto do governo, excessiva capitalização de bancos públicos, falta de transparência fiscal, dentre outros, o que, aliado a um baixo crescimento do Produto Interno Bruto e à praticamente nula capacidade de realizar investimentos públicos, resulta em paralisia do Governo e rebaixa expectativas de períodos melhores no futuro.

Ainda, é consenso no país que houve nos últimos anos uma expressiva elevação da carga tributária em todos os âmbitos da federação, aliada a um grande aumento nos dispêndios governamentais, apesar da insatisfação da população com a qualidade dos serviços públicos prestados.

Diante dessa problemática vivenciada nos dias de hoje e levando em consideração que o Partido dos Trabalhadores – PT foi alçado ao poder em 2003 sob a bandeira do combate à injustiça social com a permanente busca da igualdade de condições, um assunto de relativo interesse seria estudar a evolução do gasto social brasileiro no período recente.

Assim, o presente trabalho buscará responder às seguintes perguntas: i) qual é a composição recente do gasto social brasileiro? ii) houve aumento dos gastos na área social para o período compreendido entre janeiro de 2006 e dezembro de 2013, ou seja, durante os últimos oito anos do Partido dos Trabalhadores no poder? iii) qual foi o custo suportado pela sociedade caso tenha havido aumento do gasto de natureza social? iv) há espaço fiscal para novos aumentos das despesas primárias nessa área (em outras palavras: há uma relação sustentável de longo prazo entre receitas do governo central e despesas primárias de natureza social que permita a expansão destas últimas)?

Antes de adentrarmos em uma análise mais assertiva da situação, poderíamos esperar como respostas a ocorrência de um aumento dos gastos na área social para o período em análise, dada as prioridades de governo estabelecidas pelo ex-presidente Luís Inácio Lula da

Silva (e posterior continuidade com a atual presidente, Dilma Rousseff), além da ideologia e base de apoio do Partido dos Trabalhadores.

Em termos concretos, algumas políticas públicas relevantes foram adotadas na seara social durante o Governo Lula, tais como seguidos aumentos reais do salário mínimo, com conseqüente impacto positivo para trabalhadores e aposentados/pensionistas, extensão do seguro-desemprego e, principalmente, unificação e ampliação dos programas de transferência de renda, como o Bolsa Família.

Ainda, poderíamos supor que esse aumento de gastos sociais foi amparado por um forte aumento do poder arrecadatório do Estado brasileiro e auxiliado, indiretamente, pela extrema liquidez e ausência de graves crises internacionais (pelo menos até 2008), o que permitiu o arranjo de um equilíbrio fiscal que priorizasse o aumento de gastos sociais, sem comprometer a estabilidade das contas públicas.

Entretanto, à primeira vista, não somos capazes de afirmar qual foi o grau de controle sobre as despesas com pessoal (se é que houve algum), além de ficarmos impossibilitados de avaliar qual foi o comportamento do investimento público para o período em análise.

Assim, a grande contribuição do estudo será analisar a composição e a evolução do gasto social brasileiro em um período bastante recente, além de verificar o impacto causado nas contas públicas dessa categoria de gasto. Ou seja, o estudo propiciará uma avaliação conjunta da situação das políticas fiscal e social do Governo, além de permitir identificar possíveis restrições que possam afetar a manutenção da situação atual.

De maneira a atingir os objetivos acima citados, o enfoque do trabalho se dará em uma análise quantitativa do gasto social brasileiro, sem se preocupar com a evolução de indicadores sociais para o período. Ainda, será desenvolvido um modelo econométrico que permita relacionar a estrutura de gasto social com seu financiamento via arrecadação de tributos e verificar como essas duas variáveis se relacionaram no período estudado.

Além desta breve introdução, o trabalho é composto de mais cinco capítulos. O próximo fará uma sucinta revisão da literatura que deu amparo à execução deste estudo. O terceiro capítulo tratará da metodologia que foi desenvolvida, além de destacar as fontes de informação adotadas e descrever brevemente alguns ajustes metodológicos ao estudo em tela. Já o quarto capítulo apresentará análise dos resultados apurados em bases anuais, com destaque para a evolução das contas públicas para o espaço temporal decorrido entre janeiro de 2006 e dezembro de 2013. Por seu turno, no capítulo cinco será explicitado um modelo

econométrico que permitiu analisar o relacionamento entre o gasto social público brasileiro e a receita líquida do governo, sendo discorridos seus principais resultados e implicações. Por fim, o último capítulo trará algumas considerações finais acerca do assunto ora abordado.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A análise das contas públicas nacionais é tema de pesquisa de diversos autores. Em relação às questões trazidas neste trabalho, podemos destacar os estudos já realizados por Giambiagi, por exemplo, em que a partir da análise da política fiscal do início do governo Lula, o autor chega às seguintes conclusões a respeito da viabilidade em se controlar os gastos públicos no país:

“A combinação de uma situação social que obviamente deixa muito a desejar com um grau de animosidade crescente em relação ao tamanho da carga tributária tende a gerar um discurso político – e nisso, a classe política espelha o que pensa a população – que enfatiza a necessidade de aumentar o denominado “gasto social”, conjuntamente com o ataque aos elevados níveis de gasto público como um todo. **Isto é, o que a opinião pública entende como justa é uma ação que, simultaneamente, aumente o gasto social, mas diminua o dispêndio público total. Entretanto, a dimensão que alcançou aquela variável impede que isso seja possível. Em outras palavras, ou o gasto social, expresso como proporção do PIB, é preservado – e nesse caso será difícil obter uma redução importante do total – ou se ataca o problema do gasto público como um todo – e então será inevitável que isso afete também o gasto social**” (GIAMBIAGI, 2009, p. 37, grifos nossos).

Assim, o autor destaca o *trade-off* existente ao tentar controlar o gasto público total, mas ao mesmo tempo manter o gasto de natureza social inalterado. Em outras palavras, torna-se imperativo ao país escolher entre manter o gasto considerado social em patamares elevados ou realizar um verdadeiro ajuste fiscal que possa reequilibrar as contas públicas. Em outro trecho de seu trabalho, o autor conclui o seguinte a respeito dos desafios a serem enfrentados pelo país caso se queira atingir uma rota de equilíbrio fiscal:

“Em suma, após um ajuste importante em 2003, o Governo Lula, a partir de 2004, retomou a trajetória que caracterizou as duas gestões de governo anteriores (1995-1998 e 1999-2002), marcadas pela elevação simultânea da carga tributária e da relação gasto primário/PIB. Resta saber qual será o final desse processo. **Hoje, como em 2002, os desafios que o setor público tem pela frente são os de: a) conseguir melhorar a qualidade do gasto; b) evitar a continuidade da pressão das despesas previdenciárias; c) procurar viabilizar um processo que permita diminuir a carga tributária; e d) aumentar o investimento público.** A ausência de um encaminhamento satisfatório para esses pontos – que, a rigor, se acentuaram nos últimos anos – é o outro lado da balança em que o aumento do superávit primário e a queda da relação dívida pública/PIB em relação a 2002 entram como os principais elementos positivos” (GIAMBIAGI, 2009, p. 47, grifos nossos).

Portanto, o autor já vislumbrava no fim da década passada as dificuldades que o país atravessaria caso nenhum ajuste fosse feito nas contas públicas. Ou seja, caso os gastos sociais realizados pelo governo continuassem em patamares elevados, o país estaria fadado a conviver com baixas taxas de investimento público e/ou elevada carga tributária, situação essa aparentemente verificada nos dias atuais.

Em trabalho anterior sobre o assunto, Giambiagi (2008, p. 573) destaca que a tendência de aumento da despesa primária como proporção do PIB teve início ainda no Governo Sarney (1985/1989), percorrendo a administração Collor e Itamar Franco (entre 1990 e 1994), com intensificação nos anos de governo de Fernando Henrique Cardoso (1995 até 2002) e com novo aumento durante o Governo Lula. O autor ressalta que em todos os casos, “cada presidente entregou o País no final do mandato com uma despesa maior, como fração do PIB, do que no final da gestão anterior” e que para o período 1991-2008, “praticamente toda a variação do gasto público do governo central explica-se por gastos geralmente rotulados como *sociais*, somados ao aumento das transferências a Estados e municípios (...)”, o que resultaria na obrigatoriedade de realização de reformas caso o país não quisesse ficar fadado a baixas taxas de crescimento econômico e estagnação do padrão de vida de sua população.

Antes mesmo da discussão acima, e ainda no início do Plano Real, Ohana alertava o ajuste que deveria ocorrer nas rubricas dita sociais. Para o autor,

“(...) uma grande parte do ajustamento deveria vir dos setores sociais. Um dos maiores problemas da economia brasileira é a necessidade de desenhar um novo papel para o setor público nas áreas sociais. Considerando que, a médio prazo, não há que se esperar grandes ganhos de eficiência do governo, falar de reforma fiscal no Brasil significa cortar o gasto social” (OHANA, 1997, p. 12).

Cabe ressaltar que o aumento das despesas consideradas como tendo natureza social acaba afetando negativamente a disponibilidade de recursos para outras áreas carentes de verbas, tais como ciência e tecnologia, policiamento de fronteiras, aparelhamento da justiça, entre outras. Ainda, conforme destaca Giambiagi (2009, p. 44), um dos principais problemas dos gastos sociais no Brasil é sua elevada concentração no pagamento de benefícios previdenciários, o que resulta em uma limitação no poder do Estado em atuar em três grandes desafios: redução da pobreza extrema e elevada desigualdade; problema da violência e da insegurança nas grandes cidades; e ampliação do potencial de crescimento da economia.

Em linha parecida de análise, Velez e Foster (1999, p. 13) comparam o gasto público social brasileiro com o observado em outros países de nível semelhante de estágio de desenvolvimento econômico e atestam que o desempenho brasileiro em alguns indicadores sociais, tais como mortalidade infantil e alfabetização, é bastante inferior aos demais países. Os autores concluem que esse resultado é fruto principalmente da má alocação de recursos entre as diversas áreas sociais (com ênfase no gasto previdenciário, em detrimento de saúde e educação), além da deficiência da política social em alcançar determinados extratos da população. Os autores ressaltam que o caso brasileiro não padece da falta de recursos orçamentários destinados a cobrir as necessidades ditas sociais. Ainda, sugerem algumas medidas que poderiam ser tomadas de modo a dirimir o problema, tais como redução drástica nos valores pagos de aposentadorias por parte do Estado e melhor desenho da política educacional do país.

Em outra vertente de estudo, cabe destacar que a literatura nacional é razoavelmente rica na análise da política social brasileira. Dentre os diversos trabalhos, podemos citar Castro (2012, p.12) que afirma, ao analisar a evolução do gasto social entre 1995 e 2010, que “principalmente a partir de 1993, com o efetivo início da implementação das políticas previstas pela Constituição Federal de 1988 (...), os gastos sociais passam a aumentar de maneira sustentada”. Para o autor, o gasto social do período ficou concentrado em apenas seis áreas: previdência social geral; previdência e benefícios a servidores públicos; saúde; assistência social; educação; e trabalho e renda. Ainda, o destaque para o período ficou com o maior crescimento relativo do gasto social destinado à assistência social, na medida em que, segundo o autor, o país abandonou um sistema assistencialista em troca de “um modelo de direitos, com uma atuação cada vez mais abrangente sobre a população brasileira”.

Por seu turno, estudo realizado pela Secretaria de Política Econômica – SPE, em abril de 2005, intitulado *Orçamento Social do Governo Federal: 2001 – 2004*, explicitou a segmentação e decomposição do gasto social em diversas categorias, como previdência social, assistência social, trabalho e emprego, educação e cultura, saúde, organização agrária, saneamento básico e habitação, dentre outras. Este estudo da SPE concluiu que houve aumento do gasto social para o período acima citado, com destaque para a elevada participação dos gastos com previdência social (em especial, com aposentadorias, pensões e auxílio doença), tendo sido reduzido o espaço orçamentário para despesas em outras áreas, como educação e habitação.

Entretanto, um primeiro passo extremamente importante para o trabalho em tela é delimitar o conceito de gasto social que será utilizado no restante do texto, algo relativamente complexo em virtude da amplitude do conceito adotado pelos diversos estudiosos do assunto.

Por exemplo, para Castro et al. (2012, p. 3), é fundamental definir inicialmente o que se entende por política social antes de se adentrar no dimensionamento e análise dos gastos ditos sociais. Assim, os autores entendem que toda política social é composta “por um conjunto de programas e ações do Estado que se manifestam em oferta de bens e serviços, transferências de renda e regulação, com o objetivo de atender às necessidades e aos direitos sociais que afetam vários dos componentes das condições básicas de vida da população”. Nesse sentido, toda política social deveria buscar proteger os cidadãos em situação de dependência e vulnerabilidade, além de realizar a promoção social (por exemplo, permitir acesso à cultura e educação, além do desenvolvimento de políticas de trabalho e renda).

Após essa abordagem inicial, os autores passam a classificar a política social em dois grandes conjuntos de gastos: proteção social, composta de gastos com previdência social geral e do servidor público, saúde e assistência social; e promoção social, que engloba trabalho e renda, educação, desenvolvimento agrário e cultura. Ainda, são destacadas uma série de políticas de corte transversal, ou seja, que podem englobar tanto características de promoção quanto proteção social. Nesse grupo, destacam-se políticas de igualdade de gênero, igualdade racial, políticas voltadas à criança, adolescente, juventude, idosos, entre outras. Somente após essa caracterização das políticas dita sociais, os autores adentram na análise da evolução do gasto social brasileiro entre os anos de 1995 e 2010 e atestam o expressivo aumento da execução desse tipo de despesa para o período acima mencionado:

“O Gasto Social Federal, em seu conjunto, cresceu consideravelmente no período analisado. Foram 172% de crescimento em valores reais (acima da inflação); e 125% em valores reais *per capita*, ou seja, o GSF cresceu também mais velozmente que o crescimento da população. Em outras palavras, o valor destinado às políticas sociais do governo federal, em média, por cidadão brasileiro, foi em 2010 bem mais que o dobro do que fora em 1995. Tal crescimento no conjunto do GSF já apresentava um ritmo importante no período 1995–2003. Ainda assim é visível uma aceleração a partir de 2004 e, aparentemente, pode ter ocorrido nova inflexão em 2009/2010” (CASTRO et al., 2012, p. 29).

Ou seja, o volume de recursos destinado às políticas sociais cresceu ante o conjunto de recursos totais disponíveis na economia, apesar desse esforço não ter se distribuído de

maneira homogênea entre as diversas rubricas das despesas dita sociais, conforme ressaltado pelos autores.

Já para Fernandes et al. (1998), uma definição mais ampla de gasto social deveria incluir as atividades realizadas pelas iniciativas pública e privada, ou seja, englobando gastos tanto do governo quanto das famílias, das empresas privadas e das organizações não governamentais. Ao restringir a matéria à esfera pública, foi considerada pelos autores como gasto público social a seguinte abordagem:

“Compreende os *recursos financeiros brutos* empregados pelo setor público no atendimento de demandas sociais e que corresponde ao custo de bens e serviços – inclusive bens de capital – e transferências, sem deduzir o valor de recuperação (depreciação e amortização dos investimentos em estoque, ou recuperação do principal de empréstimos anteriormente concedidos)” (FERNANDES et al., 1998, p. 9).

Ainda, os autores definem gasto social federal como sendo aquele “voltado para a melhoria, a curto ou longo prazos, das condições de vida da população em geral” (p. 12). Apesar da extensão dos efeitos dessa definição, os autores entendem que seriam envolvidos, nesse caso, “os gastos diretamente efetuados pelo governo da União, bem como a transferência negociada de recursos a outros níveis de governo (estados ou municípios) ou a instituições privadas, referentes a programas de trabalho, projetos e ações desenvolvidos” em diversas áreas, como saúde, educação, previdência social, organização agrária, entre outras.

Por seu turno, Guerreiro (2010, p. 82) entende que ao se computar os gastos tanto da iniciativa privada quanto pública teríamos uma visão mais completa do efeito do gasto social para a sociedade como um todo, apesar de ressaltar que esta visão extrapola os limites da ação pública. Assim, a autora afirma que “é o gasto público social, e não o gasto social total, que deve ser considerado. O gasto público social contempla os gastos sociais realizados nas três esferas de governo”.

Sobre esse último ponto, a autora ressalta que ao se considerar apenas os gastos realizados pela esfera federal, poderia haver distorção na interpretação sobre “as direções sociais prioritárias do Estado” (p. 83). Ou seja, poderíamos superestimar a relevância de algumas áreas sociais em detrimento da subestimação de outras (isso fica claro, por exemplo, ao analisar as competências dos entes federativos estabelecidas na Constituição Federal de 1988, posto que aquele diploma legal distribuiu as diversas atribuições de Estado às três esferas da Federação).

Entretanto, a autora enfatiza a dificuldade em se trabalhar com dispêndios sociais das três esferas governamentais, ao mesmo tempo em que concorda que grande parte do gasto social total é realizada na esfera federal, não ocasionando assim grande perda se houver uma restrição do entendimento apenas à análise do gasto social realizado naquela esfera de governo. Por fim, a autora conclui que tanto o gasto social em relação ao PIB quanto o gasto social per capita apresentaram crescimento ao longo de todo o período compreendido entre 1988-2008, fruto principalmente dos direitos sociais conquistados com a promulgação da Carta Magna de 1988, a qual tornou possível o aumento de gasto com previdência e assistência, em especial.

Já a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OECD, em seu anuário sobre economia, ambiente e estatísticas sociais, apresenta a seguinte definição para gasto social:

“As despesas sociais compreendem prestações pecuniárias, prestação direta em dinheiro de bens e serviços, além de incentivos fiscais com fins sociais. Os benefícios podem ser dirigidos a famílias de baixa renda, idosos, pessoas com deficiência, doentes, desempregados, ou jovens. Para serem considerados "sociais", os programas têm de envolver ou redistribuição de recursos entre as famílias ou participação obrigatória. Os benefícios sociais são classificados como público quando o governo geral (composto de governo central, estaduais e governos locais, incluindo os fundos de segurança social) controla os fluxos financeiros relevantes. Todos os benefícios sociais não previstos pelas administrações públicas são considerados privados. Transferências privadas entre famílias não são considerados como "social" e não são incluídas nessa definição. Gasto social líquido total inclui os gastos públicos e privados” (OECD, 2013, p. 6, tradução nossa).

Apesar da abrangência da definição acima, ela ilustra bem o conceito que devemos ter em mente ao classificar qualquer tipo de despesa na categoria social: o gasto de natureza social tem como função principal atender os cidadãos em situação de dependência e vulnerabilidade, tais como idosos, pessoas de baixa renda, portadores de deficiência, desempregados, entre outros. E, para ser considerado como sendo social, o gasto deve envolver redistribuição de recursos entre as famílias ou participação compulsória no programa.

Diante do cenário acima exposto e das dificuldades apresentadas, o presente trabalho adotará como abrangência de gasto social aquele que é executado diretamente apenas pela esfera federal em algumas áreas de sua atuação, tais como saúde, educação, previdência social, trabalho e emprego, organização agrária, dentre outras, assunto que será melhor explicado no capítulo seguinte.

### 3 FONTES DE INFORMAÇÃO E TRATAMENTO DOS DADOS

O arcabouço metodológico do trabalho em questão parte da delimitação do seu escopo de atuação, o que torna necessário, portanto, esclarecer a abrangência e explicitar as limitações do estudo. Foi adotado como importante limitador uma análise detalhada dos gastos sociais públicos apenas do Governo Central, este sendo entendido como a junção de Tesouro Nacional, Previdência Social e Banco Central do Brasil. Ou seja, este estudo não analisará os gastos sociais realizados pelos entes subnacionais (Estados e Municípios), tampouco se preocupará com os gastos de natureza social realizados pela iniciativa privada.

A partir da definição feita no capítulo anterior, foram considerados como sendo gasto social as despesas executadas nas seguintes categorias: previdência social; assistência social; trabalho e emprego; educação e cultura; saúde; organização agrária; e saneamento básico e habitação. Conforme será explicitado posteriormente, o objetivo do trabalho não é exaurir todos os tipos de gastos sociais, mas sim identificar uma linha de tendência que represente a evolução desse tipo de dispêndio ao longo dos anos.

As fontes primárias de informações consistem primordialmente de dados fiscais apurados pela Secretaria do Tesouro Nacional – STN, além de análise aprofundada das leis orçamentárias anuais – LOA da União para o período compreendido entre janeiro de 2006 e dezembro de 2013.

A primeira fonte refere-se ao resultado primário do Governo Central apurado pelo critério “acima da linha” e disponibilizado pela STN em seu sítio eletrônico. Assim, a partir do relatório intitulado *Resultado do Tesouro Nacional*, foi obtida série histórica (com início em janeiro de 1997) que apresenta a evolução de importantes parâmetros para se analisar as contas públicas nacionais, tais como receita bruta do Governo Central, transferências a Estados e Municípios, receita líquida de transferências, despesas com pessoal, gastos com investimentos, despesas de custeio, entre outros.

Já em relação à segunda fonte de dados, foi feita análise minuciosa da composição programática das leis orçamentárias anuais do período em questão, conforme classificação disponível no apêndice A deste trabalho. Portanto, foi feita decomposição do gasto social nas categorias citadas no início desta seção a partir da análise dos programas que compõem o orçamento aprovado anualmente. Por exemplo, foi considerado como sendo um gasto com

assistência social a execução do programa 1335 – Transferência de renda com condicionalidades – Bolsa Família.

Cabe destacar que somente foram analisadas as despesas executadas não financeiras dos grupos de natureza de despesa dos tipos 3, 4 e 5 (respectivamente, outras despesas correntes, investimentos e inversões financeiras) do Orçamento Fiscal e da Seguridade Social, inclusive com a contabilização de restos a pagar<sup>1</sup>. O grupo de natureza de despesa 3 (outras despesas correntes) engloba as despesas mais vultosas das políticas sociais, tais como benefícios do Regime Geral de Previdência; transferências de renda com condicionalidades; benefícios de prestação continuada a idosos e portadores de deficiências; maioria dos programas e ações do Sistema Único de Saúde, dentre outras. Já os grupos de natureza de despesa 4 e 5 (investimentos e inversões financeiras, respectivamente), apesar de abarcarem valores modestos quando comparados com o grupo anterior, representam o esforço do Estado na expansão da capacidade de produção de serviços e englobam atividades como construção de escolas, hospitais e projetos voltados às áreas de saneamento e habitação, principalmente.

Assim, o trabalho em epígrafe restringiu-se à análise das despesas que têm impacto primário (não financeiras) dos principais grupos de despesas relacionados à execução do gasto social brasileiro, com algumas exceções que serão mais bem explicadas posteriormente.

A partir disso, foi feito um enquadramento dos programas disponíveis em cada Lei Orçamentária Anual e sua respectiva distribuição em cada categoria de gasto, de modo a fazer uma análise evolutiva da composição do gasto social brasileiro para o período analisado. Para tanto, foram realizadas consultas no Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal – SIAFI, com o intuito de se acompanhar a execução programática de cada grupo de despesa citado anteriormente. Como resultado dessas consultas, foi possível obter um conjunto de dados que acompanhasse a execução de 460 programas de governo para o período compreendido entre janeiro de 2006 e dezembro de 2013, sendo que apenas 118 programas foram considerados como tendo natureza social.

---

<sup>1</sup> A apuração de dados a partir das despesas executadas justifica-se principalmente pelo fato desse tipo de despesa aproximar-se do conceito de competência patrimonial. Nesse regime, as despesas são registradas pelo momento em que ocorre o fato gerador de sua obrigação, sendo irrelevante o momento de impacto no caixa da administração. Essa abordagem foi adotada no presente trabalho porque desse modo é possível evitar situações em que a administração vale-se de mecanismos para postergar o pagamento de determinadas despesas. Por exemplo, caso fosse adotado o conceito de despesas pagas (regime de caixa), a administração pública poderia com relativa facilidade postergar um dispêndio de dezembro de determinado ano para janeiro do ano seguinte, o que certamente traria distúrbios e ruídos quando da análise da série de tempo.

De modo suplementar, foram obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE os valores históricos de Produto Interno Bruto – PIB e também foi adotado o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP–DI) da Fundação Getúlio Vargas – FGV como deflator dos dados do trabalho. De posse desses indicadores, foi possível realizar uma análise com valores a preços de dezembro de 2013, além de permitir que todas as variáveis de interesse fossem comparadas em relação ao PIB. Assim, estaremos interessados em avaliar, por exemplo, a evolução do gasto social com educação em relação ao PIB para todo o período em questão, não interessando, portanto, realizar uma comparação de valores nominais alocados para cada tipo de gasto social.

Cabe uma explicação sobre o porquê da escolha do IGP–DI como deflator da série de tempo estudada. Como ressalta Fernandes et al. (op. cit., p. 20), “o deflator mais adequado a uma série de gasto social seria o índice que demonstrasse o comportamento de preços do conjunto de bens e serviços ofertados gratuitamente pelo setor público, ou então para os bens por este consumidos”. Entretanto, devido a inexistência desse deflator ideal e à imprecisão de índices de preços ao consumidor (por representarem cestas de bens e serviços de consumo privado) e do deflator implícito do PIB (que não inclui atividades relevantes para o setor público), os autores entenderam que o melhor deflator seria representado por um índice geral de preços, tal como o IGP–DI.

O mesmo entendimento é seguido por Guerreiro (op. cit., p. 87), que ressalta uma vantagem adicional em se utilizar o IGP–DI como deflator de uma série de gastos sociais: pelo fato desse índice de preço ser calculado pela média ponderada de três outros índices (preços no atacado, ao consumidor e na construção civil), acaba sendo sensível a diversos componentes do gasto público, tais como realização de obras e investimentos em infraestrutura, transferências a famílias (com pagamento de salários, aposentadorias e benefícios assistenciais), entre outros.

Uma importante limitação do estudo acontece diante da dificuldade ocorrida em alguns momentos para se classificar determinados programas orçamentários como sendo gasto de natureza social. Para dirimir essa problemática, foram analisados a descrição e órgão executor de cada programa, além de, eventualmente, serem analisados as funções/subfunções e os projetos e atividades que compunham os programas mais difíceis de serem classificados. Ainda, o trabalho de Chaves e Ribeiro (2012) trouxe uma sensível ajuda ao estudo por dispor de um apêndice em que os programas de 2010 e 2011 foram classificados por esfera institucional, ou seja, distribuídos por ministérios e secretarias do Governo. Apesar dessa

classificação ser diferente da adotada aqui, o trabalho serviu de grande valia para entender quais programas poderiam, segundo os autores, ser considerados de natureza social.

Cabe lembrar que o presente estudo concentrou-se na análise da execução dos principais programas de governo, com o objetivo de entender a evolução de um amplo leque de gastos considerados pela literatura como sendo sociais, sem se preocupar em analisar detalhadamente todas as atividades e projetos que compõem qualquer programa. Essa vertente foi adotada por duas razões: a primeira é de caráter procedimental, uma vez que uma análise mais detalhada resultaria na necessidade de classificação de mais de 7 (sete) mil projetos e atividades, algo sem dúvida trabalhoso e, em certa medida, subjetivo. A segunda, e principal razão, é que o objetivo mais importante do trabalho é permitir identificar, em linhas gerais, a tendência evolutiva das contas públicas nacionais, sem risco de incorrimento em maiores erros. Como veremos mais adiante, essa simplificação no tipo de abordagem não trouxe grandes prejuízos no momento mais importante do estudo, qual seja, quando da análise dos resultados e comparação com as conclusões de outros trabalhos sobre o assunto.

Ressalte-se que não há consenso de metodologia dentre os diversos estudiosos do tema. Como dito anteriormente, Chaves e Ribeiro (op. cit., p.2,) adotam uma classificação institucional do gasto social, ou seja, distribuído por ministérios e secretarias do Governo, enquanto que Monteiro et al. (2009, p. 6) estudam as despesas dita sociais a partir de uma classificação funcional do gasto, mesmo procedimento adota por Pinheiro e Pinheiro (2011, p. 146), uma vez que esse enfoque permite identificar em que área da atuação governamental a despesa foi realizada.

Por sua vez, estudo da SPE (2005, p. 2) analisou todas as atividades que compõem cada um dos programas das leis orçamentárias anuais de 2001 a 2004. Já para Fernandes et al. (1998, p.12), o conceito utilizado foi de objetivo ou finalidade dos gastos, alocados por área de atuação, “por constituir a melhor aproximação possível da ação efetiva dos dispêndios junto à população beneficiária”. Castro et al. (2012, p. 3) seguem a mesma linha de raciocínio ao estudarem a evolução do gasto social entre 1995 e 2010. Destacam os autores que o conceito de área de atuação “não se enquadra nas classificações funcionais ou institucionais geralmente utilizadas em estudos sobre os dispêndios do governo federal. Ou seja, o gasto alocado em uma “área de atuação” não necessariamente corresponde ao gasto de um ministério”.

### 3.1 Ajustes metodológicos

A realização de ajustes metodológicos tornou-se necessária devido a diferentes conceitos adotados no trabalho quando comparados com a forma de obtenção primária da informação. Por exemplo, a rubrica *Despesas do Tesouro Nacional – Pessoal e Encargos Sociais* obtida na série histórica do Resultado do Tesouro Nacional considera, para todos os efeitos, os gastos realizados com o pagamento de pessoal e encargos sociais da administração direta, fundos, autarquias e fundações, assim como a despesa de pessoal do Governo do Distrito Federal e dos ex-territórios custeadas pela União e engloba o pagamento de pessoal ativo, inativos e pensionistas.

Ocorre que um dos principais gastos sociais em nossa realidade atual é justamente o pagamento de aposentadorias e pensões ao pessoal inativo da União (no amparo do Regime Jurídico Único), além dos gastos com pessoal ativo dos Ministérios da Saúde e da Educação, estes também entendidos como gastos de natureza social. Com o intuito de evitarmos dupla contagem e a tomada de conclusões errôneas, procedemos ao ajuste descrito no quadro abaixo, de modo a isolar os efeitos das rubricas de despesas primárias:

#### Quadro 1 – Ajuste em despesas com pessoal

---

Despesas do Tesouro Nacional - Pessoal e Encargos Sociais (1)

Pessoal Inativo da União - RJU (2)

Pessoal Ativo - Educação (3)

Pessoal Ativo - Saúde (4)

**Pessoal Ativo exceto Educação e Saúde (5 = 1 - (2+3+4))**

---

Elaboração própria do autor

De modo semelhante, ao compilarmos os gastos sociais realizados pelos Ministérios da Saúde e da Educação, foram considerados como despesas com pessoal apenas os dispêndios com pessoal ativo desses Ministérios<sup>2</sup>, posto que os gastos com pessoal inativo e pensionistas estão cobertos pelo grupo de gastos sociais denominado *Previdência Social*. Esse procedimento tornou-se necessário porque apenas as despesas com pessoal daqueles

---

<sup>2</sup> Apenas os dispêndios com pessoal dos Ministérios da Saúde e da Educação foram considerados devido à relevância econômica e alto impacto que esses gastos geram nas contas públicas.

ministérios podem ser consideradas como tendo natureza social, pois representam, em sua grande maioria, dispêndios com importantes categorias profissionais que atendem diretamente o público em geral, tais como médicos e professores. Assim, foram feitos os seguintes ajustes:

#### Quadro 2 – Gasto social com educação e cultura

---

Despesas do Tesouro Nacional - Pessoal e Encargos Sociais - Educação (1)

Pessoal Inativo - Educação (2)

Pessoal Ativo - Educação (3 = 1 - 2)

Demais Programas - Educação (4)

Gasto social com Cultura (5)

**Gasto Social com Educação e Cultura (6 = 3 + 4 + 5)**

---

Elaboração própria do autor

#### Quadro 3 – Gasto social com saúde

---

Despesas do Tesouro Nacional - Pessoal e Encargos Sociais - Saúde (1)

Pessoal Inativo - Saúde (2)

Pessoal Ativo - Saúde (3 = 1 - 2)

Demais Programas - Saúde (4)

**Gasto Social com Saúde (5 = 3 + 4)**

---

Elaboração própria do autor

Cumpram destacar também a metodologia de cálculo do resultado primário do Governo Central (quadro 4, abaixo), em conformidade com o Manual de Estatísticas de Finanças Públicas – MEFP publicado em 1986 pelo Fundo Monetário Internacional – FMI e adaptado às necessidades locais, além de ressaltar o importante papel nas contas públicas desempenhado pelo Fundo Soberano do Brasil – FSB, instituído pela Lei nº 11.887, de 24 de dezembro de 2008, o qual tem como principais objetivos a promoção de investimentos em ativos no Brasil e no exterior, a formação de poupança pública, a mitigação dos efeitos dos ciclos econômicos e o fomento de projetos de interesse estratégico do País localizados no exterior.

Essa menção especial ao FSB é merecedora de destaque porque, conforme será visto no próximo capítulo, foram realizadas duas operações especiais com esse fundo (a primeira em 2008, sendo considerada uma despesa primária, e a segunda, ao final de 2012, considerada, para todos os efeitos, como uma receita primária) que aparentemente distorcem uma análise da série histórica dos resultados primários obtidos pelo país nos últimos anos, sendo necessário, portanto, uma análise cuidadosa da série.

#### Quadro 4 – Cálculo do resultado primário do Governo Central

---

Receita Total do Governo Central (1)
Transferências a Estados e Municípios (2)
Receita Líquida Total do Governo Central (3 = 1 - 2)
Despesa Total do Governo Central (4)
Fundo Soberano do Brasil (5)
<b>Resultado Primário Governo Central (6 = 3 - 4 + 5)</b>

---

Elaboração própria do autor

Por fim, foi expurgada da receita e despesa primária do Governo Central a operação de capitalização da Petrobras ocorrida em setembro de 2010. Naquela oportunidade, o Tesouro Nacional recebeu R\$ 74,8 bilhões a título de cessão onerosa referente ao exercício das atividades de pesquisa e lavra de petróleo, gás natural e outros hidrocarbonetos fluidos, em volume equivalente a cinco bilhões de barris de petróleo, no amparo da Lei nº 12.276, de 30 de junho de 2010, ao passo que considerou uma despesa primária de R\$ 42,9 bilhões, fruto da contabilização da emissão de títulos para fins de subscrição das ações da Petrobras, o que resultou em um superávit primário de R\$ 31,9 bilhões para essa operação. Esse procedimento foi adotado no presente trabalho porque essa operação representou um evento extraordinário, sem perspectiva de nova ocorrência em um futuro próximo.

#### 4 RESULTADOS APURADOS EM BASES ANUAIS

A partir do exposto até o momento, podemos extrair séries históricas tendo como base primária as informações coletadas, conforme metodologia apresentada anteriormente. Por exemplo, a tabela 1 abaixo apresenta a evolução das contas públicas para o período compreendido entre 2006 e 2013 e permite analisar o comportamento anual de indicadores fiscais e gastos sociais para o período<sup>3</sup>.

Tabela 1 – Evolução das contas públicas entre 2006 e 2013

<b>% PIB</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>
Receita Bruta Governo Central	22,9	23,3	23,6	22,8	22,4	23,9	24,2	24,4
Transferências a Estados e Municípios	3,9	4,0	4,4	3,9	3,7	4,2	4,1	3,9
Receita Líquida Governo Central	19,0	19,3	19,2	18,9	18,7	19,7	20,1	20,5
Despesa Total Governo Central	17,0	17,1	16,4	17,7	17,4	17,5	18,3	18,9
Fundo Soberano do Brasil	0,0	0,0	(0,5)	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0
Resultado Primário Governo Central	2,1	2,2	2,4	1,2	1,2	2,3	2,0	1,6
Pessoal Ativo exceto Educação e Saúde	2,0	2,0	2,0	2,1	2,0	1,9	1,8	1,8
Investimento Total Governo Central	0,7	0,8	0,9	1,0	1,2	1,3	1,4	1,3
Gastos Sociais	13,0	13,1	12,8	13,9	13,4	13,7	14,9	15,1

Fonte: SIAFI

Elaboração própria do autor

Em linhas gerais, podemos verificar que houve contínuo aumento da receita bruta do Governo Central, acompanhado de semelhante aumento de sua despesa total, o que favorece uma conclusão preliminar de que a política fiscal brasileira no período pode ser considerada um caso típico de *spend-and-tax policy* (BICALHO, 2005, p. 23) e reflete a fragilidade da restrição orçamentária do setor público nacional, algo que será melhor abordado no capítulo seguinte.

<sup>3</sup> Os dados relativos a investimentos do Governo Central podem ser obtidos na série histórica do boletim do Resultado do Tesouro Nacional (para informações a partir de 2007). Informações anteriores a 2007 foram obtidas no sítio da Secretaria do Tesouro Nacional, na seção que trata sobre séries temporais (foi consultada a série *Governo Federal - Investimento Total do Orçamento Fiscal e Seguridade Social*).

O avanço da receita bruta pode ser explicado pelo aumento da tributação e pelo maior dinamismo da atividade econômica doméstica, o que favoreceu um maior recolhimento de tributos, e teve como contrapartida, por outro lado, aumento das transferências a Estados e Municípios. Já o acréscimo das despesas do Governo Central fica evidenciado pelo expressivo aumento dos gastos considerados de natureza social e maior execução de despesas com investimentos públicos. Cabe destacar o relativo controle das despesas com pessoal ativo (exceto Ministérios da Educação e da Saúde) para o período, tendo se reduzido de 1,97% do PIB em 2006 para 1,82% do PIB em 2013.

O aumento do gasto social observado a partir do segundo ano do mandato da presidente Dilma Rousseff pode ser explicado pela entrada em vigor do Plano Plurianual 2012-15, que estabeleceu novas metas, objetivos e diretrizes para o Governo Federal<sup>4</sup>. Outra explicação plausível para esse aumento pode ser atribuída à nova regra de valorização do salário mínimo nacional, vigente desde 2006 e prorrogada em 2011, e que tem significativo impacto nas contas da Previdência Social e benefícios assistenciais<sup>5</sup>.

Ainda em relação à tabela acima, é possível constatar, aparentemente, um piso de resultado primário do Governo Central em torno de 2,0% do PIB, com exceção do ano de 2009, em que o país enfrentou os reflexos da crise econômica mundial de maneira mais intensa, e de 2010, ano de eleição presidencial (tradicionalmente de política fiscal expansionista).

Entretanto, duas operações realizadas pelo Governo Central com o Fundo Soberano do Brasil – FSB distorcem esse tipo de análise. A primeira operação representou a criação do FSB, ocorrida ao final de 2008, que gerou uma despesa primária de R\$ 14,244 bilhões para o Governo Central, impactando negativamente o resultado primário daquele ano em 0,47% do PIB. Portanto, caso essa operação não tivesse ocorrido, esperaríamos um superávit primário do Governo Central ao redor de 2,83% do Produto Interno Bruto.

Já em dezembro de 2012, o governo vendeu alguns ativos da carteira do FSB e contabilizou, desse modo, uma receita primária de R\$ 12,4 bilhões, o que permitiu o

---

<sup>4</sup> O Plano Plurianual – PPP é um instrumento de planejamento governamental de médio prazo, previsto no artigo 165 da Constituição Federal, com vigência entre o segundo ano de um mandato presidencial e o final do primeiro ano do mandato seguinte. Sua principal função é estabelecer as diretrizes, objetivos e metas a serem seguidos pelo Governo Federal ao longo de um período de quatro anos.

<sup>5</sup> De acordo com essa regra (prorrogada pela Lei nº 12.382/2011), o salário mínimo do ano  $t$  é igual ao salário mínimo do ano anterior acrescido do crescimento do PIB de  $t-2$  e da inflação de  $t-1$ . Desse modo, foi garantido expressivo aumento real do salário mínimo.

cumprimento da meta estabelecida na Lei de Diretrizes Orçamentárias – LDO para aquele exercício. Novamente, caso a operação não tivesse sido realizada, o superávit primário do Governo Central esperado para aquele ano seria de apenas 1,73% do PIB, o que representa uma tendência de queda em relação aos valores observados em períodos anteriores, algo confirmado pelo resultado primário de 1,60% do PIB em 2013.

#### 4.1 Análise específica sobre o comportamento de cada política social no período<sup>6</sup>

Diante da problemática destacada anteriormente, a próxima etapa do trabalho consiste em analisar brevemente o comportamento de cada rubrica do dispêndio dito social, com destaque para os principais eventos que possam justificar sua evolução para o período analisado. Nesse escopo, a tabela abaixo explicita a evolução desse tipo de gasto:

Tabela 2 – Evolução dos gastos sociais por tipo de política

<b>% PIB</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>
Gastos Sociais	13,0	13,1	12,8	13,9	13,4	13,7	14,9	15,1
Previdência Social	8,9	8,7	8,4	8,8	8,5	8,5	9,0	9,1
Saúde	1,6	1,6	1,5	1,7	1,5	1,6	1,7	1,7
Assistência Social	0,9	0,9	1,0	1,1	1,1	1,1	1,2	1,3
Trabalho e Emprego	0,7	0,7	0,7	0,9	0,8	0,9	0,9	1,0
Educação e Cultura	0,7	0,8	0,9	1,0	1,2	1,3	1,4	1,4
Organização Agrária	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1
Saneamento Básico e Habitação	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,5	0,5

Fonte: SIAFI

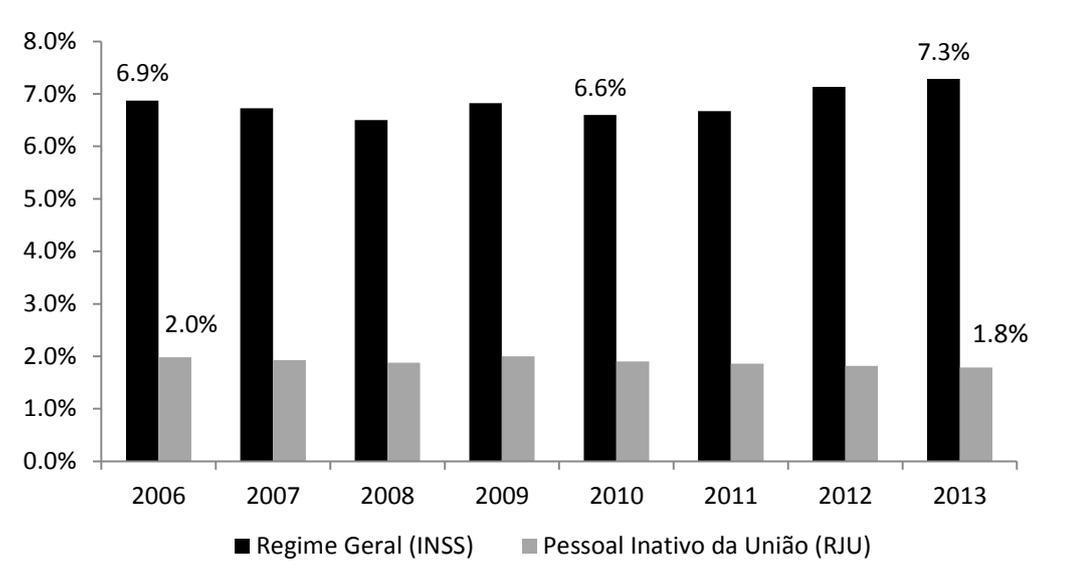
Elaboração própria do autor

Um dos principais destaques da tabela acima é o elevado dispêndio com Previdência Social, tendo permanecido em patamares de gasto acima de 8% do PIB, representando, desse modo, a principal despesa não financeira suportada pelo Governo Central. O gráfico abaixo

<sup>6</sup> A análise evolutiva de cada tipo de política social também foi retratada em outros trabalhos sobre o assunto, tais como Fernandes (1998), SPE (2005), Guerreiro (2010), Castro et al. (2012), dentre outros.

discrimina o dispêndio com previdência social por tipo de beneficiário, sendo evidenciado que os gastos com aposentadorias e pensões dos servidores abarcados pelo Regime Jurídico Único da União permaneceram estáveis ao redor de 2% do PIB ao longo de todo o período analisado, enquanto que os gastos previdenciários com o Regime Geral de Previdência Social apresentaram constante elevação a partir de 2010, possivelmente como resultado da política de valorização do salário mínimo, conforme destacado na seção anterior.

Gráfico 1 – Gasto com previdência social por tipo de beneficiário (em % do PIB)



Elaboração própria do autor

Por sua vez, a relativa estabilidade dos gastos sociais com saúde é consequência imediata da aprovação da Emenda Constitucional nº 29/2000, uma vez que aquele dispositivo legal prevê que, para a União, o volume de recursos a serem aplicados em ações e serviços públicos de saúde (ASPS) deve ser corrigido anualmente pela variação do PIB nominal do ano anterior. Ou seja, o efeito prático dessa medida foi limitar, em termos percentuais do PIB, o montante destinado às despesas com saúde, conforme pode ser averiguado na tabela abaixo<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Os valores gastos anualmente pela União com saúde e educação e a verificação do cumprimento do limite constitucional dessas rubricas foram obtidos de um relatório intitulado *Relatório Resumido de Execução Orçamentária – RREO*, disponível no site da Secretaria do Tesouro Nacional. Esse relatório é publicado bimestralmente e segue as disposições legais estabelecidas pela Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF. Para os fins deste trabalho, foram apuradas apenas as informações do sexto bimestre de cada ano.

Tabela 3 – Limite constitucional de gasto mínimo com saúde

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Variação Nominal do PIB	13,5%	9,7%	8,7%	9,6%	12,9%	5,1%	16,4%	9,9%	6,0%
Variação Despesa Executada com ASPS	13,5%	10,1%	8,7%	9,9%	19,7%	6,3%	16,8%	10,7%	6,2%

Fonte: Relatório Resumido de Execução Orçamentária.  
Elaboração própria do autor

O aumento no gasto com assistência social está fortemente relacionado com a expansão, durante o Governo Lula, das políticas de garantia de renda, além da criação, em 2004, do Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Esse movimento de expansão teve início com o maior alcance do Benefício de Prestação Continuada, seguido do surgimento de políticas de transferência de renda com condicionalidades e, mais importante, alargamento e focalização do programa Bolsa Família.

Esse comportamento fica evidenciado pela concentração da execução da despesa em apenas quatro programas: 1335 – Transferência de Renda com Condicionalidades – Bolsa Família (entre 2006 e 2011); 1384 – Proteção Social Básica (entre 2006 e 2011); 2019 – Bolsa Família (a partir de 2012); e 2037 – Fortalecimento do Sistema Único de Assistência Social (a partir de 2012), que juntos representaram mais de 90% da execução dos dispêndios com assistência social no período analisado.

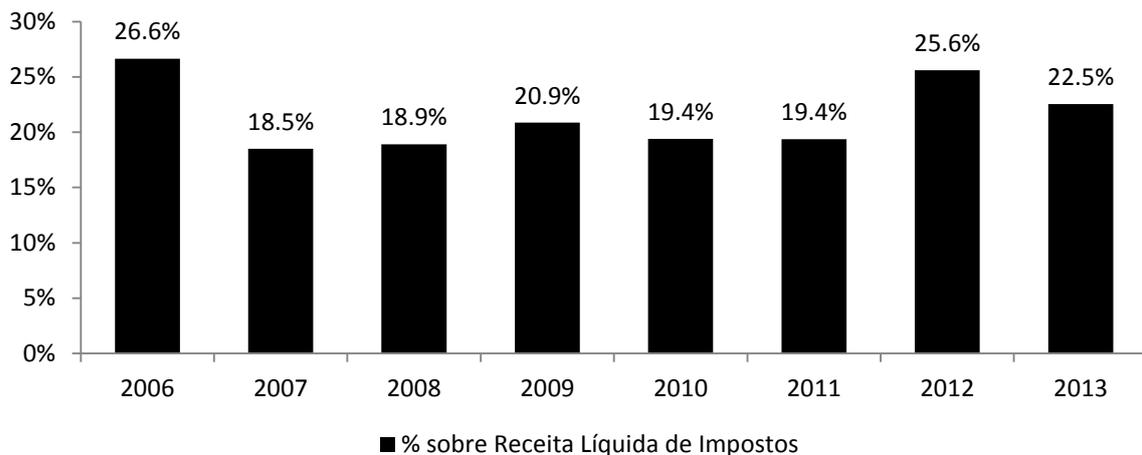
Outra rubrica que merece destaque é a elevação do dispêndio social na categoria *trabalho e emprego*, com maiores gastos com abono salarial e seguro-desemprego. Entretanto, dado o crescimento econômico do período e as baixas taxas de desemprego, era de se esperar uma diminuição dos gastos com seguro-desemprego, dado que esse mecanismo é considerado tipicamente como uma política fiscal anticíclica e funciona, em economias mais desenvolvidas, como um estabilizador automático para flutuações econômicas. Ou seja, dado o baixo nível de desemprego para o período compreendido entre 2006 e 2013, era de se esperar uma redução do dispêndio com seguro-desemprego, o que acabou não se materializando.

Algumas explicações para esse comportamento seriam a elevada existência de fraudes no processo para obtenção do benefício social, além da fragilidade do programa no Brasil, uma vez que o valor do benefício e sua extensão são considerados elevados no país, ao

contrário do que ocorre no restante do mundo. Outro fator que contribui para o aumento das despesas com abono salarial e seguro-desemprego foi a maior formalização no mercado de trabalho durante o período analisado.

Por seu turno, a expansão nos gastos sociais com educação e cultura é fruto do considerável aumento das despesas da União com Manutenção e Desenvolvimento do Ensino básico (MDE), especialmente a partir de 2012. A Constituição Federal de 1988 estabelece em seu artigo 212 que a União deve aplicar em despesas com MDE o valor equivalente a 18% da receita líquida de impostos (receita de impostos deduzidas de transferências constitucionais a Estados e Municípios). Ocorre que a União aumentou seu valor aplicado em MDE, saindo de um intervalo entre 18,5% e 21% da receita líquida de impostos entre 2007 e 2011 para uma aplicação acima de 25% em 2012, conforme destacado no gráfico abaixo.

Gráfico 2 – Limite constitucional de gasto mínimo com educação



Fonte: RREO - Relatório Resumido de Execução Orçamentária  
Elaboração própria do autor

Esse crescimento recente dos gastos com educação reflete dois efeitos: i) aprovação da Emenda Constitucional nº 53, promulgada no fim de 2006, que, entre outros efeitos, ao substituir o Fundef pelo Fundeb, teve como consequência o aumento no repasse de recursos da União aos entes subnacionais para financiar a educação básica do país e aumento na execução por parte da esfera federal; e ii) implantação do Plano Nacional de Educação, em que se destaca o processo de reestruturação e expansão das instituições federais de ensino superior e tecnológico.

Essa dinâmica fica aparente a partir da análise da evolução programática dos dispêndios com educação e cultura, com destaque para a concentração da execução da despesa em apenas seis programas: 1061 – Brasil Escolarizado; 1073 – Brasil Universitário; 1375 – Desenvolvimento do Ensino da Pós-Graduação e da Pesquisa Científica; 1448 – Qualidade na Escola; 2030 – Educação Básica; e 2032 – Educação Superior - Graduação, Pós-Graduação, Ensino, Pesquisa e Extensão, que juntos representaram mais de 80% do gasto social médio com educação e cultura entre 2006 e 2013.

Já o aumento nos dispêndios com a rubrica de saneamento básico e habitação, especialmente em 2012 e 2013, justifica-se, em larga medida, pelo avanço na execução do Programa Minha Casa Minha Vida – MCMV, com destaque para o aumento nas transferências ao Fundo de Arrendamento Residencial – FAR, além de subvenções econômicas destinadas a habitações de interesse social, no amparo da Lei nº 11.977, de 7 de julho de 2009, o que é um reflexo da concentração da execução desse tipo de política social no programa 2049 – Moradia Digna.

Por fim, a execução da despesa com organização agrária, apesar de representar baixo percentual do PIB, concentrou-se primordialmente em apoio à agricultura familiar, com destaque para as subvenções realizadas no âmbito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar – PRONAF, bem como regularização de assentos fundiários e reforma agrária. Essa priorização fica evidente quando da análise programática, com mais de 80% da execução concentrada nos seguintes programas: 0135 – Assentamento para Trabalhadores Rurais; 0351 – Agricultura Familiar – PRONAF; 1128 – Urbanização, Regularização Fundiária e Integração de Assentamentos Precários; 2012 – Agricultura Familiar; e 2066 – Reforma Agrária e Ordenamento da Estrutura Fundiária, sendo estes dois últimos apenas a partir de 2012, após início da vigência do Plano Plurianual 2012-2015.

## **4.2 Composição do gasto social entre 2006 e 2013**

A tabela 4 abaixo explicita a composição do gasto social brasileiro para o período em análise. Como tendências principais, temos a redução da participação da Previdência Social dentro do grupo de gastos sociais, compensada pelos aumentos das participações das categorias de assistência social, trabalho e emprego e, em maior grau, de gastos sociais com

educação e cultura. Ainda, destacam-se a baixa representatividade dos gastos com organização agrária e saneamento básico e habitação.

Cabe ressaltar que apesar da queda relativa da participação dos dispêndios com Previdência Social, este grupo ainda representa em termos absolutos o gasto social mais expressivo do orçamento atual (conforme visto na tabela 1, os gastos com Previdência Social passaram de 8,9% do PIB em 2006 para algo próximo a 9,1% do PIB em 2013).

Tabela 4 – Composição do gasto social entre 2006 e 2013

<b>% Gastos Sociais</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>
Previdência Social	68,0	66,0	65,5	63,5	63,4	62,2	60,2	60,0
Saúde	12,1	12,1	12,1	12,1	11,5	11,9	11,6	11,0
Assistência Social	7,0	7,2	7,5	7,6	8,2	8,1	8,3	8,4
Trabalho e Emprego	5,2	5,5	5,8	6,5	6,2	6,3	6,2	6,5
Educação e Cultura	5,6	6,3	6,7	7,5	8,8	9,3	9,6	9,6
Organização Agrária	1,5	1,6	1,3	1,5	1,1	1,3	0,8	0,9
Saneamento Básico e Habitação	0,6	1,3	1,2	1,2	0,8	0,8	3,3	3,6

Fonte: SIAFI

Elaboração própria do autor

A composição acima encontrada confirma a tendência apresentada em outros trabalhos sobre o assunto. Por exemplo, para Castro et al. (op. cit., p. 13), cerca de 95% dos gastos sociais para o período entre 1995 e 2010 concentraram-se, em média, em apenas seis categorias (previdência social, benefícios a servidores, saúde, assistência social, educação, e emprego e defesa do trabalhador), ao passo que, no estudo em tela, esse montante foi de 97,1%, em média, para cinco áreas analisadas: previdência social, saúde, assistência social, trabalho e emprego, e educação e cultura. De modo semelhante, no estudo da Secretaria de Política Econômica – SPE (op. cit., p. 6), que analisou o gasto social entre 2001 e 2004, a concentração de gastos sociais foi de 97,3%, em média, para as mesmas cinco categorias elencadas no estudo atual.

A partir dessa análise preliminar dos dados em base anual, o enfoque do trabalho passa ser o desenvolvimento de um modelo econométrico que permita relacionar a estrutura de

gasto social com seu financiamento via arrecadação de tributos, assunto que será melhor abordado no próximo capítulo.

## 5 TESTES ECONOMETRÍCOS EM UMA BASE DE DADOS MENSAL

Após análise do gasto social público brasileiro em bases anuais, algo recorrente na literatura sobre o assunto, o enfoque do trabalho passa a ser a realização de alguns testes e o desenvolvimento de um modelo econométrico com o intuito de verificar se há alguma relação entre gastos sociais e arrecadação líquida do governo.

A escolha da receita líquida do Governo Central como série indicadora para esta análise justifica-se pelo fato desta receita não levar em consideração as transferências realizadas pelo Governo Central aos demais entes da Federação, tornando-se, desse modo, um indicador mais preciso pelo fato de representar a efetiva capacidade arrecadatória da mais alta esfera de governo.

O próximo passo consiste em realizar definições de alguns conceitos relevantes para a continuidade do estudo.

### 5.1 Definições iniciais<sup>8</sup>

Um processo aleatório ou estocástico representa um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo e as suas realizações são os valores efetivamente observados desse processo. Assim, podemos dizer que a série de gastos sociais representa um processo estocástico, enquanto que os valores mensais observados entre janeiro de 2006 e abril de 2014 dessa série representam as suas realizações<sup>9</sup>.

O processo estocástico será denominado fracamente estacionário ou estacionário em sentido amplo se sua média e variância forem constantes com o passar do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos quaisquer de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre esses dois períodos. Por sua vez, uma série de tempo será dita estritamente estacionária se todos os momentos de sua distribuição de probabilidade forem invariantes no

---

<sup>8</sup> Maiores detalhes a respeito das definições utilizadas nesta seção podem ser encontrados em Gujarati (2011), Stock e Watson (2004), Hamilton (1994) e Hayashi (2000).

<sup>9</sup> Para fins de modelagem econométrica, no trabalho atual foram consideradas 100 realizações dos dois processos estocásticos, abrangendo dados entre janeiro de 2006 e abril de 2014. Ainda, os dados foram padronizados de forma a apresentar um número-índice igual a 100 para o primeiro mês de cada série de tempo.

tempo. Para efeitos deste trabalho, o conceito relevante é o de estacionariedade fraca, doravante denominado apenas estacionariedade<sup>10</sup>.

A importância da série de tempo ser estacionária é que sua média, variância e autocovariâncias (em variadas defasagens) serão as mesmas, independentemente do período de tempo analisado, ou seja, são invariantes no tempo. Assim, caso constataremos que a série temporal de gastos sociais é estacionária, teremos as mesmas conclusões independentemente de estarmos analisando os dados entre 2006 e 2013 ou em qualquer outro período. Por contraposição, uma série de tempo não estacionária restringe a nossa análise apenas ao período coletado de realizações, não sendo possível realizar qualquer tipo de previsão ou extrapolação para períodos futuros.

Um exemplo típico de série temporal não estacionária é o modelo de passeio aleatório sem deslocamento. Nesse modelo, o valor de uma variável aleatória  $Y$  no tempo  $t$  é igual ao seu valor no tempo em  $t - 1$  acrescida de um choque aleatório que segue uma distribuição do tipo ruído branco, o que, conforme pode ser demonstrado, resulta em um processo com média igual ao valor inicial de  $Y$ , porém com variância aumentando indefinidamente na medida em que o tempo passa. Para tornar esse processo estacionário, deve-se proceder ao método das primeiras diferenças, o que permite definir o modelo de passeio aleatório sem deslocamento como sendo um processo estacionário em diferenças – PED<sup>11</sup>. O exposto neste parágrafo pode ser representado da seguinte maneira:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t, \text{ onde } u_t \text{ é RB } \sim (0; \sigma^2)$$

$$E(Y_t) = Y_0 \text{ e } Var(Y_t) = t\sigma^2$$

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = u_t : PED$$

Caso o modelo de passeio aleatório apresente deslocamento, a conclusão difere um pouco. Nesse caso, também teremos um processo estacionário em diferença, porém com

---

<sup>10</sup> Conforme destaca Gujarati (2011, p. 734), se o processo estacionário for normal, o processo estocástico fracamente estacionário será também estritamente estacionário, porque o processo estocástico normal é completamente especificado pelos seus dois momentos (média e variância).

<sup>11</sup> Cabe destacar que ocorrerá o fenômeno da superdiferenciação caso seja feita a diferenciação de um processo estacionário em torno de uma tendência, o que resultará em estimadores viesados nas séries estudadas. Portanto, a correta especificação do modelo é fundamental para se realizar adequadamente o tratamento de uma série de tempo.

tendência estocástica na série em nível (isso significa que  $Y_t$  terá uma tendência positiva - se  $\beta_1 > 0$  - ou negativa - se  $\beta_1 < 0$ ). Novamente, supondo um choque aleatório de  $u_t$  e tendo adicionado um intercepto  $\beta_1$  ao modelo original, tem-se:

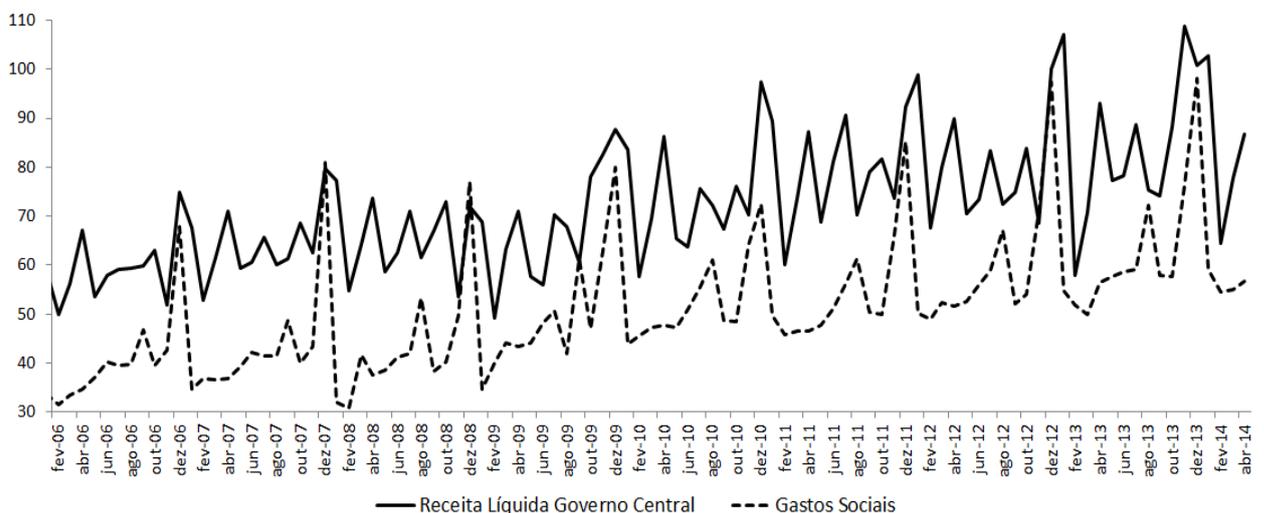
$$Y_t = \beta_1 + Y_{t-1} + u_t, \text{ onde } u_t \text{ é RB } \sim (0; \sigma^2)$$

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t : PED$$

Para verificarmos de forma mais assertiva se há estacionariedade nas séries de tempo, procedemos aos chamados testes de raiz unitária, que serão descritos na próxima seção do estudo.

De maneira preliminar, é recomendável visualizar graficamente as séries em estudo, o que nos permite ter um primeiro contato com as séries de tempo e facilita a identificação de *outliers* e tendências, além de nos possibilitar realizar algumas suposições sobre as estacionariedade das séries. Assim, graficamente temos:

Gráfico 3 – Receita líquida do Governo Central e Gastos Sociais (R\$ bilhões de dez/2013)



A partir do gráfico acima, podemos verificar a existência de uma tendência positiva de crescimento em ambas as séries, mesmo com os dados a preços de dezembro de 2013, conforme mencionado no capítulo três deste trabalho.

Ainda, destacam-se a ocorrência de picos de receitas e gastos nos meses de dezembro de cada ano. Essa dinâmica pode ser explicada por alguns fatores: em primeiro lugar, há uma maior arrecadação em dezembro de receitas previdenciárias. Ainda, a arrecadação tributária tem uma sazonalidade bem definida pela legislação que institui o tributo, a qual estabelece períodos específicos de recolhimento dos tributos. Pelo lado dos dispêndios, o conceito de despesas executadas, adotado neste trabalho, é definido como a somatória de despesas liquidadas e inscrição de restos a pagar processados. Enquanto que as despesas são liquidadas de maneira razoavelmente regular ao longo do exercício, as inscrições de restos a pagar processados concentram-se no último mês de cada ano<sup>12</sup>.

Tendo em vista a sazonalidade acima destacada, as duas séries de tempo estudadas foram previamente dessazonalizadas de acordo com o procedimento denominado médias móveis multiplicativas, disponível no software *Eviews* (pacote econométrico utilizado para a realização deste trabalho)<sup>13</sup>.

Por fim, podemos, inicialmente, concluir que graficamente ambas as séries são não estacionárias nessa análise em nível, pois a média das realizações aumenta com o decorrer do tempo, violando uma das condições necessárias de estacionariedade.

Outro procedimento inicial recomendável para verificar estacionariedade em séries de tempo é analisar o comportamento da função de autocorrelação – FAC. Esta função de autocorrelação de uma série  $Y_t$  é definida por  $\rho_k = Cov[Y_t, Y_{t-k}] / Var[Y_t] = \gamma_k / \gamma_0$ , onde  $\gamma_k$  é a autocovariância de k-ésima ordem de  $Y_t$ .

Como a FAC representa a correlação entre uma determinada realização e todas as suas defasagens, podemos concluir que caso essa função apresente um decaimento rápido ou exponencial, estaremos diante de uma série estacionária. Em caso contrário, caso haja um lento decaimento na função de autocorrelação, poderemos supor, de maneira preliminar, que nossas séries temporais são não estacionárias. Entretanto, a inspeção da função de autocorrelação, bem como da forma gráfica, é uma forma pouco precisa de se saber se a série

---

<sup>12</sup> Conforme previsto no artigo 63 da Lei nº 4.320/1964, a liquidação consiste na verificação do direito adquirido pelo credor tendo por base os títulos e documentos comprobatórios do respectivo crédito, e corresponde ao segundo estágio de execução da despesa. Pelo mesmo normativo legal, os restos a pagar processados compreendem as despesas que foram legalmente empenhadas e liquidadas, mas que não foram pagas até 31 de dezembro do mesmo exercício.

<sup>13</sup> O modelo de médias móveis multiplicativas permite retirar a sazonalidade dos dados ao utilizar médias móveis de período igual ao número de observações por ano (doze, em nosso caso), uma vez que, por definição, se admite que a componente sazonal de uma série se compensa num quadro anual. Para obter o valor sazonalmente ajustado, deve-se dividir o valor original das séries pelas médias móveis centradas previamente calculadas.

apresenta raiz unitária. Uma FAC lentamente declinante pode indicar que as raízes do polinômio característico estão perto ou dentro do círculo unitário, que a série apresenta uma raiz unitária ou que ela apresenta uma tendência determinística.

Diante dessas observações, ao procedermos à análise das funções de autocorrelação das séries de tempo de gastos sociais e receita líquida do governo, podemos verificar, conforme exposto no apêndice B, que as duas séries podem ser consideradas como não estacionárias, posto que em ambas há um lento decaimento na FAC.

Ainda, em ambas as séries, a elevada estatística Q de *Ljung-Box* e a probabilidade próxima a zero de que todas as correlações  $\rho_k$  até determinadas defasagens sejam iguais a zero confirmam nossa suposição inicial de não estacionariedade das séries. Entretanto, somente após a realização de testes de raiz unitária será possível avaliar a estacionariedade das duas séries em estudo.

## 5.2 Testes de raiz unitária e verificação de estacionariedade<sup>14</sup>

A origem do termo raiz unitária advém de um modelo autorregressivo de ordem 1 apresentado como  $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ , onde  $u_t$  é um ruído branco com média zero e variância igual a  $\sigma^2$ . Caso o modelo apresente uma raiz unitária ( $\rho = 1$ ), estaremos diante de um modelo de passeio aleatório sem deslocamento e, portanto, um processo estocástico não estacionário<sup>15</sup>. Por outro lado, caso  $|\rho| \leq 1$ , nos defrontaremos com uma série estacionária. A literatura sobre o assunto ressalta a necessidade em transformar a equação acima antes da realização de um teste de hipótese sobre a estacionariedade da série<sup>16</sup>. Desse modo, subtrai-se  $Y_{t-1}$  de ambos os lados de nosso modelo AR (1), de modo a obter:

<sup>14</sup> Maiores detalhes a respeito dos testes abordados nesta seção podem ser encontrados em Davidson e MacKinnon (1993), Hamilton (1994) e Hayashi (2000).

<sup>15</sup> Caso seja utilizado o operador defasagem L na presença de raiz unitária, a equação apresentada poderá ser descrita da seguinte forma:  $(1 - L)Y_t = u_t$ , onde  $LY_t = Y_{t-1}$ . Assim, o termo raiz unitária refere-se à raiz do polinômio no operador defasagem. Portanto, caso  $(1 - L) = 0$ , então  $L = 1$  representará a raiz unitária.

<sup>16</sup> Dickey e Fuller (1979) mostraram que a realização de um teste de hipótese diretamente sobre  $\rho$  não é possível porque a estatística t de *Student* é rigorosamente viesada quando da presença de uma raiz unitária, mesmo em grandes amostras (ou seja, não possui distribuição assintótica normal). Para maiores detalhes a esse respeito, ver Stock e Watson (2004).

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

Assim, um teste de raiz unitária típico apresentará como hipótese nula  $H_0: \delta = 0$  (ou seja, existência de uma raiz unitária), ao passo que a hipótese alternativa será  $H_1: \delta \leq 0$  (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística). Cabe destacar que não é considerada a hipótese de  $\delta$  ser maior do que zero, pois, nesse caso, a série de tempo teria um comportamento explosivo e, claramente, não estacionário.

A partir do exposto na seção anterior, um processo de passeio aleatório pode ou não ter deslocamento, bem como pode ter tendências determinísticas ou estocásticas. Assim, para comportar todos os cenários possíveis, os testes de raiz unitária deste trabalho foram estimados, de maneira geral, de três formas distintas:

$Y_t$  é um passeio aleatório:  $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$

$Y_t$  é um passeio aleatório com deslocamento:  $\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$

$Y_t$  é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$$

Em quase todos os testes, a hipótese nula é a de que  $H_0: \delta = 0$  (portanto, há uma raiz unitária ou, em outras palavras, a série de tempo é não estacionária), enquanto que a hipótese alternativa é representada por  $H_1: \delta < 0$ , o que resulta em uma série de tempo estacionária.

A única ressalva ocorre com o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), que difere dos demais, entre outras questões, pelo fato da hipótese nula representar  $Y_t$  como sendo uma série estacionária em torno de uma tendência determinística, ao passo que a aceitação da hipótese alternativa significa que a série apresenta raiz unitária. Este teste surgiu como uma forma de tentar diminuir a incerteza decorrente do baixo poder dos testes Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron.

Uma dificuldade que se apresenta na realização de testes de raiz unitária é escolher quais regressores determinísticos endógenos devem ser considerados na regressão: inclusão apenas de uma constante; inclusão de um intercepto e uma tendência temporal linear; ou nenhum dos casos anteriores. A correta especificação do modelo é fundamental, uma vez que a inclusão de regressores irrelevantes na regressão estimada acarreta em redução do poder do teste em rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária.

Enders (2008, p. 267) descreve um procedimento que se constitui, basicamente, em sucessivas regressões a partir do modelo mais completo (com intercepto, tendência linear e número de defasagens definido a partir de algum critério de informação). Como o poder do teste é muito baixo em rejeitar a hipótese nula de que  $\delta = 0$  para esse primeiro modelo, a conclusão de ausência de raiz unitária é bastante segura caso seja esse o resultado do teste de raiz unitária.

Se, por outro lado, o resultado do teste for pela não rejeição da hipótese nula, deve-se então testar modelos com a presença dos termos determinísticos até encontrar um modelo em que o intercepto e/ou tendência sejam significantes quando da aplicação dos testes condicionais. De modo complementar, o autor recomenda a realização de testes de significância conjunta (teste F) para confirmar o modelo a ser escolhido.

Diante desse contexto, foram realizados sete testes de raiz unitária para as duas séries de tempo estudadas, com resultados sintéticos apresentados a seguir, e maior detalhamento analítico disponível no apêndice C deste trabalho:

Tabela 5 – Resultados dos testes de raiz unitária para as duas séries de tempo em análise

Série: <b>Gastos Sociais</b> (em nível)	TIPO DE MODELO		
	Sem intercepto e sem tendência	Com intercepto e sem tendência	Com intercepto e com tendência
Dickey-Fuller (1979)	raiz unitária	estacionário a 5%	estacionário a 1%
Dickey-Fuller Aumentado (1981)	raiz unitária	raiz unitária	estacionário a 1%
Phillips-Perron (1988)	raiz unitária	estacionário a 5%	estacionário a 1%
KPSS (1992)	---	raiz unitária	não rejeita estacion.
Dickey-Fuller - MQG (1996)	---	raiz unitária	estacionário a 1%
Elliott-Rothenberg-Stock (1996)	---	raiz unitária	estacionário a 1%
NG-Perron (2001)	---	raiz unitária	estacionário a 10%

Série: <b>Receita Líquida</b> (em nível)	TIPO DE MODELO		
	Sem intercepto e sem tendência	Com intercepto e sem tendência	Com intercepto e com tendência
Dickey-Fuller (1979)	raiz unitária	estacionário a 1%	estacionário a 1%
Dickey-Fuller Aumentado (1981)	raiz unitária	raiz unitária	estacionário a 1%
Phillips-Perron (1988)	raiz unitária	estacionário a 10%	estacionário a 1%
KPSS (1992)	---	raiz unitária	não rejeita estacion.
Dickey-Fuller - MQG (1996)	---	raiz unitária	estacionário a 1%
Elliott-Rothenberg-Stock (1996)	---	raiz unitária	estacionário a 1%
NG-Perron (2001)	---	raiz unitária	estacionário a 1%

Elaboração própria do autor

Em linhas gerais, conclui-se que as séries de gastos sociais e receita líquida do Governo Central são estacionárias ou integradas de ordem zero<sup>17</sup> para o modelo com intercepto e tendência linear determinística. Essa modelagem é plausível, posto que em todos os testes a significância estatística da tendência linear quando inserida no modelo é bastante elevada, o que permite afirmar com elevado grau de segurança que seu valor é estatisticamente diferente de zero.

Uma questão interessante que poderia ser analisada nesta seção seria testar se as duas séries de tempo apresentaram quebra estrutural em algum momento do tempo estudado (por exemplo, poderia ser testado se houve quebra estrutural quando da posse da presidente Dilma Rousseff em janeiro de 2011), o que poderia afetar os resultados encontrados para os testes de raiz unitária realizados. Entretanto, não foi feito qualquer teste desse tipo – tais como teste de Chow (1960) ou teste de Perron (1989) – uma vez que, conforme destaca Enders (op. cit., p. 227), testes de raiz unitária são viesados em direção a não rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, algo que não ocorreu no trabalho em tela.

Outra abordagem relevante seria a realização de testes de raiz unitária em painel, os quais permitem testar simultaneamente diversas séries de tempo de mesma extensão. Entretanto, uma das limitações desse tipo de análise é considerar a hipótese nula como  $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_n = 0$ , sendo que a rejeição dessa hipótese nula significa que pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero (ou seja, pode-se ter a presença de raiz unitária em ao

<sup>17</sup> Se uma série temporal não estacionária necessita ser diferenciada  $d$  vezes para então tornar-se estacionária, dizemos que essa série de tempo é integrada de ordem  $d$ . Caso uma série de tempo não precise ser diferenciada, ela será considerada integrada de ordem zero.

menos uma das séries, apesar do teste ter considerado a rejeição da hipótese nula). Outra importante limitação é que diferentes autores, de acordo com Enders (op. cit., p. 247), discordam das propriedades assintóticas do teste e possível viés dependendo do tamanho da amostra. Portanto, optou-se pela não realização de testes de raiz unitária em painel neste trabalho.

Um último ponto que merece ser ressaltado é a não realização de tratamento específico, como decomposição de Beveridge e Nelson (1981) ou filtro Hodrick-Prescott (1997), para decompor as séries de tempo em seus componentes estacionário e de tendência, uma vez que foi constatada a presença de tendência determinística nas duas séries em estudo.

### **5.3 Modelo de vetores autorregressivos e teste de causalidade**

Após a realização de testes de raiz unitária para as duas séries em análise (com a conclusão obtida de que as duas séries são estacionárias em torno de uma tendência determinística), a próxima etapa do estudo consiste na definição de um modelo econométrico que permita relacionar o gasto social público do governo brasileiro com a receita líquida arrecadada pelo Governo Central.

Entretanto, uma condição adicional fundamental para a correta estimação de qualquer modelo em série de tempo é verificar se os resíduos das séries são serialmente correlacionados, o que resultaria, em caso positivo, em baixo poder de previsão do modelo a ser desenvolvido e em grave erro estrutural.

Diante dos correlogramas apresentados no apêndice B do trabalho e tendo em vista as conclusões obtidas na seção anterior, foi feita análise dos resíduos a partir de um modelo com intercepto, tendência linear e componente autorregressivo de ordem 3 – AR (3) – posto que para as duas séries em estudo as funções de autocorrelação têm lento decaimento, ao passo que as funções de autocorrelação parcial têm caimento exponencial até a terceira defasagem, apresentando valores estatisticamente insignificantes a partir desse *lag*.

Assim, o apêndice D do trabalho apresenta os correlogramas dos resíduos das duas séries de tempo estimadas para esse modelo univariado, com destaque para a elevada probabilidade de que não haja correlação serial nas duas séries. De maneira complementar, foi realizado o teste LM de Breusch-Godfrey que não conseguiu rejeitar, mesmo a baixos níveis

de significância estatística, a hipótese nula de que as duas séries não tenham correlação serial em seus resíduos, o que confirma os resultados apresentados em seus correlogramas.

O modelo de vetores autorregressivos – VAR foi desenvolvido por Sims (1980) como uma crítica aos modelos de equações simultâneas ou estruturais, posto que em tais modelos algumas variáveis são tratadas como endógenas e outras como exógenas (ou predeterminadas). Ainda para o autor, os modelos econométricos adotados em séries de tempo não eram adequados para realizar previsões por serem estáticos e por não considerarem o efeito autorregressivo das séries, além de não serem precisos ao tratar da influência das variáveis umas sobre as outras. Para o autor, não deveria haver uma distinção *a priori* entre variáveis endógenas e exógenas caso haja simultaneidade entre essas variáveis.

De acordo com Enders (op. cit., p. 297), de maneira exemplificativa, um modelo de vetores autorregressivos de ordem 1 em sua forma estrutural assume que duas variáveis são tratadas simetricamente, de modo que a trajetória de  $GS_t$  (gasto social atual) é afetada pela sua realização passada e pelas realizações presente e passada da variável  $RL_t$  (receita líquida atual), o mesmo ocorrendo com esta última variável. Ainda, o modelo pressupõe a estacionariedade das duas séries de tempo, além do comportamento de ruído branco e não correlação entre si de seus distúrbios. Tal modelo pode ser representado da seguinte forma:

$$GS_t = b_{10} - b_{12}RL_t + \gamma_{11}GS_{t-1} + \gamma_{12}RL_{t-1} + \varepsilon_{GS_t}$$

$$RL_t = b_{20} - b_{21}GS_t + \gamma_{21}GS_{t-1} + \gamma_{22}RL_{t-1} + \varepsilon_{RL_t}$$

A estrutura do sistema apresentado incorpora efeitos de simultaneidade porque permite que as duas variáveis tenham interações entre si. Por exemplo, o parâmetro  $b_{12}$  representa o efeito contemporâneo em  $GS_t$  de uma alteração em  $RL_t$ , ao passo que  $\gamma_{12}$  representa o efeito que  $RL_{t-1}$  tem sobre  $GS_t$ .

Ainda, os termos  $\varepsilon_{GS_t}$  e  $\varepsilon_{RL_t}$  representam choques estruturais nas variáveis  $GS$  e  $RL$ , respectivamente, e podem gerar, indiretamente, efeitos nas outras variáveis. Assim, caso  $b_{21}$  seja diferente de zero, um choque  $\varepsilon_{GS_t}$  terá um efeito contemporâneo indireto sobre  $RL_t$ . Do mesmo modo, caso  $b_{12}$  não seja igual a zero, um choque  $\varepsilon_{RL_t}$  acarretará em um efeito contemporâneo indireto sobre  $GS_t$ .

Entretanto, este modelo em sua forma estrutural não pode ser estimado diretamente, uma vez que as duas variáveis contemporâneas  $GS_t$  e  $RL_t$  são individualmente correlacionadas aos erros  $\varepsilon_{GS_t}$  ou  $\varepsilon_{RL_t}$ , respectivamente (isso ocorre porque cada uma das variáveis depende contemporaneamente da outra). Portanto, o principal objetivo da modelagem VAR é desenvolver uma técnica para evitar esse tipo de problema, tendo como interesse primordial encontrar a trajetória da variável de interesse após um choque estrutural nos erros.

Para tanto, é necessário transformar o sistema de equações apresentado anteriormente para uma forma reduzida ou padrão, de modo a eliminar o efeito contemporâneo que as variáveis têm entre si. Em notação matricial, a forma compacta do VAR (1) seria a seguinte:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GS_t \\ RL_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} GS_{t-1} \\ RL_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{GS_t} \\ \varepsilon_{RL_t} \end{bmatrix} \text{ ou } Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Assim, ao pré-multiplicar a última equação por  $B^{-1}$ , obtém-se o VAR em sua forma reduzida ou padrão, ou seja,  $x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$ , onde  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$  e  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ . Nesse formato, os erros não têm correlação com os regressores, o que permite a correta estimação do VAR.

Um problema da modelagem VAR nesse formato é a estimação de parâmetros em excesso, tendo como consequência a estimação de alguns coeficientes insignificantes. Entretanto, conforme ressalta Enders (op. cit., p. 303), a principal vantagem do modelo é justamente desvendar a relação entre as suas variáveis, sendo que a imposição erroneamente de algumas restrições faria com que informação importante fosse perdida, fazendo sentido apenas quando forem restrições econômicas bem fundamentadas.

O apêndice E do trabalho apresenta os principais resultados da estimação de um modelo de vetores autorregressivos em sua forma reduzida ou padrão que considera como variáveis endógenas o gasto social público do governo brasileiro e a receita líquida arrecadada pelo Governo Central, enquanto que intercepto e tendência linear determinística são considerados variáveis exógenas.

Essa modelagem contrariou a metodologia proposta inicialmente por Sims (a qual prevê que todas as variáveis deveriam ser tratadas endogenamente no modelo), mas mostrou-

se mais adequada por pelo menos duas razões. A primeira é que intercepto e tendência linear determinística apresentaram elevada estatística  $t$  em todos os testes realizados para verificação de presença de raiz unitária, o que sugere que essas variáveis teriam que ser tratadas como regressores em nossa modelagem, de modo a não viesar os parâmetros a serem estimados. Esse tipo de procedimento segue a linha de pensamento de Enders e outros autores, segundo a qual a forma das variáveis a serem incluídas no VAR deve imitar o verdadeiro processo gerador de dados, ou seja, o processo estocástico original.

O segundo e principal motivo é que foi feita análise adicional de dois modelos de vetores autorregressivos que desconsideraram o intercepto e a tendência linear como variáveis exógenas (ou seja, foram considerados o gasto social e a receita líquida como variáveis endógenas, sem haver a inclusão de qualquer tipo de variável exógena).

Nesse caso específico, após a escolha do número de defasagens ( $p$ ) do VAR (assunto que será abordado em seguida), optar-se-ia pela modelagem VAR com 3 e 6 defasagens. Entretanto, nesses dois modelos haveria um grave problema na análise das séries de tempo: ao menos um inverso de uma das raízes do polinômio característico não se encontra dentro do círculo unitário, o que viola uma das condições fundamentais de estabilidade e convergência do modelo.

Após a opção pelo modelo com intercepto e tendência linear como variáveis exógenas (além de gasto social e receita líquida do Governo Central como variáveis endógenas), o passo seguinte consistiu na determinação do número ideal de defasagens do VAR ( $p$ ), de modo a obter tantas defasagens quantas forem necessárias para obter “resíduos brancos” em todas as variáveis endógenas. Caso  $p$  fosse menor do que o valor ideal, o modelo estaria mal especificado. Por outro lado, um número elevado de  $p$  resultaria em significativa perda de graus de liberdade, o que comprometeria o poder do teste.

Desse modo, recorreu-se à análise de cinco critérios de informação (estimador de máxima verossimilhança – LR; erro final de predição – FPE; critério de informação de *Akaike* – AIC; critério de informação de *Schwarz* – SC; e critério de informação de *Hannan-Quinn* – HQ) e optou-se pelo modelo VAR (1), dado que este foi o modelo escolhido pela maioria dos critérios.

Conforme pode ser visualizado no apêndice E, o modelo VAR (1) em questão apresentou os seguintes resultados (os valores em parênteses representam os erros-padrão, enquanto que os valores em colchetes informam a estatística  $t$ ):

$$\begin{aligned}
 GS_t &= 109,573 + 0,813.t - 0,249.GS_{t-1} + 0,065.RL_{t-1} \\
 &\quad (12,623) \quad (0,085) \quad (0,010) \quad (0,082) \\
 &\quad [8,681] \quad [9,582] \quad [-2,496] \quad [0,787]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 RL_t &= 96,121 + 0,469.t + 0,009.GS_{t-1} + 0,161.RL_{t-1} \\
 &\quad (15,494) \quad (0,104) \quad (0,122) \quad (0,101) \\
 &\quad [6,204] \quad [4,509] \quad [0,075] \quad [1,593]
 \end{aligned}$$

Alguns resultados dessa estimação são especialmente interessantes. Em primeiro lugar, destaca-se a elevada significância estatística dos coeficientes das duas variáveis exógenas do modelo (intercepto e tendência linear). Pode ser constatado também que valores passados das duas variáveis endógenas são estatisticamente significantes para a correta estimação de seus valores no presente. Ainda, destaca-se a baixa significância estatística dos coeficientes que tratam do efeito que uma variável defasada tem sobre o valor presente da outra variável, algo que será analisado exaustivamente mais adiante.

Em seguida, foi feita análise diagnóstica dos resíduos do modelo VAR (1) a partir da inspeção das estatísticas Q de Ljung-Box e LM de Breusch-Godfrey, as quais concluíram pela não existência de correlação serial, a um nível de significância estatística de 1%, nos resíduos do modelo estimado.

Um detalhe adicional da modelagem VAR é a impossibilidade em se recuperar a sua estrutura primitiva a partir da estimação por mínimos quadrados ordinários de sua forma reduzida (ou seja, não é possível fazer a correta identificação do modelo estrutural)<sup>18</sup>. Para resolver esse problema no caso de um VAR com  $n$  variáveis endógenas, é necessário impor  $(n^2 - n)/2$  restrições na relação entre os resíduos da regressão e seus choques estruturais. Tal procedimento é conhecido na literatura como decomposição de *Cholesky* caso seja adotada uma maneira triangular de tratar os resíduos.

---

<sup>18</sup> Como destaca Silveira Bueno (2008, p. 198), a importância em se recuperar as equações primitivas é pelo fato de somente com modelos estruturais corretamente identificados ser possível analisar assertivamente o problema em estudo, sem risco de incorrer em erros de especificação da política a ser adotada.

Em nosso caso particular de um modelo VAR (1) com apenas duas variáveis endógenas, é possível estimar apenas nove parâmetros, enquanto que o sistema primitivo necessita de dez parâmetros a serem calculados (além dos oito coeficientes estruturais, há necessidade de estimação das variâncias dos dois choques). Assim, Sims (1980) sugere um sistema recursivo para identificar corretamente o modelo (ou seja, deve-se impor que pelo menos um dos coeficientes seja igual a zero).

No trabalho atual optou-se pela imposição de que  $b_{12}$  seja igual a zero no modelo estrutural para que fosse possível realizar a identificação do modelo<sup>19</sup>. Essa hipótese foi adotada porque, em tese, o gasto social no período atual não deveria sofrer influência da receita líquida atual, dado que, conforme explicado no capítulo que trata sobre metodologia, foi adotado no estudo o conceito de despesa executada e, portanto, há um descasamento entre a ocorrência dessas despesas e seu efetivo pagamento, não sendo factível acreditar que o poder público tenha capacidade de aumentar seu poder arrecadatório justamente em um momento em que há maior liquidação de despesas.

Conforme destacam Enders (2008) e Silveira Bueno (2008), caso o inverso de todas as raízes do polinômio característico estejam dentro do círculo unitário, pode-se escrever um VAR ( $p$ ) como um vetor de médias móveis infinito, ou seja, VMA ( $\infty$ ). Essa representação, de acordo com Sims (1980), permite traçar o impacto que choques estruturais ( $\varepsilon_{GSt}$  ou  $\varepsilon_{RLt}$ ) causam nas variáveis endógenas inseridas no modelo, tendo como resultado as funções de resposta ao impulso.

Deve-se observar que o choque causado em receita líquida do Governo Central não tem efeito contemporâneo sobre o gasto social, dado que, por construção da hipótese de identificação, estabeleceu-se que  $b_{12}$  fosse igual a zero. A principal crítica a essa metodologia é que a decomposição de *Cholesky* força uma assimetria no sistema de equações, fazendo com que os choques tenham efeitos contemporâneos distintos dependendo de qual variável são provenientes.

Assim, ao determinar que  $b_{12}$  seja igual a zero, implicitamente está sendo dito que um choque em gasto social tem efeito contemporâneo na receita líquida do Governo Central, ao

---

<sup>19</sup> De acordo com a teoria, será feita a modelagem de um VAR estrutural caso as restrições sobre o comportamento dos coeficientes do modelo estrutural sejam feitas com base em argumentos estritamente econômicos. Assim, teoricamente seria possível haver sobreidentificação do modelo caso o número de restrições impostas seja superior ao número de coeficientes estimados na forma reduzida.

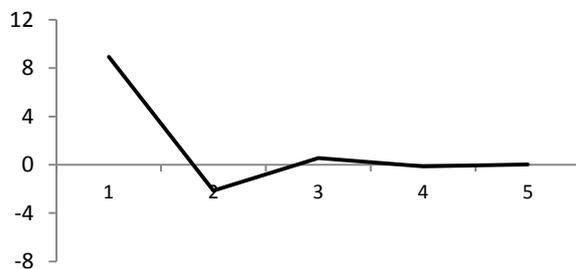
passo que o inverso não é verdadeiro. Ou seja, caso fosse adotada outra restrição, as funções de resposta ao impulso apresentariam resultados distintos<sup>20</sup>.

A partir dos dados apresentados nos gráficos e tabela abaixo (em que os valores entre parênteses representam os erros-padrão), constatou-se que um choque estrutural na variável gasto social tem maior resposta no período atual da própria série de gasto social, sendo que o efeito se dissipa rapidamente ao longo do tempo. Ainda, esse choque  $\varepsilon_{Gst}$  tem efeito econômico positivo para a variável endógena de receita líquida também no período atual, embora em menor intensidade que a resposta anterior, além de ser estatisticamente insignificante a 1%.

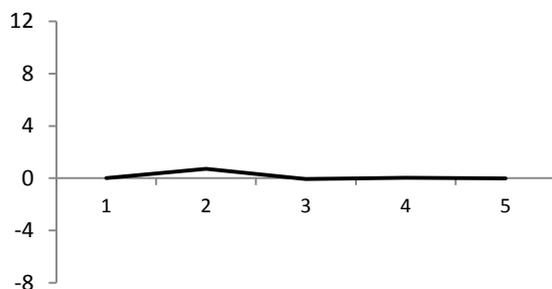
Por outro lado, um impulso em receita líquida do Governo Central tem uma forte resposta positiva no período atual da própria variável, sendo estatisticamente insignificante a 1% o efeito desse choque na série de gasto social, conforme fica demonstrado no gráfico e tabela abaixo:

Gráfico 4 – Resposta ao impulso do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

Resposta do Gasto Social a um choque na própria variável

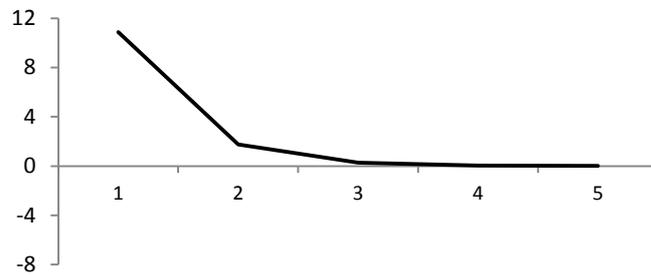


Resposta do Gasto Social a um choque em Receita Líquida



<sup>20</sup> Como argumenta Enders (op. cit., p. 315), a análise da função de resposta ao impulso e a decomposição da variância são importantes mecanismos para se examinar o relacionamento entre variáveis econômicas. Caso o resultado apontado por essas ferramentas seja pela baixa correlação entre as variáveis, o problema da escolha de qual restrição a se fazer quando da identificação do modelo torna-se menos relevante, dado que as diferentes alternativas de identificação levariam a resultados semelhantes no momento da análise dos dois mecanismos.

Resposta da Receita Líquida a um choque na própria variável



Resposta da Receita Líquida a um choque em Gasto Social

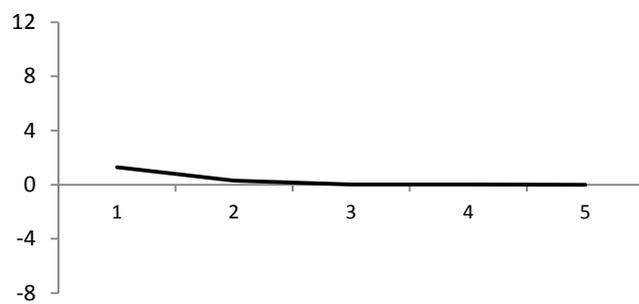


Tabela 6 – Resposta ao impulso do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

Resposta do <b>Gasto Social</b> a um choque em:		
Período	Gasto Social	Receita Líquida
1	8,923616 (0,63417)	0,000000 (0,00000)
2	-2,135412 (0,89981)	0,705951 (0,89794)
3	0,549812 (0,43286)	-0,061777 (0,12630)
4	-0,134966 (0,16215)	0,034119 (0,05275)
5	0,034173 (0,05396)	-0,005498 (0,01270)
Resposta da <b>Receita Líquida</b> a um choque em:		
Período	Gasto Social	Receita Líquida
1	1,288555 (1,09707)	10,87759 (0,77304)
2	0,289648 (1,09960)	1,753041 (1,10752)
3	0,027061 (0,10709)	0,289007 (0,35766)
4	0,009413 (0,05405)	0,046009 (0,08675)
5	0,000277 (0,00870)	0,007728 (0,01898)

Em linhas gerais, portanto, pode-se concluir, a partir da análise das funções de resposta ao impulso, que as duas séries de tempo estudadas têm baixa correlação entre si, no sentido de que um choque estrutural em gasto social pouco afeta a receita líquida do Governo Central, sendo a conclusão também verdadeira em sentido oposto.

Outra forma de analisar os resultados do modelo é por meio da decomposição da variância, a qual permite estimar que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. A tabela abaixo apresenta o resultado dessa análise para o modelo estimado:

Tabela 7 – Decomposição da variância do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

Decomposição da variância da variável <b>Gasto Social</b> :			
Período	Erro-padrão	Gasto Social	Receita Líquida
1	8,923616	100,0000	0,000000
2	9,202678	99,41154	0,588465
3	9,219294	99,40916	0,590836
4	9,220345	99,40793	0,592070
5	9,220410	99,40790	0,592097
Decomposição da variância da variável <b>Receita Líquida</b> :			
Período	Erro-padrão	Gasto Social	Receita Líquida
1	10,95364	1,383849	98,61615
2	11,09681	1,416501	98,58350
3	11,10061	1,416126	98,58387
4	11,10071	1,416173	98,58383
5	11,10071	1,416172	98,58383

Ordenação de Cholesky: Gasto Social ; Receita Líquida

De acordo com os resultados apresentados, conclui-se novamente pelo baixo grau de relacionamento entre as duas séries de tempo estudadas, uma vez que a variância do erro de previsão proveniente de um choque estrutural na variável de gasto social pouco pode ser explicada pela série de receita líquida do Governo Central, sendo a mesma conclusão verdadeira em sentido contrário. Por exemplo, a decomposição da variância da receita líquida

do Governo Central pode ser explicada 98,6% pela própria receita líquida daquela esfera de governo e apenas 1,4% pelo gasto público social, o que demonstra que as duas variáveis evoluem de maneira praticamente independente entre si.

Um tema pertinente que poderia ser abordado é se uma das variáveis seria capaz de prever a outra e em que condições. Caso uma variável  $y$  ajude a prever o comportamento da variável  $z$ , então dizemos que a variável  $y$  Granger-cause a variável  $z$ , sendo possível fazer essa verificação a partir de um teste F de restrição conjunta. Assim, em um modelo em que a variável  $z$  é explicada pelas defasagens de  $y$ , caso haja rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes de  $y$  são iguais a zero, então a variável  $y$  Granger-cause a variável  $z$ . Portanto, o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis.

Silveira Bueno (op. cit., p. 224) destaca que o teste de causalidade de Granger não se confunde com a realização de teste de exogeneidade, dado que neste último caso seria necessário testar se uma variável é afetada contemporaneamente pela outra variável. Entretanto, a forma reduzida do VAR não permite testar relações contemporâneas entre as variáveis. Portanto, conforme ressalta Enders (op. cit., p. 318), causalidade de Granger mede apenas como valores passados e presente de  $y$  ajudam a prever o comportamento futuro de  $z$ .

A tabela abaixo apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger para as duas variáveis em estudo (gastos públicos sociais e receita líquida do Governo Central). Para o modelo com apenas uma defasagem, pode-se concluir pela simultaneidade ou causalidade bilateral, uma vez que é possível rejeitar a hipótese nula de que gasto social não Granger-cause receita líquida e vice-versa.

Tabela 8 – Causalidade de Granger do modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

Hipótese nula	Defasagens	Obs.	Estatística F	Probabilidade
Receita Líquida não Granger-cause Gasto Social	1	99	19,6564	0,00002
Gasto Social não Granger-cause Receita Líquida			21,1285	0,00001
Receita Líquida não Granger-cause Gasto Social	2	98	4,73436	0,01101
Gasto Social não Granger-cause Receita Líquida			11,4213	0,00004
Receita Líquida não Granger-cause Gasto Social	3	97	0,90221	0,4434
Gasto Social não Granger-cause Receita Líquida			4,71072	0,0042

Entretanto, na medida em que mais defasagens são adicionadas<sup>21</sup>, chega-se à conclusão de que apenas o gasto social Granger-causa a receita líquida do Governo Central, ou seja, melhores predições estatisticamente significantes da receita líquida poderiam ser obtidas com a inclusão de valores defasados de gastos sociais ao modelo que contemple os valores defasados de receita líquida.

---

<sup>21</sup> Para Davidson e Mackinnon (1993), a escolha de um número elevado de defasagens seria preferível, uma vez que seria possível verificar como a exclusão de algumas dessas defasagens afetaria o resultado das estimações. Ainda, os autores argumentam que a escolha de poucas defasagens pode causar viés de omissão de variável relevante, dado que os estimadores de mínimos quadrados das variáveis que permanecem no modelo serão inconsistentes e as variâncias e erros-padrão desses coeficientes serão calculados erroneamente.

## 6 CONCLUSÕES

O presente trabalho analisou a composição do gasto social público brasileiro e mostrou sua evolução para o período entre 2006 e 2013, além de ter sido estudado o comportamento e a inter-relação de duas variáveis-chave nesse processo: gasto social e arrecadação líquida do Governo Central.

Os resultados obtidos confirmam a tendência apontada em outros trabalhos sobre o assunto, com destaque para os trabalhos de Fernandes et al. (1998), Secretaria de Política Econômica (2005), Guerreiro (2010) e Castro et al. (2012), sendo que uma das contribuições do estudo atual foi estender a análise da composição e evolução do gasto social para os primeiros anos do governo Dilma Rousseff, tendo como destaque o expressivo aumento dessa categoria de despesa a partir do segundo ano do mandato da presidente.

A partir do exposto no trabalho e tendo em vista as limitações discorridas, foi possível concluir que houve significativo aumento dos gastos de natureza social para o período analisado, sendo compreendidos nesta categoria, para os fins deste estudo, os dispêndios com previdência social; assistência social; trabalho e emprego; educação e cultura; saúde; organização agrária; e saneamento básico e habitação.

Dentre as rubricas com maior relevância econômica, destacaram-se os dispêndios com previdência social e assistência social, as quais corresponderam conjuntamente a cerca de 70% do gasto social médio do período em análise, em detrimento das despesas relativas a funções típicas de Estado, tais como saúde, educação, saneamento e trabalho, que atingiram, em média, apenas 27% do gasto social quando analisadas em conjunto entre 2006 e 2013. Portanto, pode-se dizer que houve uma priorização de políticas de transferência de renda em detrimento da atuação do Estado como provedor de serviços públicos essenciais à população, tendo como resultados principais um elevado dispêndio com aposentadorias e pensões, além da precarização e falta de investimento por parte do governo para prover serviços públicos de melhor qualidade.

A elevação dos gastos sociais para o período analisado somente foi possível devido à conjunção de uma série de fatores que permitiram a priorização desse tipo de dispêndio. Em primeiro lugar, é inegável que o país sofreu um expressivo aumento de arrecadação tributária, tanto em termos brutos como líquidos.

Em segundo lugar, a política de geração de superávits primários robustos adotada pelo Governo Central desde a adoção do regime de metas de inflação no país em 1999 parece ter sido abdicada nos últimos anos, em benefício a maiores dispêndios em outros campos, inclusive na área social.

Outro fator importante foi o relativo controle das despesas com pessoal no sentido trazido no texto, ou seja, dispêndio com pessoal ativo exceto dos Ministérios da Educação e da Saúde, o que também possibilitou maiores gastos de natureza social.

Um fator que a princípio contribuiria para concorrer com os recursos destinados à área social é a execução de investimento público do Governo Central. Entretanto, ficou explicitado que para o período em análise houve tanto elevação dos gastos sociais quanto do investimento público (até 2012 pelo menos), o que demonstra que essa situação somente foi possível devido aos fatores ocorridos nos parágrafos anteriores, ou seja, aumento da arrecadação, controle das despesas com pessoal ativo e redução do superávit primário.

Diante de todos os fatores acima elencados, parece difícil acreditar que ainda haja espaço fiscal para novos aumentos de dispêndios na área social. Caso o país realmente prossiga na tentativa de aumentar seus gastos nessa seara, fatalmente estará fadado a uma combinação de novos aumentos de arrecadação tributária, diminuição do já bastante combalido investimento público e/ou continuação do processo de deterioração fiscal, com significativa queda do superávit primário do setor público.

Em outro capítulo do estudo e tendo como escopo inicial a realização de testes para verificação de presença de raiz unitária, a parte econométrica do trabalho chegou à conclusão de que as duas séries estudadas (gasto social público e receita líquida do Governo Central) eram estacionárias em torno de uma tendência determinística e, portanto, não precisariam ser diferenciadas ou sofrer qualquer tipo de procedimento para que pudessem ser inseridas no modelo econométrico desenvolvido.

A modelagem de um vetor autorregressivo para as duas séries analisadas demonstrou a importância que os valores defasados têm na estimação do modelo, além de evidenciar a elevada significância estatística do intercepto e da tendência linear determinística.

Ainda, o principal destaque do modelo foi ter exposto a baixa importância que uma variável tem sobre a predição da outra, algo que foi comprovado pela análise da função de resposta ao impulso e decomposição da variância.

Essa conclusão de que as duas variáveis evoluem de maneira praticamente independente entre si enfatiza o baixo grau de relacionamento entre as duas séries de tempo

estudadas e demonstra, *a priori*, uma falha no planejamento fiscal do país, dado que a execução de uma despesa de natureza social não necessariamente será acompanhada posteriormente da arrecadação de recursos fiscais suficientes para honrar aquele dispêndio.

Um último tópico abordado foi pela conclusão de que o gasto social público Granger- causa a receita líquida do Governo Central, algo de certo modo esperado, posto que a etapa de execução da despesa (conceito adotado neste trabalho) precede temporalmente seu efetivo pagamento e, portanto, não necessita de imediato que os recursos para seu pagamento tenham sido efetivamente arrecadados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALÉM, A.; GIAMBIAGI, F. (2008). **Finanças públicas - teoria e prática no Brasil**. 4a ed. São Paulo: Campus Elsevier.
- BARBOSA, F.; GIAMBIAGI, F. (1995). O ajuste fiscal de 1990-93: uma análise retrospectiva. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 3, p. 521-544.
- BENELLI, F. (2013). **Previsão da receita tributária federal por base de incidência**. Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business 'cycle'. **Journal of Monetary economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174.
- BICALHO, A. (2005). **Tese de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-Real**. Dissertação de mestrado apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.
- CAMPOS, C. (2009). **Previsão da arrecadação de receitas federais: aplicações de modelos de séries temporais para o estado de São Paulo**. Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.
- CARNEIRO, F. (1997). A metodologia dos testes de causalidade em economia. **Brasília: Departamento de Economia, Universidade de Brasília. Texto didático**.
- CASTRO, J. (2012). **Política Social no Brasil contemporâneo**. IPEA.
- CASTRO, J.; RIBEIRO, J.; CHAVES, J.; DUARTE, B. (2012). **Gasto Social Federal: prioridade macroeconômica no período 1995-2010**. Brasília, IPEA.
- CASTRO, J.; RIBEIRO, J. (2009). **As políticas sociais da Constituição de 1988: conquistas e desafios**. Políticas Sociais: acompanhamento e análise, v. 1.
- \_\_\_\_\_. (2012). **Gasto Social Federal: uma análise da execução orçamentária de 2011**. Brasília, IPEA.
- CHAVES, J.; RIBEIRO, J. (2012). **Gasto Social Federal: uma análise da execução orçamentária de 2011**. Brasília, IPEA.
- CHOW, G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591-605.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. (1993). **Estimation and inference in econometrics**, Oxford: Oxford University Press.

DICKEY, D.; FULLER, W. (1979). Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, n. 74, p. 427-31.

\_\_\_\_\_. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, n. 49, p. 1057-1072.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, n. 64, p. 813-836.

ENDERS, W. (2008). **Applied econometric time series**. 3 ed. New York: John Wiley&Sons.

FERNANDES, M. et al. (1998). Dimensionamento e Acompanhamento do Gasto Social Federal. In **IPEA. Texto para discussão**, n. 547, Ipea.

GIACOMONI, J. (2009). **Orçamento público**. 14a ed. São Paulo: Atlas.

GIAMBIAGI, F. (2002). Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do período 1995–2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 1, p. 1-48.

\_\_\_\_\_. (2008). Dezoito anos de política fiscal no Brasil: 1991/2008. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 4, p. 535-580.

\_\_\_\_\_. (2009). A política fiscal do Governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 27.

GRANGER, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438.

GUERREIRO, M. (2010). **Análise dos gastos sociais brasileiros na perspectiva do Estado de bem-estar social 1988-2008**. Dissertação de mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense.

GUJARATI, D. (2000). **Econometria básica**. 3a ed. São Paulo: Makron Books.

HAMILTON, J. (1994). **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press.

HAYASHI, F. (2000). **Econometrics**. Princeton, NJ: Princeton University Press.

HIROMOTO, M. (2013). **Uma análise do efeito do gasto social dos governos federal, estadual e municipal sobre a pobreza no Brasil: 1987-2009**. Dissertação de mestrado apresentada ao Departamento de Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, p. 1-16.

HUBER, E.; MUSTILLO, T.; STEPHENS, J. (2004). Determinants of social spending in Latin America. **Society for the Advancement of Socio-Economics, Washington, DC**.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. (1986). **A Manual on Government Finance Statistics - GFSM 1986**. Washington, DC.

KITTEL, B.; OBINGER, H. (2003). Political parties, institutions, and the dynamics of social expenditure in times of austerity. **Journal of European public policy**, v. 10, n. 1, p. 20-45.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of Econometrics**, n. 54, p. 159-178.

LAVINAS, L. (2006). **Transferência de Renda: o quase tudo do sistema de proteção social brasileiro**. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A157.pdf>. Acesso em: 11 abr. 2014.

LORA, E.; OLIVERA, M. (2007). Public debt and social expenditure - friends or foes?. **Emerging Markets Review**, v. 8, n. 4, p. 299-310.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. (2012). **Secretaria do Tesouro Nacional**. Manual de Contabilidade Aplicada ao Setor Público - 5a ed.

MONTEIRO, D. et al. (2009). **Evolução dos gastos sociais e transferência de renda no Brasil: reflexões sobre o Programa Bolsa Família**. Brasília. Disponível em: <<http://www.undp-povertycentre.org>>. Acesso em: 12 abr. 2014.

MORETTIN, P.; TOLOI, C. (2006). **Análise de séries temporais**. 2a ed. São Paulo: Blucher.

MOTA, F. (2009). **Contabilidade aplicada ao setor público**. 1a ed. Brasília. Coleção Gestão Pública.

NG, S; PERRON, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, n. 69, p. 1519-1554.

OECD. (2007). **The social expenditure database: an interpretive guide**. OECD Publishing.

\_\_\_\_\_. (2013). **Social expenditure**, in OECD Factbook 2013: Economic, Environmental and Social Statistics, OECD Publishing.

OHANA, E. F. (1997). **The Brazilian 1994 stabilization plan: an analytical view**. FGV/EPGE Ensaios Econômicos, n. 307.

PERRON, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, n. 57, p. 1361-1401.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, n. 75, p. 335-346.

PINHEIRO, D.; PINHEIRO, J. (2011). Gasto social federal e o papel do estado na economia no contexto do modelo orçamentário brasileiro. **Caderno de Finanças Públicas**, Brasília, n. 11, p. 137-158.

- POCHMANN, M. (2007). Política social na periferia do capitalismo: a situação recente no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v.12, n.6, p. 1477-1489.
- REZENDE, F. (2001). **Finanças Públicas**. 2a ed. São Paulo: Atlas.
- SAID, S.; DICKEY, D. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, **Biometrika**, n. 71, p. 599-607.
- SCHWERT, G. (1989). Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 7, n. 2, p. 147-159.
- SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. (2005). **Orçamento social do governo federal: 2001–2004**. SPE.
- SILVEIRA BUENO, R. (2008). **Econometria de Séries Temporais**. 2a ed. São Paulo: Cengage Learning.
- SIMS, C. (1980). Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48.
- STOCK, J.; WATSON, M. (2004). **Econometria**. 1a ed. São Paulo: Addison Wesley.
- VELEZ, C; FOSTER, V. (1999). Public social expenditure in Brazil: an international comparison. **World Bank**.
- VELLOSO, R. (1998). **A situação das contas públicas após o Real**. In: VELLOSO, J. (Org.). O Brasil e o mundo no limiar do novo século, v.2. Rio de Janeiro: José Olympio.

## **APÊNDICE A: Classificação programática dos gastos sociais**

### **Previdência Social**

- 0083 – Previdência Social Básica
- 0085 – Qualidade do Atendimento na Previdência Social
- 0088 – Indenizações e Pensões Especiais de Responsabilidade da União
- 0089 – Previdência de Inativos e Pensionistas da União
- 2061 – Previdência Social

### **Assistência Social**

- 0073 – Enfrentamento da Violência Sexual contra Crianças e Adolescentes
- 0152 – Sistema Nacional de Atendimento Socioeducativo ao Adolescente em Conflito com a Lei - Pró-SINASE
- 0154 – Garantia e Acesso a Direitos
- 0156 – Prevenção e Enfrentamento da Violência contra as Mulheres
- 0670 - Proteção a Pessoas Ameaçadas
- 0699 – Assistência Jurídica Integral e Gratuita
- 1029 – Resposta aos Desastres e Reconstrução
- 1049 – Acesso à Alimentação
- 1086 – Promoção e Defesa dos Direitos de Pessoas com Deficiência
- 1335 – Transferência de Renda com Condiionalidades – Bolsa Família
- 1384 – Proteção Social Básica
- 1385 – Proteção Social Especial
- 1404 – Promoção e Defesa dos Direitos da Pessoa Idosa
- 2016 – Políticas para as Mulheres: Enfrentamento à Violência e Autonomia
- 2019 – Bolsa Família
- 2037 – Fortalecimento do Sistema Único de Assistência Social – SUAS
- 2062 – Promoção dos Direitos de Crianças e Adolescentes

### **Trabalho e Emprego**

- 0068 – Erradicação do Trabalho Infantil
- 0099 – Integração das Políticas Públicas de Emprego, Trabalho e Renda
- 0101 – Qualificação Social e Profissional
- 0102 – Rede de Proteção ao Trabalho
- 0103 – Crédito Orientado ao Desenvolvimento e Geração de Emprego e Renda
- 0104 – Recursos Pesqueiros Sustentáveis
- 0107 – Erradicação do Trabalho Escravo
- 1132 – Democratização das Relações de Trabalho
- 1133 – Economia Solidária em Desenvolvimento
- 1329 – Primeiro Emprego
- 2071 – Trabalho, Emprego e Renda
- 8034 – Nacional de Inclusão de Jovens – ProJovem

### **Organização Agrária**

- 0135 – Assentamentos para Trabalhadores Rurais
- 0137 – Desenvolvimento Sustentável de Projetos de Assentamento
- 0138 – Gerenciamento da Estrutura Fundiária e Destinação de Terras Públicas
- 0351 – Agricultura Familiar – PRONAF

- 1047 – Desenvolvimento Integrado e Sustentável do Semiárido – CONVIVER
- 1116 – Crédito Fundiário
- 1120 – Paz no Campo
- 1128 – Urbanização, Regularização Fundiária e Integração de Assentamentos Precários
- 1334 – Desenvolvimento Sustentável de Territórios Rurais
- 1336 – Brasil Quilombola
- 1350 – Educação do Campo – PRONERA
- 1427 – Assistência Técnica e Extensão Rural na Agricultura Familiar
- 2012 – Agricultura Familiar
- 2052 – Pesca e Aquicultura
- 2066 – Reforma Agrária e Ordenamento da Estrutura Fundiária

### **Educação e Cultura**

- 0167 – Brasil Patrimônio Cultural
- 0168 – Livro Aberto
- 0169 – Brasil, Som e Imagem
- 0171 – Museu Memória e Cidadania
- 0172 – Cultura Afro-Brasileira
- 0660 – Segurança e Educação de Trânsito: Direito e Responsabilidade de Todos
- 0813 – Monumenta
- 1060 – Brasil Alfabetizado e Educação de Jovens e Adultos
- 1061 – Brasil Escolarizado
- 1062 – Desenvolvimento da Educação Profissional e Tecnológica
- 1065 – Educação na Primeira Infância
- 1072 – Valorização e Formação de Professores e Trabalhadores da Educação
- 1073 – Brasil Universitário
- 1141 – Cultura Viva – Arte, Educação e Cidadania
- 1142 – Engenho das Artes
- 1250 – Esporte e Lazer da Cidade
- 1355 – Identidade e Diversidade Cultural– Brasil Plural
- 1374 – Desenvolvimento da Educação Especial
- 1375 – Desenvolvimento do Ensino da Pós-Graduação e da Pesquisa Científica
- 1376 – Desenvolvimento do Ensino Fundamental
- 1377 – Educação para a Diversidade e Cidadania
- 1378 – Desenvolvimento do Ensino Médio
- 1391 – Desenvolvimento da Economia da Cultura - PRODEC
- 1448 – Qualidade na Escola
- 1449 – Estatísticas e Avaliações Educacionais
- 2027 – Cultura: Preservação, Promoção e Acesso
- 2030 – Educação Básica
- 2031 – Educação Profissional e Tecnológica
- 2032 – Educação Superior – Graduação, Pós-Graduação, Ensino, Pesquisa e Extensão

### **Saúde**

- 0150 – Proteção e Promoção dos Povos Indígenas
- 0357 – Segurança da Sanidade na Agropecuária
- 1186 – Prevenção e Controle das Doenças Imunopreveníveis

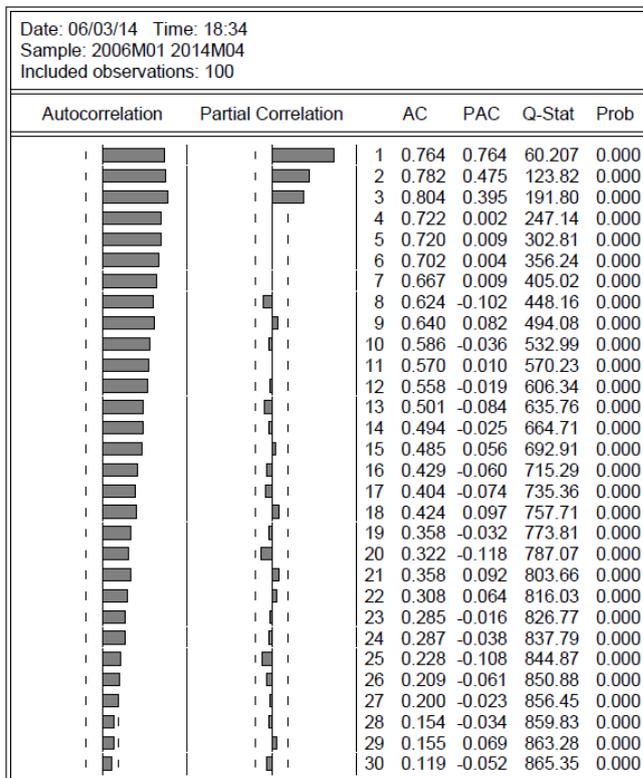
- 1201 – Ciência, Tecnologia e Inovação no Complexo da Saúde
- 1203 – Vigilância Epidemiológica e Ambiental em Saúde
- 1214 – Atenção Básica em Saúde
- 1215 – Alimentação Saudável
- 1216 – Atenção Especializada em Saúde
- 1220 – Assistência Ambulatorial e Hospitalar Especializada
- 1289 – Vigilância e Prevenção de Riscos Decorrentes da Produção e do Consumo de Bens e Serviços
- 1291 – Segurança Transfusional e Qualidade do Sangue e Hemoderivados
- 1293 – Assistência Farmacêutica e Insumos Estratégicos
- 1300 – Investimento para Humanização e Ampliação do Acesso à Atenção à Saúde
- 1303 – Atenção à Saúde da População em Situações de Violência e Outras Causas Externas
- 1306 – Vigilância, Prevenção e Atenção em HIV/AIDS e Outras Doenças Sexualmente Transmissíveis
- 1307 – Controle da Tuberculose e Eliminação da Hanseníase
- 1308 – Vigilância, Prevenção e Controle da Malária e da Dengue
- 1311 – Educação Permanente e Qualificação Profissional no Sistema Único de Saúde
- 1312 – Promoção da Capacidade Resolutiva e da Humanização na Atenção à Saúde
- 1370 – Vigilância e Prevenção de Doenças e Agravos Não Transmissíveis
- 1371 – Vigilância Ambiental em Saúde
- 1436 – Aperfeiçoamento do Trabalho e da Educação na Saúde
- 1444 – Vigilância, Prevenção e Controle de Doenças e Agravos
- 1446 – Implementação da Política de Promoção da Saúde
- 2015 – Aperfeiçoamento do Sistema Único de Saúde – SUS
- 2065 – Proteção e Promoção dos Direitos dos Povos Indígenas

**Saneamento Básico e Habitação**

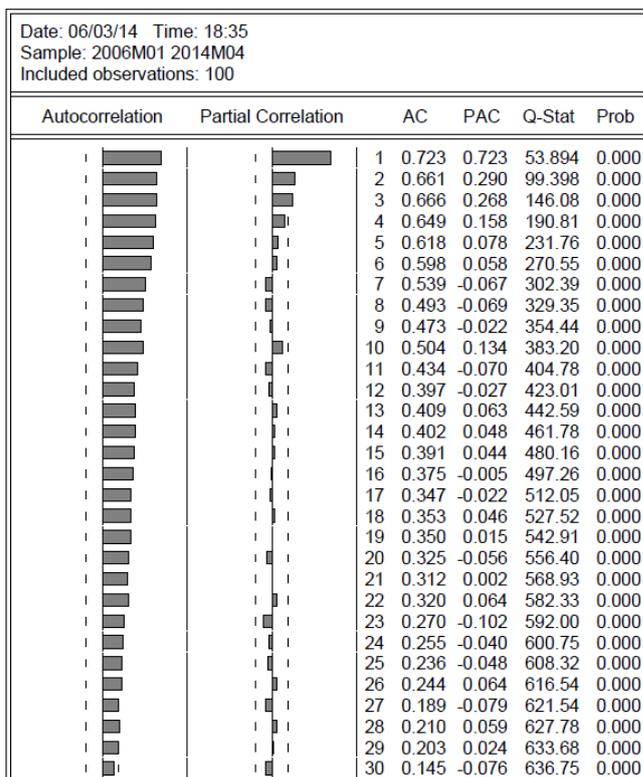
- 0122 – Serviços Urbanos de Água e Esgoto
- 0273 – Luz para Todos
- 1036 – Integração de Bacias Hidrográficas
- 1136 – Fortalecimento da Gestão Urbana
- 1138 – Drenagem Urbana e Controle de Erosão Marítima e Fluvial
- 1287 – Saneamento Rural
- 1305 – Revitalização de Bacias Hidrográficas em Situação de Vulnerabilidade e Degradação Ambiental
- 2040 – Gestão de Riscos e Resposta a Desastres
- 2049 – Moradia Digna
- 2067 – Resíduos Sólidos
- 2068 – Saneamento Básico
- 2069 – Segurança Alimentar e Nutricional
- 8007 – Resíduos Sólidos Urbanos
- 9991 – Habitação de Interesse Social

## APÊNDICE B: Correlogramas das séries em estudo

### Correlograma da série de gastos sociais



### Correlograma da série de receita líquida do Governo Central



### APÊNDICE C: Resultados dos testes de raiz unitária

Teste: Dickey-Fuller (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório sem intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.133950	0.6351
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:21

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-0.001495	0.011162	-0.133950	0.8937
R-squared	-0.001552	Mean dependent var		0.593476
Adjusted R-squared	-0.001552	S.D. dependent var		14.32065
S.E. of regression	14.33175	Akaike info criterion		8.172882
Sum squared resid	20129.12	Schwarz criterion		8.199095
Log likelihood	-403.5577	Hannan-Quinn criter.		8.183488
Durbin-Watson stat	3.160014			

Teste: Dickey-Fuller (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.431600	0.0121
Test critical values:		
1% level	-3.497727	
5% level	-2.890926	
10% level	-2.582514	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:22

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-0.218848	0.063774	-3.431600	0.0009
C	28.44365	8.229976	3.456104	0.0008
R-squared	0.108258	Mean dependent var		0.593476
Adjusted R-squared	0.099065	S.D. dependent var		14.32065
S.E. of regression	13.59282	Akaike info criterion		8.076955
Sum squared resid	17922.17	Schwarz criterion		8.129382
Log likelihood	-397.8093	Hannan-Quinn criter.		8.098167
F-statistic	11.77588	Durbin-Watson stat		2.830133
Prob(F-statistic)	0.000883			

Teste: Dickey-Fuller (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.54537	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:22

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-1.240327	0.098867	-12.54537	0.0000
C	116.1925	9.398094	12.36341	0.0000
@TREND(2006M01)	0.844851	0.074110	11.39999	0.0000
R-squared	0.621140	Mean dependent var		0.593476
Adjusted R-squared	0.613247	S.D. dependent var		14.32065
S.E. of regression	8.905939	Akaike info criterion		7.241148
Sum squared resid	7614.312	Schwarz criterion		7.319788
Log likelihood	-355.4368	Hannan-Quinn criter.		7.272966
F-statistic	78.69574	Durbin-Watson stat		2.041347
Prob(F-statistic)	0.000000			

Teste: Dickey-Fuller (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório sem intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.076335	0.6549
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RLINDICE)  
Method: Least Squares  
Date: 05/30/14 Time: 10:23  
Sample (adjusted): 2006M02 2014M04  
Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.000754	0.009876	-0.076335	0.9393
R-squared	-0.001990	Mean dependent var		0.639268
Adjusted R-squared	-0.001990	S.D. dependent var		14.19353
S.E. of regression	14.20764	Akaike info criterion		8.155487
Sum squared resid	19782.00	Schwarz criterion		8.181700
Log likelihood	-402.6966	Hannan-Quinn criter.		8.166093
Durbin-Watson stat	2.720703			

Teste: Dickey-Fuller (em nível)  
Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.053410	0.0018
Test critical values:		
1% level	-3.497727	
5% level	-2.890926	
10% level	-2.582514	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RLINDICE)  
Method: Least Squares  
Date: 05/30/14 Time: 10:23  
Sample (adjusted): 2006M02 2014M04  
Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.269205	0.066414	-4.053410	0.0001
C	39.18849	9.602307	4.081154	0.0001
R-squared	0.144848	Mean dependent var		0.639268

Adjusted R-squared	0.136032	S.D. dependent var	14.19353
S.E. of regression	13.19287	Akaike info criterion	8.017225
Sum squared resid	16883.02	Schwarz criterion	8.069652
Log likelihood	-394.8526	Hannan-Quinn criter.	8.038437
F-statistic	16.43013	Durbin-Watson stat	2.406931
Prob(F-statistic)	0.000102		

Teste: Dickey-Fuller (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.374084	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RLINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:24

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.838031	0.100074	-8.374084	0.0000
C	96.88588	11.61814	8.339187	0.0000
@TREND(2006M01)	0.475129	0.069913	6.795985	0.0000

R-squared	0.422623	Mean dependent var	0.639268
Adjusted R-squared	0.410594	S.D. dependent var	14.19353
S.E. of regression	10.89676	Akaike info criterion	7.644643
Sum squared resid	11398.99	Schwarz criterion	7.723283
Log likelihood	-375.4098	Hannan-Quinn criter.	7.676461
F-statistic	35.13459	Durbin-Watson stat	1.939893
Prob(F-statistic)	0.000000		

Teste: Dickey-Fuller aumentado (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório sem intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.223057	0.9996
Test critical values:		
1% level	-2.589795	
5% level	-1.944286	

10% level

-1.614487

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:24

Sample (adjusted): 2006M07 2014M04

Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	0.025740	0.007986	3.223057	0.0018
D(GSINDICE(-1))	-1.271263	0.107171	-11.86195	0.0000
D(GSINDICE(-2))	-1.246796	0.164296	-7.588718	0.0000
D(GSINDICE(-3))	-0.866215	0.191363	-4.526555	0.0000
D(GSINDICE(-4))	-0.534555	0.163789	-3.263674	0.0016
D(GSINDICE(-5))	-0.232987	0.106993	-2.177591	0.0321
R-squared	0.648132	Mean dependent var		0.576893
Adjusted R-squared	0.628140	S.D. dependent var		14.67065
S.E. of regression	8.946213	Akaike info criterion		7.282039
Sum squared resid	7043.056	Schwarz criterion		7.444377
Log likelihood	-336.2558	Hannan-Quinn criter.		7.347612
Durbin-Watson stat	2.071503			

Teste: Dickey-Fuller aumentado (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.059046	0.9499
Test critical values:		
1% level	-3.501445	
5% level	-2.892536	
10% level	-2.583371	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:25

Sample (adjusted): 2006M07 2014M04

Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-0.002919	0.049436	-0.059046	0.9531
D(GSINDICE(-1))	-1.246668	0.115431	-10.80010	0.0000
D(GSINDICE(-2))	-1.227338	0.168204	-7.296731	0.0000
D(GSINDICE(-3))	-0.852173	0.193560	-4.402627	0.0000
D(GSINDICE(-4))	-0.526492	0.164974	-3.191361	0.0020
D(GSINDICE(-5))	-0.229152	0.107592	-2.129831	0.0360
C	3.725426	6.341176	0.587498	0.5584

R-squared	0.649523	Mean dependent var	0.576893
Adjusted R-squared	0.625352	S.D. dependent var	14.67065
S.E. of regression	8.979686	Akaike info criterion	7.299356
Sum squared resid	7015.225	Schwarz criterion	7.488751
Log likelihood	-336.0698	Hannan-Quinn criter.	7.375858
F-statistic	26.87217	Durbin-Watson stat	2.070064
Prob(F-statistic)	0.000000		

Teste: Dickey-Fuller aumentado (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.54537	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:25

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-1.240327	0.098867	-12.54537	0.0000
C	116.1925	9.398094	12.36341	0.0000
@TREND(2006M01)	0.844851	0.074110	11.39999	0.0000

R-squared	0.621140	Mean dependent var	0.593476
Adjusted R-squared	0.613247	S.D. dependent var	14.32065
S.E. of regression	8.905939	Akaike info criterion	7.241148
Sum squared resid	7614.312	Schwarz criterion	7.319788
Log likelihood	-355.4368	Hannan-Quinn criter.	7.272966
F-statistic	78.69574	Durbin-Watson stat	2.041347
Prob(F-statistic)	0.000000		

Teste: Dickey-Fuller aumentado (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório sem intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.633890	0.9745

Test critical values:	1% level	-2.589795
	5% level	-1.944286
	10% level	-1.614487

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RLINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:25

Sample (adjusted): 2006M07 2014M04

Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	0.014090	0.008623	1.633890	0.1059
D(RLINDICE(-1))	-0.724083	0.103806	-6.975337	0.0000
D(RLINDICE(-2))	-0.719623	0.125278	-5.744209	0.0000
D(RLINDICE(-3))	-0.596898	0.141179	-4.227965	0.0001
D(RLINDICE(-4))	-0.427951	0.131288	-3.259627	0.0016
D(RLINDICE(-5))	-0.389530	0.127640	-3.051780	0.0030
R-squared	0.381807	Mean dependent var		0.418613
Adjusted R-squared	0.346683	S.D. dependent var		14.31890
S.E. of regression	11.57368	Akaike info criterion		7.797046
Sum squared resid	11787.61	Schwarz criterion		7.959384
Log likelihood	-360.4612	Hannan-Quinn criter.		7.862619
Durbin-Watson stat	2.005480			

Teste: Dickey-Fuller aumentado (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.003526	0.2850
Test critical values:		
	1% level	-3.499167
	5% level	-2.891550
	10% level	-2.582846

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RLINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:26

Sample (adjusted): 2006M04 2014M04

Included observations: 97 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.138632	0.069194	-2.003526	0.0480
D(RLINDICE(-1))	-0.429345	0.104229	-4.119259	0.0001
D(RLINDICE(-2))	-0.305611	0.096088	-3.180526	0.0020
C	20.77589	9.999268	2.077741	0.0405

R-squared	0.282958	Mean dependent var	0.484186
Adjusted R-squared	0.259828	S.D. dependent var	14.10446
S.E. of regression	12.13452	Akaike info criterion	7.870349
Sum squared resid	13693.94	Schwarz criterion	7.976523
Log likelihood	-377.7119	Hannan-Quinn criter.	7.913280
F-statistic	12.23319	Durbin-Watson stat	2.136985
Prob(F-statistic)	0.000001		

Teste: Dickey-Fuller aumentado (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.374084	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RLINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:26

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.838031	0.100074	-8.374084	0.0000
C	96.88588	11.61814	8.339187	0.0000
@TREND(2006M01)	0.475129	0.069913	6.795985	0.0000

R-squared	0.422623	Mean dependent var	0.639268
Adjusted R-squared	0.410594	S.D. dependent var	14.19353
S.E. of regression	10.89676	Akaike info criterion	7.644643
Sum squared resid	11398.99	Schwarz criterion	7.723283
Log likelihood	-375.4098	Hannan-Quinn criter.	7.676461
F-statistic	35.13459	Durbin-Watson stat	1.939893
Prob(F-statistic)	0.000000		

Teste: Dickey-Fuller mínimos quadrados generalizados (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	0.789034
Test critical values:	
1% level	-2.589273

5% level	-1.944211
10% level	-1.614532

\*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:27

Sample (adjusted): 2006M05 2014M04

Included observations: 96 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	0.031379	0.039769	0.789034	0.4321
D(GLSRESID(-1))	-1.099979	0.109727	-10.02465	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.841609	0.130702	-6.439141	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.295635	0.104344	-2.833264	0.0057
R-squared	0.581905	Mean dependent var		0.644965
Adjusted R-squared	0.568271	S.D. dependent var		14.52431
S.E. of regression	9.543352	Akaike info criterion		7.390340
Sum squared resid	8378.952	Schwarz criterion		7.497188
Log likelihood	-350.7363	Hannan-Quinn criter.		7.433530
Durbin-Watson stat	2.102004			

Teste: Dickey-Fuller mínimos quadrados generalizados (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-4.341143
Test critical values:	
1% level	-3.591400
5% level	-3.039600
10% level	-2.749000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:27

Sample (adjusted): 2006M04 2014M04

Included observations: 97 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.824795	0.189995	-4.341143	0.0000
D(GLSRESID(-1))	-0.357536	0.151376	-2.361909	0.0202
D(GLSRESID(-2))	-0.308710	0.097875	-3.154131	0.0022
R-squared	0.631665	Mean dependent var		0.056356
Adjusted R-squared	0.623828	S.D. dependent var		14.45128
S.E. of regression	8.863381	Akaike info criterion		7.232173
Sum squared resid	7384.594	Schwarz criterion		7.311803

Log likelihood                    -347.7604    Hannan-Quinn criter.                    7.264372  
 Durbin-Watson stat                2.102710

Teste: Dickey-Fuller mínimos quadrados generalizados (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	1.016773
Test critical values:                1% level	-2.589795
5% level	-1.944286
10% level	-1.614487

\*MacKinnon (1996)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals  
 Dependent Variable: D(GLSRESID)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 10:27  
 Sample (adjusted): 2006M07 2014M04  
 Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	0.041121	0.040443	1.016773	0.3120
D(GLSRESID(-1))	-0.735444	0.112258	-6.551368	0.0000
D(GLSRESID(-2))	-0.720881	0.132334	-5.447419	0.0000
D(GLSRESID(-3))	-0.589187	0.147086	-4.005735	0.0001
D(GLSRESID(-4))	-0.418344	0.135387	-3.089998	0.0027
D(GLSRESID(-5))	-0.376935	0.130975	-2.877918	0.0050
R-squared	0.370450	Mean dependent var		0.418613
Adjusted R-squared	0.334680	S.D. dependent var		14.31890
S.E. of regression	11.67952	Akaike info criterion		7.815252
Sum squared resid	12004.18	Schwarz criterion		7.977590
Log likelihood	-361.3169	Hannan-Quinn criter.		7.880825
Durbin-Watson stat	1.998815			

Teste: Dickey-Fuller mínimos quadrados generalizados (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-7.228223
Test critical values:                1% level	-3.583800
5% level	-3.033200
10% level	-2.743000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 10:28

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.698663	0.096658	-7.228223	0.0000
R-squared	0.347732	Mean dependent var		-0.054313
Adjusted R-squared	0.347732	S.D. dependent var		14.19353
S.E. of regression	11.46314	Akaike info criterion		7.726199
Sum squared resid	12877.54	Schwarz criterion		7.752413
Log likelihood	-381.4469	Hannan-Quinn criter.		7.736805
Durbin-Watson stat	1.978230			

Teste: Phillips-Perron (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório sem intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.658052	0.8566
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	203.3244
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	42.49945

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 12:23

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-0.001495	0.011162	-0.133950	0.8937
R-squared	-0.001552	Mean dependent var		0.593476
Adjusted R-squared	-0.001552	S.D. dependent var		14.32065
S.E. of regression	14.33175	Akaike info criterion		8.172882
Sum squared resid	20129.12	Schwarz criterion		8.199095
Log likelihood	-403.5577	Hannan-Quinn criter.		8.183488
Durbin-Watson stat	3.160014			

Teste: Phillips-Perron (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.114439	0.0287
Test critical values:		
1% level	-3.497727	
5% level	-2.890926	
10% level	-2.582514	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	181.0320
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	142.0609

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(GSINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 12:25

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-0.218848	0.063774	-3.431600	0.0009
C	28.44365	8.229976	3.456104	0.0008
R-squared	0.108258	Mean dependent var		0.593476
Adjusted R-squared	0.099065	S.D. dependent var		14.32065
S.E. of regression	13.59282	Akaike info criterion		8.076955
Sum squared resid	17922.17	Schwarz criterion		8.129382
Log likelihood	-397.8093	Hannan-Quinn criter.		8.098167
F-statistic	11.77588	Durbin-Watson stat		2.830133
Prob(F-statistic)	0.000883			

Teste: Phillips-Perron (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-12.26643	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	76.91224
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	100.7201

Phillips-Perron Test Equation  
 Dependent Variable: D(GSINDICE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 12:25  
 Sample (adjusted): 2006M02 2014M04  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSINDICE(-1)	-1.240327	0.098867	-12.54537	0.0000
C	116.1925	9.398094	12.36341	0.0000
@TREND(2006M01)	0.844851	0.074110	11.39999	0.0000
R-squared	0.621140	Mean dependent var		0.593476
Adjusted R-squared	0.613247	S.D. dependent var		14.32065
S.E. of regression	8.905939	Akaike info criterion		7.241148
Sum squared resid	7614.312	Schwarz criterion		7.319788
Log likelihood	-355.4368	Hannan-Quinn criter.		7.272966
F-statistic	78.69574	Durbin-Watson stat		2.041347
Prob(F-statistic)	0.000000			

Teste: Phillips-Perron (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório sem intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
 Exogenous: None  
 Bandwidth: 85 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.731351	0.8711
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	199.8182
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	37.79364

Phillips-Perron Test Equation  
 Dependent Variable: D(RLINDICE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 12:25  
 Sample (adjusted): 2006M02 2014M04  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.000754	0.009876	-0.076335	0.9393
R-squared	-0.001990	Mean dependent var		0.639268
Adjusted R-squared	-0.001990	S.D. dependent var		14.19353
S.E. of regression	14.20764	Akaike info criterion		8.155487
Sum squared resid	19782.00	Schwarz criterion		8.181700
Log likelihood	-402.6966	Hannan-Quinn criter.		8.166093
Durbin-Watson stat	2.720703			

Teste: Phillips-Perron (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.676057	0.0059
Test critical values:		
1% level	-3.497727	
5% level	-2.890926	
10% level	-2.582514	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	170.5356
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	119.1234

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(RLINDICE)

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 12:26

Sample (adjusted): 2006M02 2014M04

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.269205	0.066414	-4.053410	0.0001
C	39.18849	9.602307	4.081154	0.0001
R-squared	0.144848	Mean dependent var		0.639268
Adjusted R-squared	0.136032	S.D. dependent var		14.19353
S.E. of regression	13.19287	Akaike info criterion		8.017225
Sum squared resid	16883.02	Schwarz criterion		8.069652
Log likelihood	-394.8526	Hannan-Quinn criter.		8.038437
F-statistic	16.43013	Durbin-Watson stat		2.406931
Prob(F-statistic)	0.000102			

Teste: Phillips-Perron (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.374084	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	115.1413
-----------------------------------	----------

HAC corrected variance (Bartlett kernel) 115.1413

Phillips-Perron Test Equation  
 Dependent Variable: D(RLINDICE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 12:26  
 Sample (adjusted): 2006M02 2014M04  
 Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RLINDICE(-1)	-0.838031	0.100074	-8.374084	0.0000
C	96.88588	11.61814	8.339187	0.0000
@TREND(2006M01)	0.475129	0.069913	6.795985	0.0000
R-squared	0.422623	Mean dependent var		0.639268
Adjusted R-squared	0.410594	S.D. dependent var		14.19353
S.E. of regression	10.89676	Akaike info criterion		7.644643
Sum squared resid	11398.99	Schwarz criterion		7.723283
Log likelihood	-375.4098	Hannan-Quinn criter.		7.676461
F-statistic	35.13459	Durbin-Watson stat		1.939893
Prob(F-statistic)	0.000000			

Teste: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (em nível)  
 Série de tempo: gasto social  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.192193
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	464.1040
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3244.982

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: GSINDICE  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 12:33  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	127.5730	2.165160	58.92080	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		127.5730
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		21.65160
S.E. of regression	21.65160	Akaike info criterion		8.997986
Sum squared resid	46410.40	Schwarz criterion		9.024038
Log likelihood	-448.8993	Hannan-Quinn criter.		9.008529

Durbin-Watson stat 0.433799

Teste: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.088139
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	81.20229
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	68.99609

KPSS Test Equation

Dependent Variable: GSINDICE

Method: Least Squares

Date: 05/30/14 Time: 12:33

Sample: 2006M01 2014M04

Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.01769	1.806974	52.03045	0.0000
@TREND(2006M01)	0.677885	0.031534	21.49674	0.0000
R-squared	0.825034	Mean dependent var		127.5730
Adjusted R-squared	0.823249	S.D. dependent var		21.65160
S.E. of regression	9.102718	Akaike info criterion		7.274821
Sum squared resid	8120.229	Schwarz criterion		7.326924
Log likelihood	-361.7410	Hannan-Quinn criter.		7.295908
F-statistic	462.1097	Durbin-Watson stat		2.475132
Prob(F-statistic)	0.000000			

Teste: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	1.144788
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	398.5923
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2479.329

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: RLINDICE  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 12:34  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	143.3974	2.006535	71.46517	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		143.3974
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		20.06535
S.E. of regression	20.06535	Akaike info criterion		8.845816
Sum squared resid	39859.23	Schwarz criterion		8.871868
Log likelihood	-441.2908	Hannan-Quinn criter.		8.856360
Durbin-Watson stat	0.496326			

Teste: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.067878
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	119.3629
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	147.3154

KPSS Test Equation  
 Dependent Variable: RLINDICE  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/30/14 Time: 12:34  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	114.7425	2.190799	52.37476	0.0000
@TREND(2006M01)	0.578886	0.038233	15.14115	0.0000
R-squared	0.700539	Mean dependent var		143.3974
Adjusted R-squared	0.697483	S.D. dependent var		20.06535
S.E. of regression	11.03625	Akaike info criterion		7.660045
Sum squared resid	11936.29	Schwarz criterion		7.712149
Log likelihood	-381.0023	Hannan-Quinn criter.		7.681133
F-statistic	229.2545	Durbin-Watson stat		1.654038

Prob(F-statistic) 0.000000

Teste: Elliott-Rothenberg-Stock (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag length: 5 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)

Sample: 2006M01 2014M04

Included observations: 100

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	215.3441
Test critical values: 1% level	1.950000
5% level	3.110000
10% level	4.170000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression) 2.889846

Teste: Elliott-Rothenberg-Stock (em nível)

Série de tempo: gasto social

Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)

Sample: 2006M01 2014M04

Included observations: 100

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	2.065304
Test critical values: 1% level	4.260000
5% level	5.640000
10% level	6.790000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression) 76.91224

Teste: Elliott-Rothenberg-Stock (em nível)

Série de tempo: receita líquida do Governo Central

Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag length: 2 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)

Sample: 2006M01 2014M04

Included observations: 100

P-Statistic

Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	20.14870
Test critical values: 1% level	1.950000
5% level	3.110000
10% level	4.170000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	46.90076
--	----------

Teste: Elliott-Rothenberg-Stock (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	2.612754
Test critical values: 1% level	4.260000
5% level	5.640000
10% level	6.790000

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	115.1413
--	----------

Teste: Ng-Perron (em nível)  
 Série de tempo: gasto social  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag length: 3 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics	0.99185	0.91504	0.92255	60.3343
Asymptotic critical values*:				
1%	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	8.328622
--	----------

Teste: Ng-Perron (em nível)  
 Série de tempo: gasto social  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: GSINDICE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 2 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

	MZa	MZt	MSB	MPT	
Ng-Perron test statistics	-15.7828	-2.80911	0.17798	5.77403	
Asymptotic critical values*:					
	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000
*Ng-Perron (2001, Table 1)					
HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	27.42058				

Teste: Ng-Perron (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e sem tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag length: 5 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

	MZa	MZt	MSB	MPT	
Ng-Perron test statistics	0.59117	0.66362	1.12256	79.0015	
Asymptotic critical values*:					
	1%	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
	10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Table 1)					
HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	8.656921				

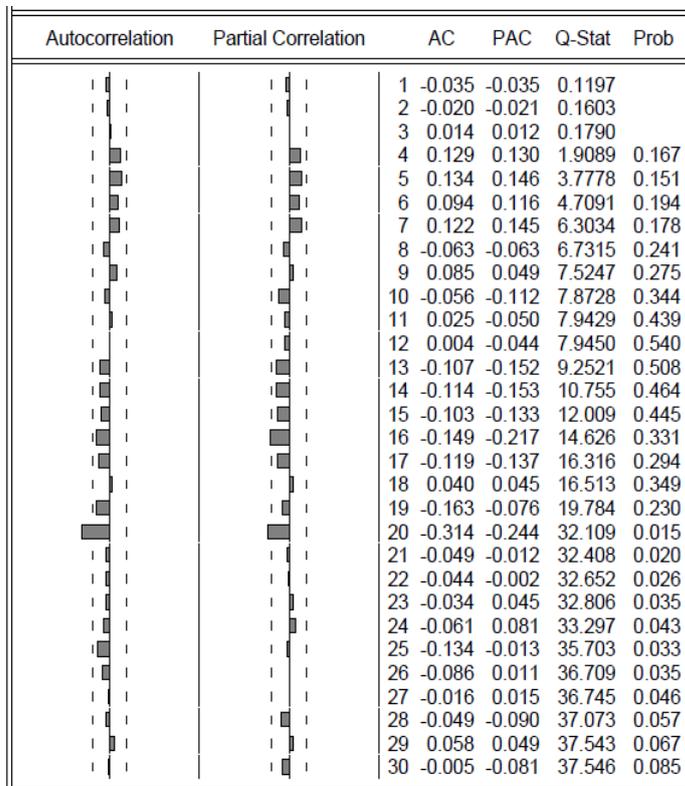
Teste: Ng-Perron (em nível)  
 Série de tempo: receita líquida do Governo Central  
 Modelo: passeio aleatório com intercepto e com tendência linear

Null Hypothesis: RLINDICE has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 0 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, maxlag=12)  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 100

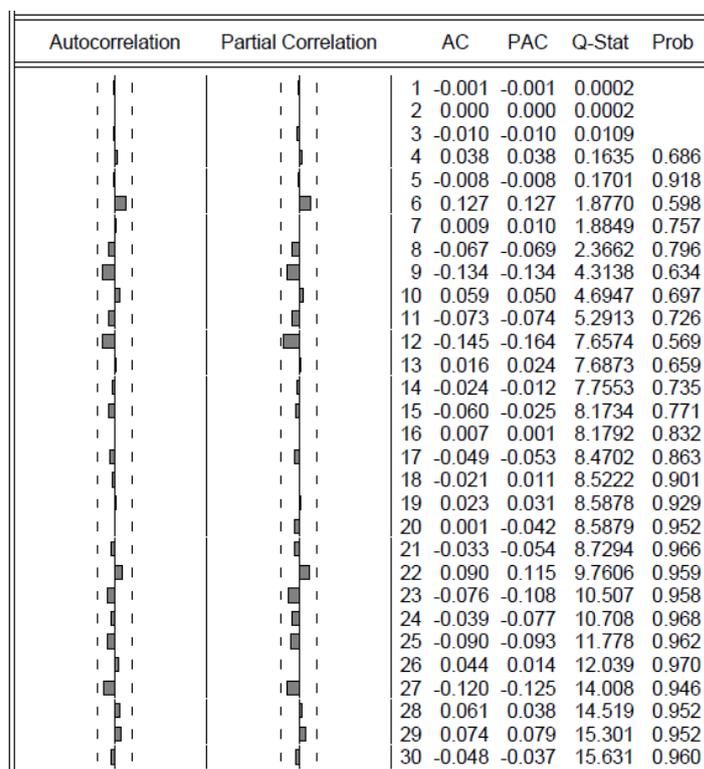
	MZa	MZt	MSB	MPT	
Ng-Perron test statistics	-44.8922	-4.71524	0.10503	2.14661	
Asymptotic critical values*:					
	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000
*Ng-Perron (2001, Table 1)					
HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)	130.0762				

## APÊNDICE D: Análise diagnóstica dos resíduos das duas séries

Correlograma dos resíduos da série de gastos sociais



Correlograma dos resíduos da série de receita líquida do Governo Central



### Teste LM de Breusch-Godfrey da série de gastos sociais

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.720086	Prob. F(3,89)	0.1686
Obs*R-squared	5.315883	Prob. Chi-Square(3)	0.1501

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 2006M04 2014M04

Included observations: 97

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.162885	1.826231	-0.089192	0.9291
@TREND	0.003748	0.031206	0.120092	0.9047
AR(1)	1.273639	0.613996	2.074343	0.0409
AR(2)	1.022374	0.520554	1.964013	0.0526
AR(3)	0.740526	0.466203	1.588421	0.1157
RESID(-1)	-1.350217	0.638535	-2.114556	0.0373
RESID(-2)	-0.763691	0.455068	-1.678192	0.0968
RESID(-3)	-0.532436	0.423973	-1.255824	0.2125

R-squared	0.054803	Mean dependent var	1.48E-09
Adjusted R-squared	-0.019538	S.D. dependent var	8.586737
S.E. of regression	8.670217	Akaike info criterion	7.236539
Sum squared resid	6690.367	Schwarz criterion	7.448886
Log likelihood	-342.9721	Hannan-Quinn criter.	7.322401
F-statistic	0.737180	Durbin-Watson stat	2.023777
Prob(F-statistic)	0.641019		

### Teste LM de Breusch-Godfrey da série de receita líquida do Governo Central

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.224093	Prob. F(3,89)	0.8794
Obs*R-squared	0.727214	Prob. Chi-Square(3)	0.8668

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 2006M04 2014M04

Included observations: 97

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.339162	2.949869	-0.114975	0.9087
@TREND	0.005130	0.050421	0.101744	0.9192
AR(1)	-0.771544	3.229496	-0.238906	0.8117
AR(2)	1.268400	1.780059	0.712561	0.4780
AR(3)	0.570995	0.759536	0.751768	0.4542
RESID(-1)	0.766599	3.229371	0.237383	0.8129
RESID(-2)	-1.125025	1.623594	-0.692923	0.4902
RESID(-3)	-0.848233	1.111464	-0.763167	0.4474

R-squared	0.007497	Mean dependent var	3.46E-13
Adjusted R-squared	-0.070565	S.D. dependent var	10.80352
S.E. of regression	11.17820	Akaike info criterion	7.744681
Sum squared resid	11120.73	Schwarz criterion	7.957028
Log likelihood	-367.6170	Hannan-Quinn criter.	7.830544
F-statistic	0.096040	Durbin-Watson stat	2.002090
Prob(F-statistic)	0.998423		

---

---

## APÊNDICE E: Modelo de vetores autorregressivos

Definição do número de defasagens do VAR com intercepto e tendência linear

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: GSINDICE RLINDICE  
 Exogenous variables: C @TREND  
 Date: 06/13/14 Time: 10:05  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 88

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-658.4418	NA	11846.13	15.05549	15.16810*	15.10086*
1	-653.4466	9.536252*	11582.47*	15.03288*	15.25809	15.12361
2	-652.4305	1.893609	12398.90	15.10069	15.43851	15.23679
3	-648.7987	6.603229	12510.39	15.10906	15.55949	15.29053
4	-646.6090	3.881816	13048.41	15.15020	15.71324	15.37704
5	-641.6092	8.636032	12773.73	15.12748	15.80312	15.39968
6	-638.3898	5.414324	13028.85	15.14522	15.93347	15.46279
7	-636.2928	3.431568	13641.81	15.18847	16.08932	15.55140
8	-635.0206	2.023854	14565.64	15.25047	16.26393	15.65877
9	-633.0973	2.972493	15337.67	15.29767	16.42373	15.75133
10	-628.0538	7.565210	15060.74	15.27395	16.51262	15.77298
11	-623.1984	7.062370	14869.65	15.25451	16.60578	15.79890
12	-621.1761	2.849659	15677.97	15.29946	16.76334	15.88922

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Apresentação do VAR (1) com intercepto e tendência linear

Vector Autoregression Estimates  
 Date: 06/13/14 Time: 10:06  
 Sample (adjusted): 2006M02 2014M04  
 Included observations: 99 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	GSINDICE	RLINDICE
GSINDICE(-1)	-0.248670 (0.09963) [-2.49597]	0.009187 (0.12229) [ 0.07513]
RLINDICE(-1)	0.064900 (0.08242) [ 0.78742]	0.161161 (0.10117) [ 1.59296]
C	109.5735 (12.6228) [ 8.68062]	96.12093 (15.4943) [ 6.20362]
@TREND	0.812598 (0.08480) [ 9.58198]	0.469360 (0.10410) [ 4.50887]
R-squared	0.834257	0.699704
Adj. R-squared	0.829023	0.690221

Sum sq. resids	7564.938	11398.31
S.E. equation	8.923616	10.95364
F-statistic	159.3916	73.78468
Log likelihood	-355.1148	-375.4069
Akaike AIC	7.254845	7.664786
Schwarz SC	7.359698	7.769639
Mean dependent	127.8515	143.8358
S.D. dependent	21.58099	19.68032
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		9422.081
Determinant resid covariance		8676.082
Log likelihood		-729.8319
Akaike information criterion		14.90570
Schwarz criterion		15.11540

### Estatística LM dos resíduos do VAR (1) com intercepto e tendência linear

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h  
 Date: 06/13/14 Time: 10:06  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 99

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.305819	0.6797
2	0.722992	0.9485
3	10.77856	0.0292
4	1.778588	0.7764
5	8.792996	0.0665
6	7.525626	0.1106
7	1.389735	0.8460
8	2.277712	0.6848
9	5.527792	0.2373
10	6.509365	0.1642
11	11.92276	0.0179
12	6.272451	0.1797

Probs from chi-square with 4 df.

### Estatística Q de Ljung-Box dos resíduos do VAR (1) com intercepto e tendência linear

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h  
 Date: 06/13/14 Time: 10:06  
 Sample: 2006M01 2014M04  
 Included observations: 99

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.131851	NA*	0.133197	NA*	NA*
2	0.860796	0.9968	0.877171	0.9966	7
3	11.57967	0.3961	11.93101	0.3689	11
4	13.24956	0.5830	13.67121	0.5506	15
5	21.96571	0.2860	22.85098	0.2440	19
6	27.72653	0.2263	28.98347	0.1809	23
7	28.90172	0.3657	30.24808	0.3031	27
8	30.33044	0.5003	31.80240	0.4264	31
9	34.74150	0.4805	36.65457	0.3920	35
10	39.36359	0.4536	41.79599	0.3503	39

11	47.94800	0.2790	51.45345	0.1765	43
12	52.67752	0.2638	56.83533	0.1541	47

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

\*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Círculo unitário do polinômio característico do VAR (1) com intercepto e tendência linear

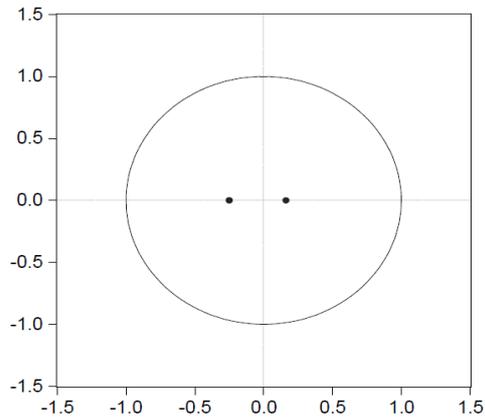


Gráfico dos resíduos das duas séries no modelo VAR (1) com intercepto e tendência linear

