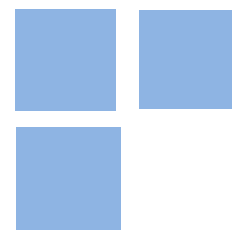


A contribuição da política fiscal para a crise brasileira recente: uma análise baseada em multiplicadores de despesas primárias do governo central no período 1997-2018

Marina Sanches

Laura Carvalho



The contribution of fiscal policy to the Brazilian recent crisis: an analysis based on expenditure and tax multipliers for the central government in the period 1997-2018

Marina Sanches (marinasanches@usp.br)

Laura Carvalho (lcarvalho@usp.br)

Abstract:

Based on Blanchard and Perotti (2002)'s Structural VAR approach, this paper estimates fiscal multipliers for different components of Brazilian federal government's expenditures, as well as for different sub-periods. Results suggest a higher and more persistent expenditure multiplier in the full sample, which includes the country's current economic crisis, than in the period 1997-2014. The difference arises from only two components – social benefits and public investments –, which generate the highest multiplier effects. On the basis of these results, several simulation exercises are performed. If central government's investment was held constant since the beginning of the fiscal consolidation plan in 2015, our estimates suggest that the level of GDP would be 1.4% higher than what we observed in 2017. If federal investment had instead expanded at the same average pace as in the period 2006-2010, GDP would have been 6.7% higher than observed. Finally, output would be 2.53% lower if social benefits had not continued to grow in 2016 and 2017 due to constitutional obligations.

Keywords: fiscal multipliers, fiscal policy, fiscal consolidation, public investment, SVAR.

JEL Codes: E62, H30, H50.

A contribuição da política fiscal para a crise brasileira recente: uma análise baseada em multiplicadores de despesas primárias do governo central no período 1997-2018

Resumo:

Com base em um VAR estrutural como o desenvolvido em Blanchard e Perotti (2002), esse artigo estima multiplicadores fiscais para diferentes componentes do gasto público do governo central brasileiro, bem como para diferentes sub-períodos. Os resultados sugerem um multiplicador mais alto e persistente para a amostra completa, que inclui a crise econômica atual, do que no período 1997-2014. A diferença se deve a apenas dois componentes das despesas – benefícios sociais e investimentos públicos –, que geram os efeitos multiplicadores mais elevados. A partir desses resultados, diversos exercícios de simulação foram realizados. Se o investimento do governo central tivesse se mantido constante desde o início da consolidação fiscal em 2015, nossas estimativas sugerem que o nível real de PIB seria 1,4% maior do que o observado em 2017. Se ao invés disso, os investimentos federais tivessem crescido à mesma taxa que no período 2006-2010, o PIB seria 6,7% maior do que o observado. Por fim, o produto seria 2,53% menor se os benefícios sociais não tivessem continuado a crescer em 2016 e 2017 devido a obrigações constitucionais.

Palavras-Chave: multiplicadores fiscais, consolidação fiscal, investimento público, benefícios sociais, SVAR.

A contribuição da política fiscal para a crise brasileira recente: uma análise baseada em multiplicadores de despesas e receitas primárias do governo central no período 1997-2018

Marina Sanches (FEA-USP) e Laura Carvalho (FEA-USP)

1) Introdução

A explosão da dívida pública nos países ricos após a crise financeira global de 2008-9 e a impotência da política monetária em estimular economias com taxas de juros já próximas de zero trouxeram a política fiscal de volta ao centro da literatura macroeconômica internacional da última década (Ramey, 2019; Hagedorn, 2019). Com uma defasagem de alguns anos, o debate econômico brasileiro acerca das causas da desaceleração iniciada em 2011 e da recessão de 2015-16 também conferiu centralidade ao papel do expansionismo fiscal do pré-crise e/ou da consolidação fiscal que se seguiu para o fraco desempenho de nossa economia.

Ainda que diversos fatores exógenos, que vão desde o ciclo internacional dos preços de *commodities* aos impactos econômicos de curto prazo da Operação Lava Jato, possam explicar boa parte da trajetória recente de crescimento econômico brasileiro – aproximadamente 50% segundo estudo de Borges (2017) – são muitas as interpretações que atribuem a erros de política macroeconômica e, em particular, de política fiscal, a responsabilidade pela profundidade de nossa crise e lentidão da recuperação. De um lado, estão os que compreendem a crise atual como um “esgotamento fiscal do Estado”, fruto da forte expansão de gastos sociais desde o contrato social de 1988 (Pessôa, 2017). De outro, autores como Orair e Gobetti (2017b) dão ênfase ao papel da substituição dos investimentos públicos diretos por subsídios fiscais a partir de 2011 e ao corte substancial nesses investimentos a partir de 2015 para a desaceleração e a recessão que se seguiu.

Tal como no debate internacional acerca da hipótese de austeridade fiscal expansionista (Alesina e Ardagna, 2010; FMI, 2010b), a análise do impacto das mudanças de composição e magnitude do Orçamento público brasileiro sobre o produto e a trajetória da dívida pública em relação ao PIB depende em boa medida da estimação dos multiplicadores fiscais para os diversos componentes do gasto e da receita.

Alguns autores descartam o papel da consolidação fiscal iniciada em 2015 para a recessão e a lenta recuperação que seguiu na economia brasileira por considerarem que o multiplicador fiscal em

países emergentes é inferior ao das economias avançadas, tal como encontrado em Ilzetzki (2011), ou até nulo. No caso da América Latina, esta hipótese perdeu força após o estudo de Carrière-Swallow et al (2018), que analisou os ajustes fiscais implementados nesse grupo de países entre 1989 e 2016 e concluiu que os multiplicadores fiscais são muito similares aos encontrados para países desenvolvidos, levando à queda no produto, no consumo e no investimento privado após a consolidação.

Por outro lado, Mathenson e Pereira (2016) estimaram multiplicadores para o Brasil a partir de dois recortes temporais distintos e encontraram evidências de que os gastos públicos deixaram de ter efeito persistente e significativo no produto desde a crise de 2009, ao contrário dos impostos e crédito dos bancos públicos. O resultado contradiz em parte o trabalho de Orair et al (2016), que estimou efeitos multiplicadores de investimentos públicos e benefícios sociais mais elevados e persistentes em períodos de recessão. Multiplicadores mais altos para investimentos públicos também foram encontrados por Pires (2011), Dutra (2016), Castelo Branco et al (2015) e Pires (2014).

Nesse contexto, o objetivo desse artigo é mensurar o impacto das alterações de composição e de magnitude do Orçamento público federal observadas nos últimos anos sobre o PIB brasileiro a partir de estimativas atualizadas dos multiplicadores fiscais para diferentes tipos de gasto com base na metodologia de Blanchard e Perotti (2002). Em particular, serão quantificados os efeitos da substituição de investimentos públicos por subsídios a partir de 2011 e do corte de investimentos desde 2015 para o desempenho de nossa economia, bem como do crescimento dos benefícios sociais ao longo de todo o período de análise. Alguns cenários alternativos, de outras formas de ajuste fiscal, serão construídos a partir dos multiplicadores estimados.

Para além de incluir o período 2015-2018 – crucial para a compreensão do papel da crise atual sobre os multiplicadores – na amostra que serviu de base para as estimativas, esse artigo também se diferencia da literatura existente pela desagregação dos multiplicadores do gasto e utilização das séries ajustadas de despesas e receitas primárias de Orair et al (2016) e da Instituição Fiscal Independente, eliminando o ruído causado pela contabilidade criativa, entre outros aspectos descritos na seção 4 deste artigo.

O artigo conta com sete seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta um breve histórico e contextualização da política fiscal adotada no período 1997-2018, com especial ênfase em seus pontos de inflexão. A seção 3 faz um breve resgate da literatura empírica de multiplicadores fiscais, com ênfase nos estudos para o Brasil. Os dados e a metodologia são explorados na seção 4. A seção 5, por sua vez, apresenta os resultados das estimativas. Já a seção 6 analisa os efeitos da política fiscal adotada sobre o produto. Por fim, a seção 7 traz algumas conclusões.

2) A história recente da política fiscal no Brasil: da expansão à consolidação

Como observado em Orair e Gobetti (2017b), há dois importantes pontos de inflexão na política fiscal brasileira da última década. Após a forte expansão dos gastos sociais e do investimento público que vigorou entre 2006 e 2010, o período 2011-2014 é marcado pela política de diminuição de impostos e aumento de subsídios. O segundo ponto de inflexão ocorre em 2015, com o início da fase de consolidação fiscal pela via dos cortes de despesas.

No primeiro período de expansão fiscal, a flexibilização significativa das metas fiscais, através, por exemplo, da exclusão das estatais federais da meta fiscal, levou a uma redução do resultado primário requerido de 4.25% do PIB em 2004 para 2.63% do PIB em 2010. Para além dos efeitos da valorização real do salário mínimo, que tornou-se ainda mais expressiva a partir de meados dos anos 2000, destaca-se a expansão de programas sociais (e.g. Bolsa Família) e a ampliação de investimentos públicos com a chamada operação Tapa-Buracos em 2006 e, a partir de 2007, com o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). Após a crise de 2009, outras medidas estimulativas foram tomadas, como a redução das alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) sobre automóveis e a criação do programa Minha Casa Minha Vida (MCMV).

No Gráfico 1, observamos um crescimento positivo de todas as despesas no período, bem como da receita (em função do próprio crescimento econômico e do boom de commodities). O investimento público cresceu 24.5% ao ano, em média, no período 2006-2010, ante uma expansão de 7.4% ao ano nos benefícios sociais. O item de subsídios, que incluiu o efeito da expansão do crédito do BNDES no pós-crise de 2009, cresce 13.2% ao ano, em média.

No período 2011-2014, o eixo principal do expansionismo fiscal passou a ser o das desonerações e subsídios, como parte de uma estratégia de política econômica orientada ao estímulo à competitividade e à lucratividade do setor privado (Carvalho, 2018). Como a estratégia também envolvia uma redução substancial da taxa de juros, o período começa com um forte ajuste fiscal no ano de 2011 como tentativa de conter o processo inflacionário por uma substituição do afrouxamento fiscal por um afrouxamento monetário. Com o fracasso da política em estimular os investimentos privados, as exportações e a economia em geral, a consolidação fiscal inicial dá lugar a uma expansão fiscal com queda de receitas e expansão de subsídios.

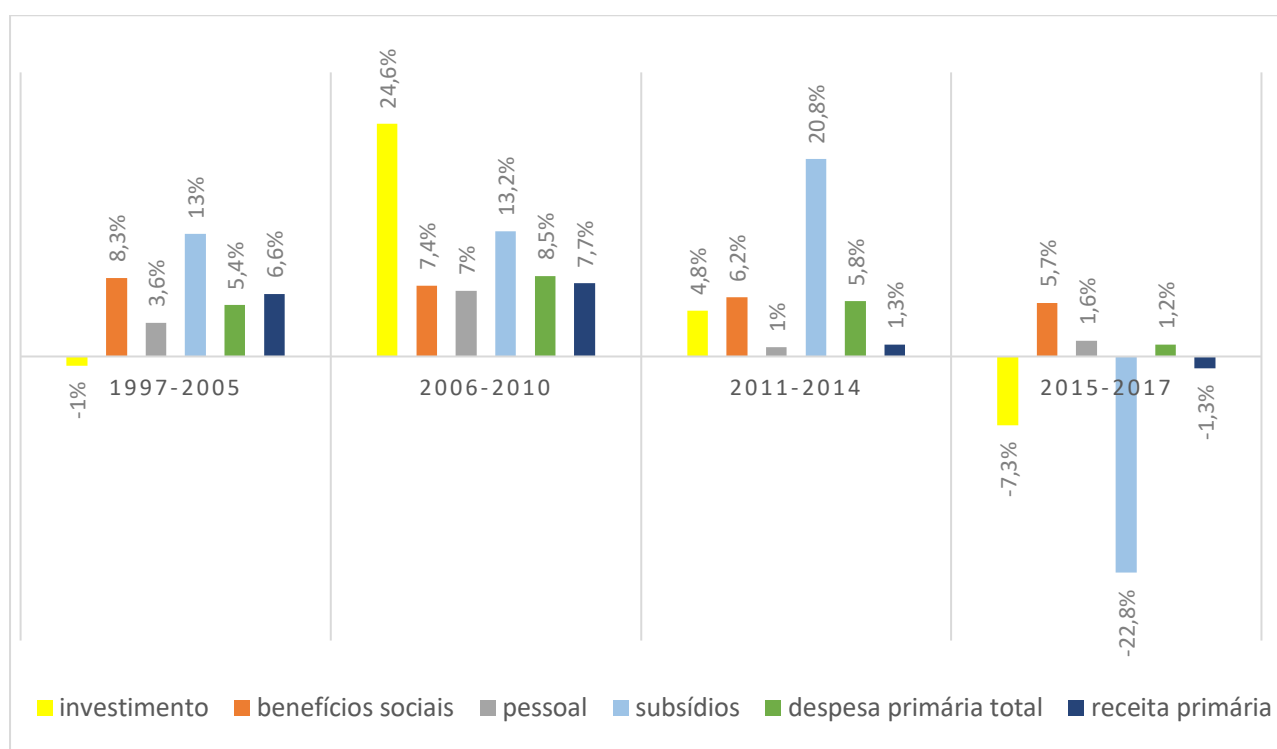
O Gráfico 1 mostra que as despesas com subsídios cresceram em torno de 20.8% ao ano no período 2011-2014, em detrimento do investimento público, cujo crescimento foi de apenas 4.8% ao

ano. Nota-se também um crescimento muito pequeno da receita, de apenas 1.3% ao ano, causando uma deterioração crescente no resultado primário.

Após o primeiro ano de déficit primário, em 2014, o governo passa a adotar uma estratégia de ajuste fiscal baseada no corte de despesas. Dado o alto peso das despesas obrigatórias no Orçamento, a consequência foi um ajuste desproporcional em despesas discricionárias e, em particular, nos investimentos públicos. O Gráfico 1 mostra a variação negativa dos subsídios e do investimento público no período 2015-2017. De 2014 para 2015, por exemplo, a queda no investimento público real do governo central foi de quase 40%. Embora em 2016 o governo tenha adotado uma postura mais gradualista com a aprovação da Emenda Constitucional 95 do “teto de gastos”, o corte de investimentos públicos continua ocorrendo ano a ano desde então.

Por fim, como pode ser observado no Gráfico 1, a taxa de crescimento dos benefícios sociais permaneceu bastante estável ao longo dos quatro períodos analisados, como resultado do pacto de 1988 e seu caráter obrigatório. A taxa de crescimento anual dos benefícios sociais permaneceu à frente (ou muito próxima) da taxa de crescimento anual do produto em todos os períodos.

Gráfico 1: Taxas de variação anual de componentes do gasto e da receita do governo central (% a.a) obtidas por média geométrica em quatro subperíodos entre 1997 e 2017



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Instituição Fiscal Independente (IFI).

3) A literatura empírica sobre multiplicadores fiscais

A abordagem de modelos lineares do tipo VAR (vetores auto regressivos) é a mais convencional para a avaliação de multiplicadores fiscais, com ênfase no artigo seminal de Blanchard e Perotti (2002) para a economia norte-americana. Tomando como base a metodologia por eles desenvolvida, diversos estudos incluíram novas variáveis endógenas, como a taxa de juros e de inflação (PEROTTI, 2004; BURRIEL et al, 2010; RAVINIK E ZILIC, 2011; TENHOFEN et al, 2010; LOZANO e RODRIGUEZ, 2011; dentre outros) ou a dívida pública e a taxa de câmbio (CAVALCANTI e SILVA, 2010; ILZETSKI, 2011; CASTRO E FERNANDEZ (2011)), entre outros. Outras modificações foram feitas a partir de novas formas de identificação dos choques fiscais.

Geralmente, os estudos utilizam uma abordagem desagregada, seja verificando o impacto da política fiscal sobre diferentes componentes do PIB, tipicamente o consumo das famílias e os investimentos privados (BLANCHARD e PEROTTI, 2002; TENHOFEN et al, 2010; CASTRO, 2003), seja em relação aos gastos e receitas do governo para os quais se estima os multiplicadores (ÇEBI, 2015; UNAL, 2011; BURRIEL et al, 2010). A literatura que utiliza vetores auto-regressivos estruturais encontra multiplicadores de impacto no produto para as despesas governamentais positivos (RAMEY, 2019)¹, mas com diferentes magnitudes e persistência. Um ponto importante é que os estudos mostram que multiplicadores de investimento público são geralmente mais altos e mais persistentes. Mais recentemente, modelos não lineares vêm sendo utilizados na tentativa de diferenciar os multiplicadores fiscais durante as recessões e expansões econômicas: a política fiscal mostraria-se particularmente eficaz durante recessões (FMI, 2010a).

Entre os estudos realizados para o Brasil, Peres e Ellery (2009) e Peres (2006) usam a estrutura do SVAR linear de Blanchard e Perotti (2002) para o período 1994 a 2005, com dados do governo central, e encontram resultados “tipicamente keynesianos”: a resposta do produto é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para o caso dos impostos, sendo que o multiplicador de gastos é maior que o de impostos, mas de pequena magnitude (cerca de 0.3 a 0.4 para os gastos e -0.2 para a receita) e baixa persistência.

Cattan (2017) utiliza os dados mensais de Orair et al (2016) para estimar funções impulso resposta a partir de um SVAR a la Blanchard e Perotti (2002) nas três esferas de governo no período de 2002 a 2016 e encontra que o produto responde mais a choques no investimento público se

¹ Como em Blanchard e Perotti (2002); Perotti (2004); Burriel et al (2010); Stanisic e Kaumovic (2017); Tenhofen et al (2010); Giordano et al (2007); Fatás e Mihov (2001); Mountford and Uhlig (2008); Castro (2003); Castro e Hernández de Cos (2008); Çebi (2015); entre outros.

comparado à resposta a choques no consumo do governo. Ademais, a resposta do produto a um choque na variável subsídios é bastante baixa.

Já Cavalcanti e Silva (2010) incluem uma variável para a dívida pública (como recomendado por Favero e Giavazzi (2007)) em um SVAR para o período 1995 a 2008 e concluem que o multiplicador diminui, ficando próximo de zero. Pires (2011) também usa um VAR linear para o período de 1996 a 2011, para as três esferas de governo, e conclui que o multiplicador do gasto público de consumo é menor que um (0.99), ao passo que o multiplicador de investimentos públicos é maior que a unidade (1.23), sendo mais persistente. Peres (2006) e Cattán (2017) também encontram uma resposta maior e mais persistente do produto a choques nos investimentos públicos, se comparado a choques no consumo do governo.

Na direção contrária, o estudo de Mendonça *et al.* (2009) obtém resultados “não-keynesianos”: multiplicadores positivos para a receita e negativos para os gastos. Os autores realizam o estudo para a economia brasileira do período de 1995 a 2007 por meio de um SVAR com identificação agnóstica de Mountford e Uhlig (2008). Os resultados encontrados estão de acordo com a ideia de um efeito *crowding out* no investimento privado. Por outro lado, o aumento não esperado dos impostos, apesar de seu possível efeito negativo, pode conferir expectativas positivas no ambiente de negócios, de modo a aumentar o produto no longo prazo.

Outro estudo importante para o período recente, já mencionado na introdução, é o de Matheson e Pereira (2016), que utilizam um modelo SVAR linear para analisar o Brasil no período de 1999 a 2014. O resultado encontrado é que o produto responde pouco aos choques fiscais: o multiplicador para o gasto atinge 0.5, mas seu efeito é pouco persistente, tornando-se nulo já ao final do segundo ano após o choque. Já o multiplicador estimado para a receita pública é bastante pequeno nos períodos que imediatamente sucedem o choque. No entanto, a um prazo mais longo, tal multiplicador acumulado é positivo e alto (sua magnitude é em torno de 2, dado um corte de impostos). Apesar desse resultado, os autores analisam o pico de resposta do produto para a amostra inteira e para o período pré-crise global de 2008 e afirmam que tanto o multiplicador de gasto público como o de crédito público não foram significativos nos últimos anos (aproximando-se do zero), enquanto que o multiplicador de receita se manteve estável.

Inspirado em Auerbach e Gorodnichenko (2012), Orair *et al.* (2016) utilizam um STVAR (Smooth Transition VAR) não linear a fim de estudar a relação da política fiscal com os ciclos econômicos para o Brasil, do período de 2002 a 2016, para as três esferas de governo utilizando os dados da Instituição Fiscal Independente. Os resultados encontrados foram de que a resposta do produto aos choques nas despesas no regime recessivo com aquisição de ativos fixos (investimento

público) e com benefícios sociais são elevadas e persistentes, com respostas maiores que a unidade, chegando a, respectivamente, 1.68 e 1.51. Já o multiplicador do gasto com pessoal chega ao pico de 1.33. No regime expansivo, por outro lado, nenhum desses três multiplicadores (e também para os subsídios e demais despesas) foi estatisticamente significativo, além de possuírem valores baixos. No mesmo sentido, Dutra (2016) parte de um STVAR e dos dados de Orair et al (2016) para o governo central no período 1997-2016. O autor encontra multiplicadores maiores em períodos de recessão, tanto para o consumo do governo como para o investimento público.

Dentre as estimações não lineares, há também o trabalho de Pires (2014), que calculou o multiplicador fiscal com um modelo VAR não linear com Mudança Markoviana de Regime para períodos de baixa volatilidade entre 1996 a 2012, sugerindo um multiplicador entre 1.4 e 1.7 para o investimento público (no caso do consumo do governo, o multiplicador não foi significativo) e em torno de -0.28 para a carga tributária líquida. Um segundo trabalho que emprega uma metodologia similar à de Pires (2014) é o de Castelo Branco et al (2015) para o período entre 1999 e 2012, para as três esferas de governo. Os multiplicadores de gastos públicos são positivos, sendo: menor que a unidade no caso do multiplicador de gasto em consumo da administração pública; maior que a unidade (e com impacto persistente no produto real) no caso do multiplicador de investimento público. Já com relação a choques na carga tributária líquida, a resposta do produto é negativa e menor que a unidade, sendo persistente.

O presente estudo visa estimar o impacto das alterações mais importantes da política fiscal adotada no país nos últimos anos para a crise atual. Para isso, estimaremos a resposta do produto ao gasto e à receita com base nos dados da Instituição Fiscal Independente, com o nível de desagregação proposto por Orair et al (2016), por meio de um modelo SVAR linear em duas amostras no período 1997-2018. Os dois recortes temporais permitirão lançar luz sobre uma eventual alteração dos efeitos multiplicadores após a crise iniciada em 2014, tal como realizado em Matheson e Pereira (2016) para a crise de 2009.

4) Dados e metodologia

Os dados de receita e gasto do governo central para o período 1997-2018 foram obtidos na base da Instituição Fiscal Independente, em frequência mensal (acima da linha), e ajustados e desagregados como em Orair et al (2016). Além de eliminar inconsistências e ruídos de natureza metodológica das

estatísticas oficiais e problemas relativos à composição de receitas e despesas e a operações interorçamentárias, os autores retiraram os efeitos do que ficou conhecido como “pedalada fiscal”².

Os dados dividem os componentes do gasto público em: a) pessoal (remuneração e benefícios previdenciários dos funcionários públicos); b) benefícios sociais (benefícios de assistência social e previdência, exceto para funcionários públicos, mais seguro desemprego, abono salarial e benefícios dos programas Bolsa Família e Benefício de Prestação Continuada); c) aquisições de ativos fixos ou investimentos públicos, incluindo-se as transferências de capital para Estados e Municípios; d) subsídios (inclui subvenções aos fundos regionais, subsídios do programa Proagro, de auxílios à Conta de Desenvolvimento Energético, do Programa Minha Casa Minha Vida e também os subsídios implícitos dos empréstimos do Tesouro ao BNDES, além dos itens assim classificados pelo Tesouro); e) outras despesas (bens e serviços adquiridos pelo governo geral, incluindo Estados e Municípios, mais o resíduo das demais despesas). Já a receita³ utilizada é a líquida, que exclui as transferências (como as transferências para Estados e Municípios).

Tal como em Orair et al (2016), a série utilizada para o indicador do produto agregado é a do Banco Central do Brasil (BCB- Depec, série 4380), que fornece um indicador mensal para o Produto Interno Bruto em valores correntes. Esta série é estimada com base em informações divulgadas da produção da indústria de transformação, do consumo de energia elétrica, da exportação de produtos primários e de índices de preços. As estimativas desses índices de volume são ajustadas aos dados de volume do PIB trimestral divulgado pelo IBGE. Essa escolha possui uma desvantagem, que é a

² A título de exemplo de “pedalada”, Orair e Gobetti (2017a) explicam que, no resultado fiscal de 2015, o valor do subsídio ao Programa de Sustentação ao Investimento (PSI) foi de R\$ 30,3 bilhões, valor muito alto devido à quitação de R\$ 14,6 bilhões em passivos do governo central com o BNDES. Tais passivos se referem a subsídios efetivamente concedidos ao setor privado em anos anteriores, sobretudo entre 2010 e 2014. A correção dos autores foi considerar essa despesa no ano em que efetivamente ocorreu: R\$ 1,3 bilhão, em 2010, R\$ 2,2 bilhões, em 2011, R\$ 2 bilhões, em 2012, R\$ 4,1 bilhões, em 2013, e R\$ 5,9 bilhões, em 2014, em acordo com o Banco Central.

³ Sobre os dados da receita, os componentes da receita primária líquida devem ter relação com o ciclo econômico para o cálculo da elasticidade da receita com relação ao produto, que será utilizada na estimação do SVAR. Desta forma, este trabalho segue as recomendações de Gobetti et al (2016): foram retirados os componentes da receita primária do governo central que possuem baixa correlação com a atividade econômica: receitas patrimoniais, concessões, permissões, dividendos, bem como receitas tributárias com pouca relação com o ciclo econômico ou que possuem caráter regulatório, contribuição previdenciária dos servidores públicos; imposto sobre operações financeiras (IOF), que sofre alterações frequentes de alíquotas; CIDE combustível, que possui base tributária muito específica; e CPMF, que foi extinta em 2007 e, de acordo com os autores, apresentou evolução bastante próxima da elasticidade unitária. Foram considerados, portanto, no cômputo da receita primária líquida: imposto sobre importação (II), impostos sobre produtos industrializados (IPI), imposto de renda (IR), contribuição para o financiamento para a seguridade social (Cofins), Programa de Integração Social (PIS) e Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (Pasep), contribuição social sobre lucro líquido (CSLL), arrecadação previdenciária, contribuição de salário educação e outras receitas administradas pela Receita Federal.

utilização de uma série interpolada, mas também possibilita o aumento do número de observações para a estimação.

Todas as séries de gasto, receita e produto foram deflacionadas com o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), obtido do IBGE, a preços de junho de 2018. Posteriormente, as séries foram dessazonalizadas a partir da rotina *X-13 Arima* do Eviews. E, finalmente, foram logaritmizadas.

Como visto na revisão de literatura, grande parte dos trabalhos aplicam os modelos do VAR estrutural (ou SVAR). O SVAR ficou bastante conhecido na literatura de multiplicadores fiscais por meio de Blanchard e Perotti (2002), que argumentam que a metodologia VAR é apropriada para a política fiscal pelo fato de que os *lags* de decisão e implementação das políticas fiscais implicam que, quando temos dados de alta frequência (mensais ou trimestrais), há muito pouca ou nenhuma resposta da política fiscal a choques inesperados no produto, contemporaneamente. Neste caso, o produto não afeta o gasto público contemporaneamente porque os formuladores de política pública levam mais tempo que um trimestre (ou um mês) para perceber o choque do produto e decidir os próximos passos na política fiscal, bem como apresentá-las ao legislativo. O propósito da identificação é isolar os choques exógenos, recuperando a forma estrutural dos choques, isto é, obter uma ortogonalização não-recursiva dos termos de erro⁴.

O primeiro passo é estimar o VAR da forma reduzida. O vetor de variáveis endógenas utilizadas no modelo básico do presente estudo é tridimensional $X_t = [g_t, t_t, y_t]'$, com o vetor dos resíduos $u_t = [u_t^g, u_t^t, u_t^y]'$. Os choques da forma reduzida, entretanto, não possuem significância econômica (CASTRO e COS, 2008). Conforme Perotti (2007), os choques da forma reduzida (ou movimentos “surpresa”) podem ser vistos como combinações lineares de três componentes: a) a resposta automática do gasto do governo e receita a mudanças no produto; b) a resposta discricionária sistemática em razão de mudanças nas variáveis endógenas (Perotti dá o exemplo de mudanças nos impostos em resposta a uma recessão); c) choques discricionários aleatórios: os choques estruturais, que são não correlacionados entre si e não observáveis (precisamos recuperá-los). Desta forma:

⁴ Entre as críticas comuns a esse método, destaca-se a de Caldara e Kamps (2012), que sugerem que os resultados são muito sensíveis às elasticidades exógenas estimadas. Para amenizar um pouco isso, calculamos as elasticidades por dois métodos distintos e verificamos que os resultados não foram tão sensíveis. Outra crítica é dirigida ao fato de que a resposta do produto às variáveis fiscais é dependente do ciclo econômico – por isso a literatura sugere estimações não lineares. Para lidar com isso, fizemos o que foi sugerido por Mathenson e Pereira (2016), ao estimar duas amostras separadas: uma completa, incluindo a crise, e a outra pré-crise. Tendo em vista que nosso interesse é especificamente na recessão 2014-2017, esse método é conveniente. Há também outras questões, como inclusão de variáveis referentes à política monetária, como em Perotti (2004) e de dívida pública, como Favero e Giavazzi (2007).

$$u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \beta_{gt}e_t^t + e_t^g \quad (1)$$

$$u_t^t = \alpha_{ty}u_t^y + \beta_{tg}e_t^g + e_t^t \quad (2)$$

$$u_t^y = \gamma_{yt}u_t^t + \gamma_{yg}u_t^g + e_t^y \quad (3)$$

Onde u_t^g , u_t^t , u_t^y são os movimentos não esperados nas variáveis de gasto, receita e produto, respectivamente. Esses movimentos “surpresa” são os resíduos da forma reduzida, pois é a parte dos dados que não é explicada pelo VAR. Já e_t^g , e_t^t , e_t^y são os choques estruturais não correlacionados entre si por suposição e refletem a parte dos movimentos-surpresa que é exógena, ou seja, que não depende de políticas e da evolução “normal” da economia (COUDRET, 2013). Os coeficientes α_{ij} refletem a resposta da variável i à variável j – os componentes “a” e “b” listados acima são captados pelos coeficientes α . Já β_{ij} mede a resposta contemporânea da variável i a um choque estrutural na variável j – isto é, o componente “c” (LOZANO E RODRIGUEZ, 2011; PEROTTI, 2007; GIORDANO ET AL, 2007; BORG, 2014).

Conforme aponta Vdovychenko (2018), α_{gy} , α_{ty} , γ_{yt} , γ_{yg} não podem ser estimados sem viés devido à relação instantânea mútua entre o produto e as variáveis do gasto e da despesa. Em outras palavras, os resíduos da forma reduzida são correlacionados com os choques estruturais nas equações acima, de modo que os coeficientes obtidos por MQO são viesados e inconsistentes. Para resolver isso, dois passos são necessários. Primeiro, parte-se da hipótese de identificação para dados de alta frequência, o que remove o componente “b”, fazendo com que os coeficientes α apenas reflitam o primeiro componente (a resposta de estabilizador automático). Os dados utilizados nesta pesquisa são de frequência mensal, o que, como ressaltam Ravnik e Zilic (2011), reforça o argumento e a hipótese de identificação. Em segundo lugar, Perotti (2007) sugere o uso de informações externas ao modelo a fim de se estimar os coeficientes de α_{gy} e α_{ty} , uma vez que o sistema acima possui endogeneidade, havendo relações mútuas entre as variáveis. Desta forma, não é possível estimar esses coeficientes de forma consistente porque os u_t^j são correlacionados com e_t^i (GIORDANO et al, 2007).

A interpretação é a seguinte: α_{gy} reflete a elasticidade contemporânea da despesa em relação ao produto e α_{ty} é a elasticidade contemporânea da receita com relação ao produto. Sabemos que os coeficientes α medem a resposta discricionária das variáveis fiscais a mudanças não esperadas no produto, bem como a resposta automática (JEMEC et al, 2013). Dada a hipótese de identificação, não há resposta das variáveis fiscais ao produto de maneira discricionária (ÇEBI, 2015):

$$\alpha_{gy} = 0 \quad (4)$$

Já a elasticidade da receita em relação ao produto foi estimada com base em dois métodos: o chamado “método FMI”, tal como em Andreis (2014) e Maciel (2006), que é uma regressão com o uso de variáveis de *dummy* para controle de períodos, de *outliers* e de tendência. Já Gobetti et al (2016) estimam a elasticidade da receita por meio de *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), proposto por Stock e Watson (1993). Este método está relacionado ao fato de que as séries são não estacionárias, adicionando-se *lags* e *leads* da primeira diferença da variável independente, e busca corrigir possíveis problemas de viés nas estimativas MQO. Esse valor de elasticidade de longo prazo é do qual não se espera que haja desvio sistemático ao decorrer do tempo, como apontam Casalecchi e Barros (2018)⁵.

Mas esse procedimento ainda não é suficiente, pois ainda há problema de estimação tendo em vista que u_t^t e u_t^g são correlacionados. A partir dessas estimações separadas, obtêm-se as elasticidades exógenas e constroem-se os resíduos ciclicamente ajustados (que são os choques sem os efeitos do ciclo a fim de eliminarmos as respostas de estabilizador automático). Assim, remove-se o componente “a”, de forma a termos exogeneidade:

$$u_t^{g,CA} = u_t^g - \alpha_{gy}u_t^y = \beta_{gt}e_t^t + e_t^g \quad (5)$$

$$u_t^{t,CA} = u_t^t - \alpha_{ty}u_t^y = \beta_{tg}e_t^g + e_t^t \quad (6)$$

Os choques estruturais e_t^g e e_t^t podem ser obtidos a partir da hipótese de ordenação das variáveis. Se o gasto vier primeiro, $\beta_{gt} = 0$; se a receita vier primeiro, $\beta_{tg} = 0$. A partir desta hipótese, torna-se possível estimar os choques estruturais por MQO.

Blanchard e Perotti (2002) apontam para o fato de que não há uma razão para se escolher $\beta_{gt} = 0$ ou $\beta_{tg} = 0$ *a priori*; isto é, a partir de um choque no gasto e na receita, não há justificativa teórica ou empírica para sustentar qual das variáveis irá reagir antes. Entretanto, Mendonça et al (2016) sustentam que, para o caso do Brasil⁶ particularmente, é recomendável que se escolha $\beta_{gt} = 0$ e se estime o impacto contemporâneo dos gastos na receita (β_{tg})⁷. Como a correlação entre $u_t^{g,CA}$ e $u_t^{t,CA}$ é

⁵ Os valores obtidos para as elasticidades foram os seguintes: 1.25 (DOLS) e 1.2 (FMI) para a amostra inteira e 1.094 (DOLS) e 0.852 (FMI) para a amostra pré-crise. Utilizamos as elasticidades encontradas pelo “método FMI” porque as estimações pelo método DOLS são de longo prazo e, dado que estimamos os resultados para duas amostras, uma menor de 1997 a 2014, e a outra de 1997 a 2018, é interessante verificarmos as mudanças ocorridas nessa elasticidade. Foram estimados modelos com a elasticidade obtida pelo DOLS e as respostas do produto a choques nas variáveis reais foram similares. Não houve alteração na função impulso resposta e nos multiplicadores para o caso do gasto. Para a receita, entretanto, houve mudança nos multiplicadores, mas tal alteração não foi tão expressiva.

⁶ Os autores dão a seguinte justificativa: “Our point is that the Brazilian government decides to spend without considering the possibility of collecting taxes”, MENDONÇA et al (2016).

⁷ Há vários estudos que adotam essa especificação, como Perotti (2007), Tenhofen et al (2010), Castro e Fernandez (2011), Lozano e Rodriguez (2011), Burriel et al (2010), entre outros.

muito pequena, Perotti (2007) assinala que a ordem não altera o resultado. Inicialmente partiremos de $\beta_{gt} = 0^8$; e estimaremos a regressão por MQO dos resíduos da receita ajustado sobre os resíduos da forma estrutural dos gastos, a fim de obter β_{tg} , na equação 6. O propósito dessa regressão é obter as estimações de e_t^t e e_t^g . Tais choques são “isolados” da influência do produto, pois foi retirado o componente de estabilizador automático. Isso, juntamente com a hipótese de identificação, permite tornar os choques exógenos, retirando os componentes “a” e “b” mencionados acima.

Da equação 5, é possível recuperar e_t^g , utilizando-o para estimar a segunda por MQO (BURRIEL et al, 2010). A partir disso, obtemos variáveis instrumentais, os choques e_t^t e e_t^g para u_t^t e u_t^g na equação 3, tendo em vista a correlação dos regressores (resíduos da forma reduzida) com o termo de erro (choque estrutural). Assim e_t^t e e_t^g são utilizados como instrumentos pois sua correlação é baixa com e_t^y . Como $\alpha_{gy} = 0$ e $\beta_{gt} = 0$, os instrumentos são estimados por: $e_t^g = u_t^{g,CA} = u_t^g$ e $e_t^t = u_t^t - \alpha_{ty}u_t^y - \beta_{tg}e_t^g$.

Cabe ressaltar que uma desvantagem desse método é que consideramos a elasticidade exógena estimada α_{ty} como constante no tempo (BOICIUC, 2015). Para amenizar isso, os modelos estimados para a janela amostral menor usarão uma elasticidade diferente da estimada para toda a amostra. O último passo é estimar as funções impulso resposta, já com os coeficientes estimados. A análise da função impulso resposta é importante pois permite a avaliação da força, persistência e *timing* da resposta do produto a choques nas variáveis fiscais.

5) Resultados

O modelo básico é estimado⁹ com o vetor de variáveis endógenas $y_t = [g_t, t_t, y_t]'$, com g_t como o logaritmo da despesa total primária, t_t como o logaritmo da receita primária e y_t é logaritmo do produto. Serão estimados modelos para a amostra inteira, que vai de 1997 a 2018; e para a amostra pré-crise, de 1997 a 2014 - até março, porque, segundo a CODACE, no relatório de datação dos ciclos econômicos, a recessão teve início no segundo trimestre de 2014. Essa estratégia de estimação para

⁸ Os modelos também foram estimados também assumindo $\beta_{tg} = 0$ (isto é, as decisões referentes às receitas ocorrem antes que as de gasto) e se mostraram robustos à especificação, com pouca variação nas funções impulso-resposta, como é usual na literatura.

⁹ Os testes de estacionariedade, cointegração, seleção de lags, autocorrelação, heterocedasticidade e estabilidade dos modelos estimados podem ser disponibilizados sob solicitação. Realizamos dois importantes testes para autocorrelação residual, o Portmanteau e o do multiplicador de Lagrange (teste LM). Os p-valores altos indicam que a hipótese nula – de que não há autocorrelação residual no respectivo *lag* – não pode ser rejeitada. O teste de heterocedasticidade foi também realizado, considerando-se os termos cruzados. Também foi realizado o teste de estabilidade, que indica que as raízes do polinômio característico do VAR estão dentro do círculo unitário e, portanto, o sistema não é explosivo. Os testes para normalidade residual também foram realizados (skewness, kurtosis e Jarque Bera), mas a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos é rejeitada. Apesar desse resultado, há evidências de que os resíduos sejam aproximadamente normais quando desenhamos seu histograma, como em Cattan (2017).

averiguar eventuais alterações no multiplicador durante a crise é similar à de Mathenson e Pereira (2016) e conveniente, pois a amostra ficaria muito pequena se utilizássemos apenas os dados para o período 2014-2018. Os efeitos dinâmicos do gasto público podem ser analisados utilizando o SVAR tridimensional, substituindo a variável de despesa total por seus componentes, assim como faz Çebi (2015). Os SVAR serão estimados com as variáveis em primeira-diferença¹⁰, dado que as séries são não estacionárias. O número de *lags* é escolhido com base nos critérios de informação e no teste de autocorrelação LM (MATTEO et al, 2017).

Os gráficos apresentados fornecem a resposta acumulada do produto a um choque de uma unidade na despesa total primária, com intervalo de confiança de um e de dois desvios padrão, calculados por Monte Carlo. A escolha do intervalo das bandas não tem uma justificativa formal¹¹, mas significativa parte da literatura fornece a significância estatística usando uma banda de um desvio padrão.

De acordo com Spilimbergo et al (2009), existem quatro tipos de multiplicador: a) multiplicador de impacto, para análise do impacto de curto prazo da política fiscal: $\frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)}$; b) multiplicador de horizonte, para calcular o multiplicador em um dado período: $\frac{\Delta Y(t+n)}{\Delta G(t)}$; c) multiplicador de pico, que representa o maior valor no período: $\max \left[\frac{\Delta Y(t+n)}{\Delta G(t)} \right]$; d) multiplicador cumulativo, para um prazo mais longo: $\frac{\sum_{i=1}^n \Delta Y(t+i)}{\sum_{i=1}^n \Delta G(t+i)}$.

A importância de se calcular o multiplicador de impacto é que ele permite uma avaliação da política fiscal em termos de resposta imediata do produto a um choque na variável fiscal para lidar com uma crise, por exemplo. O multiplicador cumulativo, por sua vez, é importante para verificarmos o impacto de um choque discricionário aleatório, uma vez que a economia requer um tempo para absorver todo o choque inicial (ILZETZKI et al, 2013). O multiplicador cumulativo é igual à razão entre a resposta acumulada do produto e a resposta acumulada da variável que sofreu o choque e mede a mudança cumulativa no produto após uma mudança cumulativa no gasto do governo em um dado

¹⁰ Estimamos o SVAR com as variáveis em primeira-diferença de forma a evitar relações espúrias. Foram realizados os testes de estacionariedade aumentado de Dickey-Fuller, de Phillips e Perron e KPSS, incluindo apenas intercepto e incluindo intercepto e tendência. Os três testes foram considerados a critério de desempate. A conclusão é que as séries são integradas de ordem 1 (I(1)). No entanto, trabalhos como Tenhofen et al (2010), Giordano et al (2007), Perotti (2004), Jemec et al (2013), Coudret (2013), entre outros, utilizam as variáveis em nível - mesmo na presença de raiz unitária.

¹¹ Ramey (2011) afirma: “Although this is common practice in the government spending literature, it has no theoretical justification. Some have appealed to Sims and Zha (1999) for using 68% bands. However, there is no formal justification for this particular choice. It should be noted that most papers in the monetary literature use 95% error bands”.

horizonte temporal (LOZANO E RODRIGUEZ, 2011; BORG, 2014; BURRIEL et al, 2010). O multiplicador acumulado é tipicamente maior que o de impacto e o de pico. É raramente reportado nos estudos, embora seja a medida mais apropriada, de acordo com Spilimbergo et al (2009).

Para chegar ao multiplicador, é necessário dividir a elasticidade pela participação média das despesas primárias (ou receitas primárias) totais no produto. Como as variáveis estão em logaritmo, as funções impulso resposta nos fornecem as elasticidades do produto (Y) em relação à variável que sofreu o choque (X):

$$\varepsilon_{Y,X} = \frac{\frac{\Delta Y}{Y}}{\frac{\Delta X}{X}} = \left(\frac{\Delta Y}{Y}\right) \left(\frac{X}{\Delta X}\right) = \left(\frac{\Delta Y}{\Delta X}\right) \left(\frac{X}{Y}\right) \quad (7)$$

Conforme Pires (2014), como $\left(\frac{\Delta Y}{\Delta X}\right)$ é a definição do multiplicador, que reflete a mudança na variável produto dado o aumento de uma unidade na variável fiscal, tem-se:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta X} = \frac{\varepsilon_{Y,X}}{\frac{X}{Y}} \quad (8)$$

A Tabela 1 sumariza os nossos principais resultados para os multiplicadores, com os valores para as amostras pré-crise (1997-2014) e amostra inteira (2014-2018).

O gráfico 2 apresenta a função impulso resposta do produto a choques na variável de despesas primárias totais. O multiplicador de impacto é estatisticamente significativo, o que demonstra que o impacto de curto prazo da política fiscal é significativo. Tanto para a amostra completa como para a amostra pré-crise, notamos que as respostas são estatisticamente significantes na maioria dos períodos quando consideramos um intervalo de um desvio padrão. Para o cômputo dos multiplicadores, calculamos a participação média das despesas (e de cada tipo de despesa primária) no produto, em acordo com a equação 8. O resultado está disponível na Tabela 1 a seguir. O multiplicador cumulativo de longo prazo foi calculado para um determinado período de acordo com a persistência de cada tipo de despesa¹². Ressalta-se que não há muita diferença para os dois períodos no valor do multiplicador da despesa primária total; nem no padrão da função impulso-resposta.

¹²Por exemplo, para o caso da despesa primária total foi escolhido um período de 15 meses após o choque inicial. A justificativa para a escolha de 15 períodos para o cálculo do multiplicador cumulativo apoia-se em Garcia et al (2013): “The long-run multiplier is defined as the cumulative multiplier when $J \rightarrow \infty$, but in practice is used the number of periods needed for the multiplier to stabilize at its long-run value. In this paper, 24 periods are used as all multipliers stabilize after that number of quarters”.

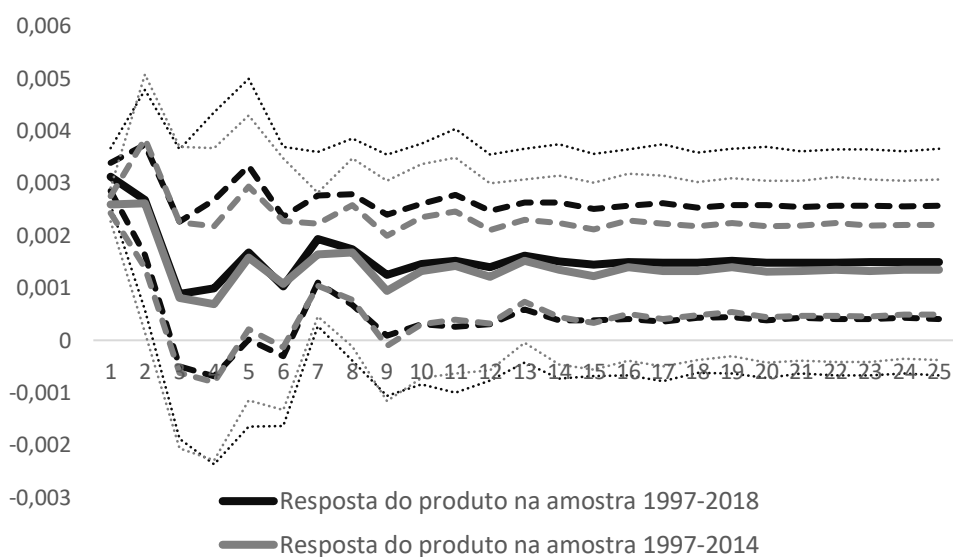
Com relação à resposta do produto ao investimento, todas as respostas são estatisticamente diferentes de zero para a amostra completa, como pode ser visto no gráfico 3. Quando as bandas são ampliadas para dois desvios-padrão, a banda inferior fica mais próxima ao eixo horizontal, mas permanece positiva na maioria dos períodos. O multiplicador de impacto é considerado alto (maior que a unidade): 1.4. Já o cumulativo, após 25 meses, vale em torno de 3.35, um valor bastante alto: a cada um real gasto em investimento público, obtêm-se como renda gerada 3.35 reais em um período de 25 meses. Destacamos que o cumulativo foi calculado para um período maior tendo em vista a maior persistência do multiplicador de investimento público – o que é encontrado, em geral, na literatura. O multiplicador de pico do investimento para a amostra inteira, que ocorre no período 7, chega a 2.15, aproximadamente.

Tabela 1: Multiplicadores fiscais estimados pré-crise / amostra inteira

	Multiplicador impacto (em t=1)	Multiplicador de pico (o respectivo período em que ocorre é indicado por “t”)	Multiplicador acumulado (15 ou 25 meses a depender da persistência)
Despesa primária total	0.33/0.375	0.33(t=1) / 0.375(t=1)	0.58/0.59
Receita primária	-0.15/-0.37	-0.0129(t=6)/0.0784(t=8)	-0.21/-0.18
Investimento público	1.5/1.4	1.5(t=1) / 2.15(t=7)	1.41/3.35
Benefícios sociais	0.77/0.75	0.77(t=1) / 1.18 (t=5)	1.9/2.914
Pessoal	0.01/0.1	0.088(t=2) / 0.1(t=1)	-0.7/-1
Subsídios	-0.08/0.14	0.114(t=4) / 0.176(t=7)	-0.49/0.057
Demais despesas	0.34/0.38	0.34(t=1) / 0.38(t=1)	-0.07/-0.008

Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 2: Resposta acumulada do produto a um choque nas despesas totais



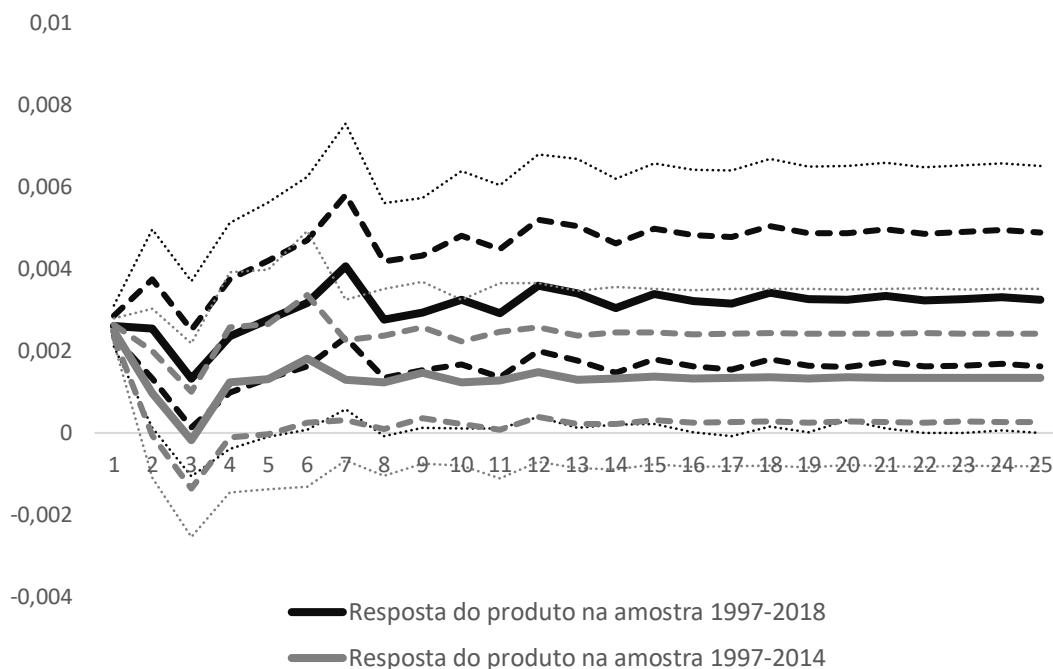
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Instituição Fiscal Independente e do Banco Central. As linhas tracejada e pontilhada correspondem, respectivamente, ao intervalo de um e de dois desvios-padrão, isto é, níveis de confiança de 68% e 95%.

Para a amostra pré-crise, embora o multiplicador de impacto seja um pouco maior (1.5), o acumulado ao longo de 25 períodos após o choque inicial vale 1.4 – valor bem menor que o observado na amostra completa (3.35) para o mesmo número de períodos, o que também indica uma diferença importante desse tipo de multiplicador para o período que engloba a crise de 2014-2017. Em termos percentuais, portanto, há um aumento de quase 140% no multiplicador acumulado de investimento público na amostra completa em relação à amostra pré-crise. A significância da resposta da amostra pré-crise não é tão clara, tendo em vista que a banda inferior (de um desvio padrão) está bem próxima do eixo horizontal, já para a amostra inteira há significância.

O Gráfico 4 apresenta a resposta do produto a choques de um desvio padrão nos benefícios sociais. A resposta é estatisticamente significativa em todos os períodos para a amostra completa. Para a amostra pré-crise, a resposta é também significativa considerando um intervalo de um desvio padrão. Embora os multiplicadores de impacto para os benefícios sociais sejam próximos, o multiplicador cumulativo ao final de 25 meses é de 2.914, o que demonstra certa persistência, para o caso da amostra completa; e é bem menor na amostra pré-crise, de 1.9. Isso indica algo que percebemos ao olhar para o gráfico abaixo: a resposta acumulada do produto aos benefícios sociais é bem maior no caso da amostra inteira, assim como para o caso dos investimentos públicos. Os intervalos de confiança ficam separados se considerarmos, ao invés de uma banda de um desvio padrão, como é usual na literatura,

uma banda de 0.75 desvio padrão. Mas reforça-se que a resposta do produto é estatisticamente significativa para uma banda até mesmo de dois desvios-padrão para quase todos os períodos no caso da amostra completa – isso não ocorre para a amostra pré-crise. O multiplicador acumulado cresceu na amostra completa em relação à amostra pré-crise cerca de 53%, um aumento bem expressivo apesar de ser menor que o verificado para os investimentos públicos.

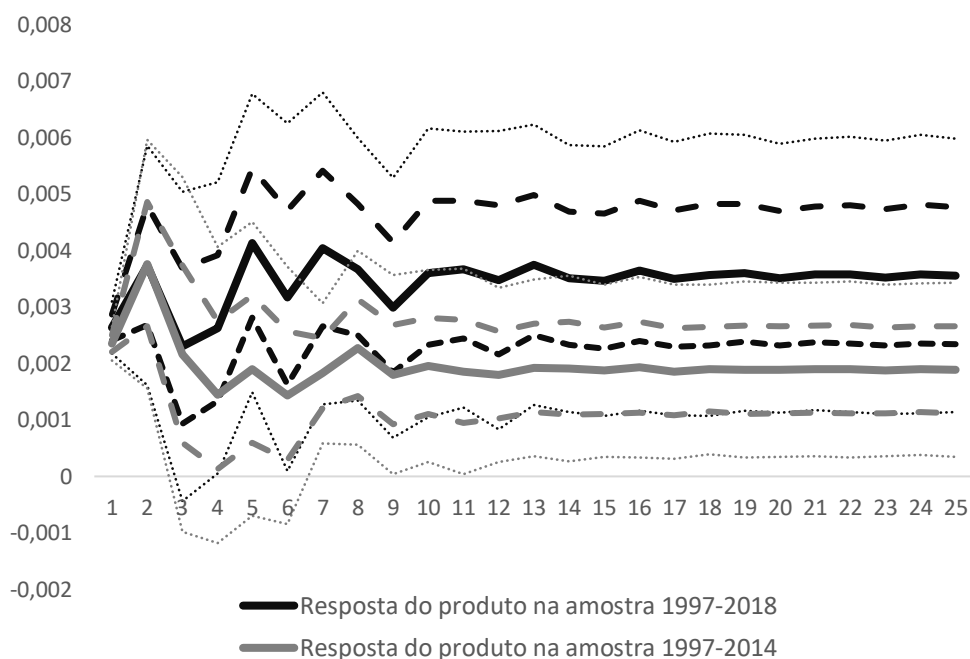
Gráfico 3: Resposta acumulada do produto a choque nos investimentos públicos



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Instituição Fiscal Independente e do Banco Central. As linhas tracejada e pontilhada correspondem, respectivamente, ao intervalo de um e de dois desvios-padrão, isto é, níveis de confiança de 68% e 95%.

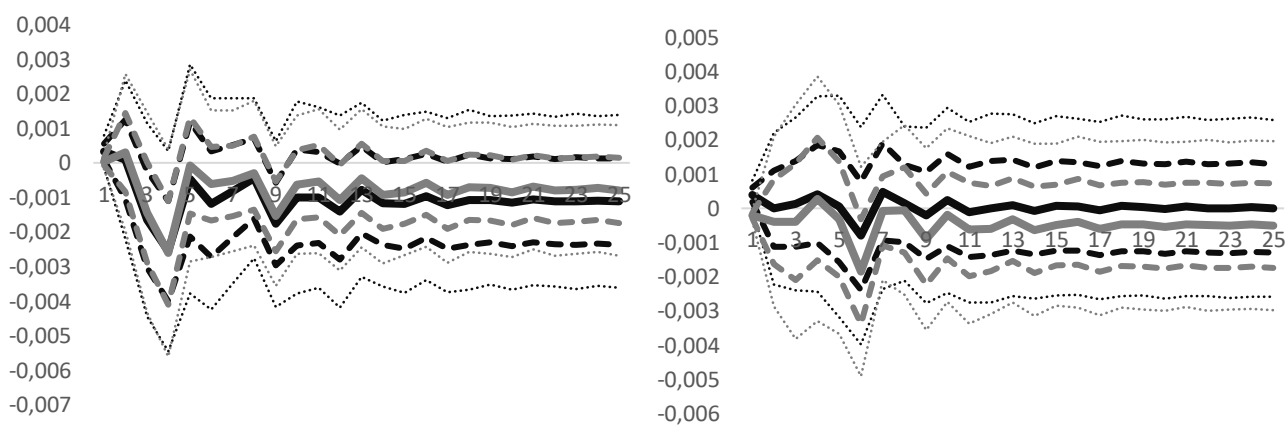
Com relação à despesa com pessoal, subsídios, demais despesas e à receita primária, em geral apenas o multiplicador de impacto é estatisticamente significativo. Os demais períodos, entretanto, não têm significância, tanto para a amostra completa como para a amostra pré-crise. Ainda assim, como afirma Coudret (2013), mesmo que não haja significância na função impulso resposta - algo que é comum em modelos VAR – o modelo ainda pode ser útil para nos informar ao menos os prováveis sinais dos parâmetros (KENEDDY, 2002). Destaca-se que, para esses grupos de despesas, não há tanta diferença na função impulso resposta entre as duas amostras (exceto no impacto), como foi observado no caso das despesas com benefícios sociais e investimentos públicos. O gráfico 5 ilustra a função impulso resposta para essas despesas e para o caso da receita. Como antes, a linha preta representa a resposta na amostra inteira (1997-2018) e a cinza na amostra pré-crise (1997-2014).

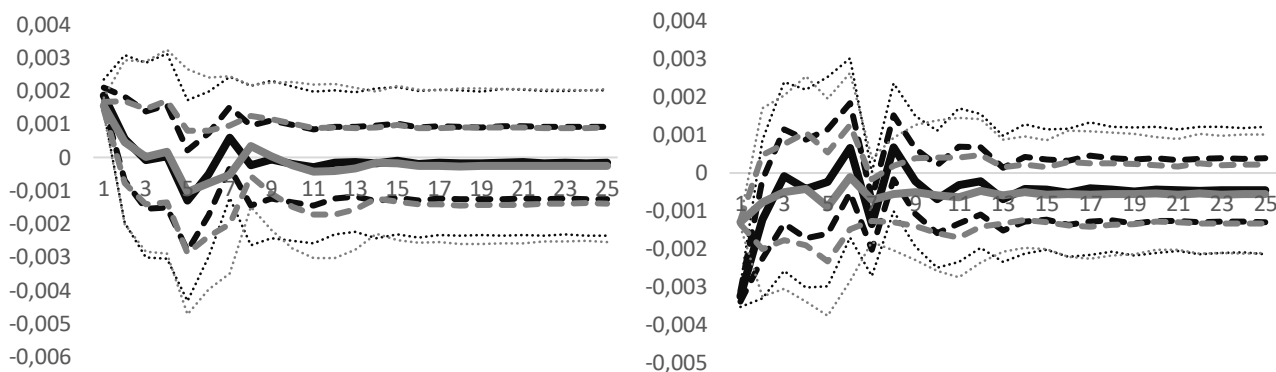
Gráfico 4: Resposta acumulada do produto a choque nos Benefícios Sociais



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Instituição Fiscal Independente e do Banco Central. As linhas tracejada e pontilhada correspondem, respectivamente, ao intervalo de um e de dois desvios-padrão, isto é, níveis de confiança de 68% e 95%.

Gráfico 5: Resposta do produto às despesas com pessoal, subsídios, demais despesas e receita primária





Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Instituição Fiscal Independente e do Banco Central. As linhas tracejada e pontilhada correspondem, respectivamente, ao intervalo de um e de dois desvios-padrão, isto é, níveis de confiança de 68% e 95%.

Nas estimações para toda a amostra, nossos resultados reportados na Tabela 1 e nos gráficos sugerem que os componentes de investimento público e de benefícios sociais possuem multiplicadores de magnitude mais elevada e com maior persistência, enquanto que pessoal, demais despesas e subsídios têm multiplicador de impacto positivo e estatisticamente significativo para amostra inteira, mas não no longo prazo, captado pela função impulso resposta acumulada. Notamos que, de fato, existem diferenças entre os multiplicadores na amostra inteira e na amostra pré-crise, mas não para todo tipo de gasto. As funções impulso-resposta e os multiplicadores acumulados para o caso dos investimentos públicos e benefícios sociais na amostra inteira são bastante diferentes – são maiores e mais persistentes - que na amostra pré-crise. Note-se que esses multiplicadores durante a crise podem ser ainda maiores, dado que estamos apenas considerando a diferença entre a amostra pré-crise e a amostra completa.

Nossos resultados reforçam, portanto, os encontrados por Orair et al (2016)¹³, bem como os de Pires (2011), que sustenta que o investimento público possui efeito um pouco maior e mais persistente sobre o produto em relação ao consumo do governo, com multiplicadores de 1.23 e 0.99, respectivamente. Já Pires (2014) encontra multiplicadores entre 1.4 e 1.7 para o investimento público e multiplicadores não significativos para o consumo do governo. No caso deste estudo, na amostra inteira, o multiplicador de impacto para os investimentos públicos foi de 1.4; e para os gastos de

¹³ No caso do estudo de Orair et al (2016), o componente do pessoal possui multiplicador elevado na recessão, juntamente com investimento público e benefícios sociais. No entanto, deve-se lembrar que o presente trabalho apenas engloba o governo federal, enquanto Orair et al (2016) tratam das três esferas de governo. De acordo com os autores: “Os resultados corresponderam em geral ao esperado segundo a literatura empírica internacional, sobretudo para os investimentos, mas surpreenderam em relação ao patamar do multiplicador das despesas de pessoal, acima da unidade e um pouco inferior ao dos benefícios sociais. Como hipótese, atribuímos isso ao fato de que a despesa de pessoal tenha crescido principalmente na esfera municipal, onde os salários são mais baixos [...]”.

consumo (pessoal e demais despesas) os multiplicadores foram estatisticamente significantes somente no primeiro mês – resultados parecidos com os encontrados por Pires.

Quanto ao impacto das receitas no produto, os resultados encontrados estão de acordo com a literatura em geral: geralmente apenas o de impacto é significativo. Encontramos um multiplicador negativo, que é esperado, tendo em vista que um choque positivo nas receitas deve diminuir a renda disponível para consumo e investimento, impactando o produto. Nossas estimativas estão próximas às de Peres (2006) e Pires (2014), que encontram, respectivamente, -0.2 e -0.28. Ressalta-se que esse multiplicador é bem menor – sobretudo em termos acumulados - que, por exemplo, o de investimentos públicos e o de benefícios sociais, o que pode sugerir que os efeitos de estímulo ao produto via redução de impostos são bem menores do que os efeitos de políticas que priorizem os dois tipos de gastos mencionados. O presente estudo difere, nesse sentido, do de Mathenson e Pereira (2016), que acham um alto multiplicador de receita em termos acumulados – de magnitude comparável ao nosso multiplicador acumulado estimado para os benefícios sociais.

6) Choques fiscais e impactos no produto

Realizaremos¹⁴, nesta seção, dois exercícios de simulação: a estimação do efeito da “substituição dos investimentos públicos pelos subsídios” a partir de 2011, como descrito na seção 2; e o efeito do corte de investimentos públicos realizado entre 2015 e 2017. Para tanto, seguiremos Gechert e Rannenberg (2015), que avaliam o impacto dos esforços de consolidação fiscal na Grécia utilizando multiplicadores fiscais por eles estimados em outro artigo (Gechert e Rannenberg (2014)) a partir da análise da variação anual das séries fiscais originais¹⁵.

¹⁴ Para isso, utilizaremos os multiplicadores acumulados para o período de 12 meses, que são similares aos estimados para 15 ou para 25 meses porque chegam a um valor de estado estacionário, conforme o efeito do choque inicial se dissipa. No caso da amostra inteira: 3.041 para investimentos públicos, 2.63 para benefícios sociais, -1.05 para pessoal, 0.06 para subsídios, 0.01 para demais despesas, -0.19 para receitas e 0.58 para as despesas totais. Para a amostra pré-crise, temos um multiplicador de 1.37 para investimentos públicos, 1.89 para benefícios sociais, -0.68 para pessoal, -0.47 para subsídios, -0.05 para demais despesas, -0.21 para as receitas e 0.57 para as despesas totais.

¹⁵ Embora os valores dos cortes/aumentos exatos das séries do choque estimado no SVAR e do choque efetivamente ocorrido na série original sejam diferentes, os gráficos, aqui omitidos, apresentam comportamento muito similar. Os choques estimados e os observados estão, em geral, próximos, o que nos aponta que utilizar dados mensais (e, portanto, supor choques mensais), não é algo tão fora da realidade. O uso da série original não é um grande problema no caso dos investimentos públicos e no caso dos gastos de consumo do governo (pessoal e demais despesas), tampouco no caso de subsídios, porque esses gastos são decisões determinadas diretamente pela política fiscal, como notam Gechert e Rannenberg (2015). No caso dos benefícios sociais, entretanto, possivelmente o esforço de consolidação fiscal é subestimado no caso da série pura, porque esta série é afetada pelo próprio ciclo econômico. Vale notar que, ainda assim, os benefícios sociais possuem um forte elemento discricionário, como indicam Orair e Gobetti (2017b).

6.1) O efeito da substituição do investimento público pelos subsídios no período 2011-2014

Nosso exercício aqui é, com base nos multiplicadores acumulados em um ano para os investimentos públicos e para os subsídios, estimar o efeito acumulado de 2011-2014 dos cortes ou aumentos ilustrados na tabela abaixo sobre o produto. Para este exercício, foi utilizado o multiplicador acumulado de 12 meses para a amostra pré-crise. A tabela abaixo multiplica a variação em milhões de reais pelo multiplicador encontrado de forma a verificar o efeito no produto. A variação é acumulada para verificarmos o efeito acumulado ao longo do período 2011-2014 no produto, como fazem Gechert e Rannenberg (2015). Para o caso do investimento público, esse multiplicador vale em torno de 1.37. Para os subsídios, -0.47. Nota-se que ambos são menores para a amostra pré-crise se comparados à amostra inteira: o de investimento é menor em magnitude, enquanto o de subsídios é negativo neste caso e positivo, mas muito próximo a zero, para a amostra inteira.

Tabela 2: Efeito dos cortes do investimento público e aumentos no subsídio entre 2011 e 2014

Ano	Varição no investimento público em reais (Acumulada)	Efeito no Produto Acumulado – investimento público	Varição nos subsídios em reais (Acumulada)	Efeito no Produto Acumulado – subsídios
2011	-8.681,30	-11.893,38	14.788,46	-6.950,57
2012	-4.863,45	-6.662,93	21.158,77	-9.944,62
2013	-8.152,55	-11.169,00	35.163,26	-16.526,73
2014	904,61	1.239,31	52.553,26	-24.700,03

Fonte: Elaboração própria.

Por exemplo, como mostra a Tabela 2, o corte no investimento público do início do período, de mais de 8 bilhões de reais é traduzido em um custo em termos de produto de mais de 11 bilhões de reais, dado que cada corte de 1 real no investimento representa uma queda do produto de quase 1.4 reais, em um período de um ano. Já para o caso dos subsídios observa-se, ao contrário do caso dos investimentos, variações predominantemente positivas.

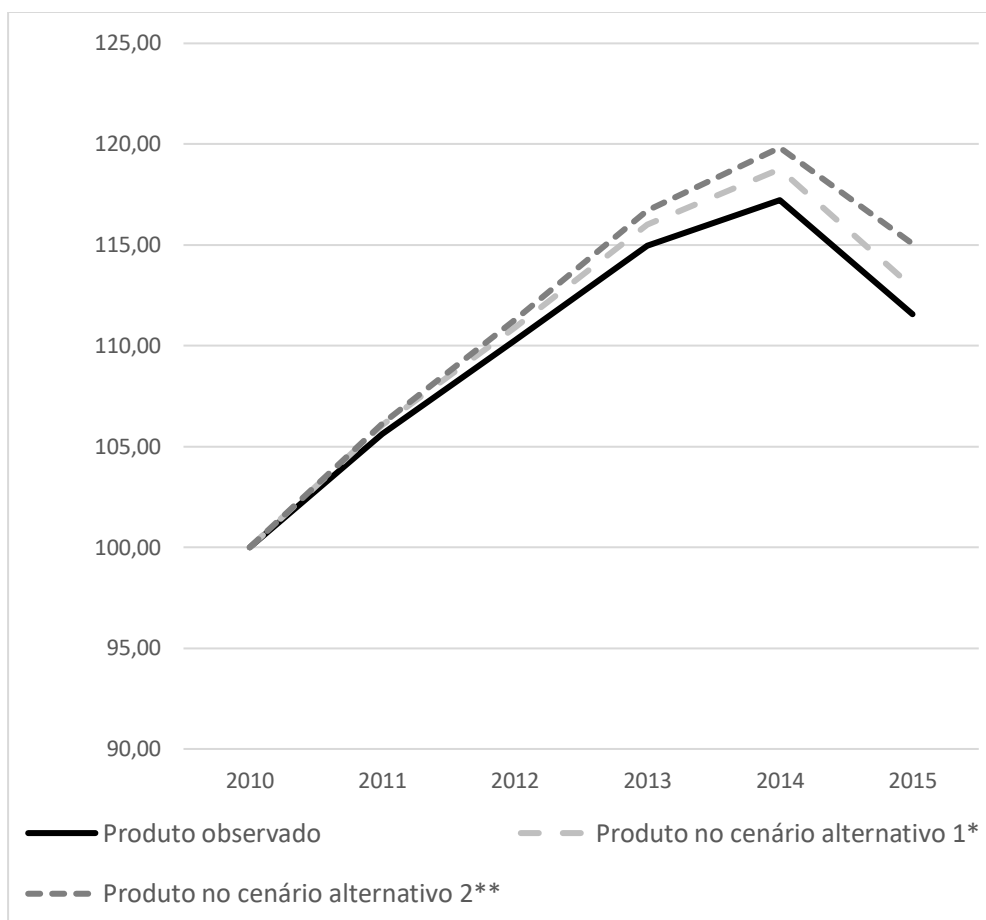
O fato de a estratégia do governo, a partir de 2011, ser muito focada em subsídios ao setor privado, com a crença de que este poderia ser um motor de crescimento econômico capaz de estimular os investimentos privados e criar um círculo vicioso revelou-se fracassada, como vimos na seção 2. Esse fato não surpreende quando estimamos o exercício aqui realizado: os efeitos multiplicadores dos

investimentos públicos sobre o produto são muito superiores em termos de geração de renda se comparados aos dos subsídios.

Como nossos multiplicadores acumulados para esses dois tipos de despesa são muito diferentes, uma pergunta importante a ser feita é: e se a variação acumulada no período, que é sempre positiva no caso dos subsídios no período, fosse destinada aos investimentos públicos? Para isso, abatemos o impacto da variação em reais acumulada do produto a cada ano dos subsídios, que efetivamente ocorreu; e adicionamos esse novo impacto, caso esse gasto fosse destinado aos investimentos públicos (que não ocorreu, sendo apenas uma simulação caso os recursos dos subsídios fossem canalizados para o investimento público, o que chamamos de “cenário alternativo 1”). O cenário alternativo 2, por sua vez, também considera que o aumento dos subsídios não ocorreu e, juntamente com isso, supõe um aumento dos investimentos públicos à taxa média ao ano observada no período 2006-2010, calculada no Gráfico 1.

De 2010 a 2014, a média geométrica da taxa de crescimento do indicador do produto no período foi de, efetivamente, 4% ao ano. No cenário alternativo 1, essa taxa seria de quase 4.4% ao ano, ao passo que no cenário 2 seria pouco mais de 4.6%. O período de 2013 para 2014 é o que mais possui diferença entre os cenários em termos de taxa de variação. De 2013 para 2014 a taxa de crescimento efetiva do indicador do produto foi de 1.96%. No caso do cenário 1 seria de 2.4% e, no cenário 2, de 2.7%. Considerando que o choque de 2014 ainda produz efeito acumulado em 2015, estendemos o exercício até 2015. A taxa média de crescimento do indicador do produto foi de 2.2% ao ano de 2010 a 2015. Nos cenários alternativos 1 e 2, essa taxa seria de 2.46% e 2.8% ao ano, respectivamente. O Gráfico 6 abaixo ilustra esse efeito, considerando 2010 como o ano-base. Em 2014, o produto estava 17% acima do nível do ano-base (2010). Esse patamar é 1.55% inferior ao que seria observado no cenário 1 (em que o produto estaria a quase 19% acima do nível de 2010) e 2.6% menor ao que seria observado no caso do cenário alternativo 2 - com o produto a quase 20% acima do nível de 2010.

Gráfico 6: Efeito no produto em cenários alternativos



Fonte: Elaboração própria. *O cenário alternativo 1 refere-se ao cenário em que os recursos destinados aos subsídios entre 2011 e 2014 são canalizados ao investimento público. **O cenário alternativo 2 refere-se ao caso em que os investimentos públicos crescem no período 2011-2014 à taxa anual observada durante o período 2006-2010.

6.2) O efeito do ajuste fiscal de 2015-2017¹⁶

A Tabela 3 mostra o valor do investimento em milhões de reais (linha “total”) em cada ano e, na linha “corte”, a variação de um ano para outro. Notamos a variação fortemente negativa de 2014 para 2015 (de quase 40%), como já antecipado na seção 2. O “corte acumulado” acumula esses choques. Como o ajuste fiscal foi realizado em 2015, o ano de 2014 não entrará na estimação e está na tabela apenas para comparação. De posse do multiplicador acumulado em um ano para a amostra completa (3.04), estimamos o efeito acumulado no produto. Ao final de 2017, o custo do ajuste fiscal nos investimentos públicos corresponde a 19% do total da queda acumulada no produto, de 2015 a

¹⁶ Nossa análise desta seção vai até 2017, pois dispomos de dados até junho de 2018, o que dificulta a estimação do corte/aumento anual no ano de 2018. Ressalta-se, porém, que a estimação do multiplicador levou em conta este período de 2018 (de janeiro até junho). Uma possibilidade é refazer a análise quando dispormos dos dados até dezembro de 2018.

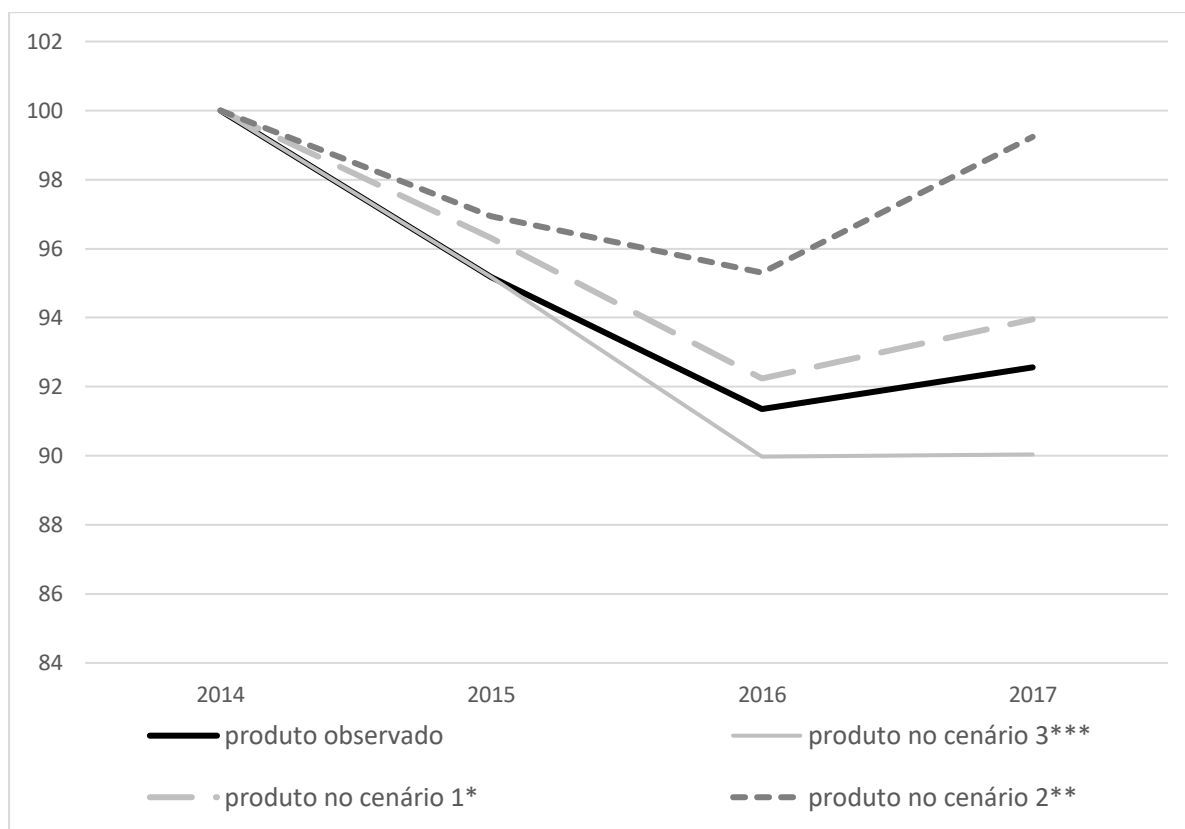
2017, *ceteris paribus*. Por outro lado, embora o corte de subsídios seja similar ao corte de investimentos públicos, tal corte não foi tão prejudicial– o efeito negativo acumulado estimado no produto em 2017 foi de apenas 0.45% da queda acumulada total do produto. A partir dos nossos multiplicadores fiscais calculados, realizamos três cenários possíveis.

Tabela 3: Efeito do corte de investimentos do governo central entre 2015 e 2017 sobre o produto

Ano	2014	2015	2016	2017
Total	73.048,03694	45.667,03124	51.598,65046	39.241,84536
Corte	9.057,162733	-27.381,00571	5.931,619221	-12.356,8051
corte acumulado	-	-27.381,00571	-21.449,38649	-33.806,19158
efeito estimado cumulativo no produto		-83.298,52295	-65.253,34502	-102.845,2298

Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 7: Efeito sobre o produto dos cortes de investimentos do governo central



Fonte: Elaboração própria. *O cenário 1 refere-se ao caso com manutenção dos investimentos públicos no mesmo patamar de 2014. **O cenário 2 considera uma situação em que o investimento público cresce no período 2015-2017 à mesma taxa média por ano observada em 2006-2010. ***O cenário 3 supõe que as despesas com benefícios sociais se mantiveram no patamar de 2014.

O Gráfico 7 sugere que o produto teria caído menos caso não houvesse cortes nos investimentos públicos. Os valores indicam que a taxa de variação média do indicador do produto no período de 2015-2017 foi, efetivamente, de -1.39% ao ano. No cenário sem cortes de investimentos (cenário 1), essa taxa teria sido de -1.23% ao ano. No cenário 2 consideramos que o investimento público cresceu à mesma taxa observada em 2006-2010- neste caso a taxa de variação média do produto seria positiva, de 1.18% ao ano. De 2014 para 2015, quando verificamos queda abrupta do indicador do produto (de 4.8%), a queda seria de 3.7% e de 3% nos cenários 1 e 2, respectivamente. Já a variação positiva do indicador do produto de 2016 para 2017, apesar de estar longe de uma recuperação, indica, efetivamente, variação de 1.32%. Essa variação positiva seria de 1.86% no cenário 1 e de 4.1% no cenário 2, o que mostra o grande efeito multiplicador em um cenário de uma política fiscal voltada à expansão do investimento público.

Se o ajuste fiscal fosse feito do lado dos impostos, por exemplo, o custo do ajuste em termos de produto seria bem menor, pois o multiplicador acumulado de receita é de apenas -0.18. Se multiplicarmos a linha “corte acumulado” da Tabela 3 por -0.18, o efeito negativo cumulativo no produto é muito menor que o aumento proporcionado pelo maior gasto em investimentos públicos: vale, em termos acumulados até 2017, 1.14% do valor total da queda acumulada no produto. Com relação às despesas, juntos, os cortes acumulados no período das despesas “subsídios”, “demais despesas” e “pessoal” respondem a apenas 2.8% da queda total acumulada do produto, aproximadamente, *ceteris paribus*. Se considerarmos o conjunto de despesas como um todo, utilizando o multiplicador acumulado para despesas primárias totais, o efeito sobre o produto da queda acumulada das despesas totais no período corresponde a 2.3% da queda total acumulada do PIB no período.

Vale notar que, como as despesas associadas aos benefícios sociais - que incluem programas sociais e previdência - são rígidas e, portanto, não são passíveis de um foco muito expressivo de corte, sua variação acumulada no período foi positiva, apesar do corte no ano de 2015. Como o multiplicador de benefícios sociais é alto e, dado que o ajuste não se deu por esses gastos, sua expansão pode ter contribuído para que a crise não se aprofundasse ainda mais. Ao considerar uma situação em que a variação positiva nos anos de 2016 e 2017 nos benefícios sociais não tivesse ocorrido, o cenário 3 do Gráfico 7, a taxa de variação média do produto no período teria sido -2.74% ao ano, frente ao -1.39% ao ano, realmente ocorrido. A variação positiva de 2016 para 2017 seria ainda menor do que foi, de apenas 0.06%.

Como o ponto 100 no Gráfico 7 representa o ano anterior ao período analisado (2014), ao final do período – em 2017 – o produto estava 7.4% abaixo do nível anterior, em 2014. No cenário sem

aumento dos benefícios sociais, o nível do produto seria 2.53% menor (e o produto estaria a quase 10% abaixo do nível de 2014), ao passo que no caso do cenário sem cortes de investimentos do governo central (e tudo o mais constante) o nível do produto estaria 1.4% acima do que realmente ocorreu (e estaria a 6% abaixo do nível de 2014). Já no caso em que o investimento público crescesse à taxa observada nos anos 2006-2010, haveria quase completa recuperação, com o produto a apenas 0.75% abaixo do nível de 2014, conforme o Gráfico 7 indica – e estaria a quase 6.7% acima do PIB verdadeiro.

7) Conclusões

A partir da estimação de um VAR estrutural baseado na metodologia de Blanchard e Perotti (2002) com variáveis fiscais mensais do governo central brasileiro para o período 1997-2018, esse trabalho encontrou um multiplicador mais elevado e persistente das despesas primárias federais sobre o produto para a amostra que inclui a crise de 2014-2017 se comparada à amostra pré-crise 1997-2014. Estimações desagregadas por componente do gasto sugerem que esse resultado é explicado pelo efeito dos investimentos públicos e dos benefícios sociais. Se o multiplicador elevado e persistente dos investimentos públicos já é bastante estabelecido na literatura nacional e internacional, o resultado para os benefícios sociais só havia aparecido no trabalho de Orair et al (2016). Nesse sentido, o crescimento expressivo e estável nesse item do gasto público desde o pacto social de 1988, que sobreviveu em boa medida ao ajuste fiscal iniciado em 2015 por seu caráter obrigatório, pode ter evitado flutuações muito maiores do PIB brasileiro ao longo desse período e, em particular, na crise atual.

Além disso, nossas estimações indicam que a forma em que ocorre a expansão ou o ajuste fiscal importa, e muito, para a dinâmica do produto. Em particular, simulamos o efeito de duas alterações significativas na política fiscal na última década sobre o PIB brasileiro: primeiro, a perda de peso dos investimentos públicos em prol de uma expansão de subsídios entre 2011 e 2014; segundo, o corte substancial de investimentos públicos a partir de 2015. Caso toda a expansão observada de subsídios tivesse sido direcionada para os investimentos públicos diretos entre 2011 e 2014, o PIB brasileiro teria crescido quase 4% ao ano ao invés dos 3.5% observados no período. Ao final do período analisado, em 2014, o PIB no cenário em que os recursos dos subsídios são destinados aos investimentos públicos estaria 1.55% acima do PIB que ocorreu, e 2.6% acima do PIB que efetivamente ocorreu no cenário em que os investimentos públicos continuassem crescendo à taxa anual observada no período 2006-2010.

Nossas estimações indicam que os cortes de investimentos públicos foram responsáveis por aproximadamente 19% da perda de produto observada no país desde 2014, considerando tudo o mais

constante. No cenário sem cortes de investimentos do governo central, o nível do produto ao final do período analisado (2017) estaria 1.4% acima do nível que realmente ocorreu, enquanto que o PIB estaria a quase 6.7% acima do PIB verdadeiro no cenário expansionista em que os investimentos públicos mantivessem a taxa anual média de crescimento do período 2006-2010 (isto é, já haveria uma quase total recuperação da crise econômica). O papel dos benefícios sociais também deve ser destacado, pois seu crescimento estável contribuiu para que seu alto efeito multiplicador impedisse uma crise mais profunda: o produto ao final de 2017 estaria a 2.53% abaixo do que realmente ocorreu caso não houvesse crescimento desse tipo de despesa nos anos de 2016 e 2017.

Ademais, nossos resultados possivelmente estão subestimados, pois o multiplicador somente para o período da crise deve ser ainda maior. O real efeito do ajuste fiscal deve ser mais custoso em termos de produto, tendo em vista que utilizamos multiplicadores estimados para a amostra inteira e não apenas para o período de crise. Esse trabalho ajuda, portanto, a quantificar o impacto de fatores internos, associados à política econômica, para a desaceleração vivida pela economia brasileira a partir de 2011 e para a crise que se seguiu. Os resultados encontrados servem também para subsidiar as discussões acerca do novo regime fiscal implementado em 2016 e de outras regras fiscais vigentes, que têm penalizado desproporcionalmente os investimentos públicos em períodos de crise.

Referências bibliográficas

- ALESINA, A.; ARDAGNA, S. **Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending**. In: BROWN J. R. *Tax Policy and the Economy*, Vol. 24, pp. 35-68, 2010.
- ANDREIS, A. **Balanço Orçamentário Estrutural no Brasil: a política fiscal no Brasil é pró ou anticíclica no período pós plano real?** *Finanças Públicas, XIX Prêmio Tesouro Nacional*, 2014.
- AUERBACH, A.; GORODNICHENKO, Y. **Fiscal multipliers in recession and expansion**. *Fiscal policy after the financial crisis – National Bureau of Economic Research*, p.63-68, 2012.
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. **An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output**. *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329–1368, 2002.
- BOICIUC, I. **The effects of fiscal policy shocks in Romania. A SVAR Approach**. *Procedia Economics and Finance* V.32. p.1131 – 1139, 2015.
- BORG, I. **Fiscal Multipliers in Malta**. *Central Bank of Malta*. 2014.
- BORGES, B. **Debate dos impactos da nova matriz econômica: a visão de que há exagero**. *Conjuntura Econômica*, 2017.

BURRIEL, P.; CASTRO, F.; GARROTE, D.; GORDO, E.; PAREDES, J.; PEREZ, J. **Fiscal policy shocks in the euro area and the US an empirical assessment.** *Working Paper Series European Central Bank, n 1133*, 2010.

CALDARA, D.; KAMPS, C. **The analytics of SVARs: a unified framework to measure fiscal multipliers,** *Finance and Economics Discussion Series 2012-20*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 2012.

CARVALHO, L. **Valsa Brasileira. Do boom ao caos econômico.** Editora Todavia, 2018.

CASALECCHI, A.; BARROS, G. **A variação da receita em resposta à atividade econômica.** *Instituição Fiscal Independente, nota técnica n.19*, 2018.

CASTELO-BRANCO, M. A.; LIMA, E. C. R.; PAULA, L. F. **Mudanças de Regime e Multiplicadores Fiscais no Brasil entre 1999-2012: uma avaliação empírica.** *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia da Anpec.* Florianópolis: Anpec, 2015.

CASTRO, F. **The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain.** *Documento de Trabajo n.º 0311.* Banco de Espana. 2003.

CASTRO, F.; FERNANDEZ, L. **The Effects of Fiscal Shocks on the Exchange Rate in the Spain.** *Bank of Spain.* 2011.

CASTRO, F.; HERNANDEZ DE COS, P. **The economic effects of fiscal policy: The case of Spain.** *Journal of Macroeconomics* v. 30, p. 1005-1028, 2008.

CATTAN, R. **Política fiscal e crescimento econômico: uma análise do período de metas de inflação no Brasil.** *Dissertação de Mestrado.* Unicamp, 2017.

CAVALCANTI, M.; SILVA, N. **Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: Uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008.** *Revista de Economia Aplicada* 14(4), 391–418, 2010.

ÇEBI, C. **Government Spending Multiplier in Turkey.** *Working Paper 15/15.* *Turkiyes Cumhuriyet Merkez Bankasi*, 2015.

COUDRET, N. **Fiscal Multipliers in the Netherlands A Structural VAR Approach.** *Master Thesis in Policy Economics.* *Erasmus School of Economics.* 2013.

DUTRA, F. **Multiplicadores fiscais no Brasil: estimativas a partir de Modelos STVAR.** *Trabalho de conclusão-Universidade Federal do Rio Grande do Sul*, 2016.

FATAS, A.; MIHOV, I. **The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence.** *CEPR Discussion Paper 2760.* Centre for Economic Policy Research (London).2001.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Debt and the effects of fiscal policy.** *Working paper 07-4.* Federal Reserve Bank of Boston, 2007.

FMI. **Fiscal monitor: Balancing fiscal policy risks.** *Technical report, World Economic and Financial Surveys.* Washington, DC, 2010a.

FMI. **Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation.** *World Economic Outlook,* 93-124, 2010b.

GARCIA, J.; LEMUS, A.; MRKAIC, M. **Fiscal Multipliers in the ECCU.** *IMF Paper13/117,* 2013.

GECHERT, S.; RANNENBERG, A. **Are Fiscal Multipliers Regime-Dependent? A Meta Regression Analysis.** *IMK working paper,* Nr. 139, 2014.

GECHERT, S.; RANNENBERG, A. **The costs of Greece's fiscal consolidation.** *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung,* Vol. 84, pp. 47-59, 2015.

GIORDANO, R.; MOMIGLIANO, S.; NERI, S.; PEROTTI, R. **The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model.** *European Journal of Political Economy* v. 23, p.707–733, 2007.

GOBETTI, S.; DUTRA, F.; ORAIR, R. **Resultado estrutural, ciclos econômicos e os desafios para avaliar o desempenho fiscal,** XXII Prêmio Tesouro Nacional 2017. 2016.

HAGEDORN, M.; MANOVSKII, I.; MITMAN, K. **The fiscal multiplier.** *NBER Working Paper Series,* 2019.

ILZETZKI, E. **Fiscal Policy and Debt Dynamics in Developing Countries.** *Policy Research Working Paper* 5666. World Bank, 2011.

ILZETZKI, E.; MENDOZA, E.; VEGH, C. **How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?** *Journal of Monetary Economics,* Vol. 60, pp. 239–54, 2013.

JEMEC, N.; KASTELEC, A.; DELAKORDA, A. **How do fiscal shocks affect the macroeconomic dynamics in the slovenian economy?** *Delovni Zvezki Banke Slovenije Bank of Slovenia Working Paper,* 2013.

KENNEDY, P. **Sinning in the basement: What are the rules? the ten commandments of applied econometrics.** *Journal of Economic Surveys,* V.16(4), 2002.

LOZANO, I.; RODRIGUEZ, K. **Assessing the macroeconomic effects of fiscal policy in Colombia.** *Journal of Financial Economic Policy.* 2011.

MACIEL, P. **Proposta à regra fiscal brasileira: orientação pelos ciclos econômicos.** *XI Prêmio do Tesouro Nacional,* 2006.

MATHESON, T.; PEREIRA, J. **Fiscal multipliers for Brazil.** International Monetary Fund, *IMF Working papers,* 2016.

MATTEO, D.; VINCENZO, D.; MAZZUCATO, M.; AGNOLUCCI. **Fiscal Multipliers: a SVAR approach for the US.** 2017.

- MENDONÇA, M.; MEDRANO, L.; SACHSIDA, A. **Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica.** *Texto para Discussão IPEA*, No. 1377, 2009.
- MENDONÇA, D.; MARÇAL, E.; HOLLAND, M. **Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis.** *Working paper series, São Paulo School of Economics*, 2016.
- MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. **What are the effects of fiscal policy shocks?** *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960–992, 2008.
- ORAIR, R.; GOBETTI, S. **Resultado primário e contabilidade criativa: reconstruindo as estatísticas fiscais acima da linha do governo geral.** *Texto para discussão – IPEA*, 2017a.
- ORAIR, R.; GOBETTI, S. **Brazilian fiscal policy in perspective: from expansion to austerity.** *Encontro Nacional ANPEC*, 2017b.
- ORAIR, R.; SIQUEIRA, F.; GOBETTI, S. **Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público.** *XXI Prêmio do Tesouro Nacional*, 2016.
- PERES, M. **Os efeitos dinâmicos da política fiscal sobre a atividade econômica: um estudo para o caso brasileiro.** *Dissertação de Mestrado – Universidade de Brasília*, 2006.
- PERES, M.; ELLERY, R. **Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no pib.** *Pesquisa e Planejamento Econômico* 39(2), 159–206, 2009.
- PEROTTI, R. **Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries.** *IGIER Working Paper No. 276*, 2004.
- PEROTTI, R. **In search of the transmission mechanism of fiscal policy.** *NBER Macroeconomics Annual 2007*, v. 22, 2007.
- PESSÔA, S. **Debate dos impactos da nova matriz econômica: a visão mais crítica.** *Conjuntura Econômica*, 2017.
- PIRES, M. **Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais.** *Anais do VII Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*. São Paulo: AKB, 2011.
- PIRES, M. **Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil.** *Economia aplicada*, v.18, n.1, pp.69-90, 2014.
- RAMEY, V. **Identifying Government Spending Shocks: It's All In the Timing.** *Quarterly Journal of Economics*, v.126(1), p. 51-102, 2011.
- RAMEY, V. **Ten years after the financial crisis: what have we learned from the Renaissance in fiscal research?** *NBER Working Paper Series*, 2019.
- RAVNIK, R.; ZILIC, I. **The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia.** *Financial Theory and Practice*, v. 35(1), p. 35-58, 2011.
- SIMS, C.; ZHA, T. **Error bands for impulse responses.** *Econometrica*, v. 6, n. 5, p.1113-1155, 1999.

- SPIILIMBERGO, A.; SYMANSKI, S.; SCHINDLER, M. **Fiscal multipliers**. *Technical report. IMF Staff Position Note*, IMF, 2009.
- STANISIC, D.; KASUMOVIC, B. **Fiscal Multipliers for Bosnia and Herzegovina**. *Working Paper. Graduate Institute of International and Development Studies International Economics Department*, 2017.
- STOCK, J.; WATSON, M. **A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems**. *Econometrica*, V. 61(4), p. 783–820, 1993.
- SWALLOW, Y.; DAVID, A.; LEIGH, D. **The macroeconomic effects of fiscal consolidation in emerging economies: evidence from Latin America**. International Monetary Fund. *IMF Working Papers*, 2018.
- TENHOFEN, J.; WOLFF, G.; HEPPKE-FALK, K. **The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: A Disaggregated SVAR Analysis**. *Jahrbuch f. Nationalökonomie u. Statistik*, v. 230/3, 2010.
- UNAL, U. **Rethinking the Effects of Fiscal Policy on Macroeconomic Aggregates: A Disaggregated SVAR Analysis**. *Working Papers*. Florida International University, Department of Economics, 2011.
- VDOVYCHENKO, A. **How does fiscal policy affect gdp and inflation in Ukraine?** *Visnyk of the National Bank of Ukraine*, n. 244, p. 25–43, 2018.