

EVIDÊNCIAS DE QUEDA DO EFEITO MULTIPLICADOR DOS GASTOS DO GOVERNO BRASILEIRO E A ABERTURA COMERCIAL NOS ANOS 1990

Ezequiel Henrique Rezende ^a

Debora Juliene Pereira Lima ^b

Manoel Vitor de Souza Veloso ^c

Resumo: O objetivo deste trabalho foi analisar o multiplicador dos gastos públicos no Brasil entre 1947 e 2021, usando as premissas do Princípio da Demanda Efetiva (PDE). Além de estimar o multiplicador no período todo, este trabalho obteve o multiplicador em dois intervalos distintos. O multiplicador estimado entre 1947 e 1989, em geral, foi superior ao multiplicador estimado entre 1990 e 2021. Essa periodização foi feita com base na utilização de *dummy* temporal. Com isso, buscou-se verificar se a abertura comercial após 1990 reduziu o multiplicador dos gastos do governo brasileiro. As evidências encontradas por meio da estimação do modelo de correção de erros apontam para fortes indícios de queda.

Palavras-chave: Multiplicadores dos gastos públicos; Princípio da Demanda Efetiva; Abertura Comercial.

^a Mestre em Economia pela UNIFAL/MG. Doutorando em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG.

^b Doutora em Economia pela UFU/MG. Professora da UNIFAL/MG.

^c Doutor em estatística pela UFLA/MG. Professora da UNIFAL/MG.

Abstract: The objective of this study was to analyze the multiplier of public expenditures in Brazil between 1947 and 2021, using the premises of the Principle of Effective Demand (PED). In addition to estimating the multiplier over the entire period, this study obtained the multiplier within two distinct intervals. The estimated multiplier between 1947 and 1989, on the whole, was higher than the multiplier estimated between 1990 and 2021. This periodization was established based on the use of temporal dummies. Thus, the aim was to ascertain whether the trade liberalization after 1990 reduced the multiplier of Brazilian government expenditures. The evidence yielded through the estimation of the error correction model points to strong indications of a decline.

Keywords: Multipliers of public expenditures; Principle of Effective Demand; Trade Liberalization.

JEL Codes: E62, E12, F13.

1. Introdução

Os estudos empíricos sobre o multiplicador ganharam notoriedade no início dos anos 2000 após o trabalho seminal de Blanchard e Perotti (2002). Naquele, os autores concebem uma proposta metodológica que se tornou significativamente difundida na literatura. E desde então, as análises do efeito multiplicador dos gastos ganharam peso significativo na literatura macroeconômica. Auerbach e Gorodnichenko (2012), Pires (2014) e Orair *et al.* (2016) são alguns exemplos de estudos que trouxeram evidências importantes para esse debate ao evidenciar que os multiplicadores podem ser superiores em recessões profundas. Por sua vez, Cavalcanti e Silva (2010) enfatizam que o multiplicador seria menor no Brasil devido ao efeito combinado promovido pelo regime de meta de superávit primário e pelo regime de meta de inflação. E segundo Castro (2003) e Pereira e Lopes (2010), o multiplicador cai quanto maior for o grau de abertura da economia.

Sobretudo as evidências trazidas pelos dois últimos trabalhos acima mencionados são de extrema importância para o Brasil, uma vez que a economia brasileira passou por um processo de intensa abertura comercial na década de 1990. Sobre essa abertura, Oreiro e Feijó (2010) afirmam que ela gerou impactos assimétricos sobre o comércio exterior e possivelmente foi prejudicial ao efeito multiplicador. Nessa mesma linha Soares e Nunes (2012) chamam a atenção para um possível efeito no multiplicador ao encontrar que o coeficiente de exportação da indústria de transformação de para 11,0% e 6,60% entre 1985 e 1997, enquanto o coeficiente de importação da indústria de transformação cresceu 7,64% e 12,8% no mesmo período, respectivamente. E segundo Morceiro *et al.* (2012), esse processo se intensificou como revelado pelo aumento do coeficiente de insumos importados da Indústria de Transformação de 25,9% para 33,2% entre 2003 e 2008.

Nesse sentido, este trabalho objetiva analisar se o multiplicador de gastos do governo brasileiro foi influenciado pela elevação do grau de abertura promovido pela abertura comercial da economia brasileira nos anos 1990. Para cumprir esse objetivo, calculou-se uma estimativa da elasticidade da variação do PIB à variação dos gastos públicos do governo brasileiro controlando os efeitos não observáveis de outras variáveis

macroeconômicas e da abertura comercial. Em seguida, essa elasticidade foi transformada em multiplicador. Os multiplicadores obtidos constituem evidências de impactos prejudiciais da abertura comercial, uma vez que foram inferiores entre 1990 e 2021 comparativamente aos valores obtidos no intervalo de anos entre 1947 e 1989.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em 3 seções. A próxima seção apresenta uma breve análise do arcabouço teórico sob o qual o efeito multiplicador surge e discute as evidências empíricas. A seção seguinte apresenta a metodologia de análise empírica e os principais resultados obtidos. Por fim, na última seção tecidas as considerações finais.

2. Efeito multiplicador dos gastos públicos

Keynes pode até não ter sido o primeiro e nem o único economista a reivindicar a atenção para a problemática referente às implicações da insuficiência de demanda efetiva, porém, certamente foi aquele quem contribuiu para dar notoriedade ao tema. Segundo Keynes (1936), numa economia liderada pela demanda, uma queda não antecipada da demanda agregada ocasiona uma queda imprevista nos lucros empresariais e os induz a reduzir o nível produção e emprego das firmas. A queda induzida do emprego reduz a massa salarial e leva a uma nova contração dos dispêndios da demanda agregada. Novamente, há queda nos lucros empresariais e uma nova rodada de cortes na produção e no emprego ocorre. E como não há estabilizador automático que paralise esse processo contracionista, ele se desenvolve até o nível de atividade cair num nível crítico, no qual a uma crise econômica se impõe. Segundo Kindelberg (2012), grande parte das crises econômicas nos últimos quatrocentos anos experimentou algum grau de insuficiência de demanda efetiva, sendo que quase sempre coube ao governo tomar as providências necessárias para promoção da recuperação econômica.

A sua disposição, o governo possui três políticas macroeconômicas elementares: fiscal, monetária e cambial. Contudo, como a superação de crises de insuficiência de demanda agregada compreende a faculdade de induzir os agentes a executarem seus planos de dispêndios mediante o reequilíbrio do balanço de custos e benefícios dessas decisões favorecendo os últimos (benefícios); espera-se que as duas últimas opções de políticas não sejam tão eficazes. Num primeiro instante, o governo poderia usar a política de renda baseada em transferências diretas de renda para promover uma expansão autônoma da renda familiar, com o objetivo de incentivar o consumo das famílias. Contudo, mesmo quando a transferência de renda for permanente podem existir fatores que impeçam que as famílias elevem seus gastos em consumo. Nesse caso, tem-se o risco de que o efeito expansionista das transferências de renda seja insuficiente para diluir as forças recessivas que reprovam as decisões de gastos dos agentes. Diante disso, uma alternativa compreende usar a política monetária expansionista para induzir a tomada de recursos pelas famílias e firmas. O ponto crítico dessa alternativa é que ela não terá êxito se o grau de incerteza acerca das perspectivas de lucro estiver elevado. Nesse caso, predominará níveis

exorbitantes de preferência pela liquidez, de tal modo que os agentes não alteram suas decisões de gastos, tampouco o fariam por causa do corte da taxa de juros. Nessas ocasiões os agentes optam por portfólios com predomínio de ativos líquidos (moeda, por exemplo) e a política monetária expansionista se torna ineficaz (MOLLO, 2004).

A política fiscal, segundo Resende *et al.* (2021), teria mais chances de ser eficaz, já que quando o governo amplia os gastos públicos ele dissipa a incerteza da economia, uma vez que a ampliação da contratação direta de serviços prestados pelo setor privado corresponde a criação de fontes de receitas adicionais empresariais estáveis, pois irão durar enquanto persistir o contrato de prestação de serviços. Sob o regime de expansão fiscal os resultados das ações empresariais tornam-se menos imprevisíveis o que por sua vez elevam as chances da ocorrência de decisões corretas. Consequentemente, os erros de programação tornam-se menores, bem como os desperdícios e prejuízos intrínsecos do processo produtivo empresarial menores. Aumenta-se a propensão a tomada de decisões eficientes e isso se traduz em ganhos de desempenho, que por sua vez estimula o *animal spirits* empresarial e amplifica seu apetite por lucro. Consequentemente, o empresário se torna mais propenso a realização de novos investimentos para satisfazer seu maior apetite por lucro. Toda essa cadeia de impactos será tão mais intensa quanto maior for a eficácia da política fiscal expansionista, isto é, quanto maior a magnitude do seu efeito multiplicador da renda e do emprego (KEYNES, 1936).

Assim, políticas fiscais verdadeiramente eficazes seriam aquelas capazes de produzir efeitos multiplicadores superiores a um, pois o benefício gerado por tal política seria inferior ao seu custo. E segundo Carvalho (2009), a eficácia da política está atrelada aos seguintes fatores: i) a estrutura da política de financiamento da política fiscal e suas implicações sobre o mercado de capitais; ii) a dimensão qualitativa da política fiscal e sua influência sobre o efeito multiplicador médio; iii) a estrutura do fluxo circular da renda no que pese aos seus canais pelos quais ocorrem as injeções e vazamentos de renda; iv) o *timing* da expansão fiscal e a possibilidade de que o multiplicador faça mais diferença em recessões do que em expansões. Assim, o desafio do planejador consiste em desenhar uma política fiscal eficaz, por isso esse assunto tem atraído a atenção de estudiosos e para analisar as evidências do multiplicador a próxima seção exibe uma revisão de trabalhos empíricos aplicados.

2.1 Evidências empíricas

Fatás e Mihovi (2001), analisando os gastos do governo americano entre 1946 e 1998, estimam multiplicadores positivos e inferiores a um. Esse resultado não se altera quando os autores modelam agentes racionais que antecipam os eventos fiscais. Resultado semelhante foi obtido por Uhlig e Mountford (2002). Segundo esses autores, no cenário expansionista caracterizado pela geração de déficits fiscais o multiplicador dos gastos do governo americano atingiu o valor de 0,50 e seu efeito persiste na economia por até 12 meses (UHLIG; MOUNTFORD, 2002). Por sua vez, Blanchard e Perotti (2002),

dialogando com os trabalhos anteriores, estimaram um efeito multiplicador persistente por até quatro anos, mas também com valor inferior a um. Segundo os autores, a decomposição do efeito multiplicador por componente do PIB revelou uma evidência de *crowding out*, já que o multiplicador dos gastos em consumo foi positivo e o multiplicador dos investimentos privados foi negativo.

De Castro (2006), analisando os gastos públicos do governo espanhol entre 1980 e 2001, estimou um multiplicador dos gastos correntes negativos, enquanto a estimativa dos gastos em infraestrutura foi superior a um. Além disso, a função de impulso resposta obtida pelos autores demonstrou que os choques promovidos pela expansão dos investimentos públicos persistem por até dois anos. Christiano *et al.* (2011) estima o multiplicador dos gastos por simulações em um modelo DSGE e obtém um valor três vezes superior no cenário em que a taxa de juros está fixa próxima ao limite inferior zero. Por outro lado, no regime monetário baseado na regra de Taylor o multiplicador o efeito multiplicador foi nulo. Segundo os autores, isso refletiu o efeito negativo exercido pela taxa de juros sobre a demanda agregada.

Por sua vez, Auerbach e Gorodnichenko (2012), analisando o multiplicador dos gastos do governo americano desde a 2^o guerra mundial, estimam um multiplicador entre 1 e 1,5 numa expansão fiscal realizada em recessões profundas e entre 0 e 0,5 quando ela é realizada em expansões profundas. Além disso, o multiplicador dos investimentos públicos foi o único a se manter significativo em ambas as fases do ciclo econômico. Já Pereira e Lopes (2014) estimam um multiplicador dependente do tempo, que se manteve constante entre 1945 e 1979 e depois decresceu entre 1980 e 2008. Um resultado semelhante foi encontrado por Kirchner *et al.* (2010). Os autores, ao analisar os gastos dos governos de países da Zona do Euro, estimaram um multiplicador que decresceu desde 1980. Cabe mencionar que como hipóteses explicativas em ambos os trabalhos os autores relacionaram a queda do multiplicador ao grau de abertura crescentes daquelas economias.

No Brasil, Peres e Ellery Junior (2009), analisando os gastos do governo central entre 1994 e 2005, estimam um multiplicador de 0,3 e de persistência de quatro trimestres. Por sua vez, Cavalcanti e Silva (2010), analisando os gastos do governo central brasileiro entre 1995 e 2008, estimam um multiplicador nulo. Segundo os autores, isso se deve ao impacto da taxa de juros sobre o nível de endividamento público no contexto do regime de superávit primário. Basicamente, isso significa que a operação da política fiscal prevê que uma expansão no período t seja compensada por uma retração no período $t+1$, de modo que o multiplicador é anulado. Já Pires (2014), analisando os gastos do governo brasileiro entre 1996 e 2010, estimou um multiplicador dos investimentos públicos de 1,7 quando a expansão fiscal ocorreu em uma recessão, porém, quando ocorre em uma fase de expansão econômica o multiplicador não é significativo. Nessa mesma linha, Orair *et al.* (2016), analisando os gastos do governo geral entre 2003 e 2016, estimam um multiplicador superior a um quando a expansão fiscal ocorre em uma recessão¹, sendo que os valores do

¹ Exceto os multiplicadores de subsídios, que não foram significativos em nenhum cenário.

multiplicador dos investimentos públicos, benefícios sociais e despesas salariais foram de 1,68, 1,51 e 1,33, respectivamente. Por fim, Sanches e Carvalho (2020), analisando os gastos do Governo Federal entre 1997 e 2014, estimam um multiplicador dos investimentos públicos e benefícios sociais de 1,5 e 0,77, respectivamente.

3. Multiplicador dos gastos públicos e abertura comercial no Brasil: uma avaliação empírica

Como notado, a maioria dos trabalhos analisados na seção anterior baseiam suas análises em modelos de estimação de vetores autorregressivos. Esses são vantajosos, pois permite que se especifique modelos que consigam captar os efeitos dinâmicos da política fiscal expansionista. Em contrapartida, tais modelos requerem uma amostra de dados que possua um número elevado de observações, que é uma característica típica em dados de alta frequência, como os dados diários, mensais e trimestrais. Isso se dá porque em tais modelos o número de coeficientes estimados é significativamente superior, justificando a opção por amostras de observações numerosas. Assim, o uso dessa técnica geralmente é mais difundido e aplicado em análises econômicas com dados de economias que possuam suas estatísticas oficiais consolidadas, como as economias da zona do Euro e americana.

No Brasil, os dados fiscais oficiais de alta frequência compreendem 1990 compreendem as séries históricas orçamentárias trimestrais do governo federal disponibilizadas pelo Tesouro Nacional a partir do ano de 1997. Dados anteriores a esse ano, em sua maioria, são de frequência anual e, apesar dessa baixa frequência, eles atendem mais às pretensões do presente trabalho do multiplicador porque torna possível a obtenção de estimativas do multiplicador dos gastos no Brasil nos anos anteriores e posteriores a realização da abertura comercial. Caso contrário, o problema de pesquisa do presente trabalho seria inviável. Por isso, adotou-se neste trabalho, ao invés do modelo VAR, o modelo de correção de erros, pois apesar de não modelar o efeito dinâmica do choque fiscal, ele estima um número inferior de parâmetros que lhe torna apto a ser utilizado quando se trabalha com amostras cujo número de observações não seja significativamente extenso, como é o caso do presente trabalho.

3.1 Modelo empírico

Inicialmente, considere-se equação do equilíbrio macroeconômica entre produto e demanda agregada a seguir:

$$PIB_t = C_t + I_t + G_t + (X_t - M_t) \quad (1)$$

Onde C é consumo das famílias no ano t; I é o investimento das firmas no ano t; G são gastos em consumo do governo no ano t; e (X - M) são as exportações líquidas no ano t. Em seguida, assumindo-se que apenas os gastos públicos sejam exógenos, pode-se substituir as demais variáveis do lado direito de (1) por suas respectivas formas funcionais apresentadas no Quadro 1 a seguir. Assim, assume-se que o consumo das famílias depende

do nível de renda disponível, dadas a propensão marginal a consumir e a carga tributária da economia; o investimento depende da taxa de juros²; e as exportações líquidas dependem taxa de câmbio e do PIB³.

Quadro 1: Funções macroeconômicas

Função	Modelo	Interpretação da função
$C = f(RPD)$	$C = \bar{A} + c(PIB - Td)$	O consumo é função da renda disponível
$Td = f(PIB)$	$Td = \bar{A} + tPIB$	Tributos diretos é função do PIB, dada a carga tributária.
$I = f(i)$	$I = \bar{A} - bi$	O investimento é função da taxa de juros
$X = f(e)$	$X = \bar{A} + xe$	As exportações são função da taxa de câmbio
$M = f(PIB, e)$	$M = \bar{A} + mPIB - pe$	As importações são função do PIB e da taxa de câmbio

Fonte: adaptado de Manna (2018). Legenda: RPD - renda pessoal disponível; C – consumo privado; \bar{A} – componente autônomo das variáveis macroeconômicas; c – propensão marginal a consumir; PIB – Produto Interno Bruto; Td – tributos diretos; t – sensibilidade do dos tributos diretos ao PIB; I – investimentos; b – sensibilidade dos investimentos a taxa de juros; j – taxa de juros; X – exportações; x – sensibilidade das exportações a taxa de câmbio; TC – taxa de câmbio; M – importações; m – propensão marginal a importar; p – sensibilidade das importações à taxa de câmbio.

Utilizando as informações do Quadro 1 e realizando as devidas substituições, a equação (1), após todos os algebrismos adquire a seguinte expressão:

$$PIB = A + \frac{1}{(1 + (t - 1)c + m)} G - \frac{b}{(1 + (t - 1)c + m)} i + \frac{x + p}{(1 + (t - 1)c + m)} e \tag{2}$$

Reescrevendo (2) no formato de uma regressão linear populacional, tem-se a seguinte expressão:

$$PIB = \alpha + \beta_1 * G + \beta_2 * i + \beta_3 * e \tag{3}$$

Hipóteses: $\alpha > 0 + \beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$

² Cabe mencionar que o investimento também é influenciado pelo nível de renda (e essa pelo nível de demanda agregada), porém, optou-se por desconsiderar esse canal de influência visto que, como será visto abaixo, essa escolha produz uma implicação desprezível para os objetivos desse trabalho.

³ A modelagem das exportações líquidas segue Oreiro (2017) e busca considerar a influência exercida pela taxa de câmbio sobre o nível de competitividade da economia brasileira, um dos principais determinantes do nível de exportações líquidas da economia.

Onde β_1 , β_2 e β_3 representam, respectivamente, o multiplicador dos gastos públicos, a sensibilidade do PIB ao nível da taxa de juros e a sensibilidade do PIB ao nível da taxa de câmbio. Como será visto, o modelo de regressão linear múltipla em (3), devido a cointegração das séries usadas neste trabalho, adquiriu o formato de um modelo de correção de erros com a seguinte expressão:

$$\Delta PIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_p \Delta G_{t-p} + \sum_{i=1}^k \gamma_k \Delta i_{t-k} + \sum_{i=1}^w \gamma_w \Delta e_{t-w} + u_t \quad (4)$$

onde,

$$\hat{\varepsilon}_t = PIB_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}_1 * G_t - \hat{\beta}_2 * i_t - \hat{\beta}_3 * e_t \quad (5)$$

Em (4), α_0 e α_1 representam o intercepto e o coeficiente de ajustamento de curto prazo, respectivamente; γ_p representa o multiplicador dos gastos públicos; γ_k representa a sensibilidade do PIB a taxa de juros; γ_w representa a sensibilidade do PIB a taxa de câmbio; e (5) é a equação cointegrante.

Além das variáveis já apresentadas, também foram incluídas no modelo duas variáveis *dummies* utilizadas para controlar as estimativas do multiplicador pelos possíveis impactos promovidos pela abertura comercial. A *dummy* 1 é uma *dummy* multiplicativa e visa verificar se a magnitude do multiplicador se alterou face à abertura comercial. A hipótese é que o coeficiente da *dummy* seja negativo. Já *dummy* 2 é de intercepto e ela busca verificar uma quebra estrutural generalizada na relação entre o PIB e os seus determinantes. Por fim, cabe mencionar que se optou por eliminar do modelo (4) o termo da taxa de juros, uma vez que havia um número reduzido de observações dessa variável. Isso foi feito após o modelo ter sido estimado com essa variável e não ter sido possível observar superioridade dos resultados quando ela é inserida no modelo. Logo, optou-se por excluí-la e assim poder contar com um número de observações amostrais aproximadamente 40% superior⁴.

Por fim, Pires (2014) observam que se as variáveis estiverem em logaritmo, γ_p passará a representar a elasticidade do PIB aos gastos públicos e não o multiplicador dos gastos. Segundo os autores, quando esse for o caso é necessário transformar a elasticidade utilizando a seguinte expressão:

$$\hat{\gamma}_p = \hat{el} = \frac{\Delta Y}{\Delta G} * \frac{G}{Y} \rightarrow \hat{\gamma}_p = \hat{el} = M_{cal} * \frac{G}{Y} \therefore M_{cal} = \frac{\hat{\gamma}_p}{\frac{G}{Y}} \quad (7)$$

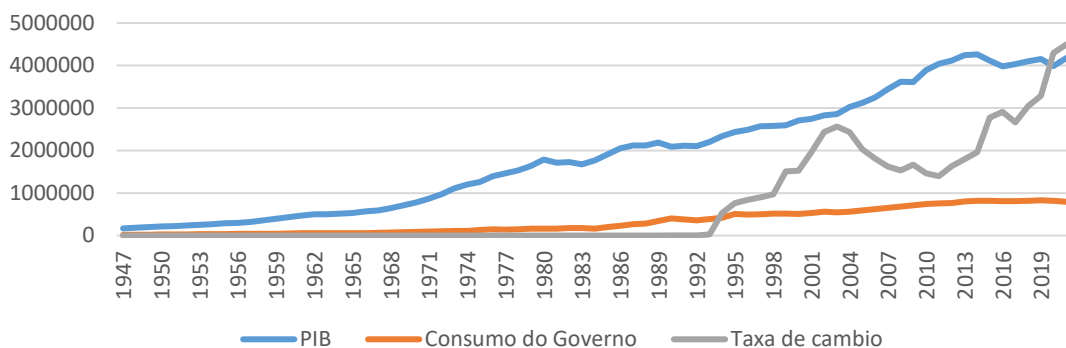
Onde \hat{el} e M_{cal} compreendem, respectivamente, a elasticidade do PIB e o multiplicador dos gastos públicos.

⁴ Utilizando a série de juros, a base se iniciaria em 1976, enquanto sem ela se iniciou em 1947.

3.2 Dados e análise descritiva

A base de dados é formada pelas séries anuais do PIB brasileiro, do consumo do governo brasileiro e da taxa de câmbio nominal entre 1947 e 2021. Os valores do PIB, do consumo do governo e da taxa de câmbio nominal foram coletados no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). E as séries do PIB e do consumo do governo foram deflacionadas pelo IPCA de 2010. Ao todo, cada série contém 75 observações. E como o gráfico 1 indica, as séries aparentam possuir estacionariedade uma vez que todas exibem tendência de crescimento. Além disso, há indícios de cointegração serial. Na próxima seção foram feitos os testes para verificar as duas questões.

Figura 1: PIB, consumo do governo e taxa de câmbio nominal – Brasil – 1947 – 2021



Fonte: IPEADATA. Notas: os valores do PIB e consumo do governo em R\$ (milhões de 2010); valores da taxa de câmbio em R\$/US\$ (valor médio anual de compra).

Para complementar a análise gráfica, a Tabela 1 a seguir apresenta as estatísticas descritivas das três variáveis. O PIB médio se elevou entre 1947 e 1989 e 1990 e 2021. Crescimento esse que também foi verificado nos gastos do consumo do governo. Por sua vez, a taxa de câmbio anual média se desvalorizou no período todo, porém a variação relevante se deu na integração entre 1990 e 2021. Por fim, deve-se mencionar que a proporção entre os gastos públicos médio e o PIB anual médio se elevou de 0,11 para 0,19 entre 1947 e 1989 e 1990 e 2021. Em outras palavras, isso permite afirmar que os gastos públicos em proporção do PIB se elevaram 8 pontos percentuais. No período essa razão foi de 0,17.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis

Período	Estatísticas	<i>PIB</i>	<i>G</i>	<i>e</i>
1947-2021	Média	1919648	325411,1	0,90949
	Desvio padrão	1351440	285812	1,381737
	Observações	75	75	75

1947-1989	Média	933909,3	102270,3	2,67E-08
	Desvio padrão	670907,6	78842,69	1,57E-07
	Observações	43	43	43
1990-2021	Média	3244234	625256,6	2,131616
	Desvio padrão	768761	157171,1	1,366857
	Observações	32	32	32

Fonte: Elaboração própria dos autores a partir de dados do IPEADATA. Notas: os valores do PIB e consumo do governo em R\$ (milhões de 2010); valores da taxa de câmbio em R\$/US\$ (valor médio anual de compra).

A Tabela 2 abaixo exhibe a matriz de correlação entre as variáveis, sendo possível notar que todos os coeficientes de correlação foram positivos e magnitude elevada.

Tabela 2: Matriz de correlações de variáveis.

	<i>PIB</i>	<i>G</i>	<i>e</i>
<i>PIB</i>	1	-----	-----
<i>G</i>	0,9799	1	-----
<i>e</i>	0,8260	0,878147	1

Fonte: Elaboração própria.

3.3 Resultados

A Tabela 3 a seguir apresenta os resultados dos testes de Dickey Fuller Aumentado (ADF) com um *lag* de defasagem utilizando apenas o modelo com constante e tendência. A ordem de defasagem foi escolhida tomando por base o valor do critério de informação AIC e a escolha do modelo com constante e tendência foi feita tomando como base a análise gráfica feita na seção anterior, que permitiu verificar que todas as três séries exibiram tendência de crescimento ao longo do período. Os resultados dos testes, como a última coluna dessa tabela indica, não permitiram rejeitar a hipótese de raiz unitária ao nível de 5% de significância em nenhuma das três séries. Logo, as séries foram consideradas não-estacionárias, o que é um resultado que confirma a análise gráfica feita anteriormente.

Tabela 3: Testes de identificação de raiz unitária: resultados dos testes ADF.

Séries	Modelo	Estatística τ
<i>lnY</i>	constante e tendência	-0,6715
<i>lnG</i>	constante e tendência	-0,3948
<i>lne</i>	constante e tendência	-2,1232

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do IPEA.

Como as séries são não-estacionárias, o modelo estimado por (3) especificado na seção anterior teria grandes chances de ser uma regressão espúria. Nesse caso, o caminho

alternativo, seguindo Greene (2007), consiste em verificar se as séries são cointegradas e, em seguida, obter o modelo estimado por (4). Nesse, além da inclusão do termo de correção de erros obtido da equação cointegrante (5) estimada, as variáveis são inseridas depois de serem transformadas em suas respectivas primeiras diferenças.

Os testes de Engle Granger foram aplicados em três modelos distintos, sendo o primeiro sem as *dummies*, o segundo, incluindo a *dummy 1*, e o terceiro, a *dummy 2*. Essa estratégia de teste satisfaz a necessidade de identificar os impactos específicos de cada uma das *dummies* separadamente, pois isso permite analisar dimensões específicas do problema de pesquisa. Os resultados dos testes são exibidos na Tabela 4 a seguir em sua última coluna. Como essa indica, pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária nos resíduos de todas as equações cointegrantes ao nível de 1% de significância, o que significa que as séries são cointegradas.

Tabela 4: Teste de cointegração de Engle Granger

Regressão cointegrante	Modelo	Estatística τ
$\ln Y = \ln G + \ln e$	constante e tendência	-4,4180***
$\ln Y = \ln G + \ln e + Dummy\ 1$	constante e tendência	-4,3993**
$\ln Y = \ln G + \ln e + Dummy\ 1 + Dummy\ 2$	constante e tendência	-4,3895***

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do IPEADATA e BCB.

A Tabela 5 a seguir exibe as estimativas dos três modelos de correção de erros estimados. O modelo (I) é o modelo básico, portanto, foi incluído entre os seus regressores apenas as variáveis macroeconômicas. Os modelos (II) e (III) são os modelos de controle dos resultados obtidos no modelo básico. No modelo (II) inclui-se a variável *dummy 1* e no (III) a variável *dummy 2*. O coeficiente estimado associado aos gastos do governo, sendo esse a *proxy* do efeito multiplicador, foi positivo e significativo em todos os modelos. O coeficiente estimado da taxa de câmbio nominal foi significativo ao nível de 1% de significância em todos os modelos. Os coeficientes da *dummy 1* foram significativos nos modelos (II) e (III), tendo sido o valor conforme o esperado em ambos os modelos. E o coeficiente da *dummy 2* foi significativo no modelo estimado (III). Já o coeficiente de ajustamento, apesar de exibir valor negativo como esperado, não foi significativo em nenhum dos modelos, o que configurou um resultado que significaria que choques na variável do governo não tendem a ser corrigidos ao longo do período até que se restabeleça o longo prazo. Por fim, tem-se que o teste F de significância conjunta deu significativo nos três modelos estimados ao nível de 1% de significância.

Por fim, a Tabela 6 exibe os resultados dos testes de análise de estabilidade dos resíduos. Os testes testam se os resíduos são distribuídos normalmente, são não autocorrelacionados e/ou homoscedásticos, respectivamente. A hipótese de normalidade

dos resíduos do teste de Shapiro Wilker não foi rejeitada em nenhum dos três modelos. A hipótese de não-autocorrelação do teste de Durbin Watson foi rejeitada nos modelos (1) e (2) a 1% de significância e não foi rejeitada no modelo 93). E a hipótese de homocedasticidade não foi rejeitada em nenhum dos três modelos a 1% de significância. Logo, apenas a hipótese de não-autocorrelação residual, o que significa que os testes t e F e o coeficiente de determinação R^2 assumam valores exagerados, já que os estimadores dos parâmetros do modelo, apesar de continuarem não viesados, se tornam não eficientes, isto é, não são aqueles com variância mínima.

Tabela 5: Modelo de Correção de Erros (MCE) estimado por MQO

Covariáveis	DY		
	(I)	(II)	(III)
DG	0.242*** (0.070)	0.115* (0.065)	0.122** (0.061)
De	-0.018*** (0.006)	-0.017*** (0.005)	-0.027*** (0.006)
Coef, Ajustamento	-0.072 (0.058)	-0.004 (0.055)	-0.043 (0.053)
Dummy 1	----	-0.002*** (0.001)	-0.087*** (0.025)
Dummy 2	----	----	1.119*** (0.333)
Constante	0.039*** (0.006)	0.059*** (0.007)	0.064*** (0.007)
Observações	74	74	74
R^2	0.202	0.331	0.427
R^2 ajustado	0.168	0.292	0.385
Erro Padrão Residual	0.036 (df = 70)	0.033 (df = 69)	0.031 (df = 68)
Estatística F	5.915*** (df = 3; 70)	8.537*** (df = 4; 69)	10.125*** (df = 5; 68)

Fonte: Elaboração própria dos autores. Notas: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Tabela 6: Testes de estabilidade dos resíduos dos modelos

Teste	(1)		(2)		(3)	
	Est.	p-valor	Est.	p-valor	Est.	p-valor
<i>Shapiro Wilker</i>	0,9887	0,7573	0,9817	0,3603	0,9907	0,871
<i>Durbin-Watson</i>	1,2922	0,0003	1,4478	0,0029	1,5826	0,0119
<i>Breusch-Pagan</i>	4,7953	0,1874	13,1111	0,0107	10,0590	0,0735

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, a Tabela 7 exhibe os multiplicadores calculados a partir das elasticidades obtidas nos modelos estimados da Tabela 5, que serão analisados na seção a seguir.

Tabela 7: Multiplicador dos gastos públicos do governo brasileiro estimado

Variáveis	(I)	(II)	(II)	(III)	(III)
	1947- 2021	1947- 1989	1990- 2021	1947- 1989	1990- 2021
<i>Elasticidade</i>	0,242	0,115	0,113	0,122	0,035
<i>G/Y</i>	0,1695	0,1095	0,1927	0,1095	0,1927
Multiplicador	1,4277	1,0045	0,5864	1,1141	0,1816
$M_{III}^{\Delta_{47-89}, \Delta_{90-21}}$	----	---	---	11%	-69%
$-M_{II}^{\Delta_{47-89}, \Delta_{90-21}}$	----	----	-42%	----	-84%
$(M_{II,III}^{\Delta_{90-21}} - M_{II,III}^{\Delta_{47-89}})$	----	----	-42%	----	-84%

Fonte: Elaboração própria. Nota: a elasticidade do modelo (II) entre 1990 e 2021 resultado de $0,114 - 0,002 = 0,113$; e a elasticidade do modelo (III) também nesse período resultado de $0,115 - 0,002 = 0,035$. Esse ajuste foi feito porque se deve considerar o coeficiente estimado da variável *dummy* multiplicativa.

4. Discussão dos resultados

Considerando a teoria analisada e os trabalhos empíricos revisados na seção de revisão de literatura, o resultado obtido na seção anterior pode ser considerado positivo. O multiplicador estimado foi positivo, significativo e robusto ao efeito provocado pelas variáveis *dummies*. Além disso, o multiplicador 1,42 no modelo (1), apesar de ser superior aos valores encontrados na maioria dos estudos analisados anteriormente, está dentro da faixa de valores dos trabalhos (AUERBACH; GORODNICHENKO, 2012; PIRES, 2014; ORAIR ET AL., 2016) que adotam menos premissas da teoria econômica *mainstream*, como a hipótese de expectativas racionais e a hipótese de equivalência ricardiana. Por exemplo,

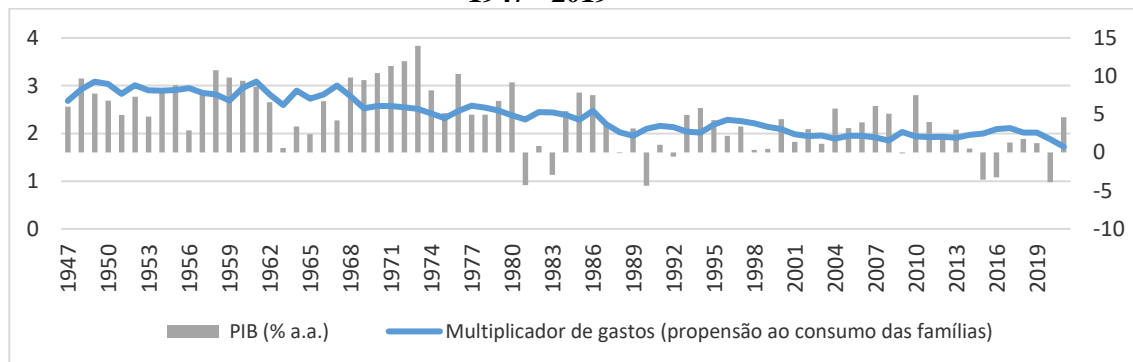
Orair *et al.* (2016) obtém valores de multiplicadores do investimento e dos benefícios sociais próximos a 1,5.

O multiplicador estimado nos modelos (II e III) com as variáveis *dummies* contém evidências de influências negativas da abertura comercial sobre o seu valor. O multiplicador estimado no modelo II entre 1947 e 1989 e entre 1990 e 2021 foi de R\$1,00 e R\$ 0,58, respectivamente. Em termos percentuais, o multiplicador se reduziu em 42%. Esse padrão foi observado no multiplicador estimado no modelo III, mas dessa vez a queda do multiplicador foi de 84% entre os dois períodos considerados. De fato, o multiplicador caiu de R\$1,11 para R\$0,18. O multiplicador dos modelos II e III em intervalos correspondentes se comportou de maneira distinta: o multiplicador do modelo III foi 11% superior ao multiplicador do modelo II entre 1947 e 1989; enquanto foi inferior em 69% entre 1990 e 2021. Em resumo, o menor valor do multiplicador foi obtido no modelo III entre 1990 e 2021, que por sua vez foi o modelo que consta das duas variáveis *dummies*.

Revelar que os multiplicadores são potencialmente inferiores em economias mais abertas às importações parece não consistir nenhuma novidade na literatura, afinal, Castro (2003) e Pereira e Lopes (2010) já haviam notado esse padrão nos multiplicadores dos gastos do governo americano e espanhol. Além disso, Batini *et al.* (2016) traz evidências de multiplicadores correlacionados negativamente com o grau de abertura em uma análise feita com uma amostra de países desenvolvidos e subdesenvolvidos de relevância significativa. Contudo, levando em consideração a significância dessa diferença no Brasil, bem como considerando como essa evidência se relaciona com o arcabouço de políticas econômicas implementadas no Brasil e tendo em vista a centralidade que a política fiscal deverá ter no próximo ciclo de expansão do país, o resultado desse trabalho se mostra significativamente importante.

Como comparação, a Figura 2 abaixo uma estimativa do multiplicador dos gastos utilizando a propensão a consumir e a propensão a importar em todos os anos do período analisado. Como se nota, o multiplicador obtido tem uma tendência de valores decrescentes positivamente correlacionada com a taxa de crescimento do PIB, o multiplicador obtido é, em média, inferior entre 1990 e 2021 do que entre 1947 e 1989, assim como a taxa de crescimento médio do PIB. Além do efeito que o multiplicador exerce sobre o PIB, esse resultado nos leva a questionar os aspectos que podem fazer com que a taxa de crescimento do PIB também influencie o multiplicador.

Figura 2: Multiplicador calculado com base nas propensões marginais – Brasil – 1947 - 2019



Fonte: Elaboração própria dos autores a partir de dados do IPEADATA.

Mesmo com o a elevação da propensão a consumir, o aumento da propensão a importar acabou deixando o multiplicador cair e não deixa de ser curioso como essa se deu concomitante ao processo de queda da taxa de crescimento do PIB brasileiro após a década de 1990. Assim, vale questionar até que ponto a aposta num regime de crescimento baseado no consumo e é indiferente com a restrição dessa política diante da regressão produtiva teria condições de promover um processo de recuperação de curto prazo da economia e promover o crescimento de longo prazo a taxas sustentáveis.

A queda do multiplicador devida a propensão a importar ultrapassou o efeito positivo provocado pela propensão a consumir, quando essa aumentou devido o advento das pelas políticas sociais de transferência de renda. A ampliação das transferências de concebidas pela Constituição de 1988 –o Programa Bolsa Família e a política de valorização do salário-mínimo – ao redistribuir a renda das famílias beneficiando famílias com padrão de consumo fortemente dependente de produtos domésticos amenizou a elevação da propensão a importar ao exercer uma força contrária ao aumento dos vazamentos de renda. Houve uma intensa redistribuição de renda, que segundo Hermann (2006), elevou a propensão a consumir da economia e estimula a produção para o mercado interno. Assim, a redistribuição de renda ao inserir novas famílias no mercado interno também possibilita que determinadas famílias acessem mais o mercado interno, de modo que a velocidade de circulação da renda das pessoas aumente e amenize a tendência de queda do multiplicador.

Assim, a aposta na política de demanda agregada como um driver do crescimento seria mais promissora se o multiplicador não tivesse caído devido ao aumento da propensão a importar, o que permite questionar se a política de demanda agregada possibilita obter taxas de crescimento sustentável no Brasil, uma vez que gradualmente uma parcela mais elevada dessa demanda tem sido atendida por importações. Dessa forma, as evidências alertam para a necessidade de uma política industrial capaz de alterar o rumo da indústria brasileira de tal forma que essa atenda gradualmente uma parcela crescente da nossa demanda interna. Pois se continuar dependendo do resto do mundo, o Brasil precisa

compensar essa dependência com a instituição de uma base de atividades exportadoras para suprir por meio de suas receitas as necessidades de financiamento da demanda de importações do país. Quanto a política fiscal cabe aos seus formuladores efetuar medidas focalizadas em setores mais integrados na estrutura setorial doméstica e que ativem um volume menor de canais de vazamento de renda.

5. Considerações finais

Este trabalho estimou o multiplicador dos gastos do governo brasileiro para analisar se a abertura comercial da economia brasileira entre 1988 e 1995 influenciou a eficácia da política fiscal expansionista. Para cumprir esse objetivo, foi necessário apresentar o arcabouço teórico do efeito multiplicador dos gastos na perspectiva suscitadas pelo Princípio da Demanda Efetiva (PDE) na qual o emprego e renda são ditados pela demanda agregada: expansões da demanda agregada pressionam a oferta agregada e restrições da demanda agregada desestimulam a produção e o nível de oferta agregada. A tese central por detrás do PDE é que a economia capitalista tendia a se situar em níveis inferiores ao nível de pleno emprego dos fatores produtivos.

O resultado do trabalho evidencia que o aumento da propensão marginal a importar da economia influenciou negativamente o multiplicador de gastos do país, corroborando as evidências encontradas em estudos internacionais de multiplicadores inferiores quanto maior for o grau de abertura. Como visto, o multiplicador variou no intervalo entre 0,18 e 1,42, tendo os valores inferiores obtidos entre 1990 e 2021, sendo de 0,18 no modelo com as *dummies* de controle. Esses resultados foram robustos. Contudo, o coeficiente de ajustamento não foi significativo, apesar de ter exibido um valor negativo em todos os modelos especificados. Isso significaria que o modelo não conseguiu captar adequadamente o mecanismo de correção dos desvios de longo prazo. Por um lado, muitos estudos analisados encontraram que o choque se perpetuaria por até no máximo um ano, sendo a exceção notável aquele trabalho do Blanchard e Perotti (2002). Logo, esse resultado não estaria tão fora da literatura: não foi possível captar o mecanismo de correção de erros porque não foi utilizado uma base de dados de alta frequência que permite captar esses mecanismos em processos de desequilíbrio que se ajustem num período inferior a um ano.

Em suma, os resultados demonstraram que o multiplicador se reduziu a partir de 1990. E como a propensão marginal a consumir se elevou, não é demais se perguntar se essa queda poderia ter sido ainda maior, permitindo que se discuta os limites da política macroeconômica baseado na demanda em que a economia assiste a sua regressão produtiva e essa induz a ampliação dos canais de vazamento de renda, que por sua vez vai na contramão do efeito multiplicador. Tal resultado revela a complexidade da política fiscal, de modo que políticas fiscais focalizadas no mercado interno amenizariam as forças prejudiciais dos vazamentos sobre o multiplicador, contudo, no longo prazo, é necessário conciliar política comercial e industrial num projeto de reindustrialização do país. Formular

uma política fiscal que leve em consideração os gastos desagregados é premente, que permita identificar aqueles gastos que elevem o grau de dinamismo interno.

Por fim, apesar da necessária cautela, a interpretação do multiplicador estimado neste trabalho demonstra a importância da política fiscal expansionista na agenda de recuperação atual. Nesse sentido, é necessário repensar o teto dos gastos e implementar um programa de investimentos públicos para gerar crescimento econômico no Brasil. Contudo, este deve estar conectado ao desafio de amenizar a dependência produtiva externa, em especial, diante da desvalorização do real recente e da onda de inflação de preços de commodities e matérias-primas nos mercados internacionais. Em um trabalho futuro pretende-se controlar o experimento pelo coeficiente de penetração das importações do Brasil, pelo coeficiente de Gini e pelo valor adicionado relativo da indústria no Brasil. Com isso, busca-se captar o efeito de outras variáveis chaves.

Referências Bibliográficas

AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: economic policy*, v. 4, n. 2, p. 1-27, maio 2012.

BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.

CARVALHO, F. J. J. C. de. Equilíbrio fiscal e política econômica keynesiana. **Análise Econômica**, v. 26, n. 50, out. 2009.

CARVALHO, Laura. **Valsa Brasileira**: do boom ao caos econômico. São Paulo: Editora Todavia, 2018.

CASTRO, Francisco. The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain. **Applied Economics**, v. 38, n. 8, p. 913-924, 2006.

CAVALCANTI, Marco A. F. H.; SILVA, Napoleão L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 391-418, 2010.

CHRISTIANO, Lawrence; EICHENBAUM, Martin; REBELO, Sergio. When is the government spending multiplier large?. *Journal of Political Economy*, v. 119, n. 1, p. 78-121, 2011.

FATÁS, Antonio; MIHOV, Ilian. The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence. 2001.

HERMANN, J. (2006). Ascensão e queda da política fiscal: de Keynes ao “autismo fiscal” dos anos 1990-2000. XXXIV Encontro Nacional de Economia.

KEYNES, John Maynard. **Teoria geral do emprego, do juro e da moeda (1936)**. São Paulo: Editora Saraiva, 2012.

MORCEIRO, Paulo *et al.* Conteúdo importado na produção industrial e na demanda final do Brasil recente: uma proposta de indicadores de importação e de conteúdo nacional/estrangeiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2014, Porto de Galinhas. Anais [...]. Porto de Galinhas: ANPEC, 2014.

ORAIR, Rodrigo; SIQUEIRA, Fernando de Faria; GOBETTI, Sérgio Wulff. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. In: XXI PRÊMIO do Tesouro Nacional. Brasília, DF, 2016.

OREIRO, José Luis; FEIJÓ, Carmem A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.

PAULA, L. F. de; SARAIVA, P. J. Novo Consenso Macroeconômico e Regime de Metas de Inflação: algumas implicações para o Brasil. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 36, n. 128, p. 19-32, jan./jun. 2015.

PEREIRA, Manuel Coutinho; LOPES, Artur Silva. Time-varying fiscal policy in the US. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, v. 18, n. 2, p. 157-184, 2014.

PERES, Marco Aurélio Ferreira; ELLERY JUNIOR, Roberto de Góes. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. 2009. Disponível em:

http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5116/1/PPE_v39_n02_Efeitos.pdf. Acesso em: 10 fev. 2020.

PIRES, Manoel Carlos de Castro. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 1, p. 69-90, 2014.

Resende, M. F. D. C., Terra, F. H. B., & Ferrari Filho, F. (2021). Conventions, Money Creation and Public Debt to Face the Covid-19 Crisis and its Aftermath: A Post Keynesian View. *Brazilian Journal of Political Economy*, 41, 254-270.