

# Uma análise do impacto dos gastos militares nos investimentos privados no Brasil

## An analysis of the impact of military spending in private investments in Brazil

Rev. Bras. Est. Def. v. 10, n. 1, jan./jun. 2023, p. 195–225

DOI: 10.26792/RBED.v10n1.2023.75315

ISSN 2358-3932

ARIELA DINIZ CORDEIRO LESKE  
RAFAEL DE MORAIS LIMA  
CARLOS CONTE FILHO

### INTRODUÇÃO

O Brasil aparece na lista dos 20 países com os maiores gastos com defesa no *ranking* do *Stockholm International Peace Research Institute* (Sipri), (Sipri 2018). Ocupando uma parcela de aproximadamente 1,4% do Produto Interno Bruto (PIB), os gastos militares no país atingiram um valor de aproximadamente R\$ 103 bilhões em 2018. Apesar de os gastos militares no Brasil terem recuado de 5% em 2001 para aproximadamente 3,919% dos gastos públicos em 2018 (World Bank 2020), estes ainda configuram um dos maiores repasses para uma pasta da União. Os impactos dos gastos públicos com a defesa no desempenho econômico de um país pode abranger desde os indicadores de crescimento até a formação de capital do setor privado (Dunne and Tian 2013). Aqui pretende-se analisar quais são esses impactos no setor privado brasileiro.

---

**Ariela Diniz Cordeiro Leske.** Doutora em indústria e tecnologia Professora do departamento de Economia e Finanças da Universidade Federal de Campina Grande (UFCG). Contribuição: definição da conjuntura temática e redação dos itens 1 e 3. Brasil. Orcid.org/0000-0002-4995-3940. E-mail: arielaleske@gmail.com

**Rafael de Moraes Lima** é mestre em Segurança Internacional e Defesa Nacional pela Escola Superior de Guerra (RJ) e Bacharel em Relações Internacionais pela Universidade de Brasília (DF). É Analista de Relações Internacionais na Federação das Indústrias do Estado de São Paulo - FIESP. **Contribuição no artigo:** definição do problema de pesquisa, redação da revisão de literatura, testes econométricos e discussão dos resultados Orcid.org/ 0000-0003-4656-8980. E-mail: moraisrlima@gmail.com

**Carlos Conte Filho** é doutor e professor do Departamento de Economia da UFSM. Brasil. **Contribuição no artigo:** redação dos resumos e dos itens 1 e 3. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3753-9723>.

Como uma categoria qualquer de gasto público, o orçamento de defesa onera os cofres públicos e demanda uma ação dirigida pelo Estado em que a expansão dos gastos autônomos<sup>1</sup> pode gerar dois efeitos no investimento privado: *crowding-out* e *crowding-in*. *Crowding-out* se refere ao efeito de substituição entre os recursos do setor privado em função da expansão dos gastos públicos (Gumus 2014). Sendo os recursos disponíveis escassos, um movimento de expansão do déficit público se apropriaria de uma parcela disponível para os investimentos em uma economia nacional. Partindo do pressuposto de que, em função da eficiência, os governos tenderiam a financiar sua expansão fiscal a partir da emissão de títulos públicos, existiria um aumento na taxa de juros, deslocando o investimento privado. Já o efeito *crowding-in* (complementariedade) se relaciona com o multiplicador Keynesiano<sup>2</sup> (Rogalska 2014) e implica no fomento e na atração do capital privado em função dos gastos públicos. Investimentos públicos em setores como infraestrutura, comunicação, defesa, educação, saúde e pesquisa e desenvolvimento (PeD) tenderiam a ser complementares ao investimento privado, induzindo a formação de capital privado.

No período entre 2000 e 2018 os Investimentos Privados variaram entre um ponto mínimo de R\$ 567 bilhões em 2003 (13% do PIB), a um ponto máximo de R\$ 1,17 trilhões em 2013 (compreendendo 16% do PIB). Houve uma quebra na tendência de crescimento do investimento privado no Brasil no período entre 2014 e 2015, que marcou o início de uma recessão (Paula and Pires 2017). A média dos investimentos privados soma R\$ 844 bilhões, sendo responsável por quase 85% do montante final da FCBB no período de 2000 a 2018.

No mesmo período, os “Gastos Militares” apresentaram uma média de R\$ 84,8 bilhões, ou um “peso militar”<sup>3</sup> de aproximadamente 1,5% do PIB ao longo do período. Segundo a base de dados do Sipri, o Brasil está na lista dos países que mais gastam em defesa, sendo o único país sul-americano a figurar o top 15. Apesar de não possuir o maior valor em termos reais, o ano de 2001 foi marcado por um “peso militar” de aproximadamente 1,9% do PIB, influenciado pela reestruturação da remuneração das forças armadas em que instituiu o soldo mínimo como não inferior a um salário mínimo.

No Brasil, historicamente os investimentos públicos em setores como infraestrutura, saneamento, educação, comunicação e defesa afetam positivamente os investimentos privados, geralmente apresentando uma relação de complementariedade (Kumahara 2017). No caso específico do setor de defesa, os gastos militares constituem uma parcela dos gastos públicos, logo, seus efeitos podem ser análogos sobre os investimentos privados. Isso

posto, considerando as especificidades da defesa, qual é o efeito dos gastos militares no investimento privado no Brasil?

O presente trabalho tem por objetivo testar se os gastos militares impactaram os investimentos privados no Brasil e, caso verificado, se tal impacto foi positivo ou negativo. São realizados testes em dois períodos. No primeiro período, entre 2000 e 2018, são utilizados dados oficiais do Ministério da Defesa. No segundo período, entre 1977 e 2018, há a inclusão de *proxys* do banco mundial.

### CROWDING-OUT E CROWDING-IN

O efeito *crowding-out* se refere à redução do montante do investimento privado em consequência de ações governamentais que deslocam os recursos do setor privado (Gumus 2014). Partindo do pressuposto de que os recursos da economia são escassos, a expansão do déficit público pode ser financiada por: i) pela arrecadação tributária; ii) senhoriagem; e iii) empréstimos (dívida pública). A expansão é fruto de uma extrapolação das receitas. Sendo assim, o empréstimo via endividamento público pode ser a melhor alternativa (Gumus 2014). Esse empréstimo tomaria parte do capital que poderia ser investido no setor privado. Em outras palavras, a expansão dos gastos em função da emissão de títulos públicos levaria a um aumento da taxa de juros, diminuindo a propensão à investir por parte dos agentes (Froyen 2003).

Quando o valor exceder o valor capitalizado do fluxo implícito de futuras taxas, os títulos da dívida pública são percebidos como patrimônio líquido. Barro (1974) indica que, utilizando de um modelo de gerações sobrepostas, essa situação não se verificaria no horizonte temporal de vidas finitas, demonstrando, na visão monetarista, o efeito negativo dos gastos públicos sobre o investimento privado. Se a poupança precede o investimento, o deslocamento do capital das famílias para o endividamento público estaria influenciando na formação de poupança e por consequência, na formação de capital para investimento. Na ótica monetarista, mantendo-se os preços constantes, a expansão dos gastos governamentais, financiada por impostos e taxas, não seria uma medida monetária e sim fiscal, gerando o efeito *crowding-out*. A mesma situação se verifica se os preços forem fixos e a base monetária for constante (Carlson and Spencer 1975).

Acreditava-se que altos níveis de investimentos públicos (inseridos nos gastos públicos) levaria ao aumento da taxa de acumulação de capital ótima estabelecida pelos agentes econômicos privados, gerando o efeito de substituição (Aschauer 1989a). Uma vez que os recursos disponíveis estão empregados e que o montante de serviços e bens são fixos, ao expandir

os gastos e impulsionar o aumento do produto real, esperava-se que o governo tenderia a lançar mão de tais recursos, serviços e bens, excluindo a possibilidade de uso pelo setor privado (Friedman 1978).

O modelo IS-LM (Hicks 1937), que buscava esquematizar o postulado de Keynes (1936), foi um dos modelos utilizados para demonstrar o impacto do efeito *crowding-out* nas curvas IS (*investment = savings*) e na curva LM (*Liquidity Preference = Monetary Supply*). Sendo o eixo x a renda e o eixo y a taxa de juros, políticas fiscais expansionistas e contracionistas tendem a influenciar as curvas, conforme se observa no gráfico 1. Uma vez que exista a queda na oferta real da moeda, oriunda do aumento dos preços gerados pela expansão dos gastos, a taxa de juros tenderá ao aumento e em consequência, os gastos e os investimentos privados tenderão a diminuir (Kumahara 2017).

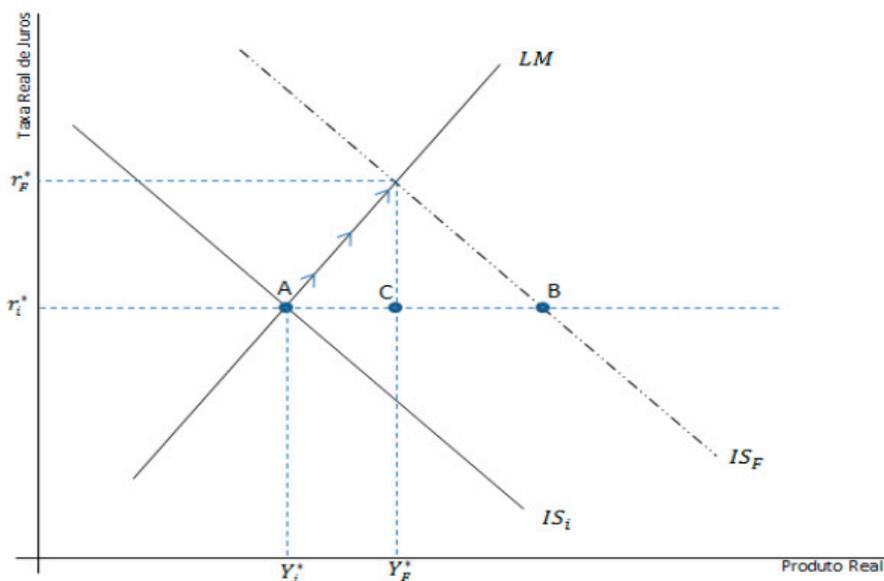


Gráfico 1 — *Crowding-out* representado no modelo IS-LM.

Fonte: Dornbusch, Fisher, and Startz (2013). Elaborado por Kumahara (2017).

Quanto mais inclinada (vertical) for a curva IS, menor será o efeito *crowding-out*, uma vez que o aumento da renda em função da variação da taxa de juros será menor. Tal efeito ocorre em função das variáveis que afetam a inclinação da curva, como o multiplicador de gastos autônomos

e a sensibilidade dos investimentos em função da taxa de juros. Vale ressaltar que a curva IS é negativamente inclinada em função do impacto da taxa de juros no investimento (uma vez que a taxa de juros for maior que  $EMgK$ , os agentes tenderão a poupar ao invés de investir) e que, políticas expansionistas tendem a deslocar a curva IS para a direita ao aumentar a renda de equilíbrio em função do multiplicador dos gastos autônomos (Dornbusch, Fisher, and Startz 2013).

Por sua vez, quanto mais “horizontal” for a curva LM, menor será o efeito *crowding-out* em razão da elasticidade da demanda de moeda em função da taxa de juros e da elasticidade da demanda da moeda em relação a renda, eixos y e x do modelo IS-LM (Froyen 2003; Kumahara 2017). Sendo assim, quanto mais horizontal for a curva LM, maior será a variação da renda em função de uma menor variação da taxa de juros.

Sendo  $r_i^*$  a taxa real de juros inicial do equilíbrio;  $r_F^*$  a taxa real de juros final de equilíbrio;  $Y_F^*$  o produto no equilíbrio inicial;  $Y_i^*$  o produto no equilíbrio final;  $AB$  é  $k * \Delta G$ , sendo  $k$  o multiplicador de gastos autônomos;  $BC$  o tamanho do impacto *do crowding-out* (DORnbusch; Fisher; Startz, 2013; Kumahara, 2017). Dessa maneira, uma expansão dos gastos governamentais tenderia a deslocar a curva IS para direita, de  $IS_i$  para  $IS_F$ , afastando-se de  $Y_F$  ou produto no equilíbrio final, gerando um efeito substituição (*crowding-out*) dos gastos privados (incluindo investimentos) do ponto B para o ponto C. Ou seja, o aumento da taxa de juros, em função do equilíbrio final, tenderia a deslocar o produto final de B para C, em função dos ajustamentos de consumo e investimento.

Já o efeito *crowding-in* (atração) dos investimentos do setor privado, tem como base o pressuposto do estímulo da demanda induzido pelo investimento público (Keynes 1936). A efetividade da política de estabilização fiscal, que visa a tal estímulo, seria vinculada ao tamanho dos multiplicadores fiscais, muitas vezes assumidos como significativos (Rogalska 2014). Os gastos públicos com infraestrutura e tecnologia tenderiam a serem complementares ao investimento privado (Aschauer 1989a) e gerarem externalidades positivas (Afonso and St. Aubyn 2009). Tal complementaridade estaria relacionada com o fato de que investimentos em infraestrutura contribuem para o aumento da produtividade do setor privado (Aschauer 1989b). Esse seria o caso dos investimentos em energia, telecomunicações, saneamento básico e infraestrutura.

Keynes acreditava na complementariedade dos investimentos públicos e privados nos esforços de estabilização econômica em função da prevenção de flutuações acentuadas. Nesse sentido, o montante de investimento público necessário seria definido pelas deficiências no setor privado em relação à quantidade de poupança disponível para o emprego máximo do

produto (Brown-Collier and Collier 1995). Dessa maneira, o emprego de capital público e a expansão do déficit em sentido de uma estabilização macroeconômica teria um efeito positivo sobre o investimento privado, uma vez que complementar o estoque de capital, contribuindo para o aumento da produtividade. A inovação nas firmas (principalmente no setor de defesa), por exemplo, estariam diretamente relacionada com as oportunidades econômicas geradas pela complementariedade do investimento público (Ruttan 2006). Em forma de investimento, o gasto público tenderia a aumentar a disponibilidade da moeda e fornecer capital para o setor produtivo, seja através de investimentos diretos e indiretos.

Em países desenvolvidos, a tendência é que o efeito ocorra principalmente em função do aumento da taxa de juros. Já em países em desenvolvimento, para além da elevação da taxa de juros, o governo pode concorrer com o setor privado no que diz respeito a utilização de insumos e recursos disponíveis na economia. Um claro exemplo de tal situação é a concorrência pelo crédito e a formação de capital do setor público para a produção de bens, que outrora poderia concorrer no mercado com os bens produzidos pelo setor privado (Luporini and Alves 2010).

Essa competição por recursos financeiros entre o governo e o setor privado forçariam o aumento da taxa de juros, que por sua vez, aumentaria os dispêndios de ajustamento do setor privado para a otimização de estoque de capital (Ronci, 1988). Vale ressaltar que apesar da “escassez” de crédito, nos países em desenvolvimento, o capital privado sofreria com a falta de infraestrutura necessária e de provisão eficaz de bens públicos, sendo assim, o investimento público seria vital para o setor privado (RAMA 1993). Nesse contexto, variáveis como qualidade institucional e políticas relacionadas ao acesso ao mercado podem oferecer uma segurança para o capital privado (Cavallo and Daude 2011). Logo, poderia existir uma relação de complementariedade entre os investimentos públicos e privados.

Sendo o Brasil um país em desenvolvimento, os resultados podem diferir dos encontrados em países como EUA e os demais da OCDE, como no caso do próprio setor de defesa.<sup>4</sup> Os gastos públicos em forma de investimento em infraestrutura, educação, comunicação, saúde e defesa e serviços podem ter contribuído historicamente para a formação de capital privado no Brasil, gerando o efeito *crowding-in* (Cruz and Teixeira (1990), Ribeiro and Teixeira (2001), Tadeu and Silva (2013) e Kumahara (2017)). Cabe ressaltar que, a complementariedade entre os investimentos público e privado pode ser observada no longo prazo, uma vez que choques expansionistas tendem a causar um impacto negativo, segundo o modelo apresentado por Cruz e Teixeira (1990).

Ao analisar o período entre 1956-1996, Ribeiro e Teixeira (2001) identificaram uma relação de complementariedade entre o investimento público e o investimento privado. O trabalho aponta três maneiras de o investimento privado ser afetado positivamente pelos gastos públicos: a) aumento da atividade econômica; b) aumento de crédito e financiamento a longo prazo e c) aumento de investimento em bens públicos, como segurança, saúde e infraestrutura. Foi verificado que, no caso do Brasil, houve um papel importante desempenhado pelos bancos de desenvolvimento através das linhas de crédito e financiamento, uma situação de *crowding-in* do investimento privado e que também houve efeitos negativos nos investimentos em função das desvalorizações monetárias. No período entre 1996 e 2011, Tadeu e Silva (2013) encontraram evidências de *crowding-in* do investimento privado em função de gastos públicos destinados a infraestrutura, alegando que os demais gastos públicos poderiam gerar o efeito de deslocamento. Também foram positivos os resultados encontrados por Fernandez et al. (2018), no período de 1995 e 2014, em função de medidas estabilizadoras em dois momentos: de 1995 até a crise das *subprimes* (2007), em que a retração dos gastos públicos e as privatizações contribuíram para o investimento privado e de 2008 a 2014 em função das ações estabilizadoras fiscais, em especial o Programa de Aceleração de Investimentos.

No Brasil, os grandes investimentos públicos em infraestrutura, comunicação e as linhas de créditos a partir de bancos de desenvolvimento foram marcantes na história recente do desenvolvimento do país. Desde o fim da República Velha até um hiato nos anos 90, as políticas econômicas brasileiras estavam orientadas ao nacional-desenvolvimentismo (Giambiagi, Castro, and Hermann 2011).

A próxima seção abordará o recorte dos gastos militares enquanto gastos públicos e suas principais relações com investimento privado.

## GASTOS MILITARES E OS INVESTIMENTOS PRIVADOS

As discussões acerca dos impactos dos gastos militares em economias nacionais não possuem consenso e envolvem esforços analíticos de diferentes perspectivas (Leske 2018). Sendo o objeto de análise do presente trabalho os investimentos privados, os efeitos colocados em evidência dialogam com a seção anterior, incluindo no debate as questões acerca da relação dos gastos militares e os efeitos *crowding-out* e *crowding-in*.

Ao analisar a relação entre gastos militares e crescimento econômico, Dunne e Tian (2013) apresentam três canais pelos quais os gastos em defesa poderiam influenciar o desempenho econômico de um determinado país. O primeiro se baseia na Teoria Keynesiana e no seu multiplicador, segundo

a qual um aumento exógeno dos gastos militares geraria um aumento na demanda, elevando a utilidade e reduzindo o desemprego. Por outro lado, é possível que tais gastos tenham efeitos negativos, expulsando o capital privado. O segundo canal está relacionado com os ganhos de *spillovers* tecnológicos, quando há aproveitamento secundários em relação aos objetivos iniciais das novas tecnologias. Por fim, o terceiro canal está relacionado aos custos da não provisão de segurança, como por exemplo a falta de poder de dissuasão frente a ameaças externas, o que elevaria a instabilidade política e econômica interna (Dunne and Tian 2013).

A presente pesquisa tem foco sobre o primeiro canal mencionado por Dunne e Tian (2013). Aqui, considera-se que os gastos militares fazem parte do grupo de gastos públicos, sendo seus efeitos macroeconômicos similares aos demais podendo ser utilizados como ferramentas de estabilização macroeconômica através do multiplicador keynesiano, mecanismo cuja utilização em períodos de crise poderiam beneficiar a recuperação econômica, de acordo com Keynes (Custers 2010). Partindo do pressuposto de que não haverá redução de investimentos em outros setores, um multiplicador de investimento indica que ao haver um acréscimo no investimento agregado, o montante da renda aumentará  $k$  vezes o acréscimo (Keynes 1936).

Ao analisar 15 economias desenvolvidas, Smith (1977) partiu da premissa de que os investimentos e o gastos militares competiam por uma parcela fixa do produto potencial. Sendo assim, a expansão em 1% dos gastos militares acarretaria uma contração de 1% do montante dos investimentos privados. O postulado se baseava no fato de que, ao menos que houvesse um apoio popular massivo aos dispêndios dos governos no setor militar em função de ameaças de invasão e conflito, os trabalhadores tenderiam a resistir aos cortes no “salário social” (composto pelo consumo privado e pelos gastos públicos com bem-estar social) destinados a suprir a demanda do setor militar. Sendo assim, a parcela restante do produto potencial seria uma soma fixa entre investimentos e gastos militares, que competiriam por “espaços” na parcela restante. Para o postulado, os gastos militares tenderiam a desestabilizar as economias desenvolvidas, uma vez que a baixa taxa de investimentos (em função da competição com os gastos militares) acarretaria desemprego e desaceleração do crescimento

Ao investigar os dados de 14 países da OCDE no período entre 1953 e 1974, Smith (1980) identificou que a redução dos investimentos estaria relacionada com os custos de oportunidade dos gastos militares no período pós-guerra. As alterações nas demandas militares teriam um impacto significativo nos investimentos, diferentemente do que se percebia nas taxas de desemprego e utilização. Para o autor, existia uma competição por re-

curtos escassos entre os gastos militares e os investimentos. Haveria uma substituição potencial entre os gastos militares e os investimentos devido ao fato de que grande parte dos equipamentos militares eram produzidos por empresas de bens de capital, como empresas aeroespaciais, de eletrônicas etc. (Smith 1980).

Tais mudanças nos gastos militares gerariam um excesso de pressão na demanda e no abastecimento nas indústrias supracitadas, tendo em consideração que no curto prazo suas capacidades são inelásticas. Sendo as demandas militares de baixa elasticidade-preço, geralmente devido aos contratos *cost-plus*, o equilíbrio viria através de ajustamentos no investimento. Ou seja, o aumento dos gastos militares seria responsável por desequilibrar as transações financeiras das firmas, tendo estas que recorrer ao seu estoque de capital para se adaptar às demandas. A situação pode ocorrer de duas formas: a partir do atraso na entrega do produto e das mudanças de preços que influenciam os custos dos bens de capital e demandam investimento (Smith 1980).

Resultados semelhantes foram encontrados por Mintz e Huang (1990) ao utilizar do modelo de duas equações no caso dos EUA, entre 1953-1987. Foi observado que os investimentos impactariam positivamente no crescimento e que os gastos militares tenderiam a impactar negativamente os investimentos, logo os gastos militares impactariam o crescimento econômico negativamente através do *crowding-out*. Gastos militares reduzidos contribuiriam para o melhor desempenho da taxa de investimentos. De acordo com Blackley (2014), no caso dos EUA, entre 1956 e 2010, os gastos militares, dos quais 86% era destinado ao consumo, teriam um impacto negativo no investimento privado. Essa situação, decorreria de: a) o investimento e consumo militares seriam pouco complementares ao setor privado; b) existiria um efeito mínimo sobre a produtividade; c) o montante destinado seria estagnado, variando apenas em tempos de guerra e d) o aumento viria em períodos de conflito, permeados pela incerteza acerca do retorno de capital. Dessa maneira, apesar de verificar que no longo prazo, os gastos públicos teriam fomentado o capital privado, o setor militar teria ido em direção oposta.

De acordo com Smith (1977; 1980), Mintz e Huang (1990), Scott (2001) e Klein (2004) identificaram que os gastos militares e os investimentos disputam a mesma parcela fixa do produto potencial. Sendo assim, a expansão dos gastos implicaria na retração da taxa de investimentos, que teria sua parcela consumida pelo ente público. Para Chester (1978) os gastos militares não competiriam unicamente com os investimentos, podendo absorver parcela dos demais gastos públicos e do consumo. O *crowding-out* poderia estar relacionado também aos choques de expansão e retração dos gastos

militares nos investimentos, sendo fruto desse movimento, conforme o verificado nos EUA (Gold 1997).

Por outro lado, os resultados de Morales (2002), Atesoglu (2004), Malizard (2015) e Kumahara (2017) demonstraram que o efeito dos gastos militares sobre os investimentos privados poderia ser positivo, demonstrando complementariedade entre as variáveis. No longo prazo investimentos públicos em P&D e em compra de equipamentos, contribuiria positivamente para a produtividade das indústrias e para a mitigação da incerteza dos investidores. Apesar das interpretações limitadas e excludentes,<sup>5</sup> Kumahara (2017) demonstrou que no caso do Brasil existiria *crowding-in*.

No caso França, entre 1980 e 2010, Malizard (2015) confirmou a hipótese de que existiria *crowding-out* do investimento em função dos gastos militares no país. Tomando o Modelo da Demanda de Smith, Malizard desagregou a variável M (gastos militares) em duas variáveis isoladas: gastos com equipamentos (investimentos) e demais gastos. O autor identificou que os demais gastos contribuíam para o *crowding-out*, porém, os gastos com equipamentos apresentavam um coeficiente positivo, atraindo investimentos para o produto potencial, confirmando o efeito *crowding-out* parcialmente, indo na contramão dos achados de Blackley (2014) para os EUA;

Os gastos com equipamentos atrairiam investimentos em razão de duas variáveis. Em primeiro lugar, devido à alta intensidade de capital e aos gastos com Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) militares, que são determinantes na produtividade dos países da OCDE (Wang, Shyu, and Chou 2012). Em segundo lugar, Malizard (2015) aponta que, sob prisma Keynesiano, os investidores tendem a alocar seus estoques de capital em projetos de defesa em virtude da mitigação da incerteza. Os projetos de defesa na França estão inseridos num espectro temporal de cinco anos, diminuindo o risco dos investimentos, e contribuindo positivamente para as expectativas dos agentes econômicos. Assim, verificou-se a existência de *crowding-in* do investimento privado em defesa em função da adoção, pelo setor de equipamentos militares, da alta intensidade de capital em P&D, contribuindo para maior produtividade, e da mitigação da incerteza e dos riscos de investimento, decorrentes da execução dos programas do Ministério da Defesa Francês em cinco anos.

Em geral, observa-se que os resultados variam de acordo com modelo, recorte temporal e caso selecionado, demonstrando a ausência de consenso sobre o tema. Com o intuito de verificar especificamente o caso dos gastos militares no Brasil, o presente trabalho se propõe a replicar alguns dos testes citados na próxima seção.

## ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE GASTOS MILITARES E INVESTIMENTOS PRIVADOS NO BRASIL

Análise da relação entre gastos militares e investimentos privados no Brasil  
(2000 a 2018)

A análise realizada nesta seção compreende o período entre 2000 e 2018, apresentando um total de 19 observações, e abrange dois testes separados. O primeiro teste tomou o modelo de Smith (1980) como ferramenta teórica e analisou o impacto dos gastos militares nos investimentos privados no Brasil de maneira geral, sem a especificação da natureza dos gastos militares. Já o segundo teste utilizou a proposta de Malizard (2015) ao desagregar, no modelo de Smith (1980), os gastos militares em duas outras variáveis: gastos militares destinados a compra de equipamentos (investimentos) e os demais gastos militares. Os dois modelos podem ser descritos nas seguintes equações:

$$i_t = \gamma_0 + \gamma_1 g_t + \gamma_2 u_t + \gamma_3 m + \epsilon_t \quad (1)$$

$$i_t = \gamma_0 + \gamma_1 g_t + \gamma_2 u_t + \gamma_3 equip_t + \gamma_4 non - equip_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Sendo, “*i*” os investimentos privados, “*g*” a taxa de crescimento real do PIB, “*u*” a taxa de desemprego, “*m*” os gastos militares, “*equip*” os investimentos militares em equipamentos e, “*non-equip*” os demais gastos militares.

Tem-se por finalidade analisar a elasticidade da relação estatística, logo, será utilizada a alternativa proposta por Gold (1997), que ao invés de trabalhar com as variáveis “taxa de investimento em relação ao PIB” e “gastos militares” em função do PIB, o autor propôs utilizar as séries em logaritmos naturais. Os testes futuros demonstrarão que, a utilização de log natural foi suficiente para remover a heterocedasticidade. Logo, os modelos seriam:

$$Li_t = \gamma_0 + \gamma_1 g_t + \gamma_2 u_t + \gamma_3 Lm + \epsilon_t \quad (17)$$

$$Li_t = \gamma_0 + \gamma_1 g_t + \gamma_2 u_t + \gamma_3 Lequip_t + \gamma_4 Lnon - equip_t + \epsilon_t \quad (18)$$

Sendo “*Li*” a variação em log natural dos investimentos privados, “*g*” a taxa de crescimento real do PIB, “*u*” a taxa de desemprego, “*Lm*” a taxa em log dos gastos militares, “*Lequip*” a taxa em log dos investimentos militares em equipamento e “*Lnon-equip*” a taxa em log dos demais gastos militares.

O modelo econométrico utilizado é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) aplicado na regressão linear. Apesar da existência de variáveis em log natural, o princípio de linearidade entre os parâmetros não foi ferido. O MQO demanda os testes em nível, logo serão utilizadas as primeiras diferenças das variáveis com ordem de integração I(1). O intuito é analisar a significância estatística dos coeficientes que apontarão a relação de elasticidade entre as variáveis. Todos os testes foram feitos a partir do software Eviews 10 (o excel foi utilizado apenas para apresentação de alguns resultados gerados a partir do Eviews 10).

Em relação às variáveis, os investimentos privados (i) foi computada em termos reais, deflacionada através do Índice Geral de Preços — Disponibilidade Interna (IGP-DI) e transformada em taxa através de seu log natural. A taxa de crescimento real do PIB (g), está em % e calculada através do log natural do PIB real do  $Ano_t$  menos o log natural do  $Ano_{t-1}$ . Em ambas as variáveis são utilizados dados do IBGE, deflacionados pelo IGP-DI.

Para a taxa de desemprego (u) é utilizada a série da PNAD retropolada por Baccioti e Marçal (2020).

As variáveis gastos militares (m), investimentos militares em equipamentos (*equip*) e demais gasto militares (*non-equip*), foram computadas em termos reais, deflacionadas pelo IGP-DI e transformadas em taxa através de seus logaritmos naturais. A série da variável *equip* fora construída através de uma filtragem do orçamento detalhado do Ministério da Defesa, uma vez que gastos com diárias e viagens são considerados investimentos pelo órgão.<sup>6</sup>

De acordo com a perspectiva teórica adotada no presente trabalho, espera-se uma relação estatística positiva, entre a variável “Crescimento do Real do PIB” e os Investimentos Privados. Quanto à variável “Desemprego”, aponta-se para uma relação estatística negativa com os Investimentos Privados. Por fim, para a variável de interesse, “Gastos Militares” a relação é indefinida.

Para a verificação da presença de raízes unitárias entre as variáveis, foram utilizados os testes Dickey-Fulley Aumentado (ADF) e Phillips-Peron (PP). Foi utilizado a estratégia Dickey- Pantulla, e o critério de defasagem utilizado será o Critério de Informação de Schwarz (SC). Todas as variáveis, exceto por “g” apresentaram raiz unitária.<sup>7</sup> Apenas a variável crescimento real do PIB é estacionária em nível, conforme a tabela abaixo. Logo, foram utilizadas as primeiras diferenças das variáveis não estacionárias em nível.

Após a estimação dos parâmetros, tem-se os seguintes modelos:

$$Li_t = -0,006 + 1,109265g_t - 3,957893u_t - 0,069634Lm + \epsilon_t \quad (3)^8$$

$$Li_t = -0,004 + 1,033g_t - 4,033u_t - 0,122Lnon - equip_t + 0,027Lequip_t + \epsilon_t \quad (4)^9$$

O primeiro resultado demonstra que o impacto do crescimento do produto e o desenvolvimento da economia podem ter sido positivos para o investimento privado. O desemprego, que também é estatisticamente significativo, apresentou um coeficiente negativo, indicando que o aumento de 1% da taxa de desemprego acarretaria uma diminuição de 3,9 % nos investimentos privados. Os gastos militares, não apresentaram nenhuma relação estatística significativa com os investimentos privados no período.

Enquanto no primeiro modelo os gastos militares não apresentaram relação estatística com os investimentos privados mesmo após a desagregação dos gastos militares em gastos com equipamentos e demais gastos, no segundo modelo, proposto por Malizard (2015), os investimentos em equipamentos se mostraram estatisticamente insignificantes para o investimento privado. Isso implica em uma situação na qual não há efeito *crowding-in* nem *crowding-out*.

Uma das explicações para tal fenômeno é o fato de que não houve grandes momentos de expansão dos gastos militares no período, mantendo-se o padrão dos gastos. Assim como afirma Gold (1997), os gastos militares tendem a impactar os investimentos privados principalmente em períodos de conflito ou de escalada de conflito, em que se demanda a expansão do montante destinado a defesa. O Brasil, possui uma história pacífica e concentra seus gastos de defesa para a manutenção do *status quo* das forças, com foco em salários e encargos sociais. Nesse contexto, os investimentos em equipamentos são baixos se comparados ao montante final destinado a manutenção das forças, que também é afetado pela falta de perenidade ao longo dos anos.

#### Análise da relação entre gastos militares e investimentos privados no Brasil (1977 a 2018)

A análise proposta na presente seção conta com 42 observações, compreendendo o período entre 1977 e 2018. Devido às limitações dos dados, foram utilizadas *proxys* para estender a série dos investimentos privados e dos gastos militares. Como a série é mais extensa, será utilizado o método econométrico proposto por Pesaran e Shin (2001), que utilizaram uma combinação do ARDL (Auto Regressive Dependent Lagged).<sup>10</sup> Diferentemente da técnica de Johansen, o ARDL fornece um único vetor

de cointegração (Emeka and Kelvin 2016). O modelo pode ser descrito como:

$$Li_t = \gamma_0 + \gamma_1 g_t + \gamma_2 u_t + \gamma_3 Lm + \epsilon_t \quad (5)$$

Em termos de dados, para a variável  $Li$ , expressa em logaritmos neperianos e deflacionada pelo IGP-DI a preços de 2018, fora utilizada a base de dados do IBGE de 2000 a 2018 e regredida até 1977 com os dados utilizados por Conte (2013). Assim como na seção anterior, para as variáveis  $g$  e  $u$  foram utilizadas as bases de dados do IBGE e da PNAD retropolada. No caso da variável  $Lm$ , expressa em logaritmos neperianos e deflacionada pelo IGP-DI, foram utilizados os dados oficiais do MD para o período entre 2000 e 2018 ampliados para 1977 com os dados abertos do Banco Mundial.

Os resultados do Modelo de Smith (1980) para o período de 1977 a 2018 corroboram para os resultados da seção anterior. Os gastos militares não apresentam relação estatística com os investimentos privados no curto prazo. Enquanto isso, o crescimento real do PIB e o desemprego possuem impactos significativos, comprovando que a situação macroeconômica e política do país são fatores muito mais preponderantes para a formação bruta de capital no curto prazo.<sup>11</sup>

$$Li_t = 10,02 + 0,3g_t - 7,46u_t - 0,04Lm + \epsilon_t \quad (6)^{12}$$

No longo prazo, os gastos militares não possuem impacto no investimento privado, corroborando para os resultados de ambos os blocos de testes.

$$EC = L_t - (2,611552g_t - 6,069957u_t - 0,149097Lm_t) \quad (7)^{13}$$

Os resultados indicam que existe cointegração entre a taxa de crescimento real do PIB, a taxa de desemprego e os investimentos privados no longo prazo, apontando para um valor  $F$  igual a 13,3 para o teste de limites. Os gastos militares não apresentam relação estatística significativa com os investimentos privados a longo prazo. Em casos em que se verifica a cointegração entre as variáveis, se aplica o Modelo de Correção de Erros, que aponta a velocidade de ajustamento do equilíbrio a longo prazo.<sup>14</sup> Os resultados apontam para um coeficiente de erro  $-0,3264$  com um  $p$ -valor  $< 0$ , demonstrando assim a existência da relação de longo prazo entre a taxa de crescimento real do PIB e a taxa de desemprego com os investimentos privados

Dessa maneira, os resultados apontam que não há evidência estatística sobre a ocorrência de impacto dos gastos militares nos investimentos privado no Brasil, seja no curto ou no longo prazo. Houve correspondência dos resultados entre os dois períodos analisados atestando os impactos significativos da taxa de crescimento real do PIB e do desemprego, enquanto os gastos militares, aparentemente, não impactaram os investimentos privados. A variável “crescimento real do PIB” foi a única que apresentou significância estatística tanto no curto, quanto no longo prazo.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo analisar o impacto dos gastos militares no investimento privado no Brasil no longo e no curto prazo, estabelecendo dois períodos de análises em função da disponibilidade de dados oficiais do MD.

Em relação aos gastos militares, foi realizada a reprodução do trabalho de Smith (1980), que a partir da teoria do salário-social, apontava para uma possível relação de competição entre os gastos militares e os investimentos privados por uma parcela fixa do produto potencial. Foi adotado o modelo econométrico de Smith (1980) e sua derivação através da perspectiva desagregada, proposta por Malizard (2015). Foram realizados testes em dois períodos: de 2000 a 2018, com dados oficiais do MD e de 1977 a 2018 com *proxys* do BM. Para o primeiro período fora utilizado um modelo econométrico de MQO. Já para o segundo período, fora utilizado um modelo ARDL, seguido do teste de limites.

A aplicação do modelo de Smith (1980) e Malizard (2015), através do MQO, demonstrou que, estatisticamente, não há impacto algum dos gastos militares sobre os investimentos privados. Considerando os gastos militares no total, ou os separando em investimento e demais gastos, não foram encontradas evidências de *crowding-out* ou *crowding-in*, negando a hipótese alternativa do presente trabalho, que esperava a relação estatística entre tais variáveis. Diferentemente de grande parte da literatura, os gastos militares não apresentaram relação estatística significativa no caso do Brasil, enquanto as outras variáveis macroeconômicas foram muito mais preponderantes para a decisão de investir dos agentes econômicos. Assim, não é possível afirmar que, no curto prazo, os gastos militares no Brasil conseguem influenciar a decisão privada sobre investimento.

Três justificativas são consideradas para explicar tal situação. Em primeiro lugar, o peso militar brasileiro não apresentou rápidos movimentos de expansão e retração, mantendo uma média de 1,5% do PIB. Como Gold (1997) verificou no caso dos EUA, o efeito *crowding-out* seria na verdade

um fenômeno observado em períodos de conflitos que demandassem o rápido incremento do peso militar. No período de 2000 a 2018, apesar do envolvimento na Minustah, a maior parte do financiamento foi com fundos da ONU, não onerando o orçamento de defesa brasileiro. Logo, não foi verificado nenhum movimento de expansão ou retração significativa.

Em segundo lugar, observou-se um padrão orçamentário do MD que prioriza sistematicamente os gastos com custeio, salários e pensões, ocupando uma parcela de 96,6% do orçamento de defesa. Os repasses para os investimentos em equipamentos são baixos em relação ao demais gastos, o que pode incidir em uma situação problemática, uma vez que a indústria de produtos de defesa e afins demanda capital intensivo, de risco e de alto teor tecnológico, uma conta geralmente assumida pelo Estado. O baixo nível de investimento do MD pode refletir em uma situação de fragilidade para as firmas de defesa e de produtos utilizados para a manutenção da atividade fim. Logo, a fragilidade não está na necessidade no volume do orçamento, mas nos investimentos.

Por fim, em terceiro lugar, os investimentos militares não apresentaram perenidade no período, oscilando entre picos e vales, que apesar de uma tendência de crescimento, não garante a estabilidade orçamentária desejada no texto da PND de 2012. Essa instabilidade de repasses pode gerar incertezas para o investidor e para as firmas, uma vez que o setor industrial que envolve os investimentos em equipamentos do MD. Malizard (2015) apontou que uma das possíveis explicações para o efeito *crowding-in* nos investimentos privados foi a mitigação da incerteza em função da segurança fornecida pelos investimentos em equipamentos, no caso da França. Essa instabilidade de investimentos militares no Brasil pode ser um entrave de insegurança, o que explicaria a insignificância estatística.

A análise do segundo período, 1977 a 2018, teve como intuito trazer robustez para os resultados do bloco anterior, aumentando o número de observações anuais de 19 para 42. Apesar da variação do valor dos coeficientes (talvez em função da maior disponibilidade de dados), as relações estatísticas mantiveram comportamento semelhante. No curto prazo, os gastos militares também não tiveram impacto estatístico significativo, enquanto a taxa de crescimento real do PIB e a taxa de desemprego impactaram na FBCF privada. Aplicando um teste de limites, o resultado acerca do impacto dos gastos militares sobre os investimentos privados se mantém também no longo prazo, em um intervalo de confiança de 5%. Tanto no curto quanto no longo prazo, não se pode afirmar que os gastos militares impactaram, positiva ou negativamente os investimentos privados. Diferentemente dos resultados obtidos por Gold (1997) para os EUA, não foram encontradas evidências de cointegração. Uma possível explicação é

fato de que, além do Brasil possuir um padrão orçamentário de priorização de custeio, o peso militar não apresentou movimentos constantes de retração e expansão, indicando a exclusão teórica de um possível efeito *crowding-out* mesmo no curto prazo. Apenas a taxa de crescimento real do PIB e a taxa de desemprego apresentaram significância estatística no longo prazo.

## REFERÊNCIAS

- Afonso, A., and M. St. Aubyn. 2009. "Macroeconomic rates of return of public and private investment: Crowding-in and crowding-out effects". *Manchester School* 77, no. Suppl. 1: 21–39.
- Aschauer, D. A. 1989a. "Does public capital crowd out private capital?" *Journal of Monetary Economics* 24, no. 2: 171–18.
- Aschauer, D. A. 1989b. "Is public expenditure productive?" *Journal of Monetary Economics* 23, no. 2: 177–200.
- Atesoglu, H. S. 2004. "Defense spending and investment in the United States". *Journal of Post Keynesian Economics* 27, no. 1: 163–70.
- Barro, R. J. 1974. "Are government bonds net wealth?" *Journal of Political Economy* 82, no. 6: 1.095–117.
- Blackley, P. R. 2014. "New estimates of direct crowding out (or in) of investment and of a peace dividend for the U.S. economy". *Journal of Post Keynesian Economics* 37, no. 1: 67–90.
- Brown-Collier, E. K., and B. E. Collier. 1995. "What Keynes Really Said about Deficit Spending". *Journal of Post Keynesian Economics* 17, no. 3: 341–55.
- Carlson, K. M., and R. W. Spencer. 1975. "Crowding Out and Its Critics". *Review*, no. 57: 44–59 (Feb.).
- Cavallo, E., and C. Daude. 2011. "Public investment in developing countries: A blessing or a curse?" *Journal of Comparative Economics* 39, no. 1: 65–81. dx.doi.org/10.1016/j.jce.2010.10.001.
- Chester, E. 1978. "Military spending and capitalist stability". *Cambridge Journal of Economics*, no. 1977: 293–8.
- Cruz, B. de O., and J. R. Teixeira. 1990. "The impact of public investment on private investment in Brazil". *Cepal Review*, no. 67: 75–84.

Custers, P. 2010. "Military Keynesianism today: an innovative discourse". *Race and Class* 51, no. 4: 79–94.

Dornbusch, R., S. Fisher, and R. Startz. 2013. *Macroeconomia*. 11. ed. Porto Alegre: Mcgraw Hill.

Dunne, J. P., and N. Tian. 2013. "Military expenditure and economic growth." *A Survey* 8, n. 1.

Economia de Defesa. 2018. In: *Dicionário de Segurança e Defesa*, edited by A. D. C. Leske. 1. ed. São: Editora Unesp.

Fernandez, R. N. et al. 2018. "Análise dos Efeitos Crowding-in e Crowding-out para a Economia Brasileira". *Sinergia — Revista do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis* 21, no. 2: 71–80.

Friedman, B. 1978. "M. Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits". *Brookings Papers on Economic Activity* 1978, no. 3: 642.

Froyen, R. 2003. *Macroeconomia: teoria e aplicações*. 2. ed. São Paulo: Saraiva.

Giambiagi, F., L. B. de Castro, and J. Hermann. 2011. *Economia Brasileira Contemporânea*. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier.

Gold, D. 1997. "Evaluating the trade-off between military spending and investment in the United States". *Defence and Peace Economics* 8, no. 3: 251–66.

Gumus, E. 2014. Crowding-Out Hypothesis versus Ricardian Equivalence Proposition: evidence from Literature Crowding-Out Hypothesis Versus Ricardian 80 Equivalence Proposition: Erdal Gümüş *Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Maliye Bölümü*, Eski (Jun.).

Keynes, J. M. 1936. *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. São Paulo: Editora Nova Cultural.

Klein, T. 2004. "Military expenditure and economic growth: Peru 1970-1996". *Defence and Peace Economics* 15, no. 3: 275–88.

Kumahara, C. M. 2017. *Efeitos dos Gastos Públicos sobre os Investimentos Privados no Brasil*. Brasília, DF: Universidade de Brasília.

Luporini, V., and J. Alves. 2010. "Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil". *Economia e Sociedade* 19, no. 3: 449–75.

Malizard, J. 2015. "Does military expenditure crowd out private investment? A disaggregated perspective for the case of France". *Economic Modelling*, no. 46: 44–52. dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.049.

Mintz, A., and C. Huang. 1990. "Defense Expenditures, Economic Growth, and the 'Peace Dividend'". *American Political Science Review* 84, no. 4: 1283–93.

Morales-Ramos, E. 2002. "Defence R & D expenditure: The crowding-out hypothesis". *Defence and Peace Economics* 13, no. 5: 365–83

Paula, L. F. de, and M. Pires. 2017. "Crise e perspectivas para a economia Brasileira". *Estudos Avancados* 31, no. 89: 125–44.

Rama, M. 1993. "Empirical Investment Equation for developing Countries". In *Striving for Growth after Adjustment: the role of capital formation*, edited by L. Serven, and A. Solimano [S.l.]. World Bank.

Ribeiro, M. B., and J. R. Teixeira. 2001. "An econometric analysis of private-sector investment in Brazil". *Cepal Review* 2001, no. 74: 153–66.

Rogalska, E. 2014. "Crowding out and crowding in within Keynesian framework. Do we need any new empirical research concerning them?" *Economics and Sociology* 7, no. 2: 80–93.

Ronci, M. V. 1988. *Uma nota sobre a especificação da função de investimento agregado para países em desenvolvimento*. n. 1971.

Ruttan, V. W. 2006. "Is war necessary?" In *Is war Necessary for Economic Growth?*: 159–90. Collegeville, MI: Saint Johns University.

Scott, J. P. 2001. "Does UK defence spending crowd-out UK private sector investment?" *Defence and Peace Economics* 12, no. 4: 325–36.

Smith, R. 1977. Military expenditure and capitalism. *Cambridge Journal of Economics* 2, no. 3: 287–92.

Smith, R. 1980. Military expenditure and investment in OECD countries: revisited. *Journal of Comparative Economics*, no. 4: 1.932.

Stockholm International Peace Research Institute. 2018. *Sipri Yearbook 2018*. Solna: Sipri.

Tadeu, H. F. B., and J. T. M. Silva. 2013. "Determinantes de la inversión privada a largo plazo en Brasil: análisis empírico utilizando secciones transversales y una simulación Montecarlo". *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* 18, no. S: 11–7. dx.doi.org/10.1016/S2077-1886(13)70025-8.

Wang, T. P., S. H. P. Shyu, and H. C. Chou. 2012. “The impact of defense expenditure on economic productivity in OECD countries”. *Economic Modelling* 29, no. 6: 2.104–14. [dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.041](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.041).

World Bank. *World Bank Open Data — Military Expenditure as share of Public Expending — Brazil*. [data.worldbank.org/](https://data.worldbank.org/).

## APÊNDICE ESTATÍSTICO

Tabela 1

Variáveis utilizadas Primeiro Período de Análise — 2000 a 2018 —  
Valores Reais Deflacionados pelo IGP-DI

Ano	i	g	u	m	neq	eq
2000	6,63E+11	-0,0315	0,0938	7,63E+10	7,28E+10	3,50E+09
2001	6,61E+11	-0,0057	0,0946	8,51E+10	8,22E+10	2,93E+09
2002	6,28E+11	-0,0031	0,0982	8,29E+10	8,06E+10	2,31E+09
2003	5,67E+11	-0,0622	0,1042	6,18E+10	6,08E+10	9,35E+08
2004	6,16E+11	0,04081	0,1024	6,25E+10	6,09E+10	1,54E+09
2005	6,37E+11	0,04526	0,1002	6,83E+10	6,69E+10	1,35E+09
2006	7,05E+11	0,0873	0,0928	7,23E+10	7,12E+10	1,12E+09
2007	8,07E+11	0,07176	0,0914	7,69E+10	7,54E+10	1,52E+09
2008	9,01E+11	0,02738	0,0846	7,76E+10	7,55E+10	2,08E+09
2009	8,82E+11	0,05157	0,0909	8,71E+10	8,44E+10	2,73E+09
2010	9,57E+11	0,09918	0,0819	9,62E+10	9,25E+10	3,70E+09
2011	1,05E+12	0,0371	0,0752	9,19E+10	8,96E+10	2,33E+09
2012	1,10E+12	0,0374	0,073	9,34E+10	8,96E+10	3,73E+09
2013	1,17E+12	0,04293	0,071	9,40E+10	9,08E+10	3,19E+09
2014	1,13E+12	0,02834	0,068	9,67E+10	9,34E+10	3,34E+09
2015	1,01E+12	-0,0299	0,085	9,64E+10	9,28E+10	3,56E+09
2016	8,55E+11	-0,0524	0,115	9,03E+10	8,79E+10	2,34E+09
2017	8,52E+11	0,03961	0,127	9,85E+10	9,53E+10	3,27E+09
2018	8,53E+11	0,00512	0,123	1,03E+11	9,87E+10	4,21E+09

Testes Econométricos

Tabela 2  
Testes de Raiz Unitária

Variável	ADF	1%	5%	10%	Ordem de integração	Variável	ADF	1%	5%	10%	Ordem de integração
Li	0,3947474	-2,708094	-1,962813	-1,606129	I(1)	D(Li)	-2,326951	-2,708094	-1,96281	-1,606129	I(0)
g	-2,239101	-2,699769	-1,961409	-1,606661	I(0)	D(g)	-5,429843	-2,708094	-1,96281	-1,6006129	I(0)
u	-2,54665	-3,886751	-3,052169	-2,666593	I(1)	D(u)	-2,346524	-2,708094	-1,96281	-1,606129	I(0)
Lm	-0,979808	-3,857386	-3,040391	-2,660551	I(1)	D(Lm)	-3,609872	-3,886751	-3,05217	-2,666593	I(0)
Leq	-2,858606	-4,571559	-3,690814	-3,286909	I(1)	D(Leq)	-5,095136	-4,616209	-3,71048	-3,297799	I(0)
Lneq	-3,862795	-4,616209	-3,710482	-3,297799	I(0)	D(Lneq)	-3,602301	-3,886751	-3,05213	-2,666593	I(0)
Variável	PP	1%	5%	10%	Ordem de integração	Variável	PP	1%	5%	10%	Ordem de integração
Li	0,518524	-2,699769	-1,961409	-1,606661	I(1)	D(Li)	-2,32951	-2,708094	-1,96281	-1,606129	I(0)
g	-2,208975	-2,699769	-1,961409	-1,606661	I(0)	D(g)	-6,397577	-2,708094	-1,96281	-1,606129	I(0)
u	-1,161489	-3,857386	-3,040391	-2,660551	I(1)	D(u)	-2,429023	-2,708094	-1,96281	-1,606129	I(0)
Lm	-1,018142	-3,857386	-3,040391	-2,660551	I(1)	D(Lm)	-3,605085	-3,886751	-3,05217	-2,666593	I(0)
Leq	-2,874363	4,571559	-3,690814	-3,286909	i(1)	D(Leq)	-5,095136	-4,616209	-3,71048	-3,297789	I(0)
Lneq	-1,893881	-4,571559	-3,690814	-3,286909	I(1)	D(Lneq)	-3,598565	-3,886751	-3,05217	-2,666593	I(0)

Quadro 1  
MQO — Modelo de Smith (1980) — 2000 a 2018

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006745	0.014271	-0.472620	0.6438
G	1.109265	0.414785	2.674311	0.0181
D(LM)	-0.069634	0.147961	-0.470624	0.6452
D(U)	-3.957893	1.407588	-2.811826	0.0139
R-squared	0.821345	Mean dependent var		0.014047
Adjusted R-squared	0.783061	S.D. dependent var		0.084739
S.E. of regression	0.039469	Akaike info criterion		-3.433488
Sum squared resid	0.021809	Schwarz criterion		-3.235628
Log likelihood	34.90139	Hannan-Quinn criter.		-3.406206
F-statistic	21.45441	Durbin-Watson stat		2.120179
Prob(F-statistic)	0.000017			

Quadro 2  
Teste de Autocorrelação de Breusch-Godfrey

F-statistic	2.183325	Prob. F(2,12)	0.1554
Obs*R-squared	4.802430	Prob. Chi-Square(2)	0.0906
Testes			
F-statistic			
0.793952			
Prob. F(3,14)			
0.5173			
Obs*R-squared			
2.617127			
Prob. Chi-Square(3)			
0.4545			
Scaled explained SS			
1.258506			
Prob. Chi-Square(3)			
0.7390			
F-statistic			
0.793952			
Prob. F(3,14)			
0.5173			
Obs*R-squared			
2.617127			
Prob. Chi-Square(3)			
0.4545			
Scaled explained SS			
1.258506			
Prob. Chi-Square(3)			
0.7390			

Quadro 3  
Teste de Heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.793952	Prob. F(3,14)	0.5173
Obs*R-squared	2.617127	Prob. Chi-Square(3)	0.4545
Scaled explained SS	1.258506	Prob. Chi-Square(3)	0.7390

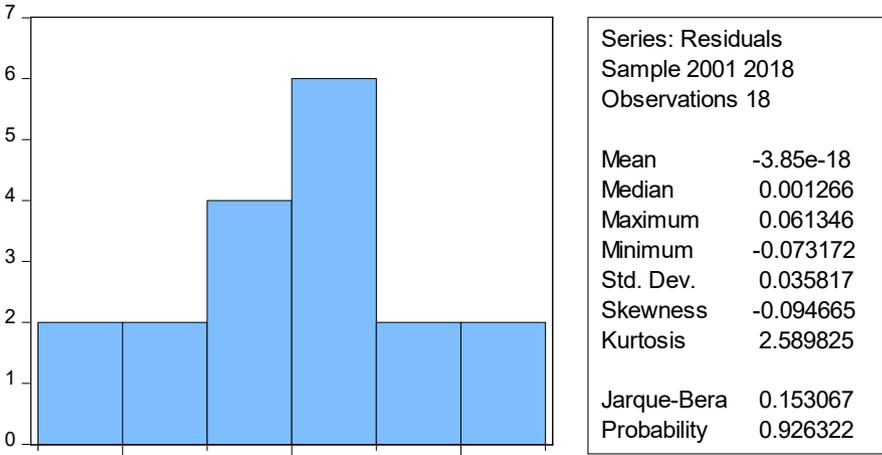


Gráfico 2 — Teste de Normalidade Jarque-Bera.

Quadro 4  
MQO — Modelo de Malizard (2015) — 2000 a 2018

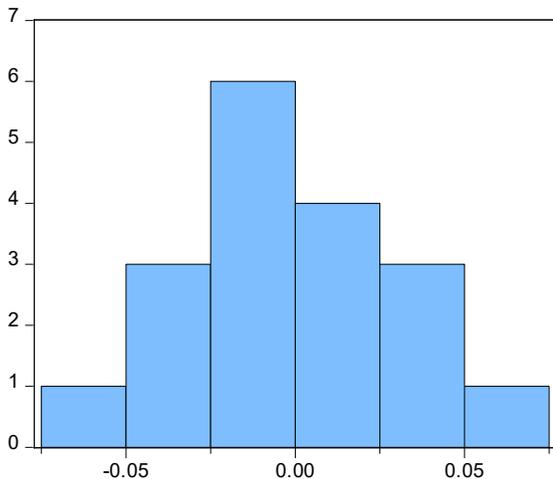
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004038	0.014688	-0.274928	0.7877
G	1.033210	0.423882	2.437494	0.0299
D(LEQ)	0.027394	0.034330	0.797965	0.4392
D(LNEQ)	-0.122922	0.163949	-0.749759	0.4668
D(U)	-4.033830	1.426686	-2.827412	0.0143
R-squared	0.829970	Mean dependent var		0.014047
Adjusted R-squared	0.777653	S.D. dependent var		0.084739
S.E. of regression	0.039958	Akaike info criterion		-3.371860
Sum squared resid	0.020756	Schwarz criterion		-3.124534
Log likelihood	35.34674	Hannan-Quinn criter.		-3.337757
F-statistic	15.86427	Durbin-Watson stat		2.177433
Prob(F-statistic)	0.000064			
				TET

Quadro 5  
Teste de Autocorrelação Breusch-Godfrey

F-statistic	0.906878	Prob. F(2,11)	0.4320
Obs*R-squared	2.547856	Prob. Chi-Square(2)	0.2797

**Quadro 6**  
**Teste de Heterocedasticidade Breusch-Pagan-Godfrey**

F-statistic	0.560279	Prob. F(4,13)	0.6956
Obs*R-squared	2.646794	Prob. Chi-Square(4)	0.6186
Scaled explained SS	1.052204	Prob. Chi-Square(4)	0.9018



<b>Series: Residuals</b>	
Sample 2001 2018	
Observations 18	
Mean	4.43e-18
Median	-0.002878
Maximum	0.058190
Minimum	-0.073795
Std. Dev.	0.034942
Skewness	-0.245073
Kurtosis	2.524292
Jarque-Bera	0.349907
Probability	0.839496

Gráfico 3 — Teste de Normalidade Jarque-Bera.

Tabela 3

Variáveis utilizadas no segundo período de análises — 1977 a 2018 —  
valores reais deflacionados pelo IGP-DI

Ano	i	g	u	m
1977	3,76E+11	0,067230044	0,0416	5,36E+10
1978	4,59E+11	0,044847844	0,0431	5,32E+10
1979	5,85E+11	0,068303293	0,0459	5,41E+10
1980	6,32E+11	0,046871355	0,0511	4,24E+10
1981	5,79E+11	-0,08899924	0,0563	3,90E+10
1982	5,65E+11	0,036443161	0,0557	4,61E+10
1983	4,32E+11	-0,12445552	0,061	3,92E+10
1984	4,24E+11	-0,00826332	0,065	3,72E+10
1985	4,61E+11	0,143900422	0,0561	5,11E+10
1986	5,71E+11	0,100440993	0,046	4,83E+10
1987	6,49E+11	-0,02437035	0,0481	6,73E+10
1988	6,40E+11	-0,07557645	0,0529	7,58E+10
1989	6,13E+11	-0,20786655	0,0482	7,81E+10
1990	5,30E+11	0,165353207	0,0513	8,11E+10
1991	4,32E+11	0,034422854	0,0594	6,97E+10
1992	4,18E+11	-0,02931675	0,0716	5,25E+10
1993	4,83E+11	-0,00199874	0,0706	6,63E+10
1994	5,51E+11	0,009590621	0,0693	7,00E+10
1995	6,05E+11	0,166864805	0,0677	7,64E+10
1996	6,02E+11	0,086006287	0,0751	7,40E+10
1997	6,53E+11	0,031687425	0,0802	7,28E+10
1998	6,49E+11	0,013308702	0,0924	7,78E+10
1999	6,22E+11	-0,02550533	0,0984	7,51E+10
2000	6,63E+11	-0,03153424	0,0938	7,63E+10
2001	6,61E+11	-0,00574058	0,0946	8,51E+10
2002	6,28E+11	-0,00312098	0,0982	8,29E+10
2003	5,67E+11	-0,06219583	0,1042	6,18E+10
2004	6,16E+11	0,040806534	0,1024	6,25E+10
2005	6,37E+11	0,045256784	0,1002	6,83E+10
2006	7,05E+11	0,087298459	0,0928	7,23E+10
2007	8,07E+11	0,071762242	0,0914	7,69E+10
2008	9,01E+11	0,027384899	0,0846	7,76E+10
2009	8,82E+11	0,051569983	0,0909	8,71E+10
2010	9,57E+11	0,099180623	0,0819	9,62E+10
2011	1,05E+12	0,037100626	0,0752	9,19E+10
2012	1,10E+12	0,037400641	0,073	9,34E+10
2013	1,17E+12	0,042926314	0,071	9,40E+10
2014	1,13E+12	0,028344183	0,068	9,67E+10
2015	1,01E+12	-0,02989884	0,085	9,64E+10
2016	8,55E+11	-0,05242753	0,115	9,03E+10
2017	8,52E+11	0,039613703	0,127	9,85E+10
2018	8,53E+11	0,005119717	0,123	1,03E+11

Tabela 4  
Testes de Raiz Unitária

Variável	ADF	1%	5%	10%	Ordem de integração	Variável	ADF	1%	5%	10%	Ordem de integração
Li	-4,195294	-4,205004	-3,526609	-3,194611	I(0)	D(Li)	-4,505804	-3,610453	-2,93899	-2,607932	I(0)
g	-4,343957	-4,273277	-3,557759	-3,212361	I(0)	D(g)	-3,882156	-4,252879	-3,54849	-3,207094	I(0)
u	-3,4118222	-4,252879	-3,54849	-3,207094	I(1)	D(u)	-4,467501	-3,610453	-2,9399	-2,607932	I(0)
Lm	-3,019838	-4,205004	-3,526609	-3,194611	I(1)	D(Lm)	-3,621922	-3,661661	-2,96041	-2,61916	I(0)
Variável	PP	1%	5%	10%	Ordem de integração	Variável	PP	1%	5%	10%	Ordem de integração
Li	-2,610456	-4,198503	-3,523623	-3,192902	I(1)	D(Li)	-3,585857	-3,605593	-2,93694	-2,606857	I(0)
g	-6,481559	-4,198503	-3,523623	-3,192902	I(0)	D(g)	20,5277	-4,203004	-3,52661	-3,194611	I(0)
u	-1,587434	-4,198503	-3,523623	-3,192902	I(1)	D(u)	-3,556855	-3,605593	-2,93694	-2,606857	I(0)
Lm	3,026304	-4,198503	-3,523623	-3,192902	I(1)	D(Lm)	-6,501735	-3,605593	-2,93694	-2,606857	I(0)

Quadro 7  
ARDL — Modelo de Smith (1980) — 1977 a 2018

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LI(-1)	1.184386	0.109982	10.76895	0.0000
LI(-2)	-0.510790	0.122026	-4.185910	0.0002
G	0.299225	0.128635	2.326156	0.0272
G(-1)	-0.034606	0.135889	-0.254661	0.8008
G(-2)	0.587802	0.123357	4.765039	0.0000
U	-7.460051	1.327287	-5.620525	0.0000
U(-1)	10.06521	2.126523	4.733175	0.0001
U(-2)	-4.586414	1.562025	-2.936197	0.0064
LM	-0.048666	0.064250	-0.757453	0.4549
C	10.02746	2.848808	3.519880	0.0014
@TREND	0.009870	0.003451	2.860344	0.0078
R-squared	0.975565	Mean dependent var		27.22607
Adjusted R-squared	0.967139	S.D. dependent var		0.279093
S.E. of regression	0.050593	Akaike info criterion		-2.901601
Sum squared resid	0.074229	Schwarz criterion		-2.437159
Log likelihood	69.03203	Hannan-Quinn criter.		-2.733674
F-statistic	115.7828	Durbin-Watson stat		2.271096
Prob(F-statistic)	0.000000			

Quadro 8  
Equação em nível — correção de erros — Smith (1980)

Levels Equation				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G	2.611552	1.139312	2.292218	0.0293
U	-6.069957	2.487364	-2.440317	0.0210
LM	-0.149097	0.191725	-0.777661	0.4431
EC = LI — (2.6116*G — 6.0700*U — 0.1491*LM)				

Quadro 9  
Modelo de Correção de Erros

ECM Regression				
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.02746	1.307578	7.668728	0.0000
@TREND	0.009870	0.001420	6.949166	0.0000
D(LI(-1))	0.510790	0.086472	5.906962	0.0000
D(G)	0.299225	0.094356	3.171247	0.0036
D(G(-1))	-0.587802	0.101347	-5.799919	0.0000
D(U)	-7.460051	1.137689	-6.557199	0.0000
D(U(-1))	4.586414	1.280099	3.582860	0.0012
CointEq(-1)*	-0.326404	0.042591	-7.663673	0.0000
R-squared	0.837213	Mean dependent var		0.015493
Adjusted R-squared	0.801603	S.D. dependent var		0.108130
S.E. of regression	0.048163	Akaike info criterion		-3.051601
Sum squared resid	0.074229	Schwarz criterion		-2.713825
Log likelihood	69.03203	Hannan-Quinn criter.		-2.929472
F-statistic	23.51078	Durbin-Watson stat		2.271096
Prob(F-statistic)	0.000000			

Quadro 10  
Teste de Limites — Smith (1980)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	13.30644	10%	3.47	4.45
k	3	5%	4.01	5.07
		2.5%	4.52	5.62
		1%	5.17	6.36
Finite Sample: n=40				
Actual Sample Size	40	10%	3.76	4.795
		5%	4.51	5.643
		1%	6.238	7.74

Quadro 11  
Teste de Autocorrelação de Breush-Godfrey

F-statistic	1.344460	Prob. F(2,27)	0.2776
Obs*R-squared	3.622792	Prob. Chi-Square(2)	0.1634

Quadro 12  
Teste de Heterocedasticidade de Breush-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.636317	Prob. F(10,29)	0.7708
Obs*R-squared	7.197510	Prob. Chi-Square(10)	0.7067
Scaled explained SS	2.523298	Prob. Chi-Square(10)	0.9905

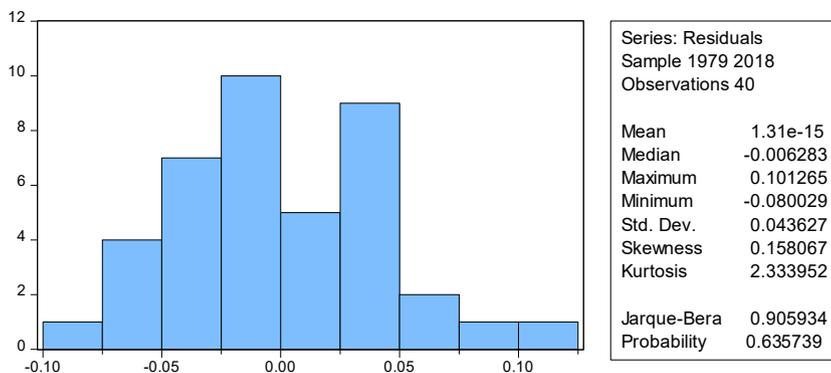


Gráfico 4 — Teste de Normalidade de Jarque-Bera.

## UMA ANÁLISE DO IMPACTO DOS GASTOS MILITARES NOS INVESTIMENTOS PRIVADOS NO BRASIL

### RESUMO

O presente estudo teve como objetivo analisar empiricamente o efeito que o gasto público com defesa exerce sobre o investimento do setor privado. Foram duas as metodologias empregadas: a dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e a metodologia dos vetores autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL). A análise foi empregada em dois cortes temporais: entre 2000 e 2018; e entre 1977 e 2018. Em ambos, os resultados não apontam para uma conclusão estatisticamente significativa. Logo, não se pode inferir se o gasto público com defesa exerce efeito complementar (*crowding-in*) ou substitutivo (*crowding-out*) sobre o investimento do setor privado no Brasil.

**Palavras-chave:** gasto público com defesa, economia brasileira, efeito substitutivo, efeito complementar, análise econométrica.

### ABSTRACT

The present study aimed to empirically analyze the effect that public defense spending has on private sector investment. Two methodologies were used: ordinary least squares (OLS) and the autoregressive vectors of distributed lags (ARDL) methodology. The analysis was used in two time frames: between 2000 and 2018; and between 1977 and 2018. In both cases, the results do not point to a statistically significant conclusion. Therefore, it cannot be inferred whether public defense spending has a complementary (*crowding-in*) or substitutive (*crowding-out*) effect on private sector investment in Brazil.

**Keywords:** public spending on defense, Brazilian economy, substitutive effect, complementary effect, econometric analysis.

## NOTAS

1. Gastos não relacionados ao nível de renda, como consumo do governo, investimento e exportação.
2. O aumento dos gastos públicos influenciaria um aumento multiplicado da renda e da produção.
3. Expressão utilizada por Smith (1980) e Malizard (2015) para se referir a porcentagem dos gastos militares em relação ao PIB de um ano  $x$ .
4. Conforme os resultados de Smith (1980), Blackley (2014) e Kumahara (2017).
5. É importante ressaltar que o texto de Kumahara (2017) não era específico de Defesa e nunca foi de preocupação do autor uma análise minuciosa dos determinantes do investimento na defesa.
6. Utilizando-se do empenhado 52 (equipamentos e material permanente) foram excluídas dos gastos com equipamentos e adicionadas aos gastos com custeio os dispêndios com: Aparelhos Médicos e Utensílios Odontológicos; Aparelhos e Equipamentos para Esportes e Diversões; Aparelhos e Utensílios Domésticos; Coleções e Materiais Bibliográficos; Discotecas e Filmotecas; Equipamentos Musicais e Artísticos; Equipamentos para Áudio, Vídeo e Foto; Maquinas, Instalações e Utensílios de Escritório; Mobiliário em Geral; Obras De Arte e Peças para Exposição; Intuições de Caráter Assistencial ou Cultural; Semoventes e Equipamentos de Montaria; Peças não Incorporadas a Imóveis e Instituições de Pesquisa e Desenvolvimento Institucional. A motivação de tal opção metodológica foi delimitar como investimentos militares os gastos com equipamentos destinados ao empreendimento bélico.
7. A variável  $Lneq$  apresentou um resultado positivo no teste ADF, porém negativo no teste PP. Dessa maneira, a série foi considerada como não estacionária em nível, uma vez que se optou por trabalhar com total correspondência entre os testes.
8. Os valores em **negrito** possuem significância estatística, com um  $p$  valor  $<0,05$ .
9. Os valores em **negrito** possuem significância estatística, com um  $p$  valor  $<0,05$ .
10. Em português o modelo é conhecido por modelo auto-regressivo com defasagens distribuídas, seguido do teste de limites para a verificação de cointegração. O processo consiste em utilizar as variáveis defasadas em um MQO (ARDL) e aplicar um teste de limites nas variáveis, uma vez que a variação dos erros pode ter relação estatística estacionária. Uma vez que a variável dependente seja  $I(1)$ , o modelo ARDL permite a análise com regressores de diferentes ordens de integração, seja  $I(0)$  ou  $I(1)$ . O ponto chave de tal processo é o fato de que essa técnica permite a análise de curto e longo prazo, através do processo de cointegração, gerando assim, insumos para uma interpretação mais completa do fenômeno analisado.

11. O modelo apresentou um  $R^2$  de 0,97, com um poder explicativo de 97%. Os testes de resíduos apresentaram resultados positivos, negando as hipóteses de autocorrelação, heterocedasticidade e distribuição não-normal.
12. MQO defasado para análise de curto prazo.
13. Equação em nível para análise de longo prazo.
14. O modelo completo com todas as dinâmicas e coeficientes está no apêndice estatístico.