

dos Santos, Claudio Hamilton Matos

Working Paper

O Brasil visto como um estado de bem-estar social de renda média e com uma commodity-currency: Fatos e um modelo macroeconômico de curto prazo

Texto para Discussão, No. 3107

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: dos Santos, Claudio Hamilton Matos (2025) : O Brasil visto como um estado de bem-estar social de renda média e com uma commodity-currency: Fatos e um modelo macroeconômico de curto prazo, Texto para Discussão, No. 3107, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília,
<https://doi.org/10.38116/td3107-port>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/316169>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/2.5/br/>

TEXTO PARA DISCUSSÃO

3107

**O BRASIL VISTO COMO UM
ESTADO DE BEM-ESTAR SOCIAL
DE RENDA MÉDIA E COM UMA
COMMODITY-CURRENCY: FATOS E
UM MODELO MACROECONÔMICO
DE CURTO PRAZO**

CLÁUDIO HAMILTON MATOS DOS SANTOS



O BRASIL VISTO COMO UM ESTADO DE BEM-ESTAR SOCIAL DE RENDA MÉDIA E COM UMA *COMMODITY-CURRENCY*: FATOS E UM MODELO MACROECONÔMICO DE CURTO PRAZO¹

CLÁUDIO HAMILTON MATOS DOS SANTOS²

1. As ideias deste texto foram discutidas em seminários na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dimac/Ipea) e no Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). O autor é grato aos participantes desses seminários e, em particular, a Claudio Amitrano, Marco Cavalcanti, Ricardo Bielschowsky, Ricardo Summa, Sylvio Kappes, Thiago Miguez e Celia Kerstenetzky pelos generosos comentários e correções feitas. O autor é o único responsável, contudo, pelos erros remanescentes no texto.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Dimac/Ipea. *E-mail*: claudio.santos@ipea.gov.br.

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional

FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

ARISTIDES MONTEIRO NETO

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

FERNANDA DE NEGRI

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

RAFAEL GUERREIRO OSÓRIO

Diretora de Estudos Internacionais

KEITI DA ROCHA GOMES

Chefe de Gabinete

ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

**Coordenadora-Geral de Imprensa e
Comunicação Social**

GISELE AMARAL DE SOUZA

Ouvidoria: <https://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <https://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2025

Santos, Cláudio Hamilton Matos dos

O Brasil visto como um estado de bem-estar social de renda média e com uma commodity-currency : fatos e um modelo macroeconômico de curto prazo / Cláudio Hamilton Matos dos Santos. – Brasília, DF: Ipea, 2025.

45 p.: mapas. - (Texto para Discussão ; n. 3107).

Inclui Bibliografia.

ISSN 1415-4765

1. Estado de Bem-Estar Social. 2. Moeda Lastreada em Commodities. 3. Economia Brasileira. 4. Depreciações Cambiais. 5. Preços de Commodities. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. II. Título.

CDD 339.072

Ficha catalográfica elaborada por Elizabeth Ferreira da Silva CRB-7/6844.

Como citar:

SANTOS, Cláudio Hamilton Matos dos. **O Brasil visto como um estado de bem-estar social de renda média e com uma commodity-currency**: fatos e um modelo macroeconômico de curto prazo. Brasília, DF: Ipea, abr. 2025. 45 p. (Texto para Discussão, n. 3107). DOI: [https:// dx.doi.org/10.38116/td3107-port](https://dx.doi.org/10.38116/td3107-port)

JEL: E12; O54; F41.

DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/td3107-port>

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e ePUB (livros e periódicos).

Acesse: <https://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	6
2 CONSTRUINDO UM EBS SOCIAL-DEMOCRÁTICO NOS TRÓPICOS: DA CONSTITUIÇÃO DE 1988 DO BRASIL (E ANTES) AOS DEBATES PRESIDENCIAIS DE 2022	8
2.1 Um EBS tropical imperfeito, mas de tamanho considerável e funcional	9
2.2 Como o EBS brasileiro evoluiu ao longo do tempo?.....	13
2.3 A importância da política do SM nesse contexto.....	19
2.4 Como os custos do EBS – e o consumo do governo em particular – são medidos nas Contas Nacionais do Brasil	20
3 O REAL BRASILEIRO COMO UMA <i>COMMODITY-CURRENCY</i>	23
4 UM MODELO DE CURTO PRAZO.....	26
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS: TRAJETÓRIAS ESTILIZADAS DE MÉDIO PRAZO.....	33
REFERÊNCIAS	36
APÊNDICE A	39

SINOPSE

O texto chama atenção para duas características estruturais da economia brasileira, quais sejam, os fatos de o país ter construído ao longo dos anos um Estado de bem-estar social (EBS) muito impressionante, que parece mais forte e maduro do que nunca, e de o real brasileiro aparentemente ter se tornado uma *commodity-currency* ao longo deste século, o que significa dizer que tende a se valorizar quando os preços mundiais de *commodities* selecionadas sobem em dólares americanos. Argumenta-se que, embora relativamente negligenciadas na literatura, ambas as características desempenham papéis centrais no funcionamento da economia brasileira tanto no curto quanto no médio prazo. Um modelo formal de curto prazo – compatível com os dados das Contas Nacionais trimestrais – é apresentado para tornar o argumento tão claro quanto possível. Os *insights* do modelo são então usados para conceber trajetórias dinâmicas de médio prazo plausíveis, nas quais os preços das *commodities* e as instituições do EBS interagem de maneiras significativas.

Palavras-chave: Estado de bem-estar social; moeda lastreada em *commodities*; economia brasileira; depreciações cambiais; preços de *commodities*.

ABSTRACT

The text calls attention to two structural features of the Brazilian economy, i.e., the facts that the country has built a very impressive welfare state (WS) over the years, one that looks as strong and mature as ever, and that the Brazilian Real (R\$) apparently has become a “commodity-currency” over this century, meaning that it tends to appreciate when (a selected basket of) world commodity prices in US dollars go(es) up. It is argued that, although relatively neglected in the literature, both features play key roles in the functioning of the Brazilian economy both in the short and the medium runs. A formal short period model of the economy – that is compatible with and fits actual Brazilian national accounts data – is presented to make the argument clear. Insights based on the model are then used to produce plausible medium run dynamic trajectories in which commodity prices and WS institutions interact in meaningful ways.

Keywords: welfare state; commodity-currency; Brazilian economy; commodity prices; exchange rate depreciation.

1 INTRODUÇÃO

Com um produto interno bruto (PIB) aproximadamente do tamanho daquele do Canadá ou da Itália, mas com uma população consideravelmente maior (de 213 milhões),¹ o Brasil está agora bem estabelecido como – alguns diriam preso na “armadilha”² de – um país de “renda média-alta”.³ Em grande parte, isso se deve à bem documentada desaceleração da economia brasileira, bem como a processos de desindustrialização e especialização regressiva em andamento nesta, a partir da “década perdida” dos anos 1980, todas tendências que parecem persistir até os dias atuais (Bacha e Bonelli, 2016; Nassif e Castilho, 2020; Morceiro e Guilhoto, 2023). Ainda assim, e muito menos discutido na literatura, o Brasil construiu um Estado de bem-estar social (EBS) impressionante ao longo dos anos,⁴ que parece forte e maduro como nunca. Dado que não há muitos EBS Beveridgianos em países de renda média-alta,⁵ parece ser de interesse, para macroeconomistas em particular, examinar mais de perto a construção institucional brasileira nesse aspecto.

Contudo, também está cada vez mais claro que, após o país ter adotado o regime de câmbio flutuante com metas de inflação na virada do século, o real se tornou uma *commodity-currency*, para usar um termo popularizado por Chen e Rogoff (2003) e Cashin, Céspedes e Sahay (2004), entre outros, significando que tende a se valorizar quando preços de *commodities* selecionadas sobem em dólares americanos nos

1. Em 2022, o PIB brasileiro atingiu US\$ 2,127 trilhões, comparáveis aos US\$ 2,187 trilhões da Itália e aos US\$ 2,118 trilhões do Canadá, de acordo com IMF (2024). A população do Canadá em 2024 foi estimada (pela Statistics Canada) em 41 milhões de pessoas (disponível em: <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/241217/dq241217c-eng.htm>; acesso em: 13 mar. 2025), enquanto a da Itália foi estimada (pelo Istituto Nazionale di Statistica) em 59 milhões de pessoas em dezembro de 2022 (disponível em: <https://www.istat.it/en/news/census-population/>; acesso em: 6 mar. 2025).

2. Conforme Gill e Kharas (2007).

3. Mais precisamente, em 2022, a renda nacional bruta brasileira *per capita* foi de US\$ 8.140,00, de acordo com o Banco Mundial. Esse número teria que subir 70% para o país atingir a classificação de renda alta e cair 55% para o país se mover para o grupo de países de renda média-baixa, de acordo com o mesmo banco. Ambos os eventos parecem implausíveis na próxima década, pelo menos.

4. Em uma passagem muito citada, Titmuss (1987, p. 141) caracterizou o EBS como uma “abstração indefinível”. Na mesma linha, Barr (1993, p. 6), em um manual conhecido sobre o tema, nota que “o conceito de EBS desafia definições precisas e nenhuma tentativa é feita aqui de oferecer uma”. Dito isso, quando se usa a definição de trabalho (e as estimativas) de Kerstenetzky e Guedes (2021), por exemplo, os números do Brasil são parecidos com as médias da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), de modo que o país provavelmente se destaca entre os países de renda média, embora dados sobre esses países sejam escassos.

5. Embora ampliar instituições de bem-estar social seja claramente uma aspiração de muitos países latino-americanos, pelo menos como documentam as apresentações feitas em um recente seminário da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL) sobre o tema. Disponível em: <https://www.cepal.org/en/events/international-expert-meeting-towards-consolidation-welfare-state-latin-america-and-caribbean>.

mercados mundiais (Kohlscheen, 2014; Souza, Mattos e Lima, 2021). Essa possibilidade teórica deveria ser bem conhecida por economistas brasileiros, posto que, por grande parte do século XX, “o café era a taxa de câmbio” (Delfim Netto, 2020, p. 223),⁶ e as *commodities* já respondem por cerca de 60% das exportações totais do país (seção 3). Mas, novamente, a literatura não parece enfatizar particularmente essa hipótese – ou suas implicações –, embora a taxa de câmbio real desempenhe um papel importante em praticamente todas as narrativas sobre a tendência à desindustrialização ora em curso no país.

Seja como for, as caracterizações do tamanho do EBS brasileiro e da natureza de *commodity-currency* do real brasileiro, por mais interessantes que sejam, são apenas o ponto de partida – por oposição ao resultado final – da análise proposta neste texto. Com efeito, ambas as características estruturais – e suas interações – são vistas aqui como determinantes fundamentais tanto do equilíbrio de curto prazo da economia brasileira quanto de suas trajetórias dinâmicas de médio prazo.

No modelo macroeconômico de curto prazo proposto neste estudo, o aumento dos preços das *commodities* faz com que a taxa de câmbio se valorize, o que, por sua vez, simultaneamente aumenta os salários reais e reduz o preço dos bens de capital importados na moeda doméstica,⁷ levando tanto ao aumento do consumo das famílias quanto da demanda de investimento das empresas, mais do que compensando, em várias configurações de parâmetros, a queda das exportações líquidas. Embora não necessariamente nova – Díaz Alejandro (1965), por exemplo, conta uma história semelhante sobre a Argentina na década de 1950 –, essa cadeia causal ainda gera alguma estranheza a muitos, então parece oportuno revisitar a questão do impacto de curto prazo da taxa de câmbio sobre a demanda agregada no Brasil contemporâneo. Trajetórias plausíveis de médio prazo podem ser construídas com base nos *insights* derivados do modelo, mas – como discutido no final do texto – elas também dependem crucialmente da política de salário mínimo (SM) em vigor e da possibilidade de que os preços das *commodities* eventualmente diminuam após alguns anos bons.

O restante deste texto está dividido em quatro seções. Primeiro, as instituições do EBS implementadas no Brasil ao longo dos anos são apresentadas na seção 2. Em seguida, evidências a favor da natureza de *commodity-currency* do real brasileiro são apresentadas na seção 3. Um modelo formal de curto prazo da economia brasileira que tenta tornar precisas as interações supracitadas se segue na seção 4. A seção 5,

6. Ver também, sobre o tema, Gudin Filho (1934).

7. Além de aliviar as restrições financeiras das grandes empresas produtoras de *commodities*, notadamente a Petrobras.

então, encerra o texto discutindo algumas das possíveis implicações dinâmicas de médio prazo do modelo. O apêndice A no final do texto apresenta estimações das equações-chave do modelo com dados trimestrais das Contas Nacionais a partir de 1996.⁸

2 CONSTRUINDO UM EBS SOCIAL-DEMOCRÁTICO NOS TRÓPICOS: DA CONSTITUIÇÃO DE 1988 DO BRASIL (E ANTES) AOS DEBATES PRESIDENCIAIS DE 2022

Após o retorno ao regime democrático em março de 1985, o Brasil realizou eleições gerais livres para uma Assembleia Constituinte em novembro de 1986 e, após quase dois anos de discussões, aprovou uma nova constituição em outubro de 1988. Do ponto de vista deste texto, duas características da Constituição de 1988 são particularmente importantes. A primeira é sua clara inspiração Beveridgiana – pois o capítulo sobre seguridade social destaca especificamente a importância de ações integradas do governo para garantir o bem-estar da população, incluindo direitos à cobertura universal de saúde gratuita, benefícios não contributivos relacionados à assistência social e benefícios contributivos (aposentadorias para idosos, viúvas e órfãos e seguro-desemprego).⁹ A segunda é o fato de ela ter ampliado e, em alguns casos, universalizado benefícios sociais – e, mais geralmente, instituições de Estado de bem-estar – pré-existentes, implantados, ainda que de modo parcial e excludente, pela ditadura militar que governou o país de 1964 a 1985. De fato, é esclarecedor ver as instituições contemporâneas do EBS brasileiro – as mais importantes das quais resumidas no quadro 1 – como o resultado de um processo de mais de um século¹⁰ e ainda em andamento.

Esta seção pretende tornar esses dois pontos mais claros, apresentando a estrutura básica do EBS contemporâneo do Brasil, começando pelas instituições em si e como surgiram, e depois avançando para como parecem estar evoluindo e sua tradução para conceitos macroeconômicos. No que segue, é usada uma definição minimalista e “de trabalho” de instituições de EBS, que inclui apenas benefícios sociais contributivos e não contributivos e serviços de educação e saúde pública oferecidos pelo governo. Existem, claro, definições muito mais amplas na literatura,¹¹ mas este texto não pretende fornecer uma descrição completa do EBS brasileiro. O objetivo aqui é apenas

8. Ano a partir do qual os dados das Contas Nacionais trimestrais brasileiras estão disponíveis. Os dados estão disponíveis mediante pedido ao autor.

9. Para Maria Lúcia Werneck Vianna, com o conceito de seguridade social previsto na Constituição de 1988, “institucionaliza-se, enfim, o Estado de bem-estar social no Brasil” (Vianna, 1991, p. 151).

10. Ver, a esse respeito, Santos (1979, caps. 4 e 5) e Aureliano e Draibe (1989).

11. Os números de Kerstenetzky e Guedes (2021), por exemplo, incluem, entre outras coisas, gastos públicos com habitação e políticas ativas de mercado de trabalho.

convencer o leitor de que este último, além de custar muito dinheiro (quadro 1), é funcional e, apesar de imperfeito, crucial para o bem-estar de grupos muito importantes da população brasileira, especialmente (para dezenas de milhões de) idosos e pobres. Por essas razões, as instituições do EBS se tornaram estruturais, no sentido de que não parece concebível pensar o Brasil contemporâneo sem elas.

2.1 Um EBS tropical imperfeito, mas de tamanho considerável e funcional

O quadro 1 resume as principais instituições/benefícios do EBS brasileiro em 2024. Vale mencionar, como contexto, que se estima que em 2024 havia 212 milhões de pessoas vivendo no Brasil, divididas da seguinte forma: 149 milhões entre 15 e 65 anos, 42 milhões com 14 anos ou menos e 22 milhões com 65 anos ou mais.¹² Além disso, aproximadamente 102 milhões de pessoas estavam empregadas no país em março de 2024, sendo 12 milhões no setor público e 90 milhões no setor privado.^{13,14} Havia também cerca de 7 milhões de pessoas desempregadas e ativamente procurando emprego, então a população economicamente ativa do país somava cerca de 109 milhões, e perto de 40 milhões de brasileiros entre 15 e 65 anos não estavam nem trabalhando nem procurando emprego naquele mês.¹⁵ Por fim, o SM do país era em torno de US\$ 260,00 por mês para uma carga horária semanal de 44 horas, o índice de Gini para renda domiciliar era de 0,517 – ainda um dos mais altos do mundo, segundo o Banco Mundial¹⁶ – e 62 milhões de brasileiros contribuía regularmente para planos de pensão oficiais no início de 2024, sendo, portanto, elegíveis para receber benefícios sociais contributivos (Brasil, 2024).

Um primeiro ponto a se considerar no quadro 1 é que o número de aposentados que recebem pensões contributivas no Brasil – 26,1 milhões – excede em muito o número de pessoas com 65 anos ou mais no país – 22 milhões (Brasil, 2024). Essa discrepância torna-se mais evidente quando se leva em consideração também: i) as 12 milhões de pessoas que recebem benefícios contributivos de apoio a viúvas e órfãos – metade

12. Projeções da População do Brasil e Unidades da Federação: 2000-2070.

13. PNAD Contínua 2024.

14. Das pessoas trabalhando no setor privado, cerca de 40 milhões trabalhavam para firmas no setor formal, 6 milhões tinham firmas ou trabalhavam para as respectivas famílias, 26 milhões trabalhavam por conta própria e 18 milhões trabalhavam no setor informal da economia, conforme a PNAD Contínua 2024.

15. PNAD Contínua 2024.

16. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI/>. Acesso em: 13 mar. 2025.

das quais também tem 65 anos ou mais;¹⁷ e ii) as 2,6 milhões de pessoas com 65 anos ou mais que recebem benefícios mensais não contributivos – como o Benefício de Prestação Continuada (BPC), previsto na Lei Orgânica da Assistência Social – Loas (Brasil, 2024). As razões para esse fenômeno são muitas.

QUADRO 1

Resumo das instituições/benefícios mais importantes do EBS brasileiro (2024)

Benefícios pagos/bens ofertados	Benefício/bem final ofertado	Regras de elegibilidade modais	Número de beneficiários (1 milhão)	Parcela do PIB gasta (%)
Benefícios não contributivos	BPCs previstos na Loas	Ter idade de 65 anos ou mais ou provar ter uma deficiência e ter renda familiar <i>per capita</i> inferior a um quarto do SM.	5,86	0,85
	Benefícios do PBF	Renda familiar <i>per capita</i> igual ou inferior a R\$ 218,00.	20,63	1,53
Benefícios contributivos	Abono salarial	Estar empregado no setor formal e receber até 2 SMs.	24,7	0,72
	Seguro-desemprego	Estar empregado no setor formal e ser demitido sem justa causa.	6	
	Pensões do RGPS	Estar casada(o) ou ser filha(o) de até 18 anos de idade de um(a) contribuinte.	8,34	8,28
	Aposentadorias do RGPS	Ter 62 anos de idade (65 para homem) e 15 anos de contribuição.	22,91	
	Pensões dos regimes próprios de previdência social de militares e servidores públicos (RPPS)	Estar casada(o) ou ser filha(o) de até 18 anos de idade de um(a) servidor(a) ou militar.	1,31	4,61
Aposentadorias dos RPPS	Ter 62 anos de idade (65 para homem) e 15 anos de contribuição.	3,56		

(Continua)

17. De acordo com dados do Ministério da Previdência Social, em 2022 os órfãos eram apenas 9,8% das pessoas que recebiam pensões do Regime Geral da Previdência Social (RGPS). Além disso, 58,6% dos viúvos e viúvas que recebiam pensões tinham 65 anos de idade ou mais.

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Benefícios pagos/bens ofertados	Benefício/bem final ofertado	Regras de elegibilidade modais	Número de beneficiários (1 milhão)	Parcela do PIB gasta (%)
Bens finais oferecidos pelo governo à população sem custos e diretamente relacionados ao EBS.	Serviços de saúde pública	Universais.	Não disponível	2,67
	Serviços de educação pública	Cobertura universal da pré-escola ¹ até o ensino médio mais número crescente de vagas oferecidas em universidades públicas e institutos federais de educação.	37,88 milhões de matrículas na educação básica e 2 milhões na educação superior	4,10
Gasto total em 2024 com os benefícios e bens listados acima: 22,76% do PIB.				

Fontes: Ministério da Previdência Social; Secretaria do Tesouro Nacional; Ministério do Desenvolvimento e da Assistência Social; Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep); e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Elaboração do autor.

Nota ¹ Vagas em creches para crianças até 3 anos de idade estão sendo crescentemente ofertadas pelos governos, embora isso não seja obrigatório.

Obs.: 1. Todos os dados são relativos a 2023, com exceção dos dados dos bens finais, que são de 2021.

2. RPPS – Regimes Próprios de Previdência Social; e PBF – Programa Bolsa Família.

Em primeiro lugar, até 2019 era possível se aposentar apenas provando 35 anos de contribuição ao RGPS se homem e 30 se mulher – então, muitas pessoas relativamente jovens já recebem aposentadoria. Em segundo lugar, muitas categorias de trabalhadores – professores e militares, por exemplo – têm requisitos de idade mínima mais baixos do que os da população em geral. Em terceiro, uma pessoa pode receber mais de um benefício – se, por exemplo, ela tiver um emprego privado e um cargo de professor público. O ponto aqui não é esgotar as regras de elegibilidade brasileiras para benefícios previdenciários, mas, sim, notar que é difícil encontrar um idoso brasileiro que não receba pelo menos um SM mensal do governo.

Os dados do quadro 1 deixam claro também que os benefícios de pensão pagos a servidores públicos aposentados e militares, bem como a seus viúvos/órfãos, são relativamente mais altos do que os pagos pelo sistema geral de pensões do país (RGPS) – pois custam 55,67% deste último, mas alcançam apenas um sexto do número de pessoas que recebem pensões do RGPS. É verdade que os salários médios de servidores públicos e militares são mais altos do que os da população em geral, mas, mais importante, a Constituição de 1988 continha regras flagrantemente generosas em relação às aposentadorias de servidores públicos e militares, fato considerado por Bresser-Pereira (1997, p. 303) uma “violência contra a república”. É verdade que, ao longo do tempo, essas regras

foram alteradas e tornaram-se progressivamente mais rígidas por meio de emendas constitucionais, mas foi apenas em 2019 que as regras previdenciárias aplicáveis aos servidores públicos (civis) e à população em geral se tornaram as mesmas.¹⁸ O impacto de curto prazo das novas regras previdenciárias no orçamento público e na distribuição de renda é modesto, no entanto, pois elas não se aplicam aos servidores públicos que já estavam aposentados ou eram elegíveis para se aposentar em 2019.

Uma terceira coisa a notar no quadro 1 é que o gasto social no Brasil não diretamente focado na população idosa é substancial. De fato, o país paga: i) benefícios mensais não contributivos a 20 milhões de brasileiros pobres no PBF; ii) benefícios mensais não contributivos a 3,2 milhões de pessoas pobres com deficiência; iii) 6 milhões de benefícios temporários de desemprego a pessoas do setor formal que perderam seus empregos em qualquer ano;¹⁹ iv) 25 milhões de abonos salariais anuais para pessoas que trabalham no setor formal e recebem menos de 2 SMs por mês; v) literalmente centenas de milhões de serviços/procedimentos médicos todos os anos no sistema de saúde universal e gratuito do país;²⁰ e vi) pela educação fundamental, média ou técnica de 37,88 milhões de crianças e jovens, além da educação superior de 2,08 milhões de adultos. A maioria desses benefícios é padrão nos EBS modernos, mas parece justo perguntar por que pagar 1 SM anualmente como abono salarial para pessoas que trabalham no setor formal e recebem entre US\$ 275 e US\$ 550 por mês, se há pessoas no PBF que recebem muito menos do que isso ou se o sistema público de saúde universal do país continua subfinanciado.

O caso dos abonos salariais destaca que, como discutido anteriormente, no caso das aposentadorias dos servidores públicos, as instituições de bem-estar social, boas ou ruins, têm uma boa dose de inércia e, uma vez implantadas, pode ser bastante difícil cortá-las ou substituí-las quando não são mais necessárias ou desejáveis.²¹ Sublinha, além disso, que bons dados são cruciais para a implementação de boas políticas sociais, pois apenas dados do setor formal estavam disponíveis em 1988, quando os abonos salariais foram implementados.

18. Embora as regras aplicáveis aos militares continuem consideravelmente mais generosas.

19. Apesar de essas pessoas deverem demonstrar que receberam salários por um número mínimo de meses antes de serem demitidas.

20. A despeito, evidentemente, de idosos também serem atendidos pelo Sistema Único de Saúde (SUS), muito provavelmente de modo desproporcional em relação aos mais jovens.

21. Há muito que as áreas técnicas do governo tentam reduzir as despesas com o abono salarial. As mudanças mais recentes nesse sentido ocorreram: i) em 2015, quando o benefício foi tornado proporcional ao número de meses trabalhados no ano anterior (antes, o valor do benefício era fixado em 1 SM, mesmo que a pessoa só tivesse trabalhado um mês no ano anterior); e ii) em 2024, quando se estabeleceu que o limite de elegibilidade para o recebimento do benefício permanecerá constante em termos reais até eventualmente atingir 1 SM e meio.

2.2 Como o EBS brasileiro evoluiu ao longo do tempo?

A dinâmica das instituições não é um tópico fácil de modelar, mas há duas hipóteses que parecem compatíveis com a experiência brasileira. A primeira é que, embora os gastos com o bem-estar social geralmente prosperem em tempos de bonança, o processo de construção de instituições de bem-estar social teve sua própria dinâmica interna, até certo ponto independente da disponibilidade de recursos financeiros – embora, evidentemente, a carga tributária bruta responda, mais cedo ou mais tarde, às expansões do EBS. A segunda é que cortes de benefícios têm que ser feitos, de tempos em tempos, para controlar o diferencial (tendencialmente positivo) entre a taxa de crescimento dos gastos associados ao EBS brasileiro e a taxa de crescimento da economia. A tabela 1 apresenta uma linha do tempo de alguns dos principais eventos na construção de instituições de bem-estar social no Brasil nos últimos 36 anos. Esta seção tenta contextualizá-los no cenário da evolução histórica do EBS brasileiro – por oposição a meramente tratá-los como “choques fiscais negativos”, como é frequente em análises macroeconômicas de curto prazo.

A importância dos acontecimentos descritos na tabela 1 fica mais clara quando se leva em consideração o que veio antes deles. Segundo Aureliano e Draibe (1989, p. 135), os primórdios de um sistema público de seguridade social no Brasil podem ser rastreados até 1919, com a primeira lei sobre compensação aos trabalhadores.²² Nos anos 1920, os primeiros esquemas de pensões contributivas para idosos, viúvos e órfãos foram implementados, mas apenas para categorias específicas, organizadas e/ou privilegiadas de trabalhadores do setor privado e servidores públicos²³ – cada qual com seu próprio conjunto de regras. Somente em 1960 foi aprovada uma lei criando um sistema nacional de pensões contributivas no Brasil, semelhante, por exemplo, ao *Widows', Orphans' and Old Age Contributory Pensions Act* (Lei das Pensões Contributivas para Viúvas, Órfãos e Idosos), do Reino Unido, de 1925. Esse novo sistema de pensões contributivas – e seu conjunto de regras – aplicava-se a todos os trabalhadores formais do setor privado, mas os servidores públicos, como mencionado anteriormente, conseguiram manter seu próprio, mais generoso, conjunto de regras até 2019. Assim, exceto pelo abono salarial

22. Vinte e dois anos depois, portanto, de sua contraparte britânica, o *Workmen's Compensation Act* (Lei de Compensação Trabalhista), de 1897.

23. No começo, o alcance desses planos era bastante limitado. Em 1950, por exemplo, enquanto a população do país era de aproximadamente 52 milhões, 30 milhões dos quais tinham entre 15 e 69 anos de idade, havia cerca de 3 milhões de pessoas contribuindo para esquemas de previdência no Brasil e um pouco menos de 400 mil recebendo benefícios previdenciários (Hochman, 2006).

e pelo seguro-desemprego, ambos criados após 1988 (tabela 1), os outros benefícios contributivos do quadro 1 já existiam décadas antes da Constituição de 1988.²⁴

TABELA 1

Linha do tempo das principais mudanças nas instituições do EBS brasileiro após 1988

Ano	Mudança	Inflação anual – IPCA (%)	Crescimento do PIB anual (%)	Carga tributária bruta (% do PIB)
1988	Uma nova constituição beveridgiana é aprovada.	980	-0,1	23,4
1989	Uma nova “contribuição social sobre o lucro líquido” das empresas é criada para ajudar a financiar os gastos sociais da União (Lei nº 7.689/1988).	1.973	3,2	23,7
1990	O SUS e o seguro-desemprego são oficialmente criados (Leis nºs 8.080/1990 e 7.998/1990).	1.621	-4,3	27,9
1993	O BPC/Loas é criado como parte do Suas (Lei nº 8.742/1993).	2.477	4,9	25,9
1994	O Plano Real estabiliza os preços.	916	5,8	28,9
1996	O Fundef é criado (Lei nº 9.424/1996).	10	2,2	26,5
1997	A CPMF é criada com o objetivo explícito de financiar a saúde.	5	3,4	26,1
1998	Primeira reforma da previdência (EC nº 20/1998).	2	0,3	26,7
2000	Mínimos constitucionais para os gastos com saúde são criados (EC nº 29/2000).	6	4,4	29,9
2001	O Cadastro Único é criado. ¹	8	1,4	31,5
2003	Segunda reforma da previdência (EC nº 41/2003).	9	1,1	31,6
2004	Benefícios do PBF são implementados (Medida Provisória nº 132/2003).	8	5,8	32,6
2006	O Fundeb é criado e com ele o piso nacional dos vencimentos dos professores da educação básica (EC nº 53/2006).	3	4,0	33,56
2007	O Congresso não renova a CPMF.	4	6,1	33,96

(Continua)

24. Naturalmente, a população era consideravelmente mais jovem – e o tamanho do setor formal da economia, consideravelmente menor – naquela época, em comparação ao quadro atual.

TEXTO para DISCUSSÃO

(Continuação)

Ano	Mudança	Inflação anual – IPCA (%)	Crescimento do PIB anual (%)	Carga tributária bruta (% do PIB)
2008	Novos institutos federais públicos de educação técnica são criados (Lei nº 11.892/2008).	6	5,1	33,99
2014	O Plano Nacional da Educação é aprovado (Lei nº 13.005/2014).	6	0,5	32,8
2019	Terceira reforma da previdência (EC nº 103/2019).	4	1,2	33,65
2021	Reforma do Fundeb aumenta financiamento federal da educação (Lei nº 14.113/2020). Cadastro Único é explicitamente citado em lei (Lei nº 14.284/2021).	10	4,8	33,64
2023	As despesas com benefícios do PBF mais do que dobram (Lei nº 14.601/2023).	6	3,0	34,2

Fonte: IBGE (IPCA e Sistema de Contas Nacionais, vários anos).

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Ver documento disponível em: https://wpp.org.br/wp-content/uploads/2016/12/breve_historico_do_cadastro_unico.pdf. Acesso em: 13 mar. 2025.

Obs.: IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo; Suas – Sistema Único de Assistência Social; Fundef – Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério; CPMF – Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira; EC – Emenda Constitucional; Cadastro Único – Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal; e Fundeb – Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica.

É fato, entretanto, que as regras de elegibilidade para os benefícios de pensão contemporâneas são muito mais rigorosas na terceira década do século XXI do que costumavam ser quando o país era mais jovem – e têm sido continuamente ajustadas em várias reformas da previdência desde os anos 1990 (tabela 1). Dado que os gastos com pensões continuaram crescendo (em porcentagem do PIB) em praticamente todo o período pós-1988, parece analiticamente útil ver essas reformas como uma mistura de: i) adaptações paramétricas ao aumento da expectativa de vida no país; ii) tentativas de reduzir a taxa de crescimento dos gastos com benefícios previdenciários; e iii) passos graduais para reduzir a discrepância entre as regras de pensão dos servidores públicos e as aplicadas ao público em geral.²⁵

25. Embora muitos analistas, particularmente à esquerda, tenham visto essas reformas como concessões inaceitáveis ao conservadorismo fiscal.

Com efeito, a reforma da previdência de 1998, entre outras coisas, introduziu exigências de idade mínima para a aposentadoria dos servidores públicos (mas não para o RGPS) e reduziu o valor dos benefícios de aposentadoria do RGPS para pessoas relativamente jovens elegíveis para aposentadoria devido ao tempo de contribuição.

A reforma da previdência de 2003, por sua vez, não alterou as regras do RGPS, mas reduziu o valor das aposentadorias e dos benefícios de pensão para viúvos e órfãos pagos aos servidores públicos e suas famílias, além de obrigar os servidores ativos a contribuir com pelo menos 11% de seus salários brutos para seus planos de aposentadoria/pensão.

Por fim, a reforma da previdência de 2019 unificou as regras de aposentadoria aplicáveis a servidores públicos e à população em geral, e introduziu e/ou aumentou exigências de idade mínima para a concessão de benefícios de aposentadoria em geral. A despeito das segundas reformas, entretanto, os gastos com os benefícios do RGPS cresceram, em média, 6% ao ano em termos reais (deflacionados pelo IPCA) entre 1996 e 2024, enquanto os gastos com os RPPS cresceram, em média, 3,8% ao ano na mesma base de comparação.

No que se refere aos serviços de saúde pública, o país teve que esperar até 1966 para que o primeiro sistema nacional de seguro de saúde fosse finalmente implementado,²⁶ já sob o regime militar. Embora sua natureza contributiva tenha deixado de fora grandes contingentes da população brasileira, sua criação exigiu uma expansão significativa da rede pública de hospitais e laboratórios de saúde – assim como o financiamento público de hospitais privados e de hospitais (nominalmente) sem fins lucrativos afiliados a organizações religiosas. Como consequência, nos anos 1970, já era possível estender o atendimento de urgência a toda a população, independentemente de contribuições.

Finalmente, a partir de 1988, o governo brasileiro passou a ser responsável por fornecer serviços completos de saúde, gratuitamente, para toda a população – o que levou à criação, em 1990, do SUS e, previsivelmente, a uma maior expansão da infraestrutura de saúde pública e à arrecadação de recursos públicos cada vez maiores para financiar e operar o sistema. Com efeito, a crença de que o SUS era cronicamente subfinanciado levou, em 2000, a uma emenda constitucional que criou requisitos mínimos de gastos públicos em saúde – calculados como uma porcentagem fixa das principais

26. Mais ou menos na mesma linha da Lei Nacional de Seguros (*National Insurance Act*) britânica de 1911, mas 55 anos depois. É verdade, entretanto, que – apesar de sua natureza fragmentada – a maioria dos esquemas de previdência até 1960 incluía algum tipo de seguro de saúde também.

receitas públicas – para todos os níveis de governo (federal, estadual e municipal) no Brasil. Um par de anos antes, uma CPMF havia sido criada precisamente para ajudar a financiar o SUS – e seu fim, no Congresso, em 2007, pode ter sido o primeiro sinal de resistência política à expansão do EBS no Brasil desde 1988. Quando da redação deste texto, 36 anos após a Constituição de 1988, o SUS ainda está em expansão tanto em infraestrutura quanto no escopo de seus serviços, e as queixas de que o sistema é subfinanciado não cessaram.

As origens dos atuais benefícios assistenciais não contributivos (BPC/Loas) para idosos pobres (criados em 1993) também podem ser encontradas no passado. Criado em 1974 pelo governo militar, o benefício de Renda Mensal Vitalícia (RMV) era bastante semelhante aos benefícios atuais do BPC/Loas, com a principal diferença de que, enquanto o primeiro era destinado apenas a pessoas com 70 anos ou mais (em um país cuja expectativa de vida era inferior a 60 anos) e pagava 60% do SM, o último abrange pessoas com 65 anos ou mais (em um país cuja expectativa de vida é superior a 76 anos) e paga um SM integral. Talvez mais importante, em 1971, o governo militar implementou planos de pensão para trabalhadores rurais – com elegibilidade para aposentadoria baseada apenas em “anos de trabalho”, não necessariamente em “anos de contribuição” – em um momento em que a população rural do país representava 44,5% da população total²⁷ e oito anos após a aprovação de uma lei aprovada por civis a esse respeito.²⁸ A lei de 1971 incluía aposentadorias não contributivas para trabalhadores rurais com 65 anos ou mais, que pagavam 50% do SM – ainda que, admitidamente, o foco do Programa Estadual de Apoio ao Pequeno Produtor Rural (Prorural) e do Fundo de Assistência ao Trabalhador Rural (Funrural) no “chefe ou arrimo da família” como o único recebedor do benefício excluísse, em grande medida, as mulheres como beneficiadas da política (Garcia, 2010).

O que definitivamente não existia antes da Constituição de 1988 eram os benefícios não contributivos pagos aos pobres, independentemente da idade. Criado em 2003, o PBF alcançou 20 milhões de brasileiros empobrecidos em 2024, aproximadamente 10% da população total e 15% da população entre 15 e 65 anos de idade.²⁹ Sublinhe-se que a implementação dos benefícios do PBF exige muito mais do que simplesmente verificar a idade de uma pessoa e/ou rastrear seu histórico de contribuições para um ou

27. Em 2022, 15% da população brasileira vivia em áreas rurais.

28. De acordo com Santos (1979, p. 116), “rompendo com o conceito de cidadania regulada e com a noção contratual de direitos sociais, o Funrural finca na existência do trabalho, contribuição social básica, a origem da pauta de direitos sociais igualmente básicos”.

29. Disponível em: <https://portaldatransparencia.gov.br/download-de-dados/novo-bolsa-familia>. Acesso em: 13 mar. 2025.

mais sistemas de pensão. É necessário efetivamente identificar as famílias pobres onde quer que elas estejam e acompanhá-las ao longo da vida, atualizando constantemente suas necessidades e a elegibilidade para os benefícios do PBF. Só em 2001 foi possível reunir essas informações de forma consistente em nível nacional – na chamada base de dados do Cadastro Único.³⁰ Uma vez implementado, no entanto, o Cadastro Único mudou o jogo da formulação de políticas sociais no Brasil, tornando possível, entre outras coisas, monitorar efetivamente uma ampla gama de programas sociais – cada vez mais integrados – e como tais programas impactam os pobres, fornecendo uma base empírica para ajustá-los e combiná-los, a fim de maximizar a chance de que eles possam efetivamente fazer diferença na vida das pessoas.

Os benefícios do PBF são transferências condicionais de dinheiro. Uma das principais condicionalidades é que os filhos das famílias beneficiárias devem frequentar a escola. Vale registrar, portanto, que só em 1934 o governo brasileiro se comprometeu a universalizar o ensino básico nas escolas públicas gratuitas. Lamentavelmente, esse compromisso foi revogado já em 1937. Foi, portanto, apenas em 1946 que a escola primária se tornou formalmente obrigatória para todas as crianças e o governo ficou obrigado a fornecer escolas públicas gratuitas para todos.

Embora escolas públicas e privadas religiosas estivessem disponíveis em número significativo no Brasil desde sua independência formal (em 1822), estima-se que, em 1929, o número de crianças frequentando a escola era equivalente a 36% do total de crianças brasileiras entre 7 e 12 anos de idade, número que subiu para 45% em 1945 e para 78,6% em 1966 (Trevisol e Mazzioni, 2018). A Constituição de 1967 – redigida pela ditadura militar que governou o país de 1964 a 1985 – aumentou o número de anos de escolaridade obrigatória para oito, tornando a frequência escolar obrigatória para crianças de 7 a 14 anos de idade. Contudo, foi necessário esperar até 1988 para que o número de crianças na escola atingisse 100% da população total de crianças de 7 a 14 anos de idade (Trevisol e Mazzioni, 2018). A Constituição de 1988 fez promessas de expandir gradualmente o número de: i) adolescentes de 15 a 17 anos no ensino médio; e ii) crianças de 0 a 5 anos em creches e pré-escolas, mas foi apenas em 2009 que a frequência obrigatória foi estendida às pré-escolas para crianças de 4 a 5 anos e ao ensino médio para adolescentes de 15 a 17 anos. Em 2014 foi estabelecida uma meta nacional para que 50% de todas as crianças de 0 a 3 anos estivessem em creches até 2024. Em 2023, estimava-se que o país ainda estava a 900.000 crianças de atingir essa meta.

30. Disponível em: <https://portaldatransparencia.gov.br/download-de-dados/novo-bolsa-familia>. Acesso em: 13 mar. 2025.

A história até agora é simples: as instituições do EBS brasileiro evoluíram e expandiram continuamente seu alcance nos últimos cem anos, mostrando enorme resiliência diante dos desafios “neoliberais” dos anos 1990,³¹ da oposição conservadora e da direita contemporâneas, metas fiscais crescentemente rígidas etc. – como se (ainda) possuir uma das piores distribuições de renda do mundo levasse a uma preferência estrutural do eleitorado brasileiro em favor das instituições do EBS, tornando a expansão dessas últimas inevitável para os políticos em busca de votos no Brasil. Exatamente, diga-se, como se poderia concluir à luz dos modelos de “economia política” apresentados, por exemplo, em Persson e Tabellini (2002). Entretanto, um episódio ilustra esse ponto melhor do que qualquer teoria. Diante de pesquisas que mostravam tanto a popularidade dos benefícios do PBF quanto a alta probabilidade de perder a eleição, o então presidente Bolsonaro – o representante máximo da direita brasileira à época, conhecido por desprezar o PBF antes de se tornar presidente – prometeu, no último debate presidencial de 2022, mais que dobrar o valor dos benefícios do PBF se eleito. Bolsonaro perdeu a eleição, mas o recém-eleito presidente Lula da Silva ficou mais do que feliz em aproveitar a oportunidade e aumentar os benefícios ele mesmo. Como consequência, o valor gasto pelo governo brasileiro com benefícios do PBF praticamente triplicou em 2023, atingindo 1,5% do PIB do Brasil naquele ano e permanecendo nesse nível desde então.

2.3 A importância da política do SM nesse contexto

O SM desempenha um papel crucial na dinâmica tanto das instituições do EBS discutidas anteriormente quanto da economia brasileira como um todo, por três principais razões. A primeira é que ele afeta o salário médio pago aos trabalhadores (Saboia *et al.*, 2021). A segunda é que o SM também é o valor mínimo de todos os benefícios sociais listados no quadro 1, com exceção dos benefícios do PBF. Aumentos no SM implicam automaticamente aumentos nos benefícios sociais pagos mensalmente a cerca de 30 milhões de brasileiros e anualmente a outros 25 milhões de brasileiros. Por último, mas não menos importante, a terceira razão é que, entre 2007 e 2024, com a única exceção dos anos de 2019 a 2022, durante o governo Bolsonaro – em que o SM foi mantido constante em termos reais –, o SM em um dado ano foi determinado pela taxa de inflação ao consumidor do ano anterior mais a taxa de crescimento do PIB de dois anos antes (se for positiva), ou seja:

31. Fiori (1997) exemplifica o pessimismo reinante na esquerda brasileira sobre o futuro das instituições do EBS à época.

- $SM_t = SM_{t-1} * (1 + \text{inflação}_{t-1} + \text{taxa de crescimento do PIB}_{t-2})$, caso esta última taxa seja positiva; e
- $SM_t = SM_{t-1} * (1 + \text{inflação}_{t-1})$, caso o crescimento do PIB de dois anos atrás tenha sido negativo.

Assim, a fórmula de ajuste do SM atua como uma forte política de rendas (embora com sinal invertido³²), afetando tanto a demanda agregada (por meio de seu impacto sobre o valor dos benefícios sociais) quanto a inflação. Recentemente, no final de 2024, em um contexto de rápido crescimento dos benefícios sociais indexados ao SM, a regra anteriormente citada foi mudada para limitar os ganhos reais do SM a um máximo de 2,5% e a um mínimo de 0,6%, da seguinte forma:

- $SM_t = SM_{t-1} * (1 + \text{inflação}_{t-1} + \text{taxa de crescimento do PIB}_{t-2})$, caso esta última taxa se situe entre 0,6% e 2,5%;
- $SM_t = SM_{t-1} * (1 + \text{inflação}_{t-1} + 0,025)$, caso a taxa de crescimento do PIB de dois anos atrás for maior do que 2,5%; e
- $SM_t = SM_{t-1} * (1 + \text{inflação}_{t-1} + 0,006)$, caso a taxa de crescimento do PIB de dois anos atrás for menor do que 0,6%.

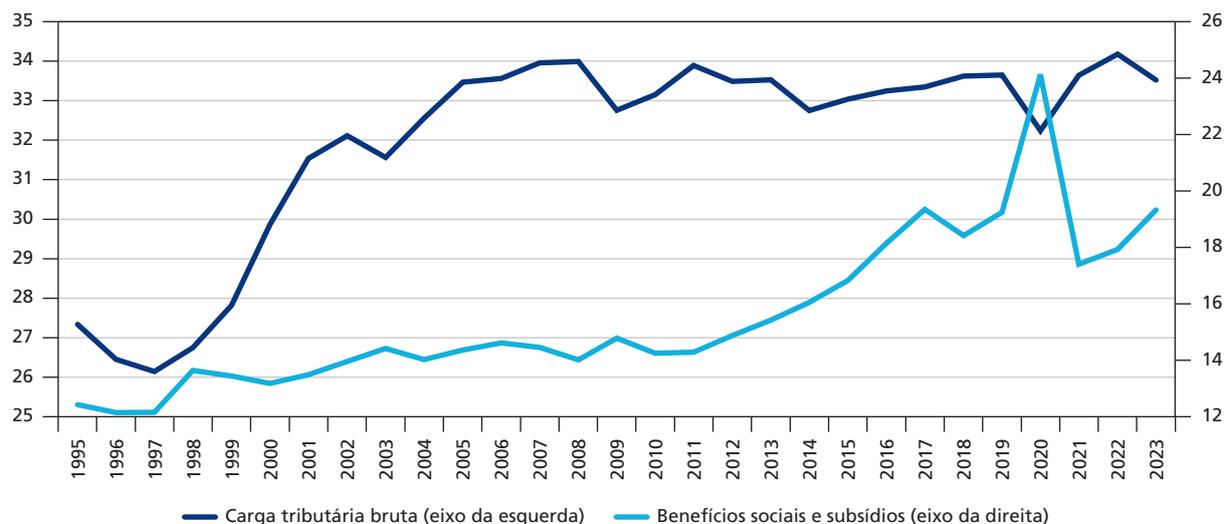
2.4 Como os custos do EBS – e o consumo do governo em particular – são medidos nas Contas Nacionais do Brasil

Do ponto de vista do modelo que será apresentado na quarta seção deste texto, o EBS no Brasil assume a forma precisa de: i) transferências governamentais muito grandes e crescentes para o setor privado (e para as famílias em particular), alcançando cerca de 19% do PIB (gráfico 1); ii) uma participação crescente dos serviços de saúde e educação públicos no total do consumo e emprego do governo (gráfico 2); e iii) uma carga tributária bruta de cerca de 33% do PIB, em linha com a média da OCDE (gráfico 1), para financiar tudo isso sem permitir que a relação dívida pública-PIB aumente muito.

32. De acordo com a definição de Braun (1986, p. 3), “o termo ‘política de rendas’ é comumente utilizado para abranger medidas específicas destinadas a restringir a taxa de aumento dos rendimentos monetários (...)”.

GRÁFICO 1**Evolução anual da carga tributária bruta, e benefícios sociais e subsídios transferidos ao setor privado – Brasil (1995-2023)**

(Em % do PIB)



Fonte: Sistema de Contas Nacionais (IBGE, vários anos).

Elaboração do autor.

Obs.: Incluem-se resultados de cálculos do autor entre os dados constantes no gráfico.

À luz da evolução histórica das instituições do EBS brasileiro, os fatos citados no parágrafo anterior não deveriam surpreender. É importante, no entanto, notar que o índice de volume das Contas Nacionais brasileiras para o consumo do governo – uma variável essencialmente técnica – cumpre um importante papel na nossa história. Esse último índice pode ser aproximado por uma média ponderada: dos índices de volume da produção de serviços públicos de saúde; da produção de serviços públicos de educação; e da produção de outros serviços públicos. Os índices de volume dos serviços públicos de saúde e educação são calculados utilizando o *output method* (European Commission et al., 2009, p. 309, § 15.122), embora nenhum “ajuste de qualidade” (*idem, ibidem*) seja feito – ou seja, o índice de educação depende exclusivamente do número de crianças em escolas públicas e adultos em universidades públicas, e o índice de saúde depende exclusivamente do número de consultas e procedimentos médicos oferecidos pelo SUS. À medida que a população envelhece – visto que as taxas de natalidade diminuiram rapidamente nas últimas duas décadas –, o índice de saúde tende a seguir subindo, e o índice de educação, a continuar caindo.³³

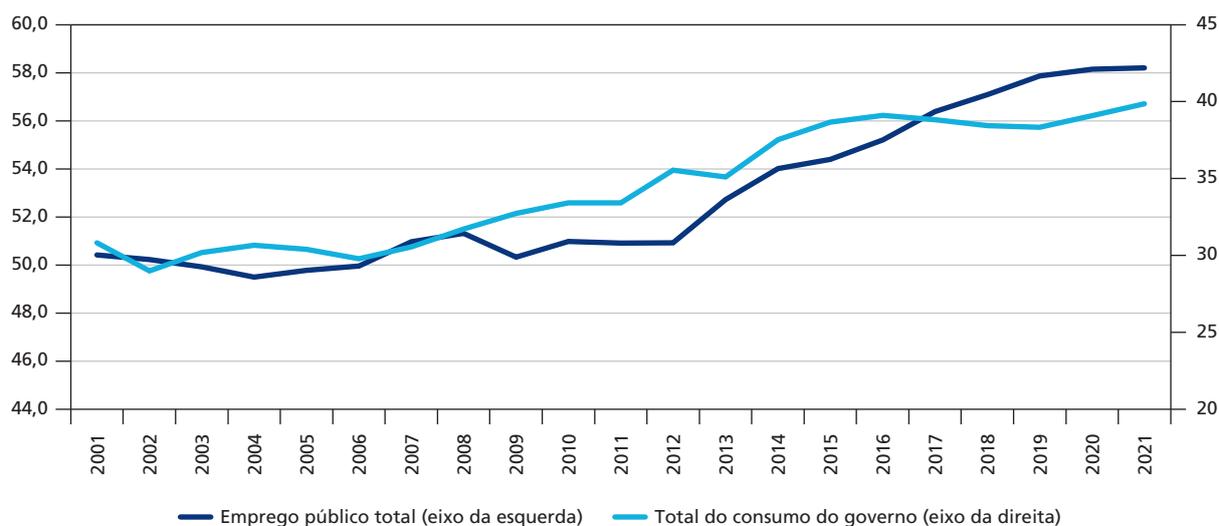
33. O número absoluto de brasileiros em idade escolar diminuiu consideravelmente, mesmo quando se leva em consideração que a própria idade escolar aumentou.

O índice de volume da produção de outros serviços públicos é calculado pelo *input method*, que “consiste em medir as mudanças na produção pelas mudanças na soma ponderada das medidas de volume de todos os insumos” (European Commission et al., 2009, p. 309, § 15.119). O mais importante desses insumos é o número de servidores públicos que não trabalham na prestação de serviços de educação e saúde – número esse que também diminuiu consideravelmente, dada a necessidade combinada de manter os gastos governamentais sob controle e aumentar tanto a disponibilidade quanto a qualidade dos serviços públicos de saúde e educação.

GRÁFICO 2

Importância relativa dos serviços de saúde e educação públicos no total do consumo do governo e no emprego público (2001-2021)

(Em %)



Fonte: Sistema de Contas Nacionais (IBGE, vários anos).

Elaboração do autor.

Obs.: Incluem-se resultados de cálculos do autor entre os dados constantes no gráfico.

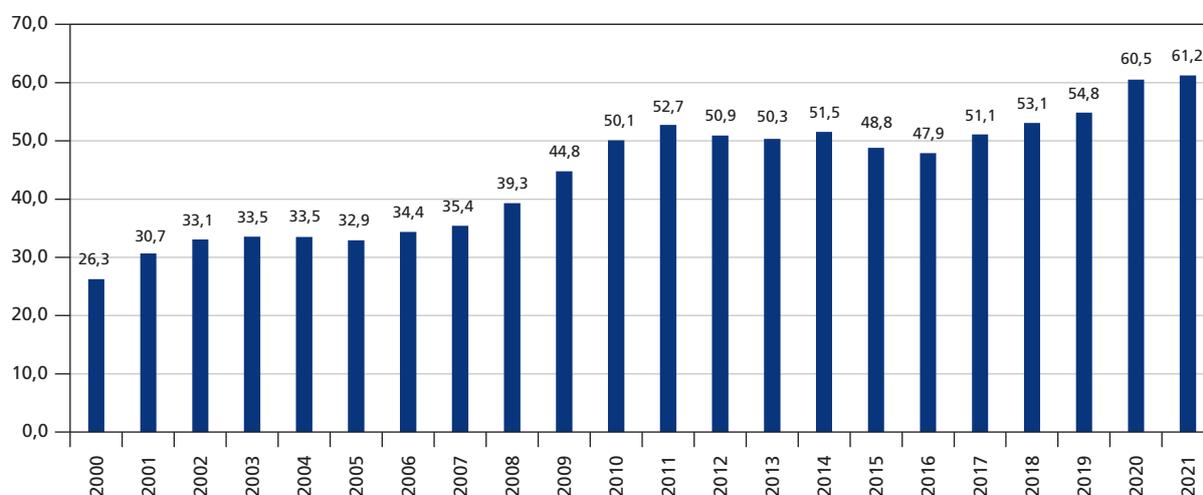
A questão aqui é simples: as escolhas contábeis não são neutras (Haldane, Migliavacca e Palea, 2024), e as escolhas particulares feitas pelos contadores nacionais no Brasil são tais que a maior parte do esforço fiscal feito para aumentar os serviços públicos de educação e saúde – por exemplo, contratar mais e melhores professores e médicos, comprar medicamentos de melhor qualidade, adotar tratamentos melhores, manter as crianças na escola por mais tempo etc. – não se traduz em aumentos no consumo “real” do governo e, portanto, não afeta diretamente o crescimento do PIB. Isso, por sua vez, importa para fins de modelagem, conforme será discutido na quarta seção.

3 O REAL BRASILEIRO COMO UMA *COMMODITY-CURRENCY*

Como resumido por Cashin, Céspedes e Sahay (2004, p. 241), diz-se que países exportadores de *commodities* têm uma *commodity-currency* quando “(...) movimentos nos preços reais das *commodities* podem explicar as flutuações nas suas taxas de câmbio reais”. Como mostrado no gráfico 3, não há dúvidas sobre o *status* do Brasil como exportador de *commodities*, com a participação das onze *commodities* mais exportadas do país no total de exportações mais do que dobrando de 2000 a 2021. Sendo esse o caso, tudo o que é necessário fazer para testar se o Brasil tem ou não uma “moeda de *commodities*” é estimar os efeitos das mudanças nos preços (reais) das *commodities* mundiais na taxa de câmbio real do país.

GRÁFICO 3

O peso combinado de petróleo e gás, minério de ferro, soja, óleo de soja, café, açúcar, celulose e madeira, carne bovina, frango, algodão e milho nas exportações totais anuais – Brasil (2000-2021)

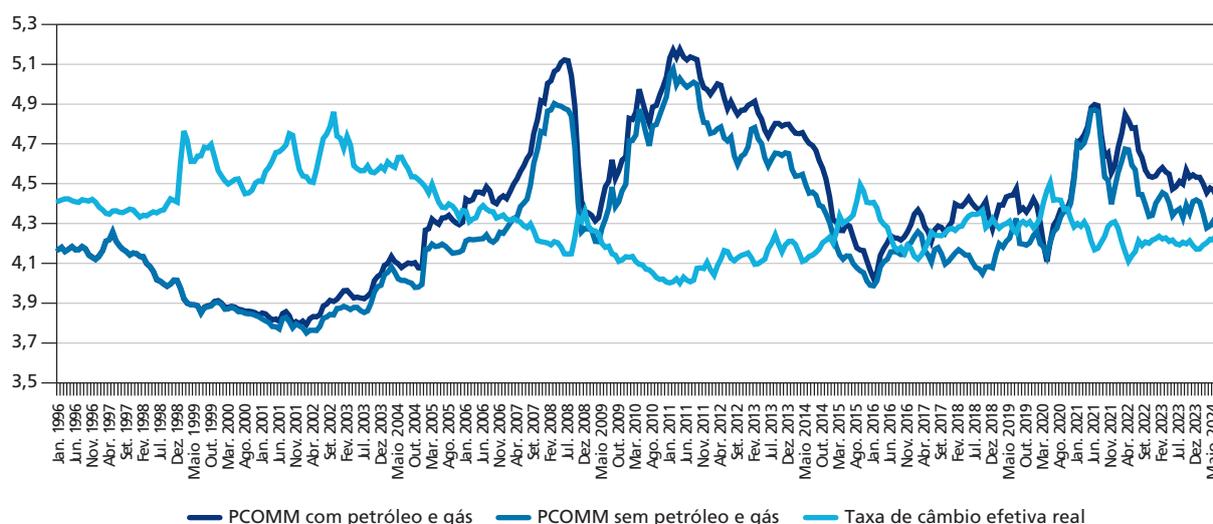


Fonte: Sistema de Contas Nacionais (IBGE, vários anos).

Elaboração do autor.

GRÁFICO 4

Séries mensais de índices de preços de *commodities* internacionais ponderados pela composição das exportações do Brasil (deflacionados pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos) e a taxa de câmbio efetiva real do país (deflacionada pelo índice de preços ao produtor do Brasil)



Fonte: Banco Central do Brasil.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Todas as séries em logaritmos naturais (jan. 1996 – jun. 2024).

2. PCOMM – preços internacionais de *commodities*.

Para isso, diferentes autores usaram diferentes: definições de taxas de câmbio reais;³⁴ índices de preços de *commodities* (específicos por país e deflacionados);³⁵ e técnicas econométricas.³⁶ Há mais consenso, no entanto, de que, para testar a hipótese de que um país tem uma *commodity-currency*, é necessário primeiro construir um índice de preços de *commodities* específico para o país em questão, índice esse ponderado pela importância de cada *commodity* no total de exportações do país. O gráfico 4 apresenta dados de dois desses índices construídos para o Brasil – com e

34. Por exemplo, Chen e Rogoff (2003) usam taxas de câmbio em relação ao dólar americano, enquanto Cashin, Céspedes e Sahay (2004) usam taxas de câmbio reais efetivas.

35. Chen e Rogoff (2003), por exemplo, utilizam o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos como deflator, enquanto Cashin, Céspedes e Sahay (2004) utilizam um índice do Fundo Monetário Internacional do valor unitário das exportações manufaturadas.

36. Ver, por exemplo, Chen e Rogoff (2003; 2012) e Cashin, Céspedes e Sahay (2004) para três abordagens econométricas diferentes para o mesmo problema.

sem petróleo e gás³⁷ – deflacionados, como em Chen e Rogoff (2003), pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos (*Consumer Price Index* – CPI) e plotados contra um índice da taxa de câmbio efetiva real (TCER) – como em Cashin, Céspedes e Sahay (2004) – do real brasileiro, construído pelo Banco Central do Brasil e deflacionado pelo Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) do país.

Ocorre que é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração entre (os logaritmos naturais de) ambas as séries de preços de *commodities* específicas do Brasil – com e sem petróleo e gás – e a taxa de câmbio efetiva real, utilizando dados mensais de janeiro de 1999 a junho de 2024 (tabela 2),³⁸ o que significa que é possível rejeitar que o real brasileiro não se comportou como uma *commodity-currency* nesse período.

TABELA 2

Relações de cointegração¹ entre a taxa de câmbio efetiva real deflacionada pelo IPA e os PCOMM em dólares ponderados pelos respectivos pesos nas exportações brasileiras e deflacionados pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos

Relação de cointegração	TCER-IPA e PCOMM, exclusive petróleo e gás	TCER-IPA e PCOMM, inclusive petróleo e gás
Constante	6,37738	6,2912
Elasticidade-preço das <i>commodities</i>	-0,478414	-0,445685
p-valor	0,004805	0,003041

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Conforme Engle e Granger (1987).

Obs.: 1. Os *lags* precisos usados nos testes de Engle e Granger (1987) foram escolhidos utilizando o critério Schwartz *testing down* a partir do 12º *lag*.

2. Os cálculos foram feitos com auxílio do *software* GRETL (Baiocchi e Distaso, 2003).

3. PCOMM – preços internacionais de *commodities*.

37. Ambos os índices são baseados nas séries do Banco Mundial de preços em dólar dos Estados Unidos de: soja; óleo de soja; milho; café; minério de ferro; carne bovina; frango; celulose e madeira; algodão; e açúcar. O índice com petróleo também utiliza as séries mensais de preços do petróleo do Banco Mundial. O peso de cada mercadoria muda a cada ano e é determinado pelo valor anual das exportações da mercadoria em questão, dividido pelo valor anual das exportações de todas as mercadorias no índice.

38. Também é possível rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade para todas as séries relevantes no mesmo período.

Os resultados da tabela 2 estão em linha com os achados de vários autores que analisaram a questão de como os preços das *commodities* afetam o real brasileiro, usando amostras diferentes e mais recentes do que Cashin, Céspedes e Sahay (2004), que, incidentalmente, não encontraram evidências em favor da hipótese da *commodity-currency* para o Brasil, utilizando dados mensais de janeiro de 1980 a março de 2002. Isso provavelmente se deve ao fato de que o país só adotou um regime de câmbio flexível – e um regime de metas de inflação – em janeiro de 1999, e a participação das exportações de *commodities* no total das exportações aumentou consideravelmente desde então. Kohlscheen (2014, p. 239), por exemplo, descobriu, utilizando dados mensais entre janeiro de 1999 e setembro de 2012, que “o comportamento de longo prazo da taxa de câmbio efetiva do real brasileiro (...) pode ser amplamente explicado pela variação de preços de uma cesta de cinco *commodities* – que representaram 51% das receitas de exportação do Brasil em 2011”.³⁹ Na mesma linha, Souza, Mattos e Lima (2021, p. 3.162) encontraram “uma relação robusta e forte entre a taxa de câmbio do real brasileiro e os índices de preços de *commodities*”, usando dados mensais de janeiro de 1999 a janeiro de 2018. Outros poderiam ser citados com resultados semelhantes, mas provavelmente é mais interessante acrescentar que, embora seja possível rejeitar a hipótese de que o Brasil tenha uma *commodity-currency* em amostras específicas – particularmente na segunda metade do século XX, quando as exportações de manufaturados do país estavam em seu auge –, não há nada intrinsecamente novo sobre a hipótese em si. De fato, em sua obra clássica sobre a história econômica do Brasil, publicada pela primeira vez em 1959, Furtado (2007, p. 237) escreveu que

à medida que o preço das exportações caía [no início do século XX no Brasil] – especialmente o café – o poder externo da moeda nacional tendia a cair abruptamente. Essa queda ocorria mesmo antes que as contas externas começassem a se deteriorar, pois a simples expectativa de desequilíbrio externo já era suficiente para provocar uma corrida contra a moeda nacional.⁴⁰

4 UM MODELO DE CURTO PRAZO

Uma vez que os fatos estão sobre a mesa, a afirmação de que o Brasil é um EBS tropical de renda média com uma moeda lastreada em *commodities* não parece particularmente controversa. As implicações desses fatos são muitas, e este texto certamente não

39. Kohlscheen (2014) também descobriu que “uma variação de 10% no preço real dessas cinco *commodities* move a taxa de câmbio real de longo prazo fundamental em quase 5%”, um resultado muito em linha com os relatados no quadro 1.

40. Ver também, a esse respeito, Gudin Filho (1934).

pretende esgotá-las. O foco aqui está em como esses fatos afetam o comportamento agregado da economia brasileira no curto prazo, digamos, de um a dois anos. Para esclarecer essa questão, um modelo simplificado de curto prazo da economia brasileira é apresentado. Apesar das simplificações óbvias, ele tenta fazer justiça à forma como as Contas Nacionais trimestrais do Brasil são calculadas; parece se ajustar razoavelmente bem aos dados;⁴¹ e, espera-se, é, ao mesmo tempo, suficientemente parcimonioso para ser apresentado em algumas páginas e rico o suficiente para permitir ao leitor entender algumas das implicações de curto prazo do que foi discutido antes. O modelo contém quatro identidades e dez equações comportamentais, listadas a seguir.

$$1) \text{ Identidade 1: } Y_t \equiv C_t + I_t + G_t + X_t - M_t + Res_t$$

$$2) \text{ Identidade 2: } p_t \equiv p_{t-1} * (1 + \pi_t)$$

$$3) \text{ Identidade 3: } xr_t \equiv xrr_t * p_t / p^{ext}_t$$

$$4) \text{ Identidade 4: } r_t \equiv rr_t * (1 + \pi_t) - 1$$

$$C_t = C_o + c1 * (Y_t * p_Y / p_C - NISA_t - T_t * p_T / p_C + TR_t) - c2 * xrr_t - c3 * rr_t \quad (1)$$

$$I_t = I_o - c4 * xrr_t - c5 * rr_t + c6 * PCOMM_t \quad (2)$$

$$G_t = G_o + c7 * T_t \quad (3)$$

$$X_t = X_o + c8 * xrr_t + c9 * WT_t \quad (4)$$

$$M_t = M_o - c10 * xrr_t + c11 * Y_t \quad (5)$$

$$T_t = T_o + c12 * Y_t \quad (6)$$

$$Res_t = Res_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$xrr_t \equiv xrr_o + c12 * 10yr_rrUSA_t - c13 * rr_t - c14 * PCOMM_t \quad (8)$$

$$rr_t \equiv rr_o + c15 * 10yr_rrUSA_t + c16 * BrazilCDS_t \quad (9)$$

$$\pi_t = \Delta p_t / p_{t-1} = \pi_o + c17 * \Delta x r_t / x r_{t-1} + c18 * \Delta MW_t / MW_{t-1} + c19 * (Y_t - Y^{**}) + c20 * \Delta PCOMM_t / PCOMM_{t-1} + c21 * \pi_{t-1} \quad (10)$$

41. Ver apêndice A para mais detalhes.

O modelo tem oito variáveis de fluxo endógenas, que são os índices de volume de: i) PIB (Y_t); ii) consumo das famílias (C_t); iii) investimento total (I_t); iv) consumo do governo (G_t); v) exportações totais (X_t); vi) importações totais (M_t); vii) carga tributária agregada (T_t); além de viii) um resíduo dado ao fato de que os índices de volume relatados nas Contas Nacionais trimestrais não são aditivos (Res_t). Ele também possui seis variáveis de “preço” endógenas, que são: i) a taxa de câmbio real efetiva (xrr_t); ii) a taxa de câmbio nominal (xr_t); iii) a taxa de juros real (rr_t); iv) a taxa de juros nominal (r_t); v) a inflação ($\Delta p_t/p_t - 1$); e, portanto, vi) o nível de preços ao consumidor (p_t). Assim, o modelo tem catorze variáveis endógenas.

Duas variáveis de fluxo são assumidas como exógenas, que são: i) exportações mundiais totais, excluindo as do Brasil, medidas em dólares americanos nominais, deflacionadas pelo CPI dos Estados Unidos (WT_t); e ii) o valor nominal das transferências totais do governo para o setor privado, deflacionado pelo deflator do consumo das famílias (TR_t). O modelo também assume como exógenos: i) a taxa de juros real dos títulos do Tesouro dos Estados Unidos de dez anos, estimada pelo Cleveland Federal Reserve ($10yr_rrUSA_t$); ii) o índice de *swap* de crédito do Brasil ($BrazilCDS_t$); iii) o preço internacional das *commodities* (incluindo petróleo e gás) ponderado pela sua importância relativa nas exportações totais do Brasil, discutido na terceira seção deste trabalho ($PCOMM_t$); iv) o valor dos preços externos (p^{ext}_t); v) o valor nominal da renda líquida enviada ao exterior, deflacionada pelo deflator do consumo das famílias ($NISA_t$); vi) o valor da variável aleatória “ruído branco” (ε_t), assumida na equação Res ; vii) o valor do SM (MW_t); viii) o valor “filtrado” do PIB (Y^{**}); e ix) os preços relativos (p_v/p_c e p_τ/p_o). Por fim, o modelo tem trinta parâmetros, que são os valores dos nove componentes autônomos (ou seja, C_o , I_o , G_o , X_o , M_o , T_o , xrr_o , rr_o e π_o) e os outros 21 parâmetros “constantes” ($c1$ até $c21$) das equações comportamentais.

As equações (1) a (6), (8) e (9) são relações de cointegração (*log-lineares*) estimadas com dados trimestrais brasileiros (principalmente Contas Nacionais) de janeiro de 1996 a fevereiro de 2024.⁴² É nesse sentido preciso que se entende que o modelo tem um bom ajuste aos dados e representa o comportamento da economia no curto prazo de um a dois anos – pois esse é o período de ajuste dos modelos de correção de erro associados às relações de cointegração com dados trimestrais. A equação (10) não é uma relação de cointegração, entretanto, pois a inflação é uma variável estacionária. A equação estimada⁴³ para o comportamento trimestral real da inflação tem muito mais variáveis defasadas do que a equação (10) – que aqui é simplificada para fins de exposição.

42. Ver apêndice A.

43. Ver apêndice A.

TEXTO para DISCUSSÃO

A simplicidade do modelo não foi obtida sem custos, entretanto. Claro está que vetores de cointegração por si só não conseguem representar a dinâmica da economia trimestre a trimestre – para isso, modelos de correção de erros (MCEs) baseados nos referidos vetores seriam mais adequados. Ademais, a utilização de equações lineares elimina, por construção, a possibilidade de não linearidades no modelo. Em ambos os casos, os ajustes requeridos tornariam o modelo muito mais complexo, dificultando enormemente a exposição das ideias centrais da abordagem ora proposta.

Com sorte, a maioria dos leitores achará a estrutura do modelo – admitidamente simplificado, pelos motivos mencionados – familiar. Existem várias especificidades a serem consideradas, no entanto. Primeiro, é importante notar que uma opção foi feita para modelar todas as variáveis de fluxo assumidas anteriormente como índices de volume. Dado que os índices de volume das Contas Nacionais trimestrais do Brasil são índices encadeados e, portanto, não aditivos, isso implica que um termo residual deve ser adicionado na identidade 1 para fazê-la funcionar.⁴⁴ Felizmente, assumir que o resíduo é um passeio aleatório (equação 7) implica apenas erros marginais no modelo.

Como mencionado anteriormente, as instituições de bem-estar social (WS) do Brasil se manifestam no modelo principalmente pelo papel desempenhado por TR na renda disponível das famílias – que, no curto prazo, é assumido como exógeno –, pois as partes dos serviços de educação e saúde do WS brasileiro “desaparecem” no índice de volume de consumo do governo (não ajustado pela qualidade). O componente de educação dessa variável – ou seja, o número de crianças em escolas públicas e adultos em universidades públicas e institutos técnicos federais – pode ser visto como autônomo, pois os recursos por aluno podem variar consideravelmente sem mudanças no número de pessoas efetivamente frequentando as aulas. No entanto, parece razoável assumir que os outros componentes – quais sejam, o componente de saúde medido pelo número de procedimentos médicos fornecidos pelo sistema de saúde pública e o componente de “restante do governo” medido pelos insumos utilizados em atividades governamentais outras que não saúde e educação – dependem positivamente do dinheiro disponível para os governos subnacionais do Brasil e, portanto, da carga tributária bruta do país (equação 3) por três razões principais. A primeira é que os governos subnacionais são responsáveis por mais de 90% do emprego público total no Brasil, por quase todos os procedimentos médicos fornecidos pelo sistema de saúde pública

44. Seria possível, em tese, eliminar o resíduo se houvesse dados disponíveis de modo a recompor a identidade $Y_{nom} \equiv p_C C + p_I I + p_G G + p_X X - p_M^* M$. Em outras palavras, se houvesse índices de preços para todos os índices de volume utilizados anteriormente, seria possível eliminar o resíduo modelando tanto os índices de volume quanto os de preços. Infelizmente, porém, o índice de preços dos investimentos (p_I) trimestral não é disponibilizado pelo IBGE, então é preciso lidar com resíduos mesmo que se opte por modelar tanto os índices de volume quanto os índices de preços.

do país⁴⁵ e gastam cinco vezes mais do que o governo federal no que os contadores nacionais chamam de “consumo intermediário” do setor governamental do país. A segunda é que uma parte considerável da carga tributária bruta ou é arrecadada pelos governos subnacionais ou é automaticamente direcionada a eles pelo governo federal. A terceira, por fim, é que existem restrições consideráveis à dívida dos governos subnacionais no Brasil. Como consequência, pode-se considerar, pelo menos como uma primeira aproximação, que os governos subnacionais brasileiros “gastam o que recebem” e fazem isso principalmente em consumo governamental.⁴⁶

Há, é claro, regras fiscais rigorosas no Brasil, e parece justo assumir que elas implicam que o aumento dos gastos do EBS pode – e historicamente pôde – ser obtido apenas à custa de penalizar severamente o investimento público. Não obstante, optou-se por não endogenizar os fluxos de investimento público no modelo citado por duas razões principais. A primeira é que as regras fiscais mencionadas se aplicam a variáveis nominais, e não a índices de volume (ainda mais, como no caso de *G*, medidos de forma imperfeita) – de modo que não faz sentido derivar as restrições orçamentárias do governo em termos de volume. A segunda é que, no caso do Brasil, o volume de investimentos das empresas estatais – particularmente a Petrobras, a empresa estatal de petróleo – também é significativo. Outra opção seria calcular um índice de volume de “investimento público” (ou seja, governo mais empresas estatais) e usá-lo como uma variável explicativa exógena do (índice de volume de) investimento total, mas acontece que bons dados de alta frequência sobre “investimento público” assim definido são difíceis de encontrar.

É verdade que não se encontram funções de investimento como a equação (2) nem nos manuais convencionais nem na literatura heterodoxa contemporânea – como discutido, por exemplo, por Byrialsen, Valdecantos e Raza (2024). A equação faz mais sentido, no entanto, quando se nota que: i) o investimento em construção flutua entre 40% e 50% do investimento total no Brasil; ii) as famílias respondem por mais de 40% do investimento em construção e dependem fortemente de empréstimos hipotecários para financiá-lo; iii) mais de um quarto do investimento total do país em equipamentos é importado (Miguez e Freitas, 2021); e iv) o peso das exportações das *commodities* usadas para construir PCOMM aumentou de 26% para 60% das exportações totais do país em cerca de duas décadas (gráfico 3). Os dois primeiros fatos ajudam a explicar a sensibilidade (negativa) do investimento total às taxas de juros reais, enquanto o terceiro ajuda a explicar a sensibilidade (negativa) do investimento total à taxa de câmbio, e o

45. Embora existam alguns hospitais públicos federais importantes.

46. Embora também gastem muito dinheiro com pensões para servidores públicos aposentados, seus órfãos e/ou viúvos.

quarto sugere que os aumentos em PCOMM são, de fato, positivamente correlacionados com o investimento criador de capacidade nos setores diretamente conectados a eles, como seria de se esperar à luz da história econômica do Brasil. Isso é ainda mais verdadeiro quando se nota que o aumento dos preços das *commodities* aumenta os lucros em dólares das grandes empresas brasileiras (e, portanto, relaxa as restrições financeiras enfrentadas por estas) em indústrias relacionadas a *commodities*, mais notavelmente a Petrobras.

Dito isso, dada a importância do “efeito acelerador” para estratégias de crescimento baseadas na distribuição de renda – como a adotada no Brasil nos governos do Partido dos Trabalhadores –, cumpre notar que o fato de não ter sido encontrada uma relação de longo prazo linear entre os níveis (dos fluxos) de investimento e de produto nos dados trimestrais não é de todo surpreendente do ponto de vista teórico, posto que a relação teórica relevante é entre os níveis do produto e do estoque de capital desejado pelas firmas (Romer, 2012; Garrido e Serrano, 2019) – com implicações, sob determinadas hipóteses teóricas, para as taxas de crescimento de investimento e do produto. Daí que um importante custo adicional da simplicidade do modelo é o fato que este desconsidera o chamado “efeito acelerador” verificado nas taxas de variação dos fluxos considerados.

A função consumo do modelo (equação 1) é um pouco mais convencional, assumindo que o índice de volume do consumo das famílias reage positivamente a uma *proxy* da renda disponível das famílias e negativamente a aumentos na taxa de juros real. Optou-se por usar a renda nacional menos a carga tributária bruta líquida de transferências do governo, todas em termos nominais, deflacionada pelo deflator do consumo das famílias como uma *proxy* da renda disponível das famílias, porque esse procedimento⁴⁷ fornece uma maneira simples de modelar o efeito das transferências governamentais na renda e no consumo total das famílias. À maneira de Díaz Alejandro (1965), a equação (1) também assume que o consumo das famílias reage negativamente ao índice de câmbio real efetivo, refletindo o fato de que as desvalorizações do último afetam negativamente a capacidade dos trabalhadores de consumir bens importados ou bens domésticos feitos com bens importados.

47. Exatamente como no velho livro-texto de Dornbusch e Fischer (1982), aliás.

As equações (4), (5) e (6) são tão convencionais quanto possível, não merecendo mais detalhes. Para os fins do trabalho, no entanto, é importante observar que, ao substituir as equações (1), (2), (3), (4), (5), (6) e (7) na identidade 1 e rearranjar, obtém-se a seguinte “curva IS”:

$$Y_t = \alpha^*(A_t - \beta^*xrr_t - \gamma^*rr_t + c6^*PCOMM_t + c9^*WT_t) \quad (11)$$

em que:

$$A_t = C_o + c1^*(TR_t - NISA_t - T_o^*p_T/p_C) + I_o + G_o + c7^*T_o + X_o - M_o + Res_o + Res_{t-1} + \varepsilon_t; \quad (12)$$

$$\beta = (c2 + c4 - c10 - c8);$$

$$\gamma = c3 + c5; \text{ e}$$

$$\alpha = 1/[1 - c1^*p_V/p_C^*(1-c7) - c7^*c12 - c11]$$

Procedendo dessa forma, é possível reduzir o modelo das dez equações originais para apenas as quatro equações a seguir:

$$Y_t = \alpha^*(A_t - \beta^*xrr_t - \gamma^*rr_t + c6^*PCOMM_t + c9^*WT_t) \quad (11)$$

$$xrr_t = xrr_o + c12^*10yr_rrUSA_t - c13^*rr_t - c14^*PCOMM_t \quad (8)$$

$$rr_t = rr_o + c15^*10yr_rrUSA_t + c16^*BrazilCDS_t \quad (9)$$

$$\pi_t = \Delta p_t/p_{t-1} = \pi_o + c17^*\Delta x_r_t/x_{r_{t-1}} + c18^*\Delta MW_t/MW_{t-1} + c19^*(Y_t - Y^{**}) + c20^*\Delta PCOMM_t/PCOMM_{t-1} + c21^*\pi_{t-1} \quad (10)$$

A equação (8) apenas afirma que – dado que a conta de capital da balança de pagamentos está, para todos os efeitos, totalmente liberalizada no Brasil desde a década de 1990 – a taxa de câmbio real do país tem uma relação de longo prazo com a diferença entre as taxas de juros domésticas e estrangeiras (medidas pela taxa de juros real de dez anos dos títulos do Tesouro dos Estados Unidos), com os preços das *commodities* desempenhando um papel de ajuste. A equação (9), por sua vez, afirma que o Banco Central do Brasil atua de forma a produzir uma relação de longo prazo entre a taxa de juros real do país e as taxas de juros estrangeiras ajustadas pelas percepções de risco dos estrangeiros (medidas pelo índice de *swaps* de crédito do Brasil, *BrazilCDS_t*) – de modo que, nesse modelo simplificado, a taxa de juros real é determinada inteiramente por variáveis exógenas. Substituindo a equação (9) pela equação (8), obtém-se o valor da taxa de câmbio real efetiva. Substituindo os valores de equilíbrio da taxa de juros real e da taxa de câmbio real efetiva na nossa “curva IS” – equação (11) –, obtém-se o valor de equilíbrio do PIB real (Y_t).

A inflação – equação (10), uma variável estacionária – é, portanto, neutra nesse modelo simplificado de curto período, no sentido de que não afeta os valores de equilíbrio das variáveis endógenas “reais” – não estacionárias –, tendo como única função no modelo determinar variáveis nominais. Isso é feito substituindo a identidade 3 na equação (10) e resolvendo para p_t como função do valor de equilíbrio de Y_t . Feito isso, obtêm-se os valores de equilíbrio da inflação e da taxa de juros nominal com a ajuda das identidades 2 e 4.

Claro está que a inflação está longe de ser neutra, no Brasil ou em qualquer outro lugar, mesmo no curto prazo. Uma maneira simples de fazer justiça aos efeitos reais da inflação seria trabalhar com modelos de correção de erros, mas, mesmo no arcabouço simplificado do modelo anteriormente citado, seria possível endogenizar TR como uma função do “SM real”. Ao fazer isso, teríamos uma curva IS também como função da inflação – que não mais seria neutra, pois a equação (10) seria crucial para determinar o valor de equilíbrio de Y_t . Outra maneira, mais convencional, seria adicionar a inflação à “função de reação” do Banco Central do Brasil para que a taxa de juros real pudesse ser afetada, mas nenhum grande *insight* do “curto prazo” é obtido ao tornar o modelo mais realista dessas maneiras, então provavelmente é apropriado deixar o “modelo de curto período” como está e seguir em frente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS: TRAJETÓRIAS ESTILIZADAS DE MÉDIO PRAZO

As duas ideias básicas do modelo mencionado são razoavelmente simples – e, espera-se, intuitivas –, ainda que raramente mencionadas em livros de macroeconomia (mesmo os heterodoxos). A primeira é que, se o seu país tem grandes instituições de bem-estar social, elas certamente impactarão o consumo total das famílias e do governo de maneiras não triviais, que dependerão tanto das instituições específicas quanto de como o consumo governamental é medido. No caso do Brasil, tanto o tamanho expressivo das transferências governamentais (19% do PIB) quanto o fato de serem pagas basicamente a idosos e pobres as tornam um determinante crucial do consumo das famílias. Em contrapartida, embora o país gaste massivamente em serviços públicos de saúde e educação, o fato de os índices de volume escolhidos pelos contadores nacionais brasileiros para o consumo do governo não serem ajustados por qualidade torna esses gastos praticamente irrelevantes para o G e, portanto, para a dinâmica do PIB medida nas Contas Nacionais.

A segunda ideia é que, se você vive em um país que é, ao mesmo tempo, um grande produtor e exportador de *commodities*, o que acontece com os preços das *commodities* nos mercados internacionais provavelmente o afetará bastante. Esse fato era bem

conhecido pelos economistas brasileiros quando o café sozinho representava mais de 50% das exportações totais do Brasil, mas praticamente desapareceu do debate público com a diversificação da economia. À medida que a participação das *commodities* nas exportações brasileiras continua a crescer neste século, torna-se cada vez mais útil lembrar, ao discutir a economia brasileira, as lições aprendidas quando “o café era o câmbio” (Delfim Netto, 2020, p. 223).

Certamente, muitas das implicações mais interessantes – e importantes – da combinação “EBS mais *commodity-currency*” ocorrem no médio e longo prazos, então, um cético poderia argumentar que o principal mérito do modelo de curto prazo e do contexto histórico apresentados anteriormente é deixar claro que mais modelos são necessários. Dadas as óbvias implicações setoriais das apreciações cambiais e a compreensível preocupação dos economistas brasileiros com a desindustrialização e os processos de especialização regressiva ora em curso, seríamos tentados a avançar usando um modelo de três setores – para obter uma visão mais clara das interações entre os setores de produção de *commodities*, industrial e de serviços da economia. Outra maneira potencialmente frutífera de proceder seria escrever um modelo *stock-flow consistent* (SFC) adequado da economia brasileira para lançar luz sobre sua estrutura financeira e como ela evolui no médio prazo (Godley, 1999; Silva e Santos, 2011). Embora claramente interessantes, essas opções não são possíveis no espaço limitado ainda disponível neste texto. Só podemos esperar que o que foi dito até agora possa ajudar a inspirar tais desenvolvimentos.

Contudo, em defesa do modelo apresentado, pode-se dizer que, além de presumivelmente lançar luz sobre os determinantes do comportamento da economia brasileira no curto prazo, ele também permite que se formulem trajetórias intuitivas e “plausíveis” de médio prazo para a economia, combinando possíveis trajetórias (exógenas) para os preços das *commodities* com as realidades/rigidezes institucionais do país e seu EBS. Uma maneira simples de adicionar um componente dinâmico à análise apresentada é acrescentar outras três equações ao modelo, como segue:

$$MW_t = MW_{t-1} * (1 + \text{inflação}_{t-1} + \text{taxa de crescimento real do PIB}_{t-2}) \quad (13)$$

$$TR_t = TR_o/p_t + N_o * MW_t/p_t \quad (14)$$

$$\text{BrazilCDS}_t = \text{BrazilCDS}_o + c22 * \pi_t - c23(T * p_T - G * P_G - Tr * P_c) / p_Y - c24 * PCOMM_t \quad (15)$$

A equação (13) é uma regra de indexação usada no Brasil de 2007 a 2018 e, novamente, a partir de 2023 até o dia em que este estudo foi finalizado – todos os anos em que o Partido dos Trabalhadores esteve no comando do Executivo do governo central. A equação (14) assume, semirrealisticamente, que as transferências totais para o setor

privado têm dois componentes: um fixo, em termos nominais, e outro composto por despesas com pessoas que recebem benefícios indexados ao SM.⁴⁸ Por último, mas não menos importante, a equação (15) supõe que os estrangeiros ficam ansiosos com o Brasil quando a inflação sobe e a situação fiscal se deteriora, mas se acalmam quando os preços das *commodities* sobem.

Considere agora uma situação em que os preços das *commodities* aumentam por alguns anos predominantemente bons, como aconteceu entre 2003 e 2010 (gráfico 4). Nessa situação, tudo vai bem. Primeiramente, tanto o investimento quanto o consumo aumentam, com apenas a redução das exportações líquidas como um ponto negativo, de modo que o PIB provavelmente também sobe e, com isso, a capacidade do governo de aumentar as transferências governamentais para os pobres e os idosos sem causar muita inflação, especialmente porque a própria apreciação cambial reduz a inflação. As coisas estão tão boas nesses períodos que até mesmo a percepção de “risco-país” dos estrangeiros pode se acalmar um pouco, permitindo que a taxa de juros real caia também, o que, claro, melhora ainda mais as coisas. A economia cresce e as melhorias no bem-estar proporcionadas pelos aumentos nos gastos do EBS são palpáveis.

Entretanto, o que acontece quando os preços das *commodities* caem, como aconteceu nos anos de 2012 a 2016? A economia não cresce muito, infelizmente. A taxa de câmbio se deprecia, reduzindo o consumo e o investimento das famílias, e o PIB pode até cair. Ao mesmo tempo, a inflação pode começar a ser um problema, dependendo dos parâmetros do modelo, devido ao efeito combinado de uma taxa de câmbio nominal depreciada e dos aumentos defasados no SM. De todo modo, a taxa de juros real aumenta devido ao impacto da deterioração da situação fiscal na percepção dos estrangeiros sobre o risco-país, piorando as coisas. O desemprego acaba aumentando, e o governo eventualmente perde as próximas eleições presidenciais para um conservador.

Por mais mecânica que seja, essa descrição se ajusta bem à história recente do Brasil e destaca os desafios envolvidos em tentar sistematicamente aumentar os padrões de vida por meio de aumentos no SM e nas despesas de bem-estar social, mesmo em tempos em que a taxa de câmbio está depreciando. Também sugere que uma estrutura mais flexível traria melhores resultados no médio prazo. Isso sendo verdade, a implicação é que o desenvolvimento de tal estrutura é fundamental para o aprimoramento da estratégia de crescimento inclusivo escolhida pelo país em 1988 – uma estratégia que, apesar de desafiadora em vários aspectos, tem sido seguida sem muitas hesitações

48. Quando da conclusão deste artigo, em setembro de 2024, os benefícios do PBF estavam fixados apenas em termos nominais, mas é verdade que nem todos os benefícios previdenciários do país estão indexados ao SM. Parte deles é indexada à inflação medida pelo IPCA.

desde então, e cujas raízes históricas, determinantes políticos e implicações estruturais não parecem ser devidamente reconhecidas na literatura macroeconômica.

REFERÊNCIAS

AURELIANO, L.; DRAIBE, S. M. A especificidade do “*welfare state*” brasileiro. *In*: MPAS – MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA E ASSISTÊNCIA SOCIAL; CEPAL – COMISSÃO ECONÔMICA PARA A AMÉRICA LATINA E CARIBE. **Projeto**: a política social em tempo de crise – articulação institucional e descentralização. Brasília: CEPAL, 1989. v. 1, p. 86-178.

BACHA, E.; BONELLI, R. Accounting for the rise and fall of Brazil’s growth after World War II. *In*: DAMILL, M.; RAPETTI, M.; ROZENWURCEL, G. (Ed.). **Macroeconomics and development**: Roberto Frenkel and the economics of Latin America. Nova York: Columbia University Press, 2016. p. 188-208.

BAIOCCHI, G.; DISTASO, W. GRETL: econometric software for the GNU generation. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 105-110, jan.-fev. 2003.

BARR, N. **The economics of the Welfare State**. 2. ed. Oxford: Oxford University Press, 1993.

BRASIL. Ministério da Previdência Social. **Boletim Estatístico da Previdência Social**, v. 29, n. 9, set. 2024. Disponível em: https://www.gov.br/previdencia/pt-br/assuntos/previdencia-social/arquivos/beps092024_final.pdf.

BRAUN, A. R. What incomes policy is and when it has been used. *In*: BRAUN, A. R. **Wage determination and incomes policy in open economies**. Washington: International Monetary Fund, 1986. p. 3-7.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Cidadania e *res publica*: a emergência dos direitos republicanos. **Revista de Informação Legislativa**, v. 34, n. 136, p. 289-313, out.-dez. 1997.

BYRIALSEN, M. R.; VALDECANTOS, S.; RAZA, H. Wage-led or profit-led: is it the right question to examine the relationship between income inequality and economic growth? Insights from an empirical stock-flow consistent model for Denmark. **Cambridge Journal of Economics**, v. 48, n. 2, p. 303-327, 2024.

CASHIN, P.; CÉSPEDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, n. 1, p. 239-268, out. 2004.

CHEN, Y.-C.; ROGOFF, K. Commodity currencies. **Journal of International Economics**, v. 60, n. 1, p. 133-160, maio 2003.

CHEN, Y.-C.; ROGOFF, K. Are the commodity currencies an exception to the rule? **Global Journal of Economics**, v. 1, n. 1, 2012.

DELFIN NETTO, A. O problema do Café no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 50, n. 2, p. 223-225, abr.-jun. 2020.

DÍAZ ALEJANDRO, C. F. **Exchange-rate devaluation in a semi-industrialized country: the experience of Argentina, 1955-1961**. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 1965.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. 2. ed. São Paulo: McGraw Hill, 1982.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

EUROPEAN COMMISSION *et al.* **System of National Accounts 2008**. Nova York: European Commission; IMF; OECD; UN; World Bank, 2009.

FIORI, J. L. Estado de bem-estar social: padrões e crises. **PHYSIS – Revista de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, p. 129-147, 1997.

FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**. São Paulo: Companhia das Letras, 2007.

GARCIA, N. R. **Prorural**: uma política previdenciária para o campo no governo Médici (1969-1973). 2010. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em História das Ciências e da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 2010.

GARRIDO MOREIRA, V.; SERRANO, F. O debate envolvendo o efeito acelerador na controvérsia sobre o modelo do supermultiplicador sraffiano. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 23, n. 3, p. 1-26, 2019.

GILL, I.; KHARAS, H. (Ed.). **An East Asian renaissance: ideas for economic growth**. Washington: The World Bank, 2007.

GODLEY, W. **Seven unsustainable processes**. Nova York: The Jerome Levy Economics Institute, 1999. Special Report.

GUDIN FILHO, E. **Cambio e café: 1933-1934**. Rio de Janeiro: Oficinas Graphics Almanak Laemmert, 1934.

HALDANE, A. G.; MIGLIAVACCA, A.; PALEA, V. Is accounting a matter for bookkeepers only? The effects of IFRS adoption on the financialisation of economy. **Cambridge Journal of Economics**, v. 48, n. 3, p. 489-511, 2024.

HOCHMAN, G. Previdência e Assistência Social nos anuários estatísticos do Brasil. *In*: IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatísticas do século XX**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. p. 181-215.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World Economic Outlook database**: October 2024. Washington: IMF, 2024.

KERSTENETZKY, C. L.; GUEDES, G. P. Great Recession, great regression? The welfare state in the twenty-first century. **Cambridge Journal of Economics**, v. 45, n. 1, p. 151-194, jan. 2021.

KOHLSCHEEN, E. Long-run determinants of the Brazilian real: a closer look at commodities. **International Journal of Finance & Economics**, v. 19, n. 4, p. 239-250, 2014.

MIGUEZ, T.; FREITAS, F. **Matrizes de Absorção de Investimento (MAIs)**: metodologia de estimação para o Sistema de Contas Nacionais referência 2010. Rio de Janeiro: UFRJ, ago. 2021. (Texto para Discussão, n. 24/2021).

MORCEIRO, P. C.; GUILHOTO, J. J. M. Sectoral deindustrialization and long-run stagnation of Brazilian manufacturing. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 43, n. 2, p. 418-441, abr.-jun. 2023.

NASSIF, A.; CASTILHO, M. R. Trade patterns in a globalised world: Brazil as a case of regressive specialisation. **Cambridge Journal of Economics**, v. 44, n. 3, p. 671-701, set. 2020.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. **Political economics**: explaining economic policy. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 2002.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4. ed. Nova York: McGraw-Hill Irwin, 2012.

SABOIA, J. *et al.* Mercado de trabalho, salário-mínimo e distribuição de renda no Brasil no passado recente. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 25, n. 2, p. 1-30, 2021.

SANTOS, W. G. dos. **Cidadania e justiça**: a política social na ordem brasileira. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1979.

SILVA, A. C. M. e; SANTOS, C. H. dos. Peering over the edge of the short period? The Keynesian roots of stock-flow consistent macroeconomic models. **Cambridge Journal of Economics**, v. 35, n. 1, p. 105-124, 2011.

SOUZA, R. da S.; MATTOS, L. B. de; LIMA, J. E. de. Commodity prices and the Brazilian real exchange rate. **International Journal of Finance & Economics**, v. 26, n. 2, p. 3152-3172, 2021.

TITMUSS, R. M. Welfare State and Welfare Society. *In*: ABEL-SMITH, B.; TITMUSS, K. (Ed.). **The philosophy of welfare**: selected writings of Richard Titmuss, Allen and Unwin. London, 1987.

TREVISOL, J. V.; MAZZIONI, L. A universalização da educação básica no Brasil: um longo caminho. **Roteiro**, Joaçaba, v. 43, p. 13-46, set.-dez. 2018. Edição especial.

VIANNA, M. L. W. Notas sobre a política social. **PHYSIS – Revista de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 1, n. 1, p. 133-159, 1991.

APÊNDICE A

Estimativas econométricas das equações (A.1) a (A.10):

$$C_t = C_o + c1*(Y_t*p_Y/p_C - NISA_t - T_t*p_T/p_C + TR_t) - c2*xrr_t - c3*rr_t$$

Ou, se $YDP_t = (Y_t*p_Y/p_C - NISA_t - T_t*p_T/p_C + TR_t)$,

$$C_t = C_o + c1*YDP_t - c2*xrr_t - c3*rr_t \quad (A.1)$$

QUADRO A.1

Passo 1: resultados dos testes ADF¹

Variáveis	Teste ADF	P-valor	Conclusão
C_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,8718	I(1)
YDP_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,8267	I(1)
xrr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,3846	I(1)
rr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,117	I(1)

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Ver Dickey e Fuller (1979).

Obs.: 1. Todas as variáveis em logaritmos naturais com a exceção de rr_t , que é uma taxa – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

2. BIC – *bayesian information criterion*; ADF – Dickey-Fuller aumentado.

TABELA A.1

Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)

Estimativas	Constante	YDP_t	xrr_t	rr_t
	0,449173	0,907752	-0,046958	-0,137529

P-valor do teste de Engle e Granger = 0,000, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais, com a exceção de rr_t , que é uma taxa – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$I_t = I_o - c4*xrr_t - c5*rr_t + c6*PCOMM_t \quad (A.2)$$

QUADRO A.2**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	P-valor	Conclusão
I_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,8164	I(1)
xrr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,3846	I(1)
rr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,117	I(1)
$PCOMM_t$ (inclui petróleo e gás)	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,2574	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais, com a exceção de rr_t , que é uma taxa – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

TABELA A.2**Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)**

Estimativas	Constante	xrr_t	rr_t	$PCOMM_t$
	7,02454	-0,777640	-1,00624	0,0706669

P-valor do teste de Engle e Granger = 0,02158, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais, com a exceção de rr_t , que é uma taxa – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$G_t = G_o + c7 * T_t \quad (\text{A.3})$$

QUADRO A.3**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	P-valor	Conclusão
G_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,8735	I(1)
T_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,7573	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

TEXTO para DISCUSSÃO

TABELA A.3

Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)

Estimativas	Constante	T_t
	1,54281	0,52677

P -valor do teste de Engle e Granger = 0,000, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996-fev. 2024 (T = 114).

$$X_t = X_o + c8*xrr_t + c9*WT_t \quad (A.4)$$

QUADRO A.4

Passo 1: resultados dos testes ADF

Variáveis	Teste ADF	P -valor	Conclusão
X_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,5583	I(1)
xrr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,3846	I(1)
WT_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,7144	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996-fev. 2024 (T = 114).

TABELA A.4

Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)

Estimativas	Constante	Time trend	xrr_t	WT_t
	-6,87945	0,00443153	0,440716	0,847164

P -valor do teste de Engle e Granger = 0,05, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$M_t = M_o - c10*xrr_t + c11*Y_t \quad (A.5)$$

QUADRO A.5**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	P-valor	Conclusão
M_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,7823	I(1)
xrr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,3846	I(1)
Y_t (dessazonalizado)	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,8761	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

TABELA A.5**Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)**

Estimativas	Constante	xrr_t	Y_t
	-2,75938	-0,548587	1,54185

P-valor do teste de Engle e Granger = 0,05, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$T_t = T_o + c12*Y_t \quad (\text{A.6})$$

QUADRO A.6**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	P-valor	Conclusão
T_t	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,7573	I(1)
Y_t	Constante e tendência, defasagens selecionadas pelo BIC	0,8761	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

TABELA A.6**Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)**

Estimativas	Constante	Y_t
	-3,67850	1,46225

P -valor do teste de Engle e Granger = 0,001, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis em logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$Res_t = Res_{t-1} + \varepsilon_t \quad (A.7)$$

QUADRO A.7**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	P -valor	Conclusão
Res_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,5277	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Variável em nível, porque contém valores negativos – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$xrr_t \equiv xrr_0 + c12*10yr_rrUSA_t - c13*rr_t - c14*PCOMM_t \quad (A.8)$$

QUADRO A.8**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	P -valor	Conclusão
xrr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,3846	I(1)
rr_t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,117	I(1)
$PCOMM_t$ (inclui petróleo e gás)	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,2574	I(1)
$10yr_rrUSA_t$	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,2515	I(1)

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis são taxas, com exceção de xrr_t e $PCOMM_t$, que são logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

TABELA A.7**Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)**

Estimativas	Constante	10yr_rrUSA _t	rr _t	PCOMM _t
	6,16604	3,28333	-0,478121	-0,421172

P-valor do teste de Engle e Granger = 0,088, portanto, não cointegração é rejeitada a 10%.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis são taxas, com exceção de xrr_t e $PCOMM_t$, que são logaritmos naturais – amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

$$rr_t \equiv rr_0 + c15*10yr_rrUSA_t + c16*BrazilCDS_t \quad (A.9)$$

QUADRO A.9**Passo 1: resultados dos testes ADF**

Variáveis	Teste ADF	<i>P</i> -valor	Conclusão
rr _t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,117	I(1)
BrazilCDS _t	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,1611	I(1)
10yr_rrUSA _t ¹	Constante, defasagens selecionadas pelo BIC	0,2515	I(1)

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Os dados disponíveis para o *swap* de crédito (*credit default swap* – CDS) do Brasil estavam disponíveis apenas a partir de outubro de 2001.

Obs.: Todas as variáveis são taxas, com exceção de $BrazilCDS_t$, que é um logaritmo natural – amostra abr. 2001 – fev. 2024 (T = 91).

TABELA A.8**Passo 2: resultados do procedimento de cointegração de Engle e Granger (1987)**

Estimativas	Constante	10yr_rrUSA _t	BrazilCDS _t
	-0,0182605	4,40691	0,00491268

P-valor do teste de Engle e Granger = 0,0113, portanto, não cointegração é rejeitada.

Elaboração do autor.

Obs.: Todas as variáveis são taxas, com exceção de $BrazilCDS_t$, que é um logaritmo natural – amostra abr. 2001 – fev. 2024 (T = 91).

TEXTO para DISCUSSÃO

$$\pi_t = \Delta p_t/p_{t-1} = \pi_0 + c17*\Delta xr_t/xr_{t-1} + c18*\Delta MW_t/MW_{t-1} + c19*(Y_t - Y^{**})/Y_t + c20*\Delta PCOMM_t/PCOMM_{t-1} + c21*\pi_{t-1} \quad (\text{A.10})$$

TABELA A.9

Passo 1: resultados da estimação por mínimos quadrados ordinários

Variável	Estimativa	Desvio-padrão	Razão-T	P-valor
Constante	0,00376398	0,00185026	2,034	0,0447
$\Delta MW_{t-2}/MW_{t-3}$	-0,0641892	0,0266693	-2,407	0,018
$\Delta MW_{t-6}/MW_{t-7}$	0,0730719	0,0265259	2,755	0,007
$\Delta xr_t/xr_{t-1}$	0,02577	0,00882684	2,92	0,0044
$\Delta xr_{t-1}/xr_{t-2}$	0,0200112	0,00825217	2,425	0,0172
$\Delta xr_{t-2}/xr_{t-3}$	0,0329871	0,0081925	4,027	0,0001
$\Delta xr_{t-6}/xr_{t-7}$	0,0245417	0,00780039	3,146	0,0022
$\Delta PCOMM_t/PCOMM_{t-1}$	0,0262748	0,00759666	3,459	0,0008
$(Y_t - Y^{**})/Y_t$	0,108537	0,0417117	2,602	0,0107
π_{t-1}	0,463799	0,0815406	5,688	< 0,0001
π_{t-2}	-0,274870	0,0885786	-3,103	0,0025
R ²	0,54	R ² ajustado		0,49

Elaboração do autor.

Obs.: Amostra jan. 1996 – fev. 2024 (T = 114).

REFERÊNCIAS

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Alice Souza Lopes

Everson da Silva Moura

Revisão

Amanda Ramos Marques Honorio

Cláudio Passos de Oliveira

Denise Pimenta de Oliveira

Gisela Carneiro de Magalhães Ferreira

Nayane Santos Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Susana Sousa Brito

Yally Schayany Tavares Teixeira

Jennyfer Alves de Carvalho (estagiária)

Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto (estagiária)

Editoração

Anderson Silva Reis

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Missão do Ipea
Qualificar a tomada de decisão do Estado e o debate público.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
UNIÃO E RECONSTRUÇÃO