Área de submissão: **Área 5. Comércio Internacional, Taxa de Câmbio e Desenvolvimento Econômico**

Lei de Thirlwall, termos de troca e inserção internacional do Brasil: uma análise econométrica de longo prazo (1950-2025)

Ricardo Dathein[1]
Elohá Cabreira Brito[2]

Resumo:
O artigo analisa a evolução da restrição externa ao crescimento da economia brasileira entre 1950 e 2025 com base na Lei de Thirlwall e na relação entre Termos de troca e participação das exportações brasileiras no comércio mundial. O objetivo central é verificar se houve deterioração progressiva da inserção internacional do Brasil ao longo do tempo, tanto pela piora da razão entre elasticidades-renda das exportações e importações quanto pela crescente dependência dos termos de troca. A metodologia emprega dois modelos principais: (1) o modelo de defasagem distribuída autorregressiva (ARDL), em sua forma de modelo de correção de erros irrestrito (UECM), e o teste de Limites (Bounds test) para estimar as elasticidades-renda da demanda por importações e por exportações, necessárias para calcular a lei de Thirwall, aplicado a quatro subperíodos da série de 1960 a 2025; e (2) o procedimento proposto por Toda e Yamamoto (1995) para estimar a causalidade de Granger, aplicados à série 1950-2025 e a cinco subperíodos históricos. Além desses modelos, estimaram-se os coeficientes de correlação de Spearman e de Kendall. Os resultados mostram uma deterioração quase contínua da razão ε/π, indicando aprofundamento da restrição externa ao crescimento brasileiro. O período Desenvolvimentista apresentou maior capacidade de crescimento compatível com o equilíbrio externo, enquanto a abertura comercial, a reprimarização exportadora e a maior sensibilidade das importações ao crescimento agravaram a vulnerabilidade externa após o ano de 1986. O artigo também identifica forte aumento da correlação entre termos de troca e participação das exportações brasileiras, especialmente após 1990, refletindo maior dependência do ciclo internacional de *commodities*. Os testes de causalidade de Granger apontam uma direção causal heterogênea ao longo dos períodos (bicausalidade, unidirecional e ausência). Destaca-se que, entre 1990 e 2025, os termos de troca antecedem mudanças na participação exportadora brasileira, enquanto no período recente houve uma inversão dessa dinâmica, associada à crescente especialização da pauta exportadora em *commodities*, o que ampliou sensibilidade dos termos de troca à composição das exportações. Como conclusão, o trabalho sustenta que há evidências de que não só houve uma piora da inserção externa do Brasil após a era Desenvolvimentista, mas que essa piora tem se intensificado sucessivamente após os anos 1980. Desse modo, sugere-se que a redução da restrição externa exige mudança estrutural, diversificação produtiva e maior complexidade das exportações brasileiras.
Palavras-chave: Restrição externa. Lei de Thirlwall. Termos de troca. Causalidade de Granger.

Abstract:
The article analyzes the evolution of the external constraint on Brazilian economic growth between 1950 and 2025, based on Thirlwall's Law and on the relationship between the terms of trade and

1 Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS)). E-mail: rdathein@gmail.com. ORCID: https://orcid.org/0000-0002-7301-2788
2 Pesquisadora bolsista do Subprograma de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Doutora em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).E-mail: eloha.cabreira@gmail.com. Orcid: https://orcid.org/0000-0002-7275-7657

Brazil's share of global exports. The main objective is to verify whether there has been a progressive deterioration in Brazil's international insertion over time, both through the worsening of the ratio between the income elasticities of exports and imports and through the growing dependence on the terms of trade. The methodology employs two main models (1) an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, in the form of an Unrestricted Error Correction Model (UECM), with the Bounds test, to estimate the income elasticities of import and export demand required to calculate Thirlwall's Law, applied to four subperiods coveting 1960-2025; and (2) the procedure proposed by Toda and Yamamoto (1995) to estimate Granger causality, applied to the 1950-2025 series and to five historical subperiods. In addition to these models, Spearman's and Kendall's correlation coefficients were estimated. The results show an almost continuous deterioration in the ε/π ratio, indicating a deepening of the external constraint on Brazilian growth. The Developmentalist period exhibited a greater capacity for growth compatible with external equilibrium, whereas trade liberalization, the reprimarization of exports, and the greater sensitivity of imports to economic growth exacerbated Brazil's external vulnerability after 1986. The article also identifies a strong increase in the correlation between the terms of trade and Brazil's share of global exports, especially after 1990, reflecting a greater dependence on the international commodity cycle. The Granger causality tests indicate a heterogeneous causal direction across periods (bidirectional, unidirectional, and no causality). It is noteworthy that, between 1990 and 2025, the terms of trade precede changes in Brazil's export share, whereas in the more recent period this dynamic was reversed, associated with the increasing specialization of the export basket in commodities. This, in turn, heightened the sensitivity of of the terms of trade to the composition of exports. In conclusion, the study argues that there is evidence not only of a deterioration in Brazil's external position following the Developmentalist era, but also that this deterioration has progressively intensified since the 1980s. Accordingly, reducing the external constraint requires structural change, productive diversification, and greater sophistication and complexity of Brazilian exports.
Keywords: External constraint. Thirlwall's Law. Terms of trade. Granger causality.

1 Introdução

A Lei de Thirlwall postula que, no longo prazo, a taxa de crescimento de uma economia aberta compatível com o equilíbrio de longo prazo do Balanço de Pagamentos é determinada pela razão entre a elasticidade-renda das exportações (ε) e a elasticidade-renda das importações (π), multiplicada pelo crescimento da renda mundial (z), ou, de forma mais direta, é igual à razão entre a taxa de crescimento das exportações (x= ε*z) e a elasticidade-renda das importações (π). Quando ε/π é menor que 1, o crescimento doméstico compatível com o equilíbrio externo fica sistematicamente aquém do crescimento da renda mundial, configurando uma restrição estrutural (THIRWALL, 1979, 2005).

Por outro lado, a relação entre termos de troca[3] e desempenho exportador é tema central da literatura de economia internacional e desenvolvimento. Para países fortemente exportadores de produtos primários, como o Brasil, essa relação assume particular relevância, pois variações nos

3 "Os termos de troca são definidos como a relação entre os preços das exportações do país (P_X) e os das suas importações (P_M). Uma melhoria nos termos de troca – isto é, um aumento na razão P_X/P_M –, tudo o mais constante, aumenta a renda real. Permite, por exemplo, que, com as mesmas exportações, se possa importar mais" (BASTOS, 2015, p. 3).

preços relativos dos produtos exportados frente aos importados podem condicionar tanto a receita cambial quanto a participação relativa do país no comércio mundial.

Sobre a lei de Thirlwall, o objetivo é verificar se houve piora no indicador ε/π não apenas entre o período Desenvolvimentista e o posterior, mas se mesmo em períodos subsequentes continuou havendo deterioração. Em relação aos termos de troca e participação das exportações, o objetivo é verificar se a sua correlação aumentou ao longo do tempo e, se existente, qual a direção causal.

Este trabalho busca contribuir para esse debate com uma análise econométrica para o caso brasileiro, por meio da estimação de diferentes modelos e, tendo em vista a indisponibilidade de dados, com duas bases de dados distintas. A primeira base de dados compreende de 1960 a 2025, dividida em quatro subperíodos: 1960-1986; 1986-2025; 2000-2025; e 2010-2025. A segunda base compreende o período 1950 a 2025 e cinco subperíodos que captam distintas fases da economia e da inserção externa do país: o período de industrialização por substituição de importações (1950-1980), a crise da dívida e abertura comercial (1981-2025 e 1990-2025), e o superciclo de *commodities* e o pós-superciclo (2000-2025 e 2010-2025).

A primeira base de dados foi utilizada para estimar as elasticidades-renda da demanda por importações e por exportações, necessárias para calcular a lei de Thirwall, através do modelo de defasagem distribuída autorregressiva (ARDL), em sua forma de modelo de correção de erros irrestrito (UECM), e o teste de Limites (Bounds test) para quatro subperíodos da série de 1960 a 2025. Já a segunda base foi utilizada para estimar os coeficiente de correlção de Spearman e de Kendall, bem como a causalidade de Granger, obtida pela aplicação do o procedimento proposto por Toda e Yamamoto (1995).

A hipótese central é de que as duas abordagens complementarmente conseguem captar a piora quase sistemática da qualidade da inserção da economia brasileira no contexto internacional à medida que se analisam períodos mais recentes.

Isto posto, o artigo está organizado em 5 seções, incluindo esta introdução e as considerações finais. A segunda seção aborda uma breve análise da literatura sobre a relação entre a inserção externa, o crescimento e o desenvolvimento econômico. A terceira seção apresenta a metodologia da análise empírica e da construção das bases de dados utilizadas. A quarta seção apresenta os principais resultados da pesquisa.

2 Inserção externa, crescimento e desenvolvimento

A relação entre inserção externa, crescimento e desenvolvimento ocupa posição central na tradição estruturalista latino-americana. Em Prebisch (1949), a condição periférica não decorre apenas de uma especialização comercial em produtos primários, mas de uma estrutura produtiva

marcada por fortes assimetrias em relação ao centro, com menor capacidade de geração e difusão do progresso técnico, menor diversificação produtiva e maior dependência da demanda e dos preços internacionais. Nessa perspectiva, a natureza da especialização produtiva e exportadora condiciona a capacidade de uma economia periférica de sustentar o crescimento e ampliar sua autonomia frente aos ciclos externos.

A industrialização, ao diversificar a estrutura produtiva, ampliar os encadeamentos internos e incorporar atividades de maior intensidade tecnológica, pode modificar qualitativamente a inserção internacional de um país. Com isso, a economia tende a depender menos exclusivamente das oscilações de preços das *commodities* e a construir fontes internas de expansão da produtividade, da renda e da demanda, isto é, um dinamismo relativamente mais endógeno.

Essa interpretação estruturalista pode ser articulada à abordagem do crescimento restringido pelo balanço de pagamentos. Na formulação de Thirlwall (THIRLWALL, 1979, 2005; McCOMBIE e THIRLWALL, 1993), a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio externo de longo prazo depende fundamentalmente da relação entre a elasticidade-renda da demanda por exportações (ε) e a elasticidade-renda da demanda por importações (π). Quanto maior ε relativamente a π, maior a possibilidade de a economia crescer superando a expansão média do PIB mundial sem gerar desequilíbrios externos persistentes.

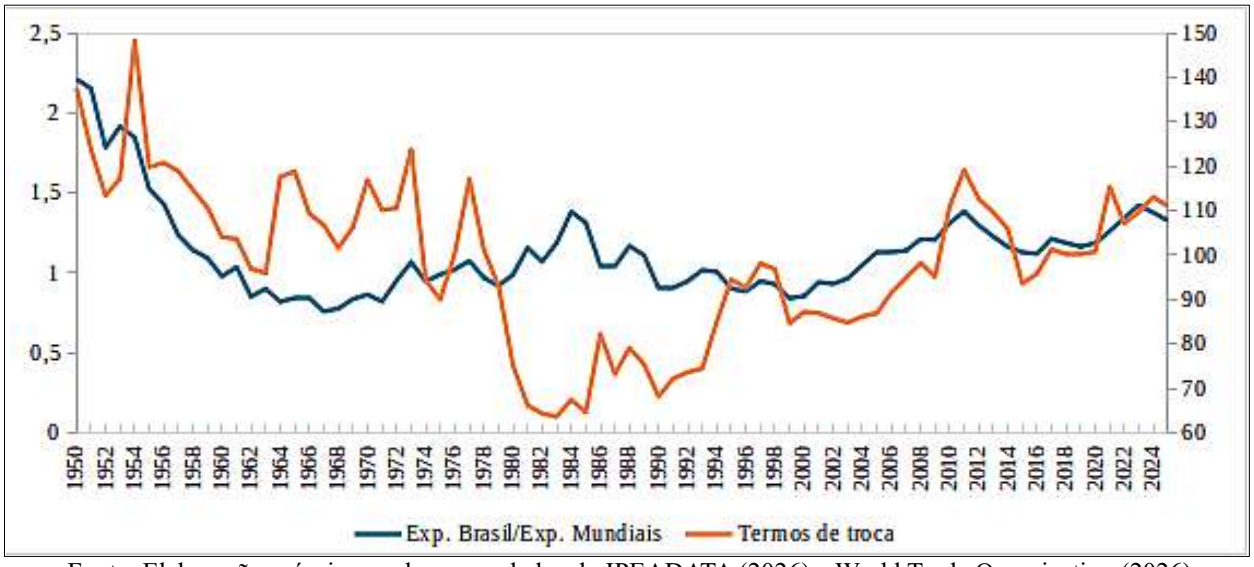
Essas elasticidades refletem, em grande medida, o padrão de especialização da economia. Exportações intensivas em conhecimento, tecnologia e diferenciação de produto tendem a responder mais fortemente à expansão da renda mundial, enquanto uma pauta concentrada em produtos primários pode apresentar maior dependência de preços e de ciclos específicos da demanda internacional. Do lado das importações, estruturas produtivas pouco diversificadas ou com cadeias domésticas rarefeitas tendem a apresentar elevada sensibilidade da demanda por bens intermediários, bens de capital e produtos manufaturados ao crescimento da renda interna (GOUVÊA; LIMA, 2010; JAYME Jr., 2003; PORCILE; LIMA, 2010).

No período Desenvolvimentista (até 1980), com a diversificação e complexificação da estrutura produtiva e exportadora, houve a construção sucessiva, mas parcial, de um dinamismo endógeno na economia brasileira, menos dependente da dinâmica das exportações de *commodities*. No entanto, no período posterior, há uma tendência de perda de dinamismo endógeno e retorno cada vez maior a uma estrutura produtiva e exportadora que produz uma volta ao dinamismo exógeno do passado. Antes o país tendia a "escapar" da dependência externa; depois dos anos 1980 o país tornou-se cada vez mais dependente de ciclos de *commodities*, em um contexto no qual o comércio mundial se tornava progressivamente mais intensivo em tecnologia e conhecimento.

Ou seja, no período Desenvolvimentista pode ter ocorrido uma tendência de a pauta exportadora (ou a inserção do Brasil na economia internacional) ter determinado parcialmente os termos de troca. Já para o período seguinte, pode ter ocorrido uma inversão dessa tendência, com os termos de troca sendo mais importantes para a determinação da inserção internacional do país, tendo em vista a concentração cada vez maior na exportação de *commodities*.

O Gráfico 1 mostra que a participação brasileira nas exportações mundiais e os termos de troca não mantiveram uma relação estável ao longo de todo o período. Nas décadas de industrialização, a evolução da inserção externa esteve associada a transformações profundas da estrutura produtiva, de modo que a participação exportadora não dependia apenas das oscilações dos preços relativos. Nos períodos mais recentes, ao contrário, observa-se maior aproximação entre os movimentos das duas séries, especialmente a partir dos anos 2000. Essa maior associação pode refletir o peso crescente de *commodities* na pauta exportadora, tornando a posição relativa do Brasil no comércio mundial mais sensível aos ciclos internacionais de preços. Assim, uma correlação mais elevada entre termos de troca e participação exportadora pode representar maior vulnerabilidade a um dinamismo de origem predominantemente externa.

Gráfico 1 - Participação percentual das exportações brasileiras nas exportações mundiais e índice dos termos de troca (média de 2018=100), 1950 a 2025



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEADATA (2026) e World Trade Organization (2026).
Nota: (1) Os dados do índice dos termos de troca são apresentados no eixo secundário.

A partir dessa discussão, as duas dimensões analisadas empiricamente neste trabalho podem ser entendidas como manifestações complementares de uma mesma transformação estrutural. A primeira refere-se à capacidade de crescimento compatível com o equilíbrio externo. Ou seja, se a desindustrialização relativa, a menor complexidade exportadora e o enfraquecimento das cadeias

domésticas aumentaram a dependência de importações e reduziram a capacidade de resposta das exportações à renda mundial, espera-se uma deterioração da razão ε/π nos períodos posteriores à fase de industrialização. A segunda refere-se à qualidade da inserção exportadora, de modo que, se a especialização em *commodities* se intensificou nas décadas recentes, espera-se que a participação brasileira nas exportações mundiais apresente associação mais estreita com as variações dos termos de troca, embora a direção da precedência temporal possa variar entre os subperíodos.

Dessa forma, formulam-se duas hipóteses empíricas. A primeira hipótese é que a mudança estrutural ocorrida a partir dos anos 1980 deteriorou progressivamente a relação entre as elasticidades-renda das exportações e das importações, reduzindo ε/π e tornando mais severa a restrição externa ao crescimento brasileiro. A segunda hipótese é que a crescente especialização da pauta exportadora em *commodities* elevou, sobretudo a partir dos anos 1990, a associação entre os termos de troca e a participação das exportações brasileiras no comércio mundial, tornando a inserção externa mais dependente dos ciclos econômicos internacionais. As duas hipóteses permitem avaliar, por vias distintas, se a transformação da estrutura produtiva brasileira esteve associada a uma deterioração da qualidade de sua inserção internacional no longo prazo.

3 Metodologia

A metodologia adotada para análise consiste em uma abordagem econométrica de longo prazo, cobrindo o período de 1950 a 2025 em determinados subperíodos históricos. Devido à indisponibilidade de dados, foram elaboradas duas bases de dados. A primeira base compreende os subperíodos: 1960-1986, 1986-2025[4], 2000-2025 e 2010-2025. A segunda base compreende os subperíodos: 1950-1980, 1981-2025, 1990-2025, 2000-2025 e 2010-2025. Esses recortes procuram captar diferentes fases da economia brasileira, incluindo o auge da industrialização por substituição de importações, a crise da dívida externa, a abertura comercial, o superciclo das *commodities* e o período posterior à crise internacional de 2008.

Os dados referentes às importações e exportações de bens e serviços da economia brasileira, ao PIB real do país e ao PIB real mundial (todas as séries expressas em US$ a preços constantes de 2015), para o período 1960-2025, foram obtidos do World Bank (2026). O índice de preços ao produtor dos EUA (PPI para todas as *commodities*) foi obtido junto ao U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS, 2026), enquanto o Índice de Preços por Atacado-Disponibilidade Interna (IPA_DI), atualmente

4 Esses períodos diferem dos respectivos períodos do segundo modelo, devido à indisponibilidade de dados da década de 1950 referente às exportações, às importações e PIB mundial. Ademais, a fim de evitar uma amostra muito reduzida no período inicial, optou-se por estendê-lo até 1986 (ano que corresponde ao pico da série histórica da participação da indústria no PIB) e iniciar o segundo período no mesmo ano.

denominado Índice de Preços ao Produtor Amplo, foi obtido a partir das séries temporais do Banco Central do Brasil (BACEN, 2026).

Os dados referentes à taxa de câmbio nominal (R$/US$ - comercial - compra - média anual), e ao índice dos termos de troca (média de 2018=100) foram obtidos junto ao IPEADATA (2026). Por fim, os dados para calcular a participação das exportações brasileiras de mercadorias nas exportações mundiais, de 1950 a 2025, foram obtidos a partir de World Trade Organization (2026)[5]. Os testes e estimação dos modelos foram realizados no software Stata.

Para estimar as elasticidades da Lei de Thirlwall (base de dados 1), foi utilizado o modelo de defasagem distribuída autorregressiva (*Autoregressive Distributed Lag* – ARDL), em sua forma de modelo de correção de erros irrestrito (*Unrestricted Error Correction Model* – UECM), a partir do qual foi realizado o teste de Limites (Bounds test) proposto por Pesaran, Shin e Smith (2001). Entre as principais vantagens desse modelo, destacam-se: a possibilidade de investigar a exitência de uma relação de longo prazo entre as variáveis (como pressupõem o modelo de Thirwall), por meio do teste de Limites; sua maior robustez em amostras pequenas; e o fato de não exigir que variáveis integradas na mesma ordem, possibilitando integração mistas entre I(0) e I(1) (NARAYAN; NARAYAN, 2004; SOUZA, SILVA, 2021). "Ademais, a endogenia é um problema menor, pois as variáveis já são tratadas como endógenas, o que implica dizer que estão livres da correlação residual." (SOUZA, SILVA, 2021, p. 667).

Esse modelo é utilizado para estimar os coeficientes da funções de importação e exportação, em forma logarítmica, apresentadas nas equações 1 e 2[6]:

5 A série utilizada foi "SI3_AGG - TO - Total merchandise exports annual (Million US dollar)", para o Brasil e para o mundo. Essa série não inclui os serviços transacionáveis, de modo que a análise se restringe às exportações de bens tangíveis, abrangendo produtos agrícolas, combustíveis, produtos de mineração e produtos manufaturados. Destaca-se que a opção por utilizar essa série de bens tangíveis decorre da indisponibilidade de dados das exportações de serviços em todo o período de interesse. A participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais foi calculada pelos autores. Ademais, ressalta-se que a opção por trabalhar com duas séries de dados das exportações (a World Bank, no primeiro modelo, e a do World Trade Organization, no segundo) deve-se a indisponibilidade de dados das exportações mundiais do World Bank para o período anterior a 1970. A utilização exclusiva dessa base reduziria ainda mais o horizonte temporal da análise e o tamanho da amostra.

6 Outros trabalhos que também aplicam o modelo ARDL e o teste de Limites para estimar funções de importação e/ou exportações são: Caporale e Chui (1999), Narayan e Narayan (2005), Zhou e Dube (2011), Yin e Hamori (2011).

$$\ln M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_t + \alpha_2 \ln Y_t + \upsilon_t \qquad \text{(equação 1)}$$

$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln E_t + \beta_2 \ln Y^*_t + \omega_t \qquad \text{(equação 2)}$$

onde M representa o valor das importações de bens e serviços a preços constantes de 2015, utilizado como *proxy* do volume real das importações; X o valor das exportações de bens e serviços a preços constantes de 2015, utilizado como *proxy* do volume real das exportações[7]; Y representa o PIB real da economia brasileira, isto é, a preços constantes de 2015; Y* representa o PIB real mundial, também a preços constantes de 2015; E representa a taxa de câmbio efetiva real; υ e ω representam os termos de erro.

Devido à indisponibilidade de dados completos da taxa de câmbio efetiva real para todo o período de análise, essa varável foi construída multiplicando-se a taxa de câmbio nominal pela razão entre o índice de preços ao produtor dos EUA (PPI para todas as *commodities*, índice de média anual, base 2015) e o índice de preços ao produtor amplo do Brasil (IPA-DI, índice de média anual, base 2015).[8]

Os coeficientes α_2 e β_2, das equações 1 e 2, correspondem, respectivamente, às elasticidades-renda das importações e exportações, que serão usadas para obtenção dos resultados associados à Lei de Thirlwall. Por sua vez, os coeficientes α_1 e β_1 correspondem, respectivamente, às elasticidades-preço das importações e exportações.

Uma condição essencial para a aplicação do modelo ARDL e do teste de limites é que nenhuma das variáveis seja integrada de ordem dois, I(2). Portanto, inicialmente, além de transformar as séries em logaritmos naturais, foram aplicados testes os Dickey-Fuller aumentado (ADF), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS) e Phillips-Perron (PP), com o objetivo de verificar se as séries, em todos os subperíodos de interesse, são estacionárias, isto é, se não possuem raiz unitária, em nível ou em primeira diferença. Nos testes ADF e Phillips-Perron busca-se rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. No teste KPSS, por outro lado, busca-se não rejeitar a hipótese nula de estacionariedade da série. (GUJARATI; PORTER, 2011; ENDERS, 2004; GREENE, 2008).

7 Devido à indisponibilidade dos dados do volume real das importações e exportações para o período de análise.

8 Os dados referentes à taxa de câmbio real efetiva da economia brasileira não estão disponíveis para todo o período de interesse (a série inicia no aos 1980). Dessa forma, foi necessário estimar uma *proxy*, para a taxa de câmbio real. Essa foi construída, utilizando dados dos EUA, uma vez que, durante grande parte do período analisado, o país foi um dos principais parceiros comerciais do Brasil. A opção pelos índices de preços ao produtor justifica-se tanto pela disponibilidade de séries históricas para todo o período de interesse quanto por sua maior capacidade de captar a competitividade das empresas no comércio internacional, ao mesmo tempo em que reduz a influência de bens não comercializáveis.

Os resultados dos testes ADF, PP e KPSS indicaram que todas as varáveis, em cada um dos subperíodos analisados, são integradas de ordem 1, I(1), possibilitando a aplicação do modelo ARDL, em sua forma de modelo de correção de erros irrestrito (UECM).[9] Esse modelo foi estimado com inclusão de variáveis exógenas (dummy dos anos 1970, 1983, 2003, 2015 e 2023), que representam quebras estruturais econômica e estatisticamente significativas nos respectivos subperíodos em que foram pertinentes.

Em seguida foi aplicado o teste de limites, que verifica a significância conjunta dos coeficientes das variáveis defasadas do modelo ARDL/UECM. Busca-se rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração, o que requer que as estatísticas F e t sejam, conjuntamente, maiores que o valor crítico do limite superior limite I(1). Caso o resultado desse teste seja inconclusivo quanto à existência de cointegração – quando as estatísticas ficam entre os limites inferior I(0) e superior I(1) –, Kremers, Ericsson e Dolado (1992) e Banerjee, Dolado e Mestre (1998), indicam a análise do termo de correção de erro. Um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para esse termo fornece evidência adicional em favor da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (NARAYAN; NARAYAN, 2005; ZHOU; DUBE, 2011).

Após estimação dos modelos, foram realizados os seguintes testes de diagnósticos: o teste LM Breusch-Godfrey, para verificar a ausência de autocorreção serial dos resíduos; o teste Breusch-Pagan/Cook-Weisberg e o teste de White, para verificar a homocedasticidade dos resíduos. Em todos, o resultado esperado é a não rejeição da hipótese nula, que ocorre quando o p-valor é superior ao nível de significância de interesse.

Já para a análise da relação entre termos de troca (variável TT) e participação das exportações (de bens tangíveis) brasileiras nas exportações mundiais (variável EXPBRM), base de dados 2, as séries foram igualmente transformadas em logaritmos naturais. Em seguida, foram aplicados os testes os ADF, PP e KPSS, para verificar a estacionariedade das séries em todos os subperíodos de interesse.

Como os resultados dos testes indicaram a presença de raiz unitária nas séries em nível, o que poderia resultar em correlações espúrias, foram utilizadas as primeiras diferenças das séries, que, com base em todos os testes, não apresentaram raiz unitária. Dessa forma, o coeficiente de correlação foi calculado a partir das primeiras diferenças dos logaritmos das variáveis, com o objetivo de mensurar intensidade e a direção da associação monotônica entre os termos de troca e a participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais.

9 Os resultados de todos os testes mencionados na seção metodológica não foram apresentados devido à limitação de espaço. No entanto, os autores poderão disponibilizá-los aos interessados mediante solicitação.

Essa associação pode ser estimada por três abordagens principais. A primeira consiste no coeficiente de correlação de produto-momento de Pearson, proposto por Pearson (1896), amplamente utilizada na literatura. Entretanto essa medida avalia estritamente a associação linear entre as variáveis e, para que suas inferências sejam mais robustas, pressupõe a ausência de outliers, linearidade da relação entre as variáveis e normalidade bivariada das séries de dados. A segunda abordagem é o coeficiente de correlação de Spearman, proposto por Spearman (1904), que é semelhante ao de Pearson, mas utiliza os postos ou ranks das observações em sua fórmula em vez dos valores das variáveis. Os postos são atribuídos individualmente a cada série de dados, seguindo a ordenação crescente de seus valores. A terceira abordagem trata-se do coeficiente de correlação de Kendall, proposto por Kendall (1938), que também utiliza os postos das variáveis, mas apresenta uma interpretação distinta das anteriores. Esse coeficiente se baseia na comparação entre pares de observações, mensurando a tendência de as variáveis aumentarem ou diminuírem conjuntamente (pares concordantes) ou de uma aumentar enquanto a outra diminui (pares discordantes). O valor do coeficiente corresponde à diferença entre a proporção de pares concordantes e discordantes (PEARSON, 1896; SPEARMAN, 1904; KENDALL, 1938; COHEN, 1988; FIELD, 2009; FÁVERO; BELFIORE, 2017; ROTELLO et al., 2025).

A principal vantagem dos coeficientes de Spearman e Kendall é que ambos são métodos não paramétricos, sendo menos sensíveis à presença de outliers e não exigindo os pressupostos de linearidade e normalidade das distribuições. Ademais, o coeficiente de Kendall apresenta maior robustez em amostras pequenas e na presença de empates nos postos das observações (SPEARMAN, 1904; KENDALL, 1938; COHEN, 1988; FIELD, 2009; ROTELLO et al., 2025).

Nas três abordagens, o coeficiente de correlação varia entre -1 e 1. Nos coeficientes de Pearson e Spearman, os valores superiores a zero indicam uma associação positiva entre as variáveis (variação diretamente proporcional), enquanto os valores inferiores a zero indicam uma associação negativa (variação inversamente proporcional). O valor 1 indica uma correlação perfeitamente positiva, o valor -1 representa uma correlação perfeitamente negativa e o valor zero indica a ausência de correlação (PEARSON, 1896; SPEARMAN, 1904; COHEN, 1988; FÁVERO; BELFIORE, 2017; ROTELLO et al., 2025).

No caso do coeficiente de Kendall, a interpretação está associada à concordância entre pares de observações. Valores positivos indicam predominância de pares concordantes, enquanto valores negativos indicam predominância de pares discordantes. Quanto mais próximo de 1 estiver o coeficiente, maior será a probabilidade de que observações com valores mais elevados em uma variável também apresentem valores mais elevados na outra. De forma análoga, valores próximos de −1 indicam forte tendência de associação inversa entre os rankings das variáveis. Por essa razão, o

coeficiente de Kendall pode ser interpretado como uma medida da consistência da ordenação conjunta entre duas variáveis (KENDALL, 1938; KENDALL; GIBBONS, 1990; FIELD, 2009; ROTELLO et al., 2025).

Por fim, seguindo a classificação proposta por Cohen (1988), coeficientes com magnitude entre 0,10 e 0,29 indicam uma correlação fraca, entre 0,30 e 0,49 moderada e iguais ou superiores a 0,50 forte. Essa classificação, contudo, é mais adequada aos coeficientes de Pearson e Spearman, uma vez que o coeficiente de Kendall tende a apresentar valores absolutos menores que os anteriores para uma mesma intensidade de associação.

A normalidade das séries foi verificada através dos testes Shapiro-Wilk e Skewness/Kurtosis, ambos com hipótese nula de que a série de dados analisada é normalmente distribuída. Com base em ambos os testes, ao nível de 1% de significância, todas as séries apresentaram distribuição normal. Por outro lado, ao nível de 5%, foi rejeitada a hipótese nula de normalidade da participação das exportações (D.ln_EXPBRM) no subperíodo 1990-2025, em ambos os testes e no teste Skewness/Kurtosis a da participação das exportações (D.ln_EXPBRM) no subperíodo 1981-2025**.**

A análise da existência de outliers foi realizada a partir do gráfico box-plot e da regra do intervalo interquartil (IQR = diferença entre o terceiro quartil, Q3, e o primeiro quartil, Q1), segundo o critério de Tukey. Tal critério classifica como outliers leves os valores abaixo de: Q1 – 1,5*IQR (limite inferior), e acima de: Q3 + 1,5*IQR (limite superior). Já os valores abaixo de: Q1 – 3*IQR, e acima de: Q3 + 3*IQR, são considerados outliers severos (TUKEY, 1977).

Não foi encontrada na base de dados outliers severos. Contudo, foi identificado um *outlier* leve na variável participação das exportações (D.ln_EXPBRM), referente ao ano de 1986, possivelmente associado às mudanças macroeconômicas decorrentes do Plano Cruzado. Para a variável índice dos termos de troca (D.ln_TT), foram identificados seis *outliers*. Os valores extremos negativos observados em 1955, 1974 e 1980 podem estar relacionados à deterioração das condições externas, destacando-se os choques do petróleo de 1973 e 1979. Já os *outliers* positivos registrados em 1954, 1964 e 1986 sugerem períodos de melhora significativa dos termos de troca, possivelmente decorrentes de elevações dos preços de exportação ou reduções nos custos das importações brasileiras. Dada a presença de *outliers*, e da não normalidade de alguns subperíodos de interesse, os coeficientes de correlação de Spearman (1904) e de Kendall (1938) são mais adequados para a base de dados desse estudo.

O Coeficiente de Spearman (1904) é calculado pela equação 3 (FÁVERO; BELFIORE, 2017):

$$r_{sp} = 1 - \frac{6\sum_{k=1}^{n} d_k^2}{n\left(n^2 - 1\right)} \qquad \text{(equação 3)}$$

onde n é o número de observações (pares de valores); e d_k é a diferença entre os postos de ordem k.

O coeficiente de Kendall é calculado pela equação 4 (KENDALL; GIBBONS, 1990):

$$\tau_b = \frac{S}{\sqrt{N - U}\sqrt{N - V}} \qquad \text{(equação 4)}$$

onde S é igual a C-D, isto é, o número de pares concordantes (C) menos o número de pares discordantes (D); N= n(n−1)/2 é o número total de pares; U é o ajuste para empates da variável x, correspondendo a U = ½ Σ u(u – 1), onde u representa o número de observações pertencentes a cada grupo de empate em x; e V é o ajuste para empates na variável y, correspondendo a V = ½ Σ v(v – 1), onde v representa o número de observações pertencentes a cada grupo de empate em y (KENDALL; GIBBONS, 1990).

Para investigar as relações de causalidade entre as variáveis analisadas, utilizou-se o procedimento de causalidade proposto por Toda e Yamamoto (1995). Diferentemente do teste tradicional de causalidade de Granger, essa abordagem permite realizar inferências válidas independentemente de as séries serem estacionárias em nível, integradas de primeira ordem ou cointegradas, desde que nenhuma variável apresente ordem de integração superior à máxima identificada na amostra. Tal método apresenta maior robustez para nossa base de dados, uma vez que os testes de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem 1, I(1), e os testes de cointegração de Johansen apontaram a ausência de vetores de cointegração em todos os subperíodos analisados. Além disso, ele não exige que as séries sejam diferenciadas para eliminar a raiz unitária, preservando informações cruciais de longo prazo.

O método Toda e Yamamoto (1995) consiste, inicialmente, em determinar a ordem máxima de integração das variáveis (d_{max}) por meio de testes de raiz unitária, que como visto, na base de dados analisada é igual a um. Em seguida, estima-se um modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) em níveis (logaritmo natural das séries), cuja ordem de defasagem corresponde ao número ótimo de defasagens (k) – indicado pelos critérios de informação (Akaike - AIC, Schwarz - SBIC, Hannan-Quinn - HQIC)

e pela ausência de autocorrelação (avaliada pelo teste LM de autocorrelação dos resíduos)[10] –, acrescido da ordem máxima de integração, resultando em um VAR ($k+d_{max}$). A inclusão das defasagens adicionais tem como finalidade assegurar que a estatística de teste apresente distribuição assintótica qui-quadrado, mesmo na presença de variáveis não estacionárias.

A especificação geral do modelo, considerando $d_{max}= 1$, é representada pela equação 5:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \sum_{i=1}^{k} J_i y_{t-i} + J_{k+1} y_{t-k-1} + \varepsilon_t \qquad \text{(equação 5)}$$

onde y_t representa o vetor das variáveis endógenas, γ_0 representa o intercepto, $\gamma_1 t$ corresponde ao termo de tendência determinística (quando incluído), J_i (com i=1,…,k+1) são as matrizes de coeficientes autorregressivos, k é o número ótimo de defasagens do VAR e ε_t é o vetor dos resíduos do modelo (TODA; YAMAMOTO, 1995).

Após a estimação do VAR aumentado, realiza-se o teste Wald Modificado (Modified Wald – MWALD), considerando apenas os primeiros (k) coeficientes das defasagens. As defasagens adicionais (d_{max}) são mantidas exclusivamente para garantir as propriedades assintóticas do teste, não sendo objeto da hipótese de causalidade. A hipótese nula estabelece que os coeficientes das defasagens da variável explicativa são conjuntamente iguais a zero, indicando ausência de causalidade de Granger. A rejeição dessa hipótese sugere que a variável analisada possui capacidade preditiva sobre a outra variável do sistema, caracterizando uma relação de causalidade no sentido de Granger (TODA; YAMAMOTO, 1995). Por fim, realizou-se o teste de estabilidade do modelo, no qual espera-se que todos os autovalores se encontrem dentro do círculo de raio igual a um.

A próxima seção apresenta os resultados dessas análises.

4 Resultados e discussão

A Tabela 1 evidencia uma deterioração progressiva da razão ε/π (de 2,05 no período 1960-1986 para apenas 0,38 em 2010-2025), sinalizando o aprofundamento da restrição externa ao crescimento. Essa restrição decorre de uma mudança estrutural da economia, marcada não somente pela redução da elasticidade-renda da demanda por exportações (de 1,94 para 0,79) e concomitante ampliação da elasticidade-renda da demanda por importações (de 0,94 no período 1960-1986 para 2,10 em 2010-2015), mas, principalmente, pelo fato de a segunda superar a primeira nos períodos posteriores a 1986.

10 Em nosso banco k correspondeu a 1 na maioria dos subperíodos, exceto em 1981-2025 e 1990-2025, nos quais correspondeu a 4, para evitar a autocorrelação dos resíduos, em consonância com o critério AIC de seleção. Portanto, o número total de lags dos modelos foram, na maioria dos períodos, dois e, nas exceções, cinco.

Tabela 1- Estimativas da Lei de Thirlwall para o Brasil, 1960-2025[1]

Períodos	N	ε	π	ε / π	y	z	y / z
1960-1986	27	1,94	0,94	2,05	6,40	4,13	1,55
1986-2025	40	0,92	1,30	0,70	2,34	3,04	0,77
2000-2025	26	0,98	1,50	0,65	2,38	3,00	0,79
2010-2025	16	0,79	2,10	0,38	1,74	2,98	0,58

Legenda: ε = elasticidade-renda das exportações; π = elasticidade-renda das importações; y = taxas de crescimento médias efetivas do Brasil; z = taxas de crescimento médias efetivas para o Mundo.
Fonte: Elaboração própria.
Nota: (1) Os resultados do teste de limite e dos testes de diagnósticos, bem como as especificações dos modelos de cada subperíodo, podem ser consultados na Tabela A1 do Apêndice.

No período 1960-1986 os resultados indicam que a estrutura de comércio exterior permitia um crescimento compatível com o equilíbrio externo superior ao crescimento efetivo. Esse resultado reflete as condições do modelo de substituição de importações, com a industrialização mantendo relativamente elevada a elasticidade das exportações, ao passo que as importações, controladas por tarifas e barreiras não-tarifárias, respondiam menos ao crescimento doméstico.

Tal período, que coincide com o auge do processo de Industrialização por Substituição de Importações (ISI), revelou a maior robustez do dinamismo externo brasileiro. Assim, o Brasil possuía um "teto cambial" que permitia ao país crescer a um ritmo bastante superior à taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) mundial sem incorrer em desequilíbrios estruturais em sua conta-corrente. A política de adensamento das cadeias produtivas domésticas e a proteção ao parque industrial nascente provavelmente explicam essa realidade.

A ruptura estrutural dos anos 1980 é capturada com nitidez pelos dados da Tabela 1. No período 1986-2025, ε/π cai para 0,70, enquanto o crescimento real médio correspondeu a 77% da média mundial. A crise da dívida, a abertura comercial e o processo subsequente de reprimarização da pauta exportadora parecem ter deteriorado a razão ε/π pelos dois canais simultâneos: a elevação de π, à medida que a abertura ampliou a sensibilidade das importações ao ciclo doméstico, e a redução relativa de ε, decorrente da menor diversificação e complexidade exportadora.

A análise dos dois subperíodos mais recentes (2000-2025 e 2010-2025) introduz nuances analíticas cruciais para compreender a atual quase-estagnação da produtividade e da renda *per capita* no país. O recorte que compreende os anos de 2000 a 2025 foi caracterizado pelo expressivo *boom* nos preços internacionais das *commodities* agrícolas e minerais (ocorrido entre 2000 e 2015), impulsionado pela fulgurante urbanização e crescimento da economia chinesa.

A melhoria no desempenho exportador não se traduziu em um afrouxamento duradouro da restrição externa. O vazamento de demanda para o exterior provavelmente neutralizou os ganhos do

comércio de bens primários, mantendo baixa a relação de Thirlwall. O país passou a contar com liquidez internacional, mas as amarras estruturais não foram desfeitas.

Assim, os subperíodos 2000-2025 e 2010-2025 revelam uma tendência à diminuição progressiva da taxa de crescimento de equilíbrio externo ε/π e da taxa de crescimento efetiva do país relativamente à média mundial. Esse resultado indica que o superciclo de *commodities* não foi suficiente para impedir tal tendência. Embora o *boom* de *commodities* possa ter contribuído para elevar a elasticidade-renda da demanda por exportações entre 2000 e 2025, observou-se, nesse mesmo período, uma expansão ainda mais acentuada da elasticidade-renda da demanda por importações.

O cenário mais alarmante, contudo, manifesta-se no período recente, de 2010 a 2025, no qual $\varepsilon/\pi = 0{,}38$, sugerindo severa restrição externa ao crescimento. Esse intervalo foi marcado por recessões profundas (2015-2016 e 2020) e por uma incapacidade crônica de recuperação dos investimentos. O tecido produtivo global avançou em direção à digitalização, enquanto a pauta exportadora brasileira permaneceu concentrada em produtos de baixo valor agregado e baixa intensidade tecnológica, os quais respondem fracamente aos incrementos da renda mundial.

Em síntese, os dados da Tabela 1 indicam uma mudança relevante na relação entre crescimento, comércio exterior e restrição externa no Brasil. Para o período 1960-1986, os dados sugerem uma condição externa relativamente mais favorável ao crescimento. Nos períodos posteriores, entretanto, essa razão permanece sistematicamente abaixo da unidade. Isso indica que a resposta das importações ao crescimento doméstico supera a resposta das exportações ao crescimento mundial, reforçando a interpretação de que, no período pós-1986, o crescimento brasileiro passou a ser mais fortemente condicionado pela restrição externa.

A deterioração progressiva da razão ε/π apresentada na Tabela 1 sugere que a abertura comercial e o ciclo favorável das *commodities* não eliminaram a assimetria estrutural entre elasticidade das exportações e elasticidade das importações, impactando, ao contrário, negativamente a capacidade de crescimento da economia brasileira. Além disso, os dados mostram que as diversas e variadas políticas econômicas adotadas por diferentes governos não surtiram efeito no sentido de diminuir as restrições ao crescimento. Esses resultados são consistentes com a literatura que aponta a restrição externa como condicionante estrutural do crescimento brasileiro (JAYME JR., 2003; PORCILE; LIMA, 2010).

A Tabela 2 reporta os coeficientes de correlação de Spearman e Kendall para cada subperíodo e a causalidade de Granger. Todas as correlações são positivas e estatisticamente significativas ao nível de 5%. Conforme discutido na seção metodológica, os coeficientes de Kendall tendem a apresentar magnitudes inferiores às dos coeficientes de Spearman. Entretanto, ambos revelam um comportamento semelhante ao longo do período analisado. Observa-se um aumento gradual da

intensidade da associação entre os termos de troca e a participação das exportações brasileiras no comércio mundial, com os coeficientes passando de 0,46 (Spearman) e 0,33 (Kendall) no período 1950-1980 para 0,62 e 0,55, respectivamente, em 2000-2025. Esse resultado sugere que, ao longo do tempo, a participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais passou a estar mais fortemente associada às variações nos termos de troca.

A intensificação dessa associação após os anos 1990, passando de moderada para forte nos anos 2000, é compatível com as transformações observadas na estrutura exportadora brasileira, caracterizadas pelo aumento da participação de *commodities* na pauta de exportações. Nesse contexto, a maior sensibilidade das receitas de exportação às oscilações dos preços internacionais pode ter contribuído para o fortalecimento da relação entre os termos de troca e a inserção comercial do país nos mercados internacionais.

Tabela 2 - Coeficientes de correlação (de Spearman e Kendal) e Causalidade de Granger entre Termos de troca (TT) e participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais (EXPBRM), 1950-2025

Períodos	N	Correlação de Spearman[1,3]	Correlação de Kendall[1,3]	Causalidade de Granger[2,3,4,5]
1950-2025	75	0,4072	0,3031	EXPBRM → TT
1950-1980	30	0,4598	0,3333	Bidirecional
1981-2025	45	0,3584	0,2788	Bidirecional
1990-2025	36	0,4837	0,3524	TT → EXPBRM
2000-2025	26	0,5303	0,4031	Ausência
2010-2025	16	0,6235	0,5500	EXPBRM → TT

Fonte: Elaboração própria

Notas: (1) Os cálculos dos coeficientes de correlação foram realizados com a primeira diferença dos logaritmos naturais das duas séries. (2) A causalidade de Granger foi estimada pelo modelo Toda-Yamamoto (1995), que possibilita o uso das variáveis em níveis (logaritmos naturais das séries). Foram utilizadas duas defasagens no modelo em quase todos os períodos (uma determinada pelos critérios de seleção e uma defasagem extra, que corresponde a ordem máxima de integração das variáveis), exceto nos períodos 1981-2025 e 1990-2025, nos quais foram utilizadas cinco defasagens para eliminar a autocorrelação dos resíduos (em consonância com os critérios AIC, HQIC e SBIC de seleção) e no período 2000-2025, no qual foi utilizado três defasagens (em consonância com os critérios AIC, HQIC e SBIC de seleção). (3) Os resultados são estatisticamente significativos ao nível de 5% de significância. (4) Foram incluídos choques exógenos nos modelos, definidos com base nas alterações econômicas relevantes no período de análise e de sua significância estatística em cada modelo. No período 1950-2025, estes corresponderam aos anos 1964, 1974, 1980, 1986 e 2003. No período 1950-1980, os choques significativos foram 1964, 1974 e 1980. No período 1980-2025, foram 1986, 2003, 2009 e 2023. Nos períodos 1990-2025 e 2000-2025, foram 2003, 2009 e 2023. Por fim, no período 2010-2025, somente o ano 2023. (5) Os testes de estabilidade indicaram que todos os autovalores do sistema se encontram dentro do círculo e o teste LM não identificou autocorrelação dos resíduos até a segunda ordem.

Contudo, observa-se que a comparação dos subperíodos 1950-1980 e 1981-2025 indica uma redução da intensidade da associação termos de troca e a participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais. Esse resultado sugere que, embora a correlação permaneça positiva e estatisticamente significativa, sua magnitude foi menor no período posterior a 1980. Nesse caso, o

importante é verificar a causa de uma correlação maior ou menor, que pode ser positiva ou negativa para o desempenho da economia.

Uma possível explicação para esse comportamento está relacionada às transformações estruturais da economia brasileira. O período de 1950–1980 foi caracterizado pelo processo de industrialização e pela implementação de políticas voltadas à substituição de importações[11], enquanto o período de 1981–2025 foi marcado por políticas de estabilização, pela maior abertura econômica, pelo processo de desindustrialização precoce, pelo boom de *commodities* e pela reprimarização da pauta exportadora. Nesse contexto, outros fatores, além dos termos de troca, podem ter passado a exercer influência mais relevante sobre a participação das exportações brasileiras no comércio mundial, contribuindo para a redução da intensidade da associação observada entre as variáveis.

Entretanto, como já destacado, ao restringir a análise às décadas mais recentes, observa-se um aumento gradual da correlação. Os coeficientes crescem continuamente nos subperíodos iniciados em 1990, 2000 e 2010, atingindo seus maiores valores no período 2010–2025. Contudo, em vez de representar uma mudança estrutural positiva, esse aumento da correlação indica uma piora da estrutura produtiva e exportadora brasileira.

A correlação positiva e crescente observada entre os termos de troca e a participação das exportações brasileiras no comércio mundial, nesses subperíodos, sugere a existência de uma associação persistente de longo prazo entre as variáveis, mais do que uma simples co-movimentação de curto prazo. Esse resultado é compatível com mudanças estruturais ocorridas na inserção internacional da economia brasileira ao longo das últimas décadas. Em particular, ambas as variáveis apresentaram trajetória favorável durante o superciclo das *commodities*, impulsionado principalmente pelo crescimento da demanda chinesa e pela valorização dos preços internacionais de produtos agrícolas e minerais. Nesse contexto, a melhora dos termos de troca foi acompanhada pela ampliação da participação das exportações brasileiras no comércio mundial, reforçando a associação positiva observada nos coeficientes de correlação.

A Tabela 2 também apresenta a causalidade de Granger para os subperíodos de análise. É importante destacar que a causalidade de Granger não significa causalidade no sentido econômico ou causalidade verdadeira, mas apenas capacidade preditiva de uma variável em relação a outra.

A análise da causalidade de Granger indicou mudanças estruturais relevantes na relação entre os termos de troca e as exportações brasileiras ao longo dos subperíodos analisados. A direção da

11 No subperíodo 1965 a 1980, os coeficientes de Spearman e de Kendall indicaram forte a associação entre os termos de troca e a participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais (correspondendo a 0,55 e 0,43, respectivamente). Esses coeficientes de correlação só são inferiores ao do período 2010-2025.

relação dinâmica não é constante ao longo dos períodos analisados. No período agregado, de 1950 a 2025, observa-se uma causalidade unidirecional, na qual as exportações precedem temporalmente os termos de troca (EXPBRM → TT). Nos intervalos de 1950-1980 e 1981-2025, por sua vez, verifica-se uma causalidade bidirecional, indicando uma relação de feedback positivo entre as variáveis. Em contraste, no período 2000–2025, o teste não identificou evidências de causalidade em nenhuma direção, apesar da existência de correlação positiva entre as variáveis.

No período 1990–2025, o teste aponta para uma relação unidirecional dos termos de troca para as exportações brasileiras (TT → EXPBRM). Esse resultado indica que os valores passados dos termos de troca contribuem para prever o comportamento futuro das exportações, sendo compatível com a hipótese de que as variações dos preços relativos no mercado internacional passaram a exercer maior influência sobre a dinâmica exportadora brasileira. Em outras palavras, os choques externos de preços parecem ter assumido o papel de principal vetor de expansão ou retração das exportações.

Já no período de 2010–2025, observa-se uma inversão dessa dinâmica, com a causalidade passando das exportações para os termos de troca (EXPBRM → TT). Embora a reduzida dimensão da amostra (N = 16) recomende cautela na interpretação desse resultado, ele é consistente com a hipótese de uma mudança estrutural na economia brasileira. Nesse cenário, a crescente especialização da pauta exportadora em *commodities* teria ampliado a sensibilidade dos termos de troca à composição das exportações. Assim, a estrutura exportadora deixaria de ser predominantemente determinada pelas condições externas e passaria, em certa medida, a influenciar a evolução dos próprios termos de troca. Essa interpretação é reforçada pelo aumento progressivo das correlações ao longo do período analisado, sugerindo um vínculo cada vez mais estreito entre ambas as variáveis, ainda que associado a uma crescente dependência da economia brasileira em relação às exportações de produtos primários.

O resultado do teste de causalidade de Granger para o período agregado (EXPBRM → TT) não reflete uma relação estável ao longo do tempo, tendo em vista os diferentes resultados observados para os diversos subperíodos. Mas esse resultado coincide com a dinâmica mais recente, observada no período 2010-2025. Assim, embora o período agregado aponte para uma relação unidirecional das exportações para os termos de troca, a análise desagregada revela que essa relação é resultado de uma dinâmica temporalmente heterogênea, marcada por diferentes padrões de causalidade ao longo da trajetória.

Observa-se que as correlações de Spearman e Kendall aumentam progressivamente ao longo do tempo, alcançando seus maiores valores no período 2010-2025 (0,6235 e 0,5500, respectivamente). Esse fortalecimento da associação não necessariamente representa uma evolução

positiva da economia, mas pode refletir justamente o aumento da dependência entre os termos de intercâmbio e uma pauta exportadora cada vez mais concentrada em produtos primários.

Essa hipótese ganha ainda mais força porque, no período mais recente (2010–2025), a direção da causalidade de Granger se inverte, em relação ao período 1990-2025, passando para EXPBRM → TT. Embora a causalidade de Granger represente apenas capacidade preditiva e não causalidade econômica em sentido estrito, esse resultado é compatível com a ideia de que a crescente especialização exportadora em *commodities* passou a exercer maior influência sobre o comportamento dos termos de intercâmbio.

Após o ciclo favorável das *commodities,* especialmente em decorrência da desaceleração chinesa e dos efeitos da crise financeira internacional de 2008–2009 sobre os mercados globais, os termos de intercâmbio brasileiros perderam dinamismo. Posteriormente, houve nova recuperação impulsionada pela valorização internacional das *commodities*. Contudo, essa recuperação ocorreu em um contexto de menor complexidade econômica e maior concentração da pauta exportadora em produtos primários, reforçando a dependência da economia brasileira em relação às oscilações dos mercados internacionais.

Em síntese, os resultados sugerem que a relação entre estrutura exportadora e termos de intercâmbio não permaneceu constante ao longo do período analisado. Embora os coeficientes de correlação sejam positivos em todos os intervalos temporais investigados, observa-se um fortalecimento dessa associação nos períodos mais recentes, acompanhado por mudanças na direção da causalidade de Granger. Nos períodos de 1950-1980 e 1981-2025, a relação é bidirecional, enquanto, em 1990-2025, a causalidade ocorre dos termos de intercâmbio para as exportações. Em 2000-2025 não são identificadas evidências de causalidade em nenhuma das direções e, em 2010-2025, observa-se novamente uma relação unidirecional, desta vez das exportações para os termos de intercâmbio. Esse padrão é compatível com a hipótese de que a relação entre a estrutura exportadora brasileira e os termos de intercâmbio tenha se modificado ao longo do tempo, possivelmente em associação com transformações na estrutura produtiva e na composição da pauta exportadora. Nesse sentido, enquanto nas décadas associadas ao processo de industrialização é plausível supor que a estrutura produtiva tenha contribuído para evitar a deterioração dos termos de intercâmbio prevista pela CEPAL, nas décadas mais recentes o fortalecimento da especialização em *commodities* parece ter alterado essa dinâmica. O aumento das correlações e a mudança da direção da causalidade de Granger são compatíveis com a hipótese de uma inversão na relação entre essas variáveis, embora sejam necessárias análises econométricas complementares para confirmar esse mecanismo causal e identificar seus determinantes estruturais.

5 Considerações finais

A Lei de Thirlwall, em sua formulação canônica, postula que o ritmo de expansão do produto de uma economia aberta está umbilicalmente ligado à sua capacidade estrutural de gerar divisas. Quando confrontados os dados históricos da economia brasileira entre 1950 e 2025, emerge um panorama de profundas transformações e, fundamentalmente, de regressão estrutural. A crise da dívida externa nos anos 1980 e o subsequente esgotamento do modelo de substituição de importações reconfiguraram as elasticidades estruturais do país. No subperíodo de 1986 a 2025, observa-se uma inversão dramática na relação de Thirlwall.

Não existe apenas uma diferença substancial entre o período Desenvolvimentista e o posterior, mas há também uma piora quase sistemática à medida que a análise vai se aproximando do presente.

Essa dinâmica de vulnerabilidade estrutural aprofundou-se de forma sistemática a partir da década de 1990. Com a abertura comercial unilateral, a eliminação de barreiras não tarifárias e a valorização cambial que marcou o início do Plano Real, mais o abandono do planejamento econômico e das políticas industriais, e com a privatização das empresas estatais, a pauta de consumo e produção interna internacionalizou-se rapidamente.

O Brasil encerra o horizonte temporal analisado em 2025 com o seu teto de crescimento cambialmente sustentável reduzido a menos da metade da taxa média de crescimento do PIB mundial. O equilíbrio estrutural do balanço de pagamentos impõe ao Brasil esse limite máximo de crescimento.

A superação da restrição externa requer uma transformação profunda na matriz produtiva nacional. É necessário elevar a complexidade econômica da pauta exportadora (incrementando o coeficiente ε) e adensar as cadeias de suprimentos domésticas (controlando estruturalmente o coeficiente π, que apresentou progressivo crescimento, especialmente no período recente). Sem essa mudança estrutural, a economia brasileira permanecerá condenada ao aprisionamento de um crescimento medíocre, vulnerável aos humores dos ciclos de *commodities*.

Quanto à relação entre os termos de troca e a participação das exportações brasileiras no comércio mundial entre 1950 e 2025, o principal achado é a existência de correlações crescentes nos períodos recentes. Esse resultado tem implicações para a análise de política de comércio exterior brasileiro. A relação entre preços e volumes exportados parece ser mediada por tendências estruturais de longo prazo, e não por mecanismos de transmissão de curto prazo identificáveis econometricamente.

Os resultados confirmam que a inserção comercial do Brasil permanece historicamente atrelada às condições internacionais de preços relativos. Contudo, a inversão da relação de causalidade no período 2010-2025 coloca a hipótese de que o país possa converter sua capacidade de oferta em uma variável de relevância comercial capaz de afetar seus próprios termos de troca. No

entanto, a despeito de sua importância crescente em mercados específicos (soja, minério de ferro, petróleo), o país ainda opera majoritariamente como tomador de preços.

Em síntese, os resultados apontam para uma associação positiva entre os termos de troca e a participação brasileira nas exportações mundiais, particularmente intensa a partir de 1990. Os testes econométricos, contudo, indicam que a direção da causalidade entre essas variáveis não se mantém estável ao longo do tempo. Esse comportamento é compatível com a hipótese de que as transformações ocorridas na estrutura produtiva brasileira e na composição de sua pauta exportadora alteraram os mecanismos de interação entre termos de intercâmbio e desempenho exportador. Nos períodos 1950-1980 e 1981-2025, identificam-se relações de causalidade bidirecional, enquanto, em 1990–2025, a causalidade ocorre dos termos de troca para a participação nas exportações mundiais. Para 2000–2025, não são encontradas evidências estatisticamente significativas de causalidade em nenhuma das direções. Já em 2010-2025, verifica-se novamente uma relação unidirecional, mas em sentido inverso, da participação nas exportações mundiais para os termos de troca, resultado também observado para o período agregado. Desse modo, a associação entre termos de intercâmbio e inserção exportadora brasileira não deve ser interpretada como uma relação causal simples e invariável, mas como parte de uma dinâmica mais ampla, condicionada pelas transformações da estrutura produtiva e do padrão de especialização externa da economia brasileira.

Assim, os resultados sugerem que a relação entre termos de troca e inserção exportadora brasileira é historicamente contingente e depende das características estruturais de cada período. Em particular, a intensificação da correlação a partir dos anos 1990 pode estar associada à maior relevância das *commodities* na pauta exportadora brasileira e à crescente sensibilidade da inserção externa do país aos ciclos de preços internacionais. Contudo, a ausência de uma direção causal única indica que os termos de troca não devem ser tratados isoladamente como determinante suficiente da participação exportadora. A composição setorial das exportações, a estrutura produtiva, a demanda internacional e as condições macroeconômicas internas também devem ser consideradas na explicação da trajetória da inserção brasileira no comércio mundial.

Em síntese, a evidência produzida aponta que a restrição externa ao crescimento brasileiro se aprofundou significativamente a partir dos anos 1980 e, inclusive, ampliou-se posteriormente. A reversão dessa tendência requer políticas estruturais capazes de elevar a elasticidade-renda das exportações, mediante diversificação produtiva e *upgrading* tecnológico.

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Séries Temporais**. Índice de preço por atacado-disponibilidade interna (IPA-DI) – Código 0225. Brasília, 2026. Disponível em: https://www3.bcb.gov.br/sgspub. Acesso em: 21 Ago. 2026.

BASTOS, E. K. X. Termos de troca, ganhos de comércio e crescimento da renda interna bruta real no Brasil de 2001 a 2014. **Carta de Conjuntura IPEA**, n. 28, Set. 2015.

BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of time series analysis**, v. 19, n. 3, p. 267-283, 1998.

CAPORALE, G. M.; CHUI, M. K. F. Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework. **Review of International Economics**, v. 7, n. 2, p. 254-264, 1999.

COHEN, J. **Statistical Power Analysis for Behavioral Sciences**. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2004.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**. 1.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.

FIELD, A. **Discovering statistics using SPSS**. 3rd ed. London: SAGE Publications, 2009

GOUVÊA, R. R.; LIMA, G. T. Structural change, balance-of-payments constraint, and economic growth: evidence from the multisectoral Thirlwall's law. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 33, n. 1, p. 169–204, 2010.

GREENE, W. H. **Econometric analysis.** 6th. ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

IPEADATA. **Dados macroeconômicos.** Rio de Janeiro, 2026. Disponível em: <https://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 01/05/2026.

JAYME Jr., F. G. Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 1, p. 62–84, 2003.

KENDALL, M. G. A new measure of rank correlation. **Biometrika**, v. 30, p. 81-89, 1938. http://doi.org/10.1093/ biomet/30.1-2.81

KENDALL, M. G.; GIBBONS, J. D. **Rank Correlation Methods.** 5th ed. New York: Oxford University Press, 1990.

KREMERS, J. J. M.; ERICSSON, N. R.; DOLADO, J. J. The Power of Cointegration Tests. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 325-343, 1992.

McCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. **Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint**. London: Macmillan, 1993.

NARAYAN, P. K.; NARAYAN, S. Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. **Economic Modelling**, v. 22, n. 3, p. 423-438, 2004.

PEARSON, K. Mathematical contributions to the theory of evolution. - III. Regression, heredity, and panmixia. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London.** Series A, v. 187, p. 253-318, 1896.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S. (ed.). **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century**: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Econometric Society Monographs. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. p. 371-413.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, v. 16, p. 289-326, 2001.

PORCILE, G.; LIMA, G. T. Real exchange rate and elasticity of labour supply in a balance-of-payments-constrained macrodynamics. **Cambridge Journal of Economics**, v. 34, n. 6, p. 1019-1039, 2010.

PREBISCH, R. **El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas**. Santiago: CEPAL, 1949.

ROTELLO, C. M; MYERS, J. L.; WELL, A. D.; LORCH JR., R. F. **Research Design and Statistical Analysis**. 4 th. New York, NY: Routledge, 2025.

SOUZA, K. C. Q.; SILVA, G. J. C. Taxa de câmbio real e produtividade da indústria brasileira no longo prazo: teoria, modelo e evidências para o período recente. **Revista de Economia Política**, v. 41, n. 4, p. 657-678, out./dez. 2021.

SPEARMAN, C. The Proof and Measurement of Association between Two Things. **The American Journal of Psychology,** v. 15, p. 72-101, 1904.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. **BNL Quarterly Review**, v. 32, n. 128, p. 45-53, 1979.

THIRLWALL, A. P. **A natureza do crescimento econômico**: um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações. Tradução de Vera Ribeiro. Brasília: Ipea, 2005.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of econometrics**, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

TUKEY, J. W. **Exploratory Data Analysis**. Reading, MA: Addison -Wesley, 1977.

U. S. BUREAU OF LABOR STATISTICS – BLS. **PPI Commodity Data.** Washington, 2026. Disponível em: https://data.bls.gov/pdq/SurveyOutputServlet. Acesso em: 21 Ago 2026.

WORLD TRADE ORGANIZATION. **WTO Stats.** Disponível em: <https://stats.wto.org/>. Acesso em: 01 maio 2026.

WORLD BANK. **Indicators: Economy & Growth.** Washington, 2026. Disponível em: https://data.worldbank.org/indicator. Acesso em: 24 maio 2026.

YIN, F.; HAMORI, S. Estimating the import demand function in the autoregressive distributed lag framework: The case of China. **Economics Bulletin**, v. 31, n. 2, p. 1576-1591, 2011.

ZHOU, Y.; DUBE, S. Import demand functions: evidence from CIBS. **Journal of Economic Development**, v. 36, n. 4, p. 73-96, dec. 2011

Apêndice

Tabela A1 – Especificações e testes de pós-estimação das funções de exportação e importação

Períodos	Função que estimou	Dummy de quebra estrutural – variável exógena[1]	Defasagens das variáveis do modelo[2]	Termo de correção de erro (p-valor)	Teste de limites – Estatística F	LM Breusch-Godfrey – lags (1/3)[3]	Breusch-Pagan/Cook-Weisberg[3]	Teste de White[3]
1960-1986	ε	d1970 e d1983	ARDL (1,0,3)	-0,8563757 (0,000)	77,478 (Rejeita H0 a 5% e 10%)	0,39 | 0,17 | 0,30	0,5114	0,4017
	π	d1970 e d1983	ARDL (1,0,3)	-0,7149317 (0,000)	66,370 (Rejeita H0 a 1%, 5% e 10%)	0,77 | 0,31 | 0,03	0,7616	0,4038
1986-2025	ε	d2003	ARDL (3,0,0)	-0,4571831 (0,000)	9,022 (Rejeita H0 a 1%, 5% e 10%)	0,65 | 0,87 | 0,18	0,1537	0,1255
	π	Sem dummy para evitar autocorrelação	ARDL (1,3,0)	-0,3403993 (0,000)	11,848 (Rejeita H0 a 5% e 10%)	0,79 | 0,30 | 0,48	0,6879	0,3439
2000-2025	ε	d2003	ARDL (1,1,2)	-0,4291098 (0,008)	5,811 (Inconclusivo a 5% e 10%**)	0,10 | 0,23 | 0,38	0,5203	0,4076
	π	d2015 e d2023	ARDL (3,1,3)	-1,243314 (0,000)	22,004 (Rejeita H0 a 1%, 5% e 10%)	0,44 | 0,69 | 0,17	0,2453	0,4076
2010-2025	ε	d2023	ARDL (1,0,0)	-0,9186782 (0,000)	11,180 (Rejeita H0 a 1%, 5% e 10%)	0,46 | 0,60 | 0,55	0,4942	0,9006
	π	d2015 e d2023	ARDL (1,0,0)	-1,149732 (0,020)	53,355 (Rejeita H0 a 1%, 5% e 10%)	0,83 | 0,47 | 0,18	0,7062	0,3821

Fonte: Elaboração própria

Notas: (1) As quebras estruturais foram definidas com base nas alterações econômicas relevantes no período de análise e de sua relevância estatística no modelo. Assim, 1970 está associado a consolidação das mudanças institucionais implementadas a partir de 1968, que favoreceram uma forte expansão e maior integração comercial da economia brasileira, bem como o Milagre Econômico; 1983 é marcado pela crise da dívida externa, maxidesvalorização cambial e ajuste externo; em 2003 iniciou-se o superciclo de *commodities,* impulsionado pela forte expansão da economia chinesa, que ampliou sua participação nas exportações brasileiras; 2015 é caracterizado pelo fim do superciclo de *commodities,* pela recessão econômica e crise política da economia brasileira; em 2023 o país registrou uma safra agrícola recordes que gerou elevados superávits comerciais. Além desses períodos, foram testados os anos de 1974 e 1979/1980 (choques do petróleo e choque dos juros), 2009/2010 (recessão mundial ocasionada pela crise do subprime) e 2019/2020 (impactos da pandemia), mas não foram estatisticamente significativos. (2) As defasagens foram selecionadas pelo critério de seleção SBIC, mais robusto para amostras pequenas do que o AIC (PESARAN; SHIN, 1999; NARAYAN; NARAYAN, 2005; YIN; HAMORI, 2011). (3) Os valores reportados do teste de autocorrelação LM Breusch-Godfrey (até a terceira defasagem) e dos testes de heterocedasticidade Breusch-Pagan/Cook-Weisberg e White correspondem aos respectivos p-valores.