

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

FELIPE EDUARDO MEGALE CORDEIRO

**TAXA REAL DE CÂMBIO E DIFERENCIAL DE PRODUTIVIDADE: TESTES
DO EFEITO BALASSA-SAMUELSON PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

VITÓRIA

2026

FELIPE EDUARDO MEGALE CORDEIRO

**TAXA REAL DE CÂMBIO E DIFERENCIAL DE PRODUTIVIDADE: TESTES
DO EFEITO BALASSA-SAMUELSON PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ramalhete
Moreira

VITÓRIA
2026

Ficha catalográfica disponibilizada pelo Sistema Integrado de
Bibliotecas - SIBI/UFES e elaborada pelo autor

C794t Cordeiro, Felipe, 1994-
Taxa real de câmbio e diferencial de produtividade: testes do
efeito Balassa-Samuelson para a economia brasileira / Felipe
Cordeiro. - 2026.
89 p. : il.

Orientador: Ricardo Ramallete Moreira.
Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal
do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.

1. Macroeconomia. 2. Produtividade. 3. Câmbio. I. Moreira,
Ricardo Ramallete. II. Universidade Federal do Espírito Santo.
Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 330


FELIPE EDUARDO MEGALE CORDEIRO

**TAXA REAL DE CÂMBIO E DIFERENCIAL DE PRODUTIVIDADE: TESTES DO
EFEITO BALASSA-SAMUELSON PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**


Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Vitória, 20 de fevereiro de 2026.


COMISSÃO EXAMINADORA

Documento assinado digitalmente
 **RICARDO RAMALHETE MOREIRA**
Data: 20/02/2026 10:29:07-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Ricardo Ramalhete Moreira
Universidade Federal do Espírito
Orientador

Documento assinado digitalmente
 **CELSO BISSOLI SESSA**
Data: 20/02/2026 19:17:54-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Celso Bissoli Sessa
Universidade Federal do Espírito Santo

Documento assinado digitalmente
 **PAULO SERGIO DE OLIVEIRA SIMOES GALA**
Data: 20/02/2026 12:22:46-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Paulo Sergio Gala
Fundação Getúlio Vargas

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar ao Senhor Jesus pois sem a sua mão este trabalho não seria possível.

Aos docentes do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, em especial ao meu orientador, Ricardo Ramalhete, pelos valiosos ensinamentos até aqui. Aos professores Alain Herscovici, Robson Grassi, Edson Zambon e Paulo Gala.

Aos discentes do Programa, Maria Delboni, Heldo Siqueira, Glauber Kist e ao Daniel Merúvia (do Programa de Pós-Graduação em Direito da UFES).

A CAPES por prestar auxílio financeiro a este trabalho da qual eu sinceramente desejo que possa gerar valor social superior àquele que me foi investido.

Aos familiares que se fizeram presentes, em especial à minha mãe, Marília, o meu irmão Thiago e Ricardo Peregrino e Helena Peregrino.

A todos que de alguma forma fizeram parte desse projeto, meus sinceros agradecimentos.

RESUMO

Este artigo investiga a validade empírica do efeito Balassa-Samuelson (BS) na economia brasileira no período de 2003 a 2023. Utilizando o arcabouço BEER, conforme Clark & MacDonald (1998), e modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL) com o teste de fronteira (Bound Test), conforme Pesaran et al. (2001), analisa-se a relação de longo prazo entre a taxa real de câmbio (TCR) e os diferenciais de produtividade a partir de diferentes *proxies*. Os resultados indicam evidência favorável ao efeito BS, porém sensível à métrica adotada. A *proxy* baseada na Produtividade Total dos Fatores (BSPTF) apresenta coeficientes compatíveis com a hipótese teórica — segundo a qual ganhos de produtividade do país mais produtivo (EUA) frente ao país menos produtivo (Brasil) implicam em depreciação real da taxa de câmbio do país menos produtivo — enquanto as *proxies* de produtividade do trabalho (BSPROD e BSREPR) exibem sinal incompatível com a teoria, em linha com evidências recentes da literatura internacional (GUBLER; SAX, 2014, 2019). Ademais, constata-se a predominância de fatores financeiros, como o risco global (VIX) e a posição internacional de investimento (PII), sobre os fundamentos reais na determinação da TCR. Conclui-se que, no período analisado, o prêmio de risco exerceu influência superior aos diferenciais de produtividade, sugerindo forte sensibilidade da dinâmica cambial brasileira à volatilidade externa e a fragilidades institucionais.

Palavras-chave: Balassa-Samuelson, produtividade, taxa real de câmbio, BEER, ARDL.

ABSTRACT

This article investigates the empirical validity of the Balassa-Samuelson (BS) effect in the Brazilian economy over the period 2003–2023. Employing the BEER framework, as proposed by Clark and MacDonald (1998), and Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models with the Bound Test, following Pesaran et al. (2001), the study examines the long-run relationship between the real exchange rate (RER) and productivity differentials using alternative proxies.

The results provide evidence consistent with the BS effect, albeit sensitive to the measurement employed. The proxy based on Total Factor Productivity (BSPTF) yields coefficients in line with the theoretical hypothesis—according to which productivity gains in the more productive economy (USA) relative to the less productive economy (Brazil) lead to a real depreciation of the Brazilian exchange rate—whereas the labor productivity proxies (BSPROD and BSREPR) display signs inconsistent with the theory, in line with recent findings in the international literature (GUBLER; SAX, 2014, 2019).

Furthermore, the findings indicate the predominance of financial factors, such as global risk (VIX) and the international investment position (IIP), over real fundamentals in determining the RER. It is concluded that, during the period under analysis, the risk premium exerted a stronger influence than productivity differentials, suggesting a high sensitivity of Brazil's exchange rate dynamics to external volatility and institutional fragilities.

Keywords: Balassa-Samuelson; productivity; real exchange rate; BEER; ARDL.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Síntese da literatura empírica sobre o efeito BS.....	28
Tabela 2: Descrição, fórmula de construção e fonte das séries	41
Tabela 3: Estatísticas descritivas das séries	47
Tabela 4: Matriz de correlação entre as séries	48
Tabela 5: Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural (Zivot–Andrews).....	52
Tabela 6: Coeficientes do efeito BS na literatura brasileira	63
Tabela 7: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSPROD	65
Tabela 8: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSREPR.....	66
Tabela 9: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSPTF	68
Tabela 10: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSPRECO	69

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Produtividade Total dos Fatores Brasil (2003 a 2023)	32
Figura 2: Produtividade do trabalho (Output por hora efetivamente trabalhada) – Comparação setorial: indústria total vs serviços total – em R\$ de 2021	32
Figura 3: Produtividade do trabalho (Output por hora efetivamente trabalhada) – Comparação setorial: indústria total + agropecuária vs serviços total – em R\$ de 2021	33
Figura 4: Produtividade Total dos Fatores (Brasil) vs Produtividade Total dos Fatores (EUA) – índice de Base 100	34
Figura 5: Taxa real de câmbio Brasil/EUA – índice de Base 100	35
Figura 6: Descrição gráfica das séries	45

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.1 MODELO TEÓRICO	16
2.2 LIMITAÇÕES DO MODELO BS TRADICIONAL.....	18
2.2.1 PREMISSAS DE PREÇO ÚNICO E CADEIA GLOBAL DE VALOR.....	19
2.2.2 DINÂMICA DO MERCADO DE TRABALHO E FORMAÇÃO SALARIAL ..	20
2.2.3 COMPOSIÇÃO SETORIAL E ESTRUTURA DE CUSTOS	21
2.2.4 PROBLEMAS DE MENSURAÇÃO	21
2.3 REVISÃO DE LITERATURA.....	21
2.3.1 EVIDÊNCIAS FAVORÁVEIS AO EFEITO BS	22
2.3.2 EVIDÊNCIAS FRACAS OU NULAS AO EFEITO BS.....	25
2.3.3 EVIDÊNCIAS DE EFEITOS INVERTIDOS OU CONTRAINTUITIVOS.....	27
3 FATO ESTILIZADO	30
3.1 PRODUTIVIDADE BRASIL.....	30
3.2 PRODUTIVIDADE BRASIL/EUA.....	33
4 DADOS	37
4.1 DESCRIÇÃO DAS PROXIES	37
4.2 LIMITAÇÕES E POTENCIAIS VIESES DOS DADOS DA PRODUTIVIDADE.	38
4.3 DESCRIÇÃO DAS SÉRIES	41
4.4 GRÁFICO DAS SÉRIES	44
4.5 ESTATÍSTICA DESCRITIVA.....	46
4.6 MATRIZ DE CORRELAÇÃO.....	47
5 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO	49
5.1 EQUAÇÃO BASELINE.....	49
5.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	51
5.3 JUSTIFICATIVA DO MODELO ARDL.....	52

5.4 FORMA GERAL DO MODELO ARDL.....	55
5.5 ESPECIFICAÇÃO LOG-LOG E TRANSFORMAÇÃO DE VARIÁVEIS.....	57
5.6 SELEÇÃO DAS DEFASAGENS	57
5.7 SELEÇÃO DA TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA	58
5.8 ERROS-PADRÃO ROBUSTOS (HAC).....	58
5.9 ESTRATÉGIA DE ROBUSTEZ	59
5.10 TESTES DIAGNÓSTICOS E VALIDAÇÃO ESTATÍSTICA.....	60
5.10 ESTABILIDADE DOS PARÂMETROS.....	61
6 ESTIMATIVAS	62
6.1 ESTIMATIVA DA TCR COM BSPROD.....	62
7 ANÁLISE DE ROBUSTEZ.....	66
8 CONCLUSÃO	70
REFERÊNCIAS.....	71

1 INTRODUÇÃO

A determinação da taxa real de câmbio e sua relação com a produtividade relativa constitui um tema central da macroeconomia internacional. A Paridade do Poder de Compra (PPC) estabelece que a taxa de câmbio nominal deve igualar o poder de compra de duas moedas distintas em condições de mercados perfeitamente competitivos (CASSEL, 1918). Conceitualmente, a taxa real de câmbio pode ser compreendida como a relação entre a taxa de câmbio nominal e os índices de preços agregados doméstico e estrangeiro.

Sob a PPC absoluta, espera-se que o custo de uma 'cesta de bens' seja equivalente em ambas as economias. Desvios persistentes desse equilíbrio indicam falhas na teoria, frequentemente associadas a fatores como barreiras comerciais, custos de transporte e arbitragens de preço.

Todavia, com o intuito de aprofundar a explicação estrutural acerca dos desvios à PPC, Balassa (1964) e Samuelson (1964) propuseram, de forma independente, a teoria que mais tarde foi denominada como efeito Balassa-Samuelson (BS)¹. A teoria sustenta que o diferencial de produtividade entre os setores de bens transacionáveis e não transacionáveis de um país, em comparação ao resto do mundo, afeta diretamente os preços relativos dos bens e, por consequência, o preço agregado e a taxa real de câmbio.

Conceitualmente, quando a produtividade no setor de bens transacionáveis (exportáveis) em uma economia cresce a uma taxa superior à observada no setor de bens não transacionáveis (consumidos localmente) — em termos relativos ao restante do mundo — os salários no setor transacionável tendem a se elevar mais rapidamente. Em virtude da mobilidade interna da mão de obra, esse aumento salarial propaga-se para o setor de bens não transacionáveis. Como este último não experimenta ganhos de produtividade equivalentes capazes de absorver o aumento dos custos, os preços dos serviços locais sofrem elevação. O consequente aumento do nível de preços doméstico relativamente ao nível de preços externo resulta em uma apreciação da

¹ A teoria aparece na literatura sob diversas denominações, como Harrod-Balassa-Samuelson effect ou The Penn-Balassa-Samuelson. Ver Samuelson (1994) e Tica and Družić (2006).

taxa real de câmbio, refletindo o maior poder de compra internacional da economia em questão.

Embora a hipótese BS seja conceitualmente consolidada, a evidência empírica em economias emergentes, como o Brasil, apresenta resultados mistos. Os primeiros estudos internacionais sobre o tema indicam que o diferencial de produtividade exerce efeito significativo sobre a taxa real de câmbio de longo prazo (SAMUELSON, 1994; ROGOFF, 1996; CANZONERI, CUMBY E DIBA, 1999). Contudo, a incorporação de técnicas econométricas contemporâneas, o refinamento dos indicadores de produtividade e a utilização de séries históricas expandidas têm reportado coeficientes estatisticamente insignificantes ou, em cenários específicos, sinais inversos aos previstos pela teoria original sua magnitude e persistência variam conforme a especificação do modelo, subperíodos, medidas de produtividade adotadas e relaxamento de hipóteses (GUBLER e SAX, 2014, 2019; BORDO *et al.*, 2017; TENGELY, 2020; MARINS, AREOSA e VICENTE, 2025).

Em economias emergentes, a identificação empírica do efeito BS é adicionalmente dificultada por choques estruturais, elevada instabilidade macroeconômica e mudanças recorrentes no regime de política econômica. Nesses contextos, a taxa real de câmbio passa a refletir não apenas diferenciais de produtividade, mas também rigidezes institucionais, assimetrias setoriais e características estruturais persistentes, como a dependência de *commodities*, a volatilidade dos termos de troca e a abertura comercial desigual (BRESSER-PEREIRA, 2010; MARÇAL, 2015). Esses fatores tendem a influenciar o seu comportamento de longo prazo e tornam mais complexa a distinção entre desvios transitórios e variações associadas ao equilíbrio fundamental.

Diante dessa lacuna, este trabalho se propõe analisar a validade da hipótese BS para a economia brasileira no período 2003-2023, utilizando os EUA como país de comparação². O trabalho oferece como contribuição três diferenciais metodológicos em relação à literatura precedente.

² Os EUA possui uma das maiores taxas de produtividade mundial (ILO, 2025), sendo amplamente utilizado na literatura BS para comparação com países em desenvolvimento. Ver Marques (2003), Vasconcellos (2004), Battaglia (2012) e Marins, Areosa e Vicente (2025).

Primeiro, a análise substitui a utilização do PIB per capita, padrão desta literatura, por um conjunto de quatro *proxies* distintas: Produtividade do Trabalho – a partir de duas diferentes composições setoriais, a Produtividade Total dos Fatores (PTF) e uma *proxy* de preços relativos fundamentada no modelo teórico original. Essa diversificação visa mitigar vieses de mensuração e isolar a produtividade setorial da demanda agregada.

Segundo, a estratégia de identificação incorpora dois critérios formais distintos para a detecção de quebras estruturais, Bai e Perron (2003) e Chow (1960), permitindo o mapeamento de instabilidades endógenas no período.

Terceiro, o modelo é reestimado por meio de subperíodos, segmentando a amostra antes e depois da quebra do regime cambial mais visível, em 2012, o que viabiliza a observação da sensibilidade dos coeficientes a diferentes arranjos de política econômica e a choques estruturais.

O objetivo principal do trabalho é verificar se as diferenças de produtividade entre os setores transacionáveis e não transacionáveis do Brasil (país de análise), vis-à-vis os EUA (país de comparação, e por definição país mais produtivo)³, implicam na depreciação real da taxa de câmbio brasileira no período 2003:T1–2023:T4.

As hipóteses testáveis deste trabalho são formuladas da seguinte forma:

H_0 : O diferencial de produtividade entre setores transacionáveis e não transacionáveis não afeta a taxa real de câmbio no longo prazo.

H_1 : O diferencial de produtividade entre setores transacionáveis e não transacionáveis aprecia a taxa real de câmbio no longo prazo, em face do país mais produtivo.

Os objetivos específicos incluem:

1. Avaliar a robustez do efeito BS utilizando múltiplas *proxies* de produtividade;

³ A utilização dos EUA se dá pelo fato desse país ser referência de país produtivo para a literatura BS, além de possuir alta disponibilidade de dados. Ver Marques (2003), Battaglia (2012) e Marins, Areosa e Vicente (2025).

2. Incorporar quebras estruturais e estimar por subperíodos de forma a melhorar a identificação do efeito;
3. Comparar os resultados com estudos internacionais e nacionais para verificar consistência empírica;
4. Fornecer subsídios para políticas públicas orientadas à produtividade e competitividade.

A dissertação está organizada da seguinte forma: a Seção 2 apresenta o modelo teórico BS, a revisão da literatura empírica e as limitações da teoria BS; a Seção 3 descreve fatos estilizados sobre a produtividade brasileira, produtividade estadunidense e a taxa real de câmbio Brasil /EUA; a Seção 4 detalha dados; a Seção 5 apresenta a metodologia econométrica; a Seção 6 exhibe e interpreta os resultados estimados; a Seção 7 realiza os testes de robustez e a Seção 8 conclui.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 MODELO TEÓRICO

Neste capítulo, O modelo BS é derivado formalmente a partir de Sampaio (2008, p.3-5). O modelo está definido em termos de notação logarítmica. Primeiro, considere um país de economia aberta e tome a taxa de juros internacional como dada. Pode-se também considerar que apenas dois tipos de produtos são produzidos no mundo: bens transacionáveis e bens não transacionáveis.

Há dois fatores de produção empregados: capital e trabalho e ambos os fatores têm livre mobilidade entre os dois setores. Tanto no setor produtor de bens transacionáveis quanto o de bens não transacionáveis os salários são iguais ao respectivo fator de produtividade mais o respectivo nível de preços.

Destaca-se que em todas as equações seguintes, W representa o salário nominal, π denota a produtividade do trabalho, P corresponde ao nível de preços setorial, o subscrito T refere-se ao setor de bens transacionáveis, e o subscrito N ao setor de bens não transacionáveis. Todas as variáveis estão expressas em logaritmos.

$$(1) \quad W_T = \pi_T + P_T ,$$

$$(2) \quad W_N = \pi_N + P_N .$$

Por hipótese geral, os aumentos de produtividade ocorrem exclusivamente no setor produtor de bens transacionáveis. Por esta razão, os salários neste setor são relativamente mais altos, o que tem por efeito uma migração de trabalhadores do setor de bens não transacionáveis para o setor de bens transacionáveis. Entretanto, como forma de reter trabalhadores o setor de bens não transacionáveis eleva os seus salários. O resultado é a equalização salarial entre setores, conforme Equação (3):

$$(3) \quad W_T = W_N .$$

Substituindo as Equações (1) e (2) na Equação (3), encontra-se

$$(4) \quad \pi_T + P_T = \pi_N + P_N ,$$

e, rearranjando a Equação (4), tem-se

$$(5) \quad \pi_T - \pi_N = P_N - P_T$$

Tendo em vista que P_T tende a permanecer constante, dado a estrutura do comércio global, assim como π_N , dado a sua natureza estagnante, pode-se concluir que um aumento na produtividade no setor produtor de bens transacionáveis π_T elevará o nível de preços do setor de bens não transacionáveis P_N (via canal salarial).

Agora, definindo α como o tamanho relativo do setor de bens não transacionáveis e o nível de preços P da economia como a média ponderada dos preços do setor produtor de bens transacionáveis e dos preços do setor produtor de bens não transacionáveis, tem-se que:

$$(6) \quad P = \alpha P_N + (1 - \alpha) P_T,$$

Assume-se que a mesma relação seja válida para o resto do mundo:

$$(7) \quad P^* = \alpha^* P_N^* + (1 - \alpha^*) P_T^*$$

A taxa real de câmbio (e), pode ser definida como a taxa de câmbio nominal (E) ajustada pela diferença de preços externos (P^*) e internos (P) entre os países:

$$(8) \quad e = E + P^* - P$$

Substituindo as Equações (6) e (7) na Equação (8), obtém-se a expressão que segue:

$$(9) \quad e = E + P^* - P = (E + P_T^* - P_T) + \alpha^*(P_N^* - P_T^*) - \alpha(P_N - P_T)$$

Agora, considerando que a lei do preço único é totalmente válida⁴, ou seja $E + P_T - P_T^* = 0$, chega-se à Equação (10):

$$(10) \quad e = \alpha^*(P_N^* - P_T^*) - \alpha(P_N - P_T).$$

na qual a taxa real de câmbio é uma função do diferencial de preços interno e externo e do tamanho do setor de bens não transacionáveis doméstico.

Por fim, substituindo a Equação (5) na Equação (10), tem-se:

⁴ Apesar da Lei do Preço Único consistir em uma hipótese forte do modelo BS, esta é relaxada em trabalhos empíricos recentes. Ver Marins, Areosa e Vicente (2025).

$$(11) \quad e = \alpha^*(\pi_T^* - \pi_N^*) - \alpha(\pi_T - \pi_N).$$

Dessa forma, a taxa de câmbio é uma função das diferenças de produtividades dos setores produtivos (π) e do tamanho do setor produtor de bens não transacionáveis doméstico (α).

Assim, quando o diferencial de produtividade do país estrangeiro é maior que o do país doméstico ocorre uma depreciação real da taxa de câmbio doméstica, o que implica, simetricamente, uma apreciação real da taxa de câmbio para o país estrangeiro.

A Equação (11) será utilizada como modelo base para a construção da variável que mede o efeito BS sobre a taxa real de câmbio. Além disso, será adotado o modelo BS simplificado, em que o tamanho relativo dos setores de bens não transacionáveis não possui diferenças significativas, $\alpha = \alpha^*$, padrão da literatura.

Apesar dessa prática ser o usual da literatura, em grande parte por ausência de dados internacionais específicos, economias com maior participação dos comercializáveis tendem a amplificar o impacto dos diferenciais de produtividade sobre o nível de preços e, portanto, sobre o câmbio real de equilíbrio. Se a estrutura setorial estiver correlacionada com o nível de crescimento, como sugere a transformação estrutural do crescimento (Kuznets, 1971), parte do coeficiente estimado pode capturar também diferenças na composição produtiva. A hipótese não invalida o mecanismo do modelo, mas pode influenciar a magnitude do efeito estimado⁵.

2.2 LIMITAÇÕES DO MODELO BS TRADICIONAL

Embora o modelo BS constitua a formulação canônica para analisar a relação entre diferenciais de produtividade setorial e a taxa real de câmbio, sua versão tradicional baseia-se em hipóteses específicas sobre formação de preços, estrutura produtiva e integração comercial. Em economias caracterizadas por fragmentação

⁵ Sampaio (2008), ao considerar diferenças relativas do tamanho setorial, encontrara evidências para o efeito BS, porém com magnitude menor que Rodrik (2007), base do trabalho dos autores e que incorpora diferenças relativas.

internacional da produção, comércio de insumos intermediários e heterogeneidade setorial, tais hipóteses tornam-se menos aderentes ao ambiente observado.

2.2.1 PREMISSAS DE PREÇO ÚNICO E CADEIA GLOBAL DE VALOR

A validade da Lei do Preço Único, expressa na seguinte forma:

$$(12) \quad E + \widehat{P_T} - P_T^* = 0$$

Contudo, a validade empírica dessa condição agregada é amplamente questionada em um contexto de crescente fragmentação internacional da produção. Em economias organizadas em Cadeias Globais de Valor (CGV), a noção de bem transacionável como produto homogêneo perde precisão analítica, uma vez que diferentes estágios produtivos — frequentemente localizados em países distintos — incorporam graus heterogêneos de valor adicionado, tecnologia e poder de mercado.

Nesse contexto, Bems e Johnson (2017) argumentam que a competitividade externa das economias passa a depender fundamentalmente de preços em valor adicionado, e não de preços brutos de exportação. Como consequência, medidas convencionais de taxa real de câmbio baseadas em preços finais podem falhar em capturar adequadamente os incentivos relativos enfrentados pelos produtores domésticos.

Sob a ótica da complexidade econômica, economias inseridas de forma regressiva nessas cadeias — por meio de especialização em atividades de baixa agregação de valor, como montagem ou processos do tipo *maquila* — tendem a apresentar limitada geração de valor adicionado doméstico (Gala, 2025, 2026). Nesses casos, mesmo quando ocorrem ganhos localizados de eficiência produtiva, tais ganhos não se convertem integralmente em renda nacional nem em maior poder de formação de preços, uma vez que parcela significativa do excedente é apropriada externamente via importação de insumos estratégicos, pagamento de royalties, patentes e lucros. Assim, a dinâmica dos preços relativos reflete menos avanços sistêmicos de produtividade e mais a forma específica de inserção internacional da economia.

Adicionalmente, a presença de diferenciação de produtos e de práticas de *pricing-to-market* (PTM) também gera desvios na Lei do Preço Único. Nessas

condições, empresas com poder de mercado manipulam suas margens de lucro para mitigar variações cambiais, o que obstrui a convergência dos preços entre diferentes países.

Por fim, o arcabouço teórico tradicional frequentemente assume neutralidade pelo lado da demanda. No entanto, em países desenvolvidos, a existência de preferência por bens domésticos (*home bias*) – tanto por fatores culturais quanto por choques de produtividade - limitam o repasse cambial e restringem a equalização de preços entre fronteiras (GUBLER E SAX, 2019).

2.2.2 DINÂMICA DO MERCADO DE TRABALHO E FORMAÇÃO SALARIAL

O mecanismo de transmissão do modelo BS depende da equalização salarial entre setores, $w_T = w_N$, Equação (3). Contudo, evidências empíricas e extensões teóricas indicam, contudo, que essa condição pode não se verificar integralmente.

Primeiro, a mobilidade do trabalho entre setores transacionáveis e não transacionáveis pode ser limitada, devido a barreiras geográficas, custos de demissão e demais fatores institucionais. Modelos que incorporam mobilidade imperfeita demonstram que o impacto da produtividade sobre salários e preços pode diferir daquele previsto no BS padrão, uma vez que o ajuste ocorre por meio de realocações parciais do fator trabalho (CARDI & RESTOUT, 2014).

Segundo, avanços tecnológicos tendem a apresentar viés setorial e de qualificação (*Skill-Biased Technological Change* - SBTC), o que rompe a transmissão automática de salários entre setores (Gubler e Sax, 2014). Esse fenômeno decorre da natureza não neutra da inovação, que atua de forma complementar ao trabalho qualificado — elevando sua produtividade marginal e demanda — ao mesmo tempo em que substitui tarefas rotineiras por automação. Conseqüentemente, a valorização salarial concentra-se em nichos intensivos em tecnologia, enquanto a rigidez na mobilidade da mão de obra, imposta pelas barreiras de competência educacional e técnica, impede que esses ganhos de produtividade transbordem para os demais setores, resultando em uma polarização da estrutura de rendimentos.

Terceiro, a dicotomia clássica entre um setor transacionável dinâmico e um setor de serviços estagnado torna-se menos realista com a ascensão de serviços

modernos sofisticados (finanças, TI e serviços empresariais), que apresentam elevados níveis de produtividade, (ÉGERT, 2017; TENGELY, 2020).

2.2.3 COMPOSIÇÃO SETORIAL E ESTRUTURA DE CUSTOS

Diferente da hipótese de simetria setorial, $\alpha = \alpha^*$, as economias contemporâneas são marcadas por disparidades estruturais persistentes na composição setorial e na configuração dos custos internos. Fatores como heterogeneidade institucional, infraestrutura precária, gargalos logísticos, complexidade tributária e jurídica e assimetrias nas margens de distribuição afetam os preços relativos de forma independente ao canal de salários e produtividade preconizado pelo modelo teórico. No caso brasileiro, esse conjunto de distorções é usualmente sintetizado sob a rubrica do “Custo Brasil”.

2.2.4 PROBLEMAS DE MENSURAÇÃO

Adicionalmente, limitações na mensuração da produtividade podem enviesar a análise do efeito. Égert (2017), ao analisar diferentes parametrizações da produtividade multifatorial em países da OCDE, demonstra que os resultados são sensíveis à inclusão do capital humano e, sobretudo, ao deflator utilizado para comparações internacionais. Uma vez que diferentes métricas de PPC (constantes ou variantes no tempo) produzem níveis e dinâmicas de produtividade distintos, a escolha da PPC torna-se uma fonte de viés metodológico, especialmente em economias em convergência. Essa distorção é amplificada por limitações intrínsecas ao cálculo das próprias PPCs, que falham ao tentar capturar variações na qualidade dos bens e na introdução de novos produtos no mercado, gerando um erro de medida que se propaga para o cálculo final da produtividade⁶.

2.3 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção sintetiza a literatura empírica acerca do efeito BS delineando sua evolução teórica e os avanços metodológicos que moldaram o debate contemporâneo.

⁶ Sobre o viés de qualidade dos bens ver também Caplan (2021).

A agenda de investigação sobre os diferenciais de produtividade e seus impactos agregados consolidou-se na década de 1960, impulsionada pelas publicações simultâneas de Balassa (1964) e Samuelson (1964). Complementando essa base, Kaldor (1966) identificou o setor manufatureiro — essencialmente transacionável — como o motor do crescimento econômico. Paralelamente, Baumol (1967) interpreta a transmissão dos ganhos produtivos da indústria para os serviços como uma ‘doença dos custos’, destacando que o trabalho humano não pode ser facilmente substituído, sobretudo em setores como a educação, saúde e artes, o que resulta a uma tendência a equalização salarial.

Após um hiato, o tema retornou ao centro do debate macroeconômico no final dos anos 1980, motivado pela crescente integração dos mercados e pela necessidade de explicar desvios persistentes na PPC. Dois fatores foram cruciais para essa retomada:

1. Disponibilidade de Dados: a expansão das bases da *Penn World Table* (PWT) viabilizou a utilização de séries históricas padronizadas pela PPC. Essa base de dados possibilita a comparação internacional de níveis de renda e produtividade sem as distorções das taxas de câmbio nominais, servindo de subsídio para os testes empíricos do efeito BS.
2. Refinamento metodológico: o surgimento das técnicas de cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1995) estabeleceu métodos que se tornaram padrão na literatura, permitindo a análise de equilíbrios de longo prazo.

É importante ressaltar que a aplicação prática do efeito BS não é universal; ela é condicionada a premissas estruturais e às particularidades de desenvolvimento de cada nação. Para fins de análise, a produção acadêmica a partir da década de 1990 — marco das análises empíricas mais robustas — pode ser organizada em três blocos fundamentais, descritos a seguir:

2.3.1 EVIDÊNCIAS FAVORÁVEIS AO EFEITO BS

Samuelson (1994, p.201), ao revisitar à hipótese BS, confirma a sua teoria original. Ele constata que países mais produtivos (de renda per capita maior) apresentaram níveis de preços relativos sistematicamente mais altos. Esta condição

foi denominada na literatura como “Efeito Penn”. A conclusão geral do autor é que a conversão de rendas per capita com base em taxas de câmbio de mercado, em vez da PPC tende a superestimar as disparidades de renda real entre países ricos e pobres, ignorando o viés da produtividade.

Ao tentar desvendar o “quebra cabeça da PPC”, Rogoff (1996) encontra na hipótese BS o principal mecanismo estrutural para explicar os desvios persistentes das taxas de câmbio real a condição de PPC. Uma outra parte da persistência é atribuída a fricções nominais e de mercado de curto a médio prazo, como o *pricing-to-market*. Este estudo foi um dos primeiros do tema a obter abrangência mundial, contemplando 31 países desenvolvidos, subdesenvolvidos e em desenvolvimento.

Canzoneri, Cumby e Diba (1999) fornecem uma das validações empíricas mais citadas do modelo ao analisarem dados setoriais da OCDE. Os autores confirmam duas conclusões lógicas do modelo BS: primeiro, que o diferencial de produtividade entre setores transacionáveis e não transacionáveis determina os preços relativos internos; e segundo, que a PPC tende a se manter para os bens transacionáveis no longo prazo.

Égert (2003) investiga o efeito BS em nove países da Europa Central e Oriental, concluindo que o diferencial de produtividade no setor transacionável induz a aumento de preço nos bens não transacionáveis, embora este efeito explique apenas em parte a apreciação da taxa real de câmbio na região.

Para o Brasil, Marques (2003) utiliza a metodologia de cointegração de Johansen (1995) para analisar a taxa real de câmbio entre o Brasil e os EUA no período de 1978 a 2002, testando tanto a versão tradicional do modelo, descrita na Equação (11), quanto uma formulação modificada que incorpora como *proxy* o relativo de preços entre bens transacionáveis e não transacionáveis, descrita na Equação (10). Os resultados indicam evidências robustas de cointegração, porém o autor sugere cautela na interpretação dos resultados, tendo em vista a especificação utilizada.

Choudhri e Khan (2004) expandem a literatura BS para um painel de 16 países em desenvolvimento, utilizando diferentes técnicas de cointegração para testar o efeito. Os autores encontram evidências significativas de que o diferencial de

produtividade setorial possui um impacto positivo e relevante sobre a taxa real de câmbio, corroborando que o efeito BS não é um fenômeno exclusivo de economias avançadas, mas um componente vital na dinâmica cambial de países emergentes.

Rodrik (2007) avança na discussão do tema ao investigar a relação causal oposta, o impacto das variações cambiais sobre o crescimento econômico. O autor propõe um índice de desalinhamento cambial, ajustado pelo efeito BS, e conclui que uma moeda competitiva (subvalorizada) é capaz de compensar falhas de mercado e fragilidades institucionais que afetam o setor de bens transacionáveis. No entanto, o autor demonstra que esse estímulo é uma particularidade das economias em desenvolvimento, tornando-se estatisticamente insignificante em países desenvolvidos.

Com base na estrutura de Rodrik (2007), Sampaio e Gala (2008) analisam a relação entre desequilíbrio cambial e crescimento econômico em um painel para 185 países. Os autores, ao aplicarem técnicas econométricas mais robustas, como o System GMM, também concluem que a subvalorização cambial estimula o crescimento em países em desenvolvimento.

Para a Austrália, país que apresenta perfil agroexportador semelhante ao Brasil, dois trabalhos da última década sobressaem. Utilizando a metodologia ARDL para o período de 1950 a 2003, Chowdhury (2011) constatou haver uma relação de longo prazo entre produtividade relativa e taxa real de câmbio, segundo a qual um incremento de 1% na produtividade resulta em uma apreciação cambial real de cerca de 5,6%. Em linha com essa evidência, Hambur *et al.* (2015), ao analisarem os determinantes da taxa real de câmbio australiana por meio de um modelo de correção de erros, também identificam significância estatística para o efeito BS. Contudo, os autores ressaltam que seu impacto é secundário frente à predominância dos termos de troca. Os resultados indicam que a relação histórica entre os preços das exportações e o valor da moeda permanece como o principal motor da dinâmica cambial australiana.

Morvillier (2020) avalia 38 países em desenvolvimento e encontra suporte robusto para o efeito BS externo através da taxa de câmbio efetiva real, embora tenha concluído que o PIB per capita pode ser um indicador enganoso para esse fim⁷.

2.3.2 EVIDÊNCIAS FRACAS OU NULAS AO EFEITO BS

Uma parcela significativa da literatura contemporânea questiona a robustez do efeito BS, especialmente ao se aplicar estudos econométricos em países em desenvolvimento.

Drine e Rault (2002) testam a validade da hipótese BS para seis economias asiáticas, sendo elas Índia, Indonésia, Coreia do Sul, Filipinas, Singapura e Tailândia. Ao compararem os testes de séries temporais convencionais de Johansen (1995) com as técnicas de cointegração em painel de Pedroni (2000), as quais são consideradas mais robustas, os autores observam que a relação de longo prazo entre produtividade relativa e taxa real de câmbio é fortemente rejeitada.

Vasconcelos (2004) investiga a validade da teoria para o Brasil no período de 1980 a 2001, aplicando metodologia de séries temporais baseada no teste de fronteira de Pesaran *et al.* (2001). Os resultados indicam ausência de cointegração entre as variáveis. Entretanto, a escolha período analisado pode ter direcionado a resultados inconsistentes dado que o modelo não controlou os efeitos das trocas de regime cambial entre 1994-1999.

Um outro estudo brasileiro a se destacar é Feijó e Morales (2008) que ao estimarem o desalinhamento cambial brasileiro para o período entre 1994 e 2006, não encontram evidências que o efeito BS expliquem parte dos desvios, alinhando-se a Vasconcelos (2004).

Ao analisarem a economia da Croácia, Funda, Lukinic e Ljubaj (2007) não encontraram significância estatística para o efeito. A explicação reside na baixa

⁷ Morvillier (2020) considera inadequado o uso do PIB per capita como *proxy* para mensurar o efeito Balassa-Samuelson. Dentre as razões apresentadas, destaca-se o fato de que fatores como gastos governamentais, rendas extraordinárias do setor exportador e omissão dos ganhos de produtividade no setor de serviços tendem a superestimar o efeito.

representatividade dos bens não transacionáveis no índice de preços da Croácia em comparação com a Zona do Euro.

Ao investigarem a economia da Romênia, Dumitru e Jianu (2009) argumentam que a eficácia do modelo BS é mitigada pela reduzida participação do setor de bens não transacionáveis (serviços) na composição do índice de preços local. Essa evidência é reforçada por Dedu e Dumitrescu (2010), que observam que o diferencial de produtividade romeno em relação à Zona do Euro exerce pressão insignificante sobre os preços relativos e a taxa real de câmbio. Em conjunto, esses estudos sugerem que falhas na transmissão dos ganhos de produtividade para os preços internos impedem a validação da hipótese BS em economias em transição.

Imai (2010) investiga o período de rápido crescimento japonês (1956-1970) e, embora confirme a presença do efeito BS, demonstra que sua magnitude foi modesta, explicando apenas 0,7% da apreciação anual de 2,7% da taxa real de câmbio. O autor argumenta que a maior parte da valorização (1,7%) decorreu do aumento de preços no setor de bens transacionáveis japonês não ligados a aumentos salariais, concluindo que o diferencial de produtividade setorial foi insuficiente para gerar um efeito BS expressivo, o que sugere que a teoria pode ter um papel limitado mesmo em economias de crescimento acelerado.

Battaglia (2012) estima a validade do efeito para o Brasil (1998-2011) por meio do Teste de Cointegração de Johansen (1995) e do modelo ARDL, de Pesaran *et al.* (2001). Os resultados de ambas as metodologias convergem ao indicar ausência de relação significativa entre a taxa real de câmbio e diferencial de preços (*proxy* utilizada pelo autor e alinhada ao modelo teórico).

Em linha com Battaglia (2012), Marçal (2015) utiliza um modelo multivariado com correção de erro global (GVECM) — baseado em Dees *et al.* (2007) — para estimar o desalinhamento cambial. Ao ajustar o modelo pelo diferencial de produtividade (BS), o autor encontra que os termos de troca e a saúde econômica dos parceiros comerciais influenciam significativamente a taxa real de câmbio de longo prazo.

2.3.3 EVIDÊNCIAS DE EFEITOS INVERTIDOS OU CONTRAINTUITIVOS

Alguns autores sugerem que o efeito BS pode operar de forma inversa à teoria clássica

Para os EUA, MacDonald and Ricci (2001) investigam o papel do setor de distribuição na determinação da taxa real de câmbio. O principal achado empírico, obtido por meio de um estimador de DOLS, de Stock & Watson (1993), para dados em painel, é que um aumento na eficiência relativa deste subsetor (de natureza não transacionável) leva a uma apreciação da taxa real de câmbio, o que é contraintuitivo para a hipótese BS, e sugere que a eficiência geral da economia explica melhor os desvios na taxa real de câmbio do que a eficiência setorial.

Utilizando a técnica ARDL para analisar grandes economias (EUA, Japão, Alemanha e Reino Unido), Faria e León-Ledesma (2002) não encontraram suporte para a teoria clássica. Eles sugeriram que a causalidade pode ser inversa: a taxa real de câmbio é que afetaria o produto relativo, indicando outros fatores de desequilíbrio além da produtividade.

Peltonen, Popescu e Sager (2009) identificaram uma relação inversa à prevista pela teoria BS. Esse fenômeno é atribuído ao *leapfrogging* tecnológico, entendido como o avanço de estágios de desenvolvimento no setor de serviços por meio da adoção precoce de tecnologias de ponta, aliado a estratégias de precificação que desafiam a Lei do Preço Único (hipótese forte do modelo teórico).

Na década seguinte, a literatura incorporou uma abordagem inovadora para a mensuração da hipótese BS. Ao analisarem países da OCDE, Gubler e Sax (2014, 2019) identificaram que a Mudança Tecnológica com Viés de Habilidade (SBTC) pode desencadear um "efeito BS invertido". Nesse cenário, a automação nos setores transacionáveis substitui o trabalho não qualificado, reduzindo a demanda agregada por essa mão de obra. O resultado é uma pressão deflacionária sobre os salários e, por extensão, sobre os preços dos bens não transacionáveis, culminando na depreciação da taxa real de câmbio. Essa evidência sugere que o avanço tecnológico pode contrabalançar as pressões apreciativas do mecanismo tradicional.

Bordo *et al.* (2017) argumenta que o modelo BS tradicional falha ao ignorar o mecanismo dos termos de troca e as mudanças nos custos de transporte e comércio ao longo do tempo. Através de simulações, os autores sugerem que reduções nos custos de transação podem alterar a magnitude e a direção do efeito da produtividade, indicando que a relação clássica não é uma constante histórica, mas sim dependente dos contextos regionais e do comércio global.

Em consonância com Gubler e Sax (2014, 2019), Tengely (2020) conclui que o efeito BS está perdendo força na era moderna. Megatendências como a inteligência artificial, digitalização e a globalização de serviços estão acelerando a produtividade no setor de não transacionáveis, enfraquecendo as bases da teoria tradicional.

Ao aplicar o modelo econométrico não-linear SETAR, Cervantes (2021) encontra evidências de que o efeito BS no Brasil (1997-2017) opera com pequena magnitude e sinal inverso à teoria. Esse resultado corrobora as conclusões de Tengely (2020), sugerindo que a valorização cambial esperada pelo aumento de produtividade não tem se concretizado para o caso brasileiro em função da globalização dos serviços.

Por fim, Marins, Areosa e Vicente (2025) analisam a dinâmica cambial durante o período da Covid-19 e identificam que o efeito BS atuou como fator de depreciação cambial brasileira, confirmando a teoria. Entretanto, parte da explicação reside no fato de que o aumento artificial da produtividade no setor não transacionável no período pandêmico — decorrente de demissões em massa — gerou pressões depreciativas sobre o câmbio doméstico e não o aumento da produtividade do setor transacionável. Por outro lado, a dinâmica dos termos de troca contrabalanceou este efeito negativo.

Tabela 1: Síntese da literatura empírica sobre o efeito BS

Perspectiva	Principal Argumento	Autores de Referência
Favorável	Países mais produtivos possuem níveis de preços maiores (Efeito Penn); produtividade setorial eleva a	Samuelson (1994); Rogoff (1996); Canzoneri, Cumby e Diba (1999); Égert (2003); Marques (2003); Choudhri e Khan (2004); Rodrik

Perspectiva	Principal Argumento	Autores de Referência
	taxa real de câmbio (Efeito BS tradicional)	(2007); Sampaio (2008); Chowdhury (2011); Hambur <i>et al.</i> (2015); Morvillier (2020)
Fraca / Nula	O efeito explica pouca volatilidade; ausência de cointegração em países em desenvolvimento.	Drine e Rault (2002); Vasconcelos (2004); Feijó e Morales (2008); Funda, Lukinic e Ljubaj (2007); Dumitru e Jianu (2009); Dedu e Dumitrescu (2010); Imai (2010); Battaglia (2012); Marçal (2015)
Invertida	Maior produtividade relativa no setor não transacionável pode gerar depreciação real.	MacDonald e Ricci (2001); Faria e León-Ledesma (2002); Peltonen, Popescu e Sager (2009); Gubler e Sax (2014, 2019); Bordo <i>et al.</i> (2017); Tengely (2020); Cervantes (2021); Marins, Areosa e Vicente (2024; 2025)

3 FATO ESTILIZADO

Esta seção examina a trajetória da produtividade brasileira, a sua comparação com a trajetória estadunidense e a trajetória do câmbio real. Não obstante, antes da análise das respectivas trajetórias, oferece-se uma definição teórica a respeito do conceito de produtividade.

De acordo com BLS (2025), produtividade é um indicador que mede a eficiência com que insumos econômicos são transformados em bens e serviços, sendo uma métrica amplamente utilizada para a aferição do crescimento econômico e da elevação do padrão de vida no longo prazo. Teoricamente, um crescimento da produtividade implica uso mais eficiente dos recursos, possibilitando níveis absolutos mais altos de salários e lucros.

Há duas métricas principais para a produtividade:

A produtividade do trabalho mede quanto de produto é gerado por hora trabalhada (output/hours worked). Seu aumento indica que a economia produz mais sem expandir a quantidade de trabalho, mas esse ganho pode decorrer não apenas de maior esforço ou habilidade dos trabalhadores, e sim do uso de capital mais eficiente, como máquinas, equipamentos, softwares ou melhor organização produtiva.

A produtividade total dos fatores (PTF) amplia a análise ao considerar conjuntamente trabalho, capital e outros insumos mensuráveis. Ela capta quanto a produção aumenta sem acréscimo proporcional desses insumos, refletindo ganhos de eficiência associados a fatores difíceis de observar diretamente como qualidade da gestão, inovação tecnológica, aprendizado, organização do trabalho e capital humano⁸.

3.1 PRODUTIVIDADE BRASIL

A trajetória da produtividade brasileira, entre 2003 e 2023, pode ser organizada em três grandes fases, como sugere Lisboa, Honorato e Veloso (apud, Valor Econômico, 2025). Entre 2003 e 2011, o país viveu um período de expansão econômica sustentado em grande medida pela estabilidade do tripé macroeconômico

⁸ Em termos econométricos, a PTF é frequentemente identificada como o "Resíduo de Solow", representando a parcela do crescimento do produto que não pode ser explicada pelo acúmulo de capital ou trabalho. Ver Solow (1957)

(câmbio flutuante, metas de inflação e superávit primário), pelo estímulo ao consumo e pelo boom das commodities. Nesse período, a Produtividade Total dos Fatores (PTF) cresceu de forma expressiva, atingindo alta acumulada de 3,7% em 2007 e 5,9% até o fim do 2011 (FGV/Ibre 2025).

A fase seguinte, entre 2012 e 2016, marcou uma reversão desse quadro. O crescimento médio do PTF recuou em média 1,8% ao ano e a PTF caiu 9,2% no acumulado em um contexto de esgotamento do superciclo das commodities e de efeitos defasados da crise financeira global. A adoção de um conjunto de políticas heterodoxas, que ficou conhecido como Nova Matriz Econômica, buscou mitigar esse cenário adverso por meio de maior ativismo do Estado, especialmente via concessão de crédito subsidiado e desonerações, mas acabou produzindo distorções relevantes, ao favorecer empresas menos produtivas, contribuindo para a intensificação da queda da produtividade.

Entre 2017 e 2023, a economia brasileira entrou em um período de estagnação e lenta recuperação pós-recessão, marcado pelo abandono da NME, pelo ajuste fiscal e pela implementação de reformas estruturais, como o Teto de Gastos e as reformas Trabalhista e Previdenciária. Neste ínterim, a produtividade caiu em média 1,4% ao ano, sem recuperar os níveis pré-pandemia, caracterizando um processo de empobrecimento relativo da indústria brasileira.

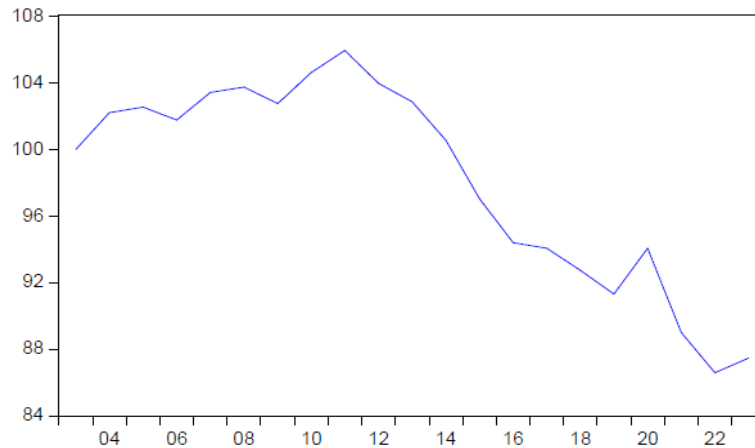
No que diz respeito a análise setorial, a Indústria Total e os Serviços Total apresentaram trajetórias semelhantes de estagnação da produtividade do trabalho entre 2003 e 2023, com uma elevação repentina devido ao choque de juros do período pandêmico, enquanto a agropecuária exibiu crescimento médio anual de 6,5% e crescimento acumulado de 233% para o mesmo período, muito superior ao observado nos demais setores.

Uma das possíveis explicações para a estagnação do setor industrial são as barreiras institucionais e estruturais que dificultam a realocação eficiente de capital e trabalho, impondo o trabalho informal e precarizado até para indivíduos que se qualificaram para trabalhar em setores mais avançados.

Pastore (2025), Bacha (2024) e Lisboa, Honorato e Veloso (apud Valor Econômico, 2025) concordam que, mesmo com avanços educacionais nos últimos

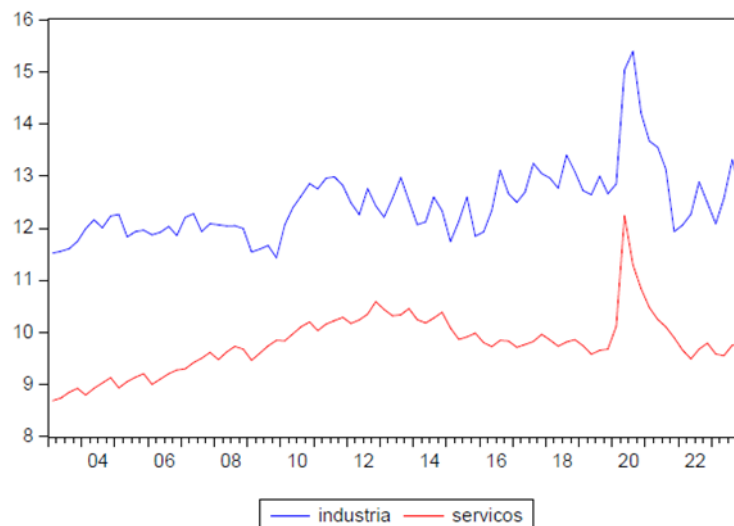
anos, a produtividade tende a permanecer baixa devido a um ambiente de negócios judicializado e complexo, gargalos estruturais e instituições pouco eficazes que protegem empresas ineficientes, desincentiva e limita investimentos em inovação, gestão e tecnologia. Um conjunto de fatores da qual podemos caracterizar como o 'Custo Brasil'.

Figura 1: Produtividade Total dos Fatores Brasil (2003 a 2023) – índice de base 100



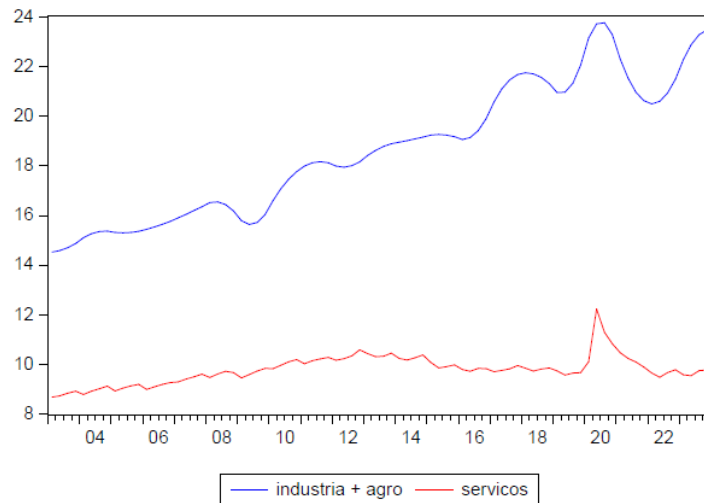
Fonte: elaboração própria a partir de dados do Observatório da Produtividade Régis Bonelli. FGV/Ibre.

Figura 2: Produtividade do trabalho (Output por hora efetivamente trabalhada) – Comparação setorial: indústria total vs serviços total – em R\$ de 2021



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Observatório da Produtividade Régis Bonelli. FGV/Ibre.

Figura 3: Produtividade do trabalho (Output por hora efetivamente trabalhada) – Comparação setorial: indústria total + agropecuária vs serviços total – em R\$ de 2021



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Observatório da Produtividade Régis Bonelli. FGV/Ibre.

3.2 PRODUTIVIDADE BRASIL/EUA

A comparação entre a produtividade do Brasil e EUA, no período 2003 a 2023, revela trajetórias estruturalmente distintas, ainda que ambos os países tenham experimentado desaceleração após meados dos anos 2000. Nos EUA, a literatura identifica uma inflexão no crescimento da produtividade do trabalho e da Produtividade Total dos Fatores (PTF) entre 2003 e 2004, associada ao esgotamento dos ganhos extraordinários da primeira onda das tecnologias da informação e comunicação (Fernald, 2014).

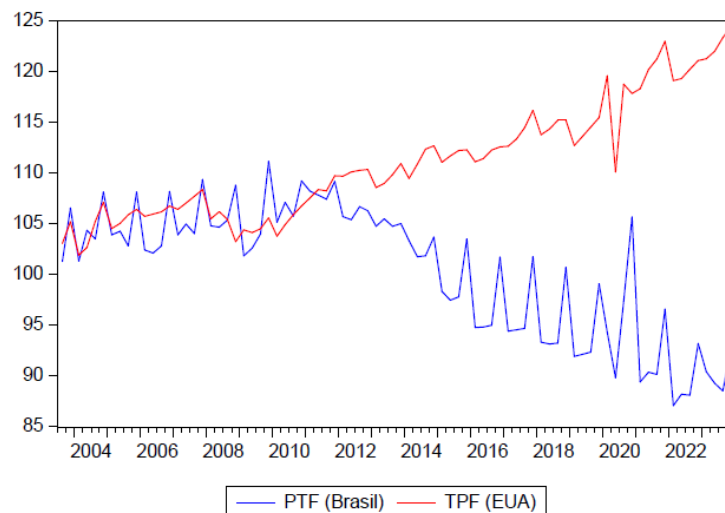
A análise setorial estadunidense sugere que, embora os setores produtores de bens transacionáveis tenham apresentado desempenho superior ao dos setores não transacionáveis, ambos sofreram desaceleração ao longo do período. Os ganhos de produtividade permaneceram concentrados em atividades intensivas em TIC, enquanto os setores não transacionáveis exibiram estagnação prolongada. Choques cíclicos, como a crise financeira de 2008–2009 e a pandemia de 2020, afetaram temporariamente as séries, mas não alteraram a tendência estrutural de crescimento moderado da produtividade (Gordon & Sayed, 2022).

Esse padrão contrasta fortemente com o caso brasileiro. Conforme discutido no item 3.2, o crescimento da produtividade entre 2003 e 2011 foi em grande medida sustentado por condições externas favoráveis, sem ganhos duradouros de eficiência, ao passo que, a partir de 2012, políticas econômicas distorcivas e instabilidade macroeconômica aprofundaram a queda da PTF. O mesmo não ocorreu para os EUA, tendo em vista a sua estrutura produtiva mais diversificada (HAUSMANN *et al.*, 2014).

Até o ano de 2017 a produtividade da indústria estadunidense estava 5,2 vezes maior que a brasileira Veloso *et al.* (2017). Em 2023, após o fim do contexto pandêmico, ela recuou para aproximadamente 4 vezes (ILO, 2025), porém o patamar continua elevado.

Em síntese, a desaceleração da produtividade nos EUA reflete limites tecnológicos em uma economia próxima à fronteira, enquanto no Brasil sugere-se que ela decorre principalmente de falhas institucionais e estruturais que mantêm a economia afastada dessa fronteira.

Figura 4: Produtividade Total dos Fatores (Brasil) vs Produtividade Total dos Fatores (EUA) – índice de Base 100

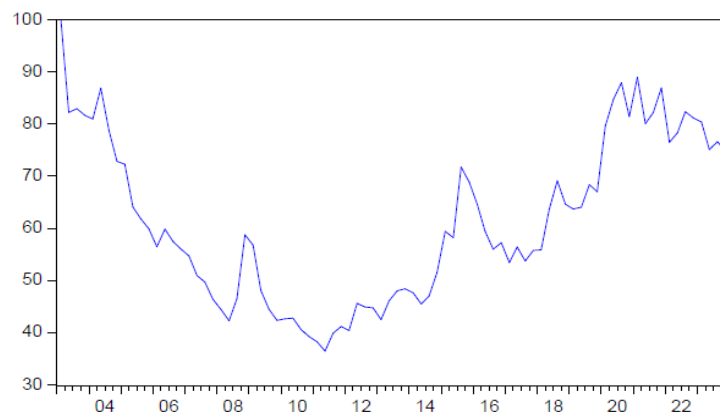


Fonte: elaboração própria a partir de dados do Observatório da Produtividade Régis Bonelli. FGV/Ibre e Bureau of Labor Statistics.

3.3 TAXA REAL DE CÂMBIO

A trajetória do câmbio real - Real/Dólar, no período de 2003 a 2023, pode ser compreendida por fases marcadas por alta volatilidade e por uma possível mudança de regime a partir do fim de 2011, conferindo um formato similar a um “U” para a série.

Figura 5: Taxa real de câmbio Brasil/EUA – índice de Base 100



Fonte: elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Em 2003, a taxa real de câmbio ainda refletia o episódio de forte aversão ao risco de 2002 (“fear of Lula”), marcado por saídas de capital e elevação dos spreads soberanos. Entretanto, o reforço do tripé macroeconômico, o elevado diferencial de juros e o início do superciclo de commodities incentivaram o fluxo de divisas para o país e promoveu intensa apreciação real que durou até o fim de 2010.

A partir de 2011, o ciclo se inverteu com a desaceleração da economia chinesa (importante parceiro comercial), a deterioração fiscal e o enfraquecimento da credibilidade macroeconômica. A taxa real de câmbio passou a subir gradualmente foi intensificado pelo *taper tantrum* (pânico nos mercados financeiros globais) de 2013. Na segunda metade da década, a piora fiscal e as incertezas políticas provocaram forte depreciação. O índice saltou entre 2015-2016 em grande medida pela incerteza política que afugentou capitais do país e postergou investimentos. Por outro lado, entre 2017 e 2019, a leve estabilização política, aliada a reformas institucionais, contribuíram para a apreciação real da taxa de câmbio.

Entre 2020-2022, a pandemia de Covid-19 e o rebote econômico do conflito Rússia/Ucrânia geraram a depreciação mais intensa do câmbio real desde 2003. Em

2023, observou-se leve apreciação, apoiado no forte desempenho exportador e em juros elevados, ainda assim mantendo-se acima dos níveis da década de 2000.

Esses movimentos sugerem a consolidação de um regime de câmbio real mais depreciado e volátil.

4 DADOS

As séries utilizadas neste trabalho abrangem um período de 21 anos, do primeiro trimestre de 2003 ao quarto trimestre de 2023 totalizando 84 observações trimestrais. Assim como Battaglia (2012), todas as séries utilizadas estão definidas em nível, sendo que algumas foram convertidas em índices de base 100 = 2003, com o objetivo de facilitar a interpretação e a comparação dos dados ao longo do tempo. A subseção 4.3 descreve o processo de extração e construção das séries, bem como as respectivas fontes dos dados.

Uma inovação deste trabalho é a construção de quatro *proxies* distintas para a mensuração do efeito BS, sendo BSPROD a principal e as demais (BSREPR, BSPTF e BSPRECO) utilizadas, respectivamente, como *proxy* que substitui a BSPROD nas estimativas de robustez para a TCR.

4.1 DESCRIÇÃO DAS PROXIES

A variável BSPROD é uma *proxy* que reflete o diferencial completo entre setores de bens transacionáveis e não transacionáveis, conforme o modelo teórico.

$$(12) \quad BSPROD = \frac{\frac{\text{Produtividade Indústria Total} + \text{Agropecuária Total (BRASIL)}}{\text{Produtividade Serviços Total (BRASIL)}}}{\frac{\text{Produtividade Setor Tradeable (EUA)}}{\text{Produtividade Setor Non-tradeable (EUA)}}}$$

Também se utilizou o diferencial setorial de produtividade do trabalho com subsetores representativos (BSREPR). Ressalta-se que no cálculo considera-se apenas os subsetores mais representativos para evitar distorções de setores mistos, como construção civil e serviços de informação, que podem ser influenciados por bens transacionáveis.

$$(13) \quad BSREPR = \frac{\frac{\text{Produtividade Indústria de Transformação (BRASIL)}}{\text{Produtividade Varejo + Outros Serviços (BRASIL)}}}{\frac{\text{Produtividade Setor Manufatureiro (EUA)}}{\text{Produtividade Serviços (exceto governo) (EUA)}}}$$

Além disso, adota-se o diferencial da produtividade total dos fatores (BSPTF). Essa *proxy* mede a eficiência agregada da economia (capital, trabalho, tecnologia), assumindo correlação positiva com o diferencial setorial de produtividade, mesmo relaxando a hipótese canônica do modelo BS⁹.

⁹ Ver Sampaio (2008, p.5)

$$(14) \quad BSPTF = \frac{PTF (BRASIL)}{PTF (EUA)}.$$

Por fim, tem-se o diferencial de preços (BSPRECO). Alinhada ao modelo teórico da Equação (10), essa *proxy* captura diferenças de preços entre setores transacionáveis e não transacionáveis. Recomenda-se cautela na interpretação, pois os preços são sensíveis a choques de oferta e de demanda e a fatores institucionais (ANDRADE; PALLUDETTO, 2019).

$$(15) \quad BSPRECO = \frac{\frac{IPCA (BRASIL)}{IPA (BRASIL)}}{\frac{CPI (EUA)}{PPI (EUA)}}.$$

4.2 LIMITAÇÕES E POTENCIAIS VIESES DOS DADOS DA PRODUTIVIDADE

Um ponto a se destacar no presente trabalho é a natureza dos dados de produtividade utilizados. Os dados de produtividade de ambos os países estão expressos em unidades de medida equivalentes, detalhados na subseção 4.3.

Contudo, deve-se ressaltar que as séries foram construídas a partir de sistemas de contas nacionais distintos (IBGE e NIPA). Apesar dessa heterogeneidade institucional, tais diferenças serão consideradas de segunda ordem para os propósitos da análise, uma vez que ambas as metodologias se fundamentam em princípios conceituais comuns da macroeconomia e da contabilidade nacional.

Os cálculos de produtividade do trabalho para o Brasil (FGV IBRE) e para os EUA (FRED St. Louis) adotam a seguinte base metodológica:

$$(16) \quad \frac{\text{Valor adicionado}_{it}}{\text{Horas trabalhadas}_{it}}$$

O valor adicionado (VA) para o Brasil segue a Classificação Nacional de Atividades Econômicas CNAE 2.0, do IBGE e expressa a diferença entre o valor da produção (receita bruta) e o valor dos insumos consumidos (consumo intermediário). Os valores estão deflacionados em R\$ de 2021.

O VA estadunidense é construído a partir da metodologia NAICS do Bureau of Statistics Labor (BLS) e expressa a diferença entre o valor da produção e o consumo intermediário. Ele se decompõe na remuneração dos empregados, nos impostos

sobre a produção e as importações líquidos de subsídios, e no excedente operacional bruto. Os valores estão deflacionados em US\$ de 2021.

Adicionalmente, o trabalho enfrenta uma limitação metodológica quanto à mensuração do tempo: a produtividade brasileira é calculada com base em horas efetivas (tempo real de trabalho), enquanto a estadunidense reflete horas habituais (tempo padrão contratual) dada a carência desse registro mais específico para a economia desse país.

Os dados da produtividade total dos fatores do Brasil, utilizada na construção da variável BSPTF, são provenientes dos indicadores trimestrais de PTF com ajuste de capital humano elaborados pelo FGV/IBRE. A série é construída a partir de uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala, na qual a PTF é obtida como resíduo após o controle pelo estoque de capital em uso e ajustado pelo nível de utilização da capacidade instalada.

Nos EUA, a PTF é estimada a partir de um modelo de contabilidade de crescimento inspirado em Solow (1957) e com retornos constantes de escala e mudança tecnológica Hicks-neutra (BLS, 2025). A medida é construída com o índice do output real dividido por um índice de insumos combinados que integra capital (serviços de capital), trabalho, energia, materiais e serviços ponderados pelas participações de custo médios.

A PTF estadunidense, assim como a brasileira, reflete o crescimento da produção não explicado pelo crescimento agregado desses insumos e captura efeitos de progresso tecnológico, eficiência, economias de escala e realocação de recursos na economia.

Um outro ponto a se destacar é que não há consenso sobre um critério que defina se um determinado bem é transacionável ou não. De Gregorio, Giovannini e Wolf (1993) definem um setor como transacionável se mais de 10% do produto gerado pelo mesmo é exportado. No caso do presente trabalho, classificamos os serviços como sendo bens não transacionáveis e os bens tangíveis físicos como sendo transacionáveis, seguindo o critério utilizado por Marques (2003) e Battaglia (2012).

Por fim, cabe ressaltar as evoluções metodológicas nas bases de dados de produtividade entre 2003 e 2023. Embora existam estimativas anteriores para o Brasil,

a disponibilidade de séries trimestrais consolidou-se apenas em 2012, com a divulgação de indicadores de alta frequência e notas metodológicas detalhadas pelo IBGE. Para viabilizar a análise de longo prazo, os dados anuais de 2003 a 2011 foram convertidos em séries trimestrais por meio do método Denton-Cholette. Esta técnica de interpolação é amplamente utilizada em trabalhos macroeconômicos¹⁰ para garantir a consistência entre dados de diferentes periodicidades, minimizando distorções nos movimentos de curto prazo enquanto preserva os totais anuais originais (SAX & STEINER, 2013).

¹⁰ Ver também Priesol (2021) e Nagayasu (2021) e Villarreal-Samaniego, Gómez-Gómez e Santillán-Salgado (2024).

4.3 DESCRIÇÃO DAS SÉRIES

Tabela 2: Descrição, fórmula de construção e fonte das séries

VARIÁVEL	SIGLA	Fórmula	Descrição		Fonte	
Taxa real de câmbio (Real – Dólar)	TCR	Taxa de câmbio nominal * $\frac{\text{Preço estrangeiro}}{\text{Preço local}}$	Taxa de câmbio nominal ajustada pelo nível de preços interno e externo. Índice de base 100 = 2003		BCB-SGS.	
Diferencial setorial de produtividade do trabalho Brasil/EUA	BSPROD	$\frac{\text{Indústria Total e Agropecuária Total}}{\text{Serviços total}} \cdot \frac{\text{Setor tradeable}^{11}}{\text{Setor nontradeable}^{12}}$	Produtividade do trabalho por hora efetivamente trabalhada, deflacionada em R\$ de 2021	Valor Real adicionado por indústria em milhões de dólares (deflacionados em US\$ de 2021) / horas trabalhadas na indústria	Observatório da Produtividade Régis Bonelli / FGV Ibre	US Bureau of Labor Statistics e Federal Reserve Bank of St. Louis
Diferencial setorial de produtividade do trabalho Brasil/EUA. Setores mais representativos	BSREPR	$\frac{\text{Produtividade Indústria de transformação BR}}{\text{Produtividade Varejo + Outros serviços}^{13} \text{ BR}} \cdot \frac{\text{Produtividade setor manufatureiro EUA}}{\text{Produtividade serviços (exceto governo) EUA}}$	Produtividade do trabalho por hora efetivamente trabalhada, deflacionada	Valor Real adicionado por subsetor (deflacionados em US\$ de 2021) / horas	Observatório da Produtividade Régis Bonelli / FGV Ibre	US Bureau of Labor Statistics e Federal Reserve Bank of St. Louis

¹¹ Considera-se setores tradable: Agriculture, forestry, fishing & hunting, Mining, Manufacturing, Wholesale trade; Transportation and warehousing.

¹² Considera-se setores nontradable: Utilities, Construction, Retail trade, Arts, entertainment & recreation, accommodation & food services, Other services, except government.

¹³ Considera-se “Outros serviços” serviços prestados às famílias e serviços domésticos, dentre outras atividades. Ver Veloso (2022).

			em R\$ de 2021	trabalhadas no subsetor		
Diferencial de produtividade: Produtividade Total de fatores	BSPTF	$\frac{\text{Produtividade Total dos Fatores de produção BR}}{\text{Produtividade Total dos Fatores de produção EUA}}$	Produtividade Total dos Fatores ajustada pelo Índice de Capital Humano, deflacionada em R\$ de 2021 Índice base 100 = 2003	Produtividade total dos fatores do setor Manufacturing, (deflacionados em US\$ de 2021) Índice base 100 = 2003	Observatório da Produtividade Régis Bonelli / FGV Ibre	U.S. Bureau of Labor Statistics
Diferencial de preços a partir de índices que captam preços setoriais	BSPRECO	$\frac{\frac{IPCA}{IPA}}{\frac{CPI}{PPI}}$	Índice nacional de preços ao consumidor amplo. Índice base 100 = 2003	Consumer Price Index for All Urban Consumers. Índice base 100 = 2003	Ipeadata	Federal Reserve Bank of St. Louis
			Índice nacional de preços ao produtor amplo. Índice base 100 = 2003	Producer Price Index by Commodity: All Commodities. Índice base 100 = 2003		
Termos de Troca	TDT	Preço exportação – Preço importação	Índice de base 100 = 2003		Ipeadata	

Diferencial de Juros real	DIFFJUROS	Selic (deflacionado IPCA) – FEDFUNDS (deflacionado CPI)	Índice de base 100 = 2003	Ipeadata	Federal Reserve Bank of St. Louis
Posição internacional de investimentnos	PII	Ativos externos total – Passivos externos total	Índice de base 100 = 2003	BCB-SGS.	
Índice de Volatilidade da Bolsa de Chicago para o Brasil	VIX	(Metodologia CBOE)	Pontos base	Federal Reserve Bank of St. Louis: Série CBOE Brazil ETF Volatility Index (VXEZWCLS)	

4.4 GRÁFICO DAS SÉRIES

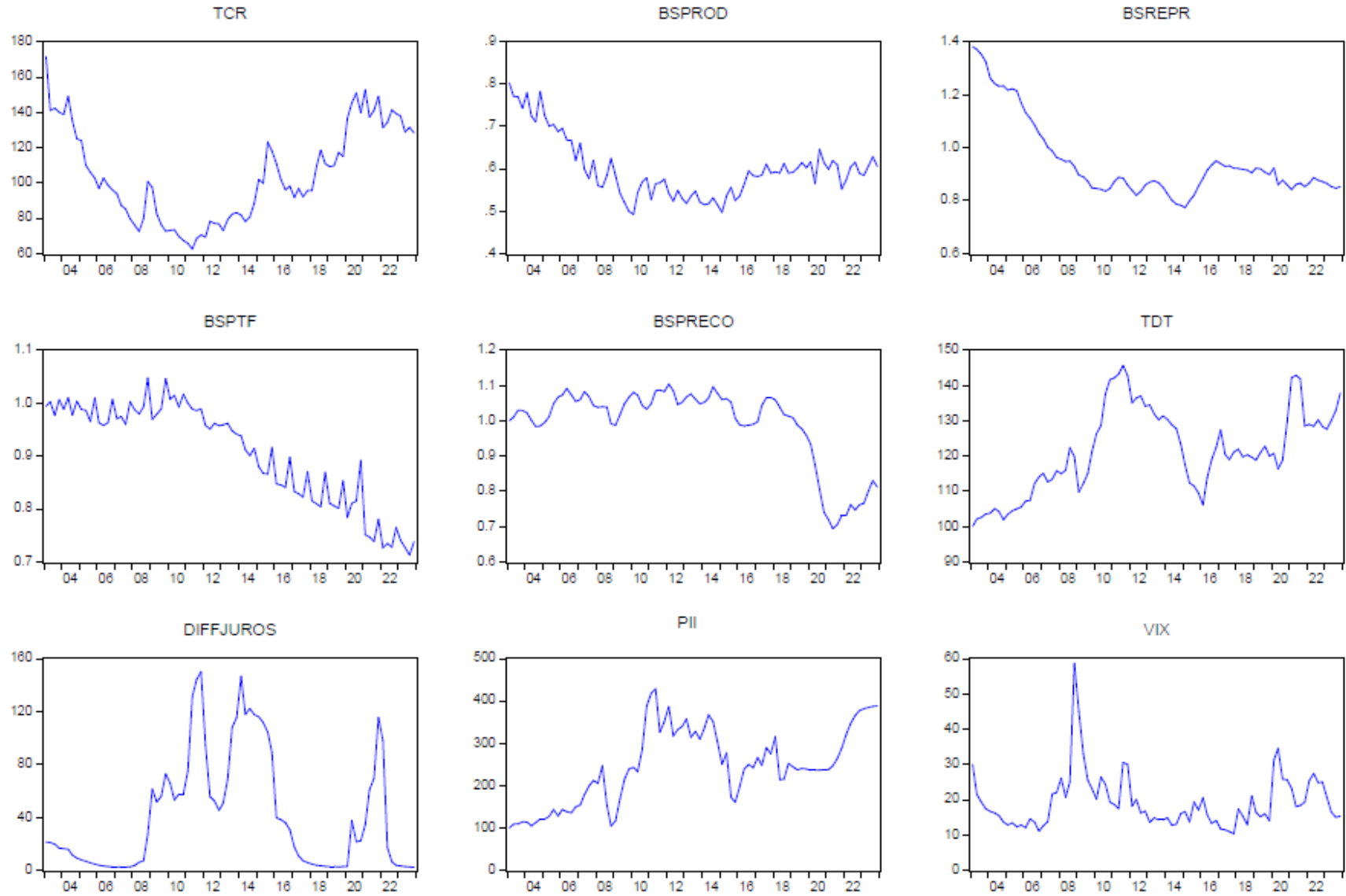
Os gráficos da Figura 6 apresentam a evolução temporal das séries utilizadas no modelo empírico. De modo geral, observa-se a presença de tendências, quebras visuais e episódios de elevada volatilidade, indicando comportamentos não estacionários e reforçando a necessidade de técnicas econométricas flexíveis quanto à ordem de integração e a possíveis mudanças de regime.

A taxa real de câmbio (TCR) exhibe oscilações expressivas ao longo da amostra, com movimentos de apreciação mais intensos no início do período (especialmente até o início da década de 2010) e episódios de depreciação mais pronunciados a partir desse intervalo, em linha com sua elevada volatilidade.

As *proxies* do efeito BS apresentam trajetórias distintas, embora compartilhem uma tendência predominante negativa no longo prazo, com sinal compatível com a definição dos diferenciais de produtividade do Brasil em relação aos EUA. BSPROD e BSREPR mostram tendência declinante seguida de um processo de acomodação em torno de um patamar, BSPTF apresenta queda persistente com maior volatilidade no final da amostra, enquanto BSPRECO permanece relativamente estável durante grande parte do período, com ajuste mais acentuado nos anos finais da amostra, evidenciando que essas variáveis captam dimensões diferentes da produtividade relativa.

Entre as variáveis de controle, os termos de troca (TDT) exibem ciclos bem definidos, o diferencial real de juros (DIFFJUROS) apresenta elevada volatilidade e picos abruptos, a posição internacional de investimento (PII) mostra tendência crescente no longo prazo até o início da década de 2010, seguida de oscilações relevantes, e o VIX se caracteriza por picos pontuais de elevada aversão ao risco global.

Figura 6: Descrição gráfica das séries



4.5 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das séries utilizadas no modelo empírico. Observa-se que a taxa real de câmbio (TCR) apresenta média superior à mediana, além de desvio-padrão relativamente elevado, indicando volatilidade considerável ao longo do período amostral. As medidas de assimetria e curtose sugerem distribuição levemente assimétrica à direita e levemente platicúrtica, com curtose inferior à da distribuição normal, sendo que o teste de Jarque–Bera rejeita a hipótese de normalidade ao nível de 10%.

As *proxies* que medem o efeito BS exibem comportamentos heterogêneos. A variável BSPROD apresenta distribuição aproximadamente mesocúrtica, com assimetria moderada e não rejeição da normalidade. Em contraste, BSREPR e BSPRECO exibem assimetrias mais pronunciadas e distribuições leptocúrticas, com rejeição da normalidade pelo teste de Jarque–Bera ao nível de 5%. A variável BSPTF, por sua vez, apresenta assimetria negativa e caráter levemente platicúrtico, ainda que a hipótese de normalidade seja rejeitada ao mesmo nível de significância. Essas diferenças refletem as distintas formas de mensuração da produtividade relativa e reforçam a estratégia metodológica de utilizar *proxies* alternativas para captar o efeito BS.

Entre as variáveis de controle, TDT e PII apresentam distribuições levemente platicúrticas, com médias elevadas, dispersão moderada e não rejeição da hipótese de normalidade. O DIFFJUROS apresenta maior variabilidade relativa, assimetria positiva e rejeição da normalidade, embora com curtose próxima à normal. Por fim, o VIX destaca-se por uma distribuição fortemente leptocúrtica, com curtose elevada e forte rejeição da normalidade, refletindo a ocorrência de episódios extremos de aversão ao risco no período analisado.

Em resumo, as estatísticas descritivas indicam heterogeneidade relevante na forma distributiva das séries, com coexistência de distribuições platicúrticas, aproximadamente mesocúrticas e leptocúrticas. O teste de Jarque–Bera rejeita a hipótese de normalidade para várias séries ao nível crítico de 5%, o que sinaliza a necessidade de cautela na modelagem econométrica e reforça a adequação do uso de técnicas robustas a desvios da normalidade.

Tabela 3: Estatísticas descritivas das séries

	TCR	BSPROD	BSREPR	BSPTF	BSPRECO	TDT	DIFFJUROS	PII	VIX
Média	103.71	0.883	0.937	0.903	0.989	122.03	1.944097	249.04	19.125
Mediana	99.185	0.854	0.887	0.944	1.035	120.81	0.969356	242.68	16.705
Máximo	152.66	1.214	1.352	1.047	1.103	145.65	7.075472	428.16	58.605
Mínimo	62.510	0.639	0.773	0.713	0.693	101.93	0.103986	103.98	10.308
Desvio-padrão	25.862	0.123	0.135	0.096	0.112	11.736	2.075732	88.592	7.686
Assimetria	0.284	0.450	1.538	-0.501	-1.464	0.139	0.957819	0.062	2.343
Curtose	1.828	2.768	4.401	1.908	3.789	2.133	2.666957	2.021	11.076
Jarque–Bera	5.799	2.953	39.049	7.506	32.201	2.828	12.91699	3.325	297.88
Probabilidade	0.055	0.228	0.000	0.023	0.013	0.243	0.001567	0.190	0.000
Observações	84	84	84	84	84	84	84	84	84

Nota: O teste de Jarque–Bera avalia a hipótese nula de normalidade das séries.

4.6 MATRIZ DE CORRELAÇÃO

A Tabela 4 apresenta os coeficientes de correlação linear entre as séries utilizadas no modelo empírico. De modo geral, as correlações exibem magnitudes baixas a moderadas, não indicando a presença de multicolinearidade severa entre as variáveis explicativas. Destaca-se, contudo, a elevada correlação entre BSPROD e BSREPR (0,889), sugerindo que essas *proxies* captam dimensões estruturais próximas.

Observa-se que as correlações entre TCR e as quatro *proxies* do efeito BS apresentam sinais e magnitudes distintas. As correlações positivas com BSPROD (0,542) e BSPRECO (0,401) sugerem associação descritiva com **apreciação real da taxa de câmbio brasileira**, enquanto a correlação negativa com BSPTF (–0,601) indica **depreciação**, resultado alinhado à predição tradicional do efeito BS. A correlação entre TCR e BSREPR (0,295), embora positiva, apresenta magnitude relativamente moderada. Essa heterogeneidade reforça a importância do uso de diferentes *proxies* na análise empírica.

Entre as variáveis de controle, as correlações negativas entre TCR e DIFFJUROS (–0,366), PII (–0,257) e TDT (–0,261) apresentam sinal esperado, indicando que maiores diferenciais reais de juros, melhor posição internacional de investimento e termos de troca mais favoráveis tendem a estar associados à

apreciação real do câmbio. Por fim, VIX e TCR apresenta correlações reduzidas, porém com sinal esperado.

Tabela 4: Matriz de correlação entre as séries

	TCR	BSPROD	BSREPR	BSPTF	BSPRECO	TDT	DIFFJUROS	PII	VIX
TCR	1.000	0.542	0.295	-0.601	0.401	-0.261	-0.366	-0.257	0.045
BSPROD	0.542	1.000	0.889	0.089	-0.351	-0.550	-0.577	-0.598	-0.139
BSREPR	0.295	0.889	1.000	0.382	-0.623	-0.703	-0.502	-0.711	-0.218
BSPTF	-0.601	0.089	0.382	1.000	-0.921	-0.277	0.154	-0.394	0.085
BSPRECO	0.401	-0.351	-0.623	-0.921	1.000	0.510	0.062	0.612	-0.008
TDT	-0.261	-0.550	-0.703	-0.277	0.510	1.000	0.452	0.830	0.112
DIFFJUROS	-0.366	-0.577	-0.502	0.154	0.062	0.452	1.000	0.416	0.102
PII	-0.257	-0.598	-0.711	-0.394	0.612	0.830	0.416	1.000	-0.082
VIX	0.045	-0.139	-0.218	0.085	-0.008	0.112	0.102	-0.082	1.000

Nota: A tabela apresenta os coeficientes de correlação linear de Pearson entre as variáveis utilizadas no modelo empírico. Valores próximos de 1 (-1) indicam forte correlação positiva (negativa).

5 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO

Esta seção apresenta a estratégia empírica adotada para a estimação da taxa real de câmbio brasileira de longo prazo. A metodologia combina uma especificação inspirada no arcabouço BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate), de Clark e Mac Donald (1998), com a abordagem econométrica ARDL (Autoregressive Distributed Lag) de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al.* (1999: 2001), permitindo a identificação simultânea das relações de longo prazo e das dinâmicas de curto prazo entre a taxa real de câmbio e seus fundamentos macroeconômicos, entre eles o diferencial de produtividade (BS).

5.1 EQUAÇÃO BASELINE

O modelo uniequacional BEER é amplamente empregado na literatura empírica sobre câmbio real, sendo adotado em estudos como os de Cheung, Chinn e Pascual (2005), MacDonald (2007), Kubota (2009), Marçal (2012), Hambur *et al.* (2015) e Marins, Areosa e Vicente (2025).

Nesse arcabouço, a taxa real de câmbio é modelada como função de um conjunto de fundamentos econômicos que refletem condições estruturais e financeiras.

Além disso, a partir dos testes de Bai e Perron (2003) - descritos no Apêndice - que permitem a identificação endógena de múltiplos pontos de mutação estrutural identificou-se a presença de quatro quebras estruturais na série histórica. Em função disso, optou-se pela estratégia de utilizar quatro variáveis *dummies* de intercepto (*step dummies*), visando capturar os deslocamentos de patamar da série e garantir a estabilidade dos parâmetros estimados para os fundamentos econômicos.

Todas as variáveis do modelo baseline são especificadas em nível, conforme descritas na subseção 4.3.

$$(17) \quad TCR_t = \beta_0 + \beta_1 BSPROD_t + \beta_2 TDT_t + \beta_3 DIFFJUROS \\ + PII_t + \beta_5 VIX_t \\ + DCRESCIMENTO_t + DDESACELERACAO_t + DREFORMAS_t + DCOVID_t + \varepsilon_t$$

onde:

TCR: Taxa real de câmbio brasileira. Taxa de câmbio nominal (Real/Dólar) ajustada pela razão de preço entre o país estrangeiro (EUA) e o país doméstico (Brasil).

β_0 : Termo de intercepto do modelo, que capta o nível médio da taxa real de câmbio não explicado pelas variáveis explicativas incluídas.

BSPROD: Diferencial de produtividade do trabalho setorial (Brasil/EUA)

Sinal esperado do β_1 : <0

Explicação: Pela hipótese BS, um crescimento do diferencial de produtividade estadunidense (país estrangeiro) em relação ao diferencial de produtividade brasileiro (país doméstico) resulta em depreciação real da taxa de câmbio do país doméstico.

TDT: Termos de Troca.

Sinal esperado do β_2 : <0

Explicação: Os termos de troca medem o valor dos preços das exportações relativos aos preços das importações. Quando TDT melhora, o país obtém mais bens importados por unidade de exportação, aumentando o poder de compra externo.

DIFFJUROS: Diferencial da taxa de juros real (SELIC/FEDFUNDS)

Sinal esperado do β_3 : <0

Explicação: Um diferencial de juros real mais elevado no Brasil amplia o rendimento líquido dos ativos locais e tende a atrair fluxos de capital estrangeiro interessados em prêmios maiores (*carry trade*), o que leva a apreciação real da taxa de câmbio.

PII: Posição Internacional de Investimentos Líquida

Sinal esperado de β_4 : <0

Explicação: A PII líquida representa o saldo entre ativos externos detidos pelo Brasil e passivos externos. Valores mais elevados significam posição externa mais saudável, menor risco país e maior confiança de investidores.

VIX: Índice de Volatilidade/Aversão ao Risco Global (Bolsa de Chicago)

Sinal esperado do β_5 : > 0

Explicação: Períodos de alta VIX refletem incerteza nos mercados financeiros, desencadeando fuga de capitais de mercados emergentes, como o Brasil, induzido a depreciação cambial real.

DCRESCIMENTO: Dummy step referente ao período 2006Q1 – 2011Q2

Justificativa: Identificado no teste de Bai e Perron (2003).

DDESACELERACAO: Dummy step referente ao período 2011Q3 – 2016Q1

Justificativa: Identificado no teste de Bai e Perron (2003).

DREFORMAS: Dummy step referente ao período 2016Q2 – 2019Q4

Justificativa: Identificado no teste de Bai e Perron (2003).

DCOVID: Dummy step referente ao período 2020Q1 – 2022Q4

Justificativa: Identificado no teste de Bai e Perron (2003).

5.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Os testes de raiz unitária de Zivot–Andrews (1992), que incorporam uma quebra estrutural endógena, indicam que as variáveis do modelo apresentam ordens de integração distintas, envolvendo uma combinação de séries estacionárias $I(0)$ e não estacionárias $I(1)$ em nível. Não obstante, todas as séries se tornam estacionárias $I(0)$ na primeira diferença.

Tabela 5: Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural (Zivot–Andrews)

Série	ZA (nível)	ZA (Δ)	Especificação	Ordem de Integração
TCR	0.664	< 0,01	Intercepto	I(1)
TCR	0.696	< 0,01	Tendência e intercepto	I(1)
BSPROD	0.030	N/A	Intercepto	I(0)
BSPROD	0.494	< 0,01	Tendência e intercepto	I(1)
BSREPR	< 0,01	N/A	Intercepto	I(0)
BSREPR	0.053	< 0,01	Tendência e intercepto	I(1)
BSPTF	> 0,99	< 0,01	Intercepto	I(1)
BSPTF	< 0,01	N/A	Tendência e intercepto	I(0)
BSPRECO	0.948	< 0,01	Intercepto	I(1)
BSPRECO	0.021	N/A	Tendência e intercepto	I(0)
TDT	0.568	< 0,01	Intercepto	I(1)
TDT	0.535	< 0,01	Tendência e intercepto	I(1)
DIFFJUROS	0.660	< 0,01	Intercepto	I(1)
DIFFJUROS	0.214	< 0,01	Tendência e intercepto	I(1)
PII	0.611	< 0,01	Intercepto	I(1)
PII	0.332	< 0,01	Tendência e intercepto	I(1)
VIX	< 0,01	N/A	Intercepto	I(0)
VIX	< 0,01	N/A	Tendência sem intercepto	I(0)

Notas: ZA refere-se ao teste de Zivot–Andrews com uma quebra estrutural endógena. Os valores reportados correspondem aos *p-valores*. N/A indica que o teste em diferença não foi requerido. A ordem de integração é definida ao nível de 5%.

Esse resultado fundamenta a adoção da estratégia de estimação baseada no modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL). Tal abordagem permite a inclusão de regressoras com diferentes ordens de integração, desde que não superiores a I(1).

5.3 JUSTIFICATIVA DO MODELO ARDL

A adoção do modelo ARDL, em preferência ao VECM (Modelo Vetorial de Correção de Erros), fundamenta-se em três aspectos. Em primeiro lugar, o ARDL relaxa restrições associadas ao VECM no que se refere a exigência de homogeneidade na ordem de integração das variáveis. Em particular, o procedimento

do *Bounds Test* permite a análise conjunta de variáveis integradas de ordem zero e um, desde que não haja integração de segunda ordem ou superior.

Em segundo lugar, a estratégia empírica adotada apresenta natureza uniequacional, em consonância com o arcabouço BEER, de Clark e Mac Donald (1998), cujo objetivo consiste em estimar uma relação de equilíbrio de longo prazo para a taxa real de câmbio condicionada a um conjunto de fundamentos econômicos, sem a modelagem explícita de um sistema completo de interdependências simultâneas. Nessa configuração, o ARDL viabiliza a estimação de uma única equação, reduzindo a perda de graus de liberdade associada à estimação de sistemas vetoriais, particularmente em amostras de dimensão limitada.

Em terceiro lugar, a literatura documenta que o modelo ARDL apresenta desempenho estatístico consistente em amostras pequenas, mesmo na presença de diferentes ordens de integração entre as variáveis explicativas, conforme discutido em Pesaran, *et al.* (2001) e Narayan (2005).

No que se refere à endogeneidade e à causalidade reversa, reconhece-se que a relação entre a taxa de câmbio real (TCR) e seus fundamentos dificilmente é unidirecional, de modo que determinadas variáveis explicativas podem reagir contemporaneamente às variações da própria TCR. Essa interação simultânea pode gerar correlação entre as regressoras e o termo de erro, configurando um problema típico de endogeneidade em modelos dinâmicos (WOOLDRIDGE, 2010). No âmbito dos modelos cambiais, tal questão constitui um desafio recorrente, dado que os fundamentos macroeconômicos e a taxa de câmbio tendem a se determinar mutuamente ao longo do tempo (SARNO, 2002; CHINN, 2006). Na equação baseline deste estudo, a possibilidade de simultaneidade manifesta-se por diferentes canais, refletindo a natureza interdependente entre a TCR e as variáveis explicativas:

- i. Diferencial de Produtividade (*BS*): Embora a teoria proponha que ganhos relativos de eficiência apreciam o câmbio real, uma TCR persistentemente valorizada pode gerar um processo de desindustrialização precoce, desestimulando investimentos em capital fixo e P&D, o que reduz a produtividade futura (causalidade reversa via 'doença holandesa' ou perda de aprendizado tecnológico) (PALMA, 2005; BRESSER-PEREIRA, 2010).

- ii. Termos de Troca (*TDT*): Choques nos preços de *commodities* tendem a apreciar o câmbio; contudo, a própria volatilidade cambial pode afetar as decisões de produção e exportação de setores intensivos em recursos, alterando a composição e os preços relativos da pauta comercial no longo prazo.
- iii. Diferencial de Juros (*DIFFJUROS*): Se por um lado o juro atrai capital (carry trade), por outro, o Banco Central frequentemente utiliza a taxa de juros como instrumento de resposta a choques cambiais para ancorar expectativas inflacionárias, estabelecendo uma reação endógena da política monetária às flutuações da TCR.
- iv. Posição Internacional de Investimento (*PII*): Uma melhora na PII fortalece a moeda, mas uma depreciação cambial significativa altera o valor contábil dos ativos e passivos externos denominados em moeda estrangeira (efeito avaliação), modificando a *PII* independentemente de novos fluxos financeiros.
- v. Índice de volatilidade (*VIX*): Embora o *VIX* seja amplamente exógeno à economia brasileira, episódios de fuga para a qualidade (*fly-to-quality*) que depreciam a TCR podem, em casos extremos de economias sistêmicas, retroalimentar a percepção de risco em mercados emergentes.

A adoção do arcabouço ARDL visa mitigar vieses de estimativa decorrentes da correlação serial e da endogenidade. Ao incorporar uma estrutura de defasagens distribuídas para as variáveis dependente e independentes, o procedimento visa garantir que o termo de erro se comporte como um processo de ruído branco, tornando-o ortogonal às regressoras contemporâneas. Essa modelagem captura a dinâmica de ajustamento de curto prazo e permite que os coeficientes de longo prazo representem uma relação de equilíbrio consistente, mesmo diante de regressores potencialmente endógenos, desde que o modelo seja adequadamente especificado.

A abordagem ARDL mitiga essa questão ao incorporar defasagens da variável dependente e das explicativas, o que reduz a correlação contemporânea e impõe uma ordenação temporal ao modelo. Todavia, em virtude da complexidade dessas interdependências, os coeficientes obtidos devem ser interpretados como

associações condicionais de longo prazo, e não como relações causais estruturais estritas.

5.4 FORMA GERAL DO MODELO ARDL

O modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas, denotado por ARDL (p, q_1, \dots, q_k) , é uma estrutura econométrica utilizada para modelar a relação dinâmica entre séries temporais. Para uma variável dependente y_t e k variáveis explicativas $x_{j,t}$ o modelo pode ser representado, em sua forma geral, por uma equação que relaciona o valor atual de y_t às suas próprias defasagens e aos valores atuais e defasados das variáveis explicativas.

$$(18) \quad y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{q_j} \beta_{j,l} x_{j,t-l} + \varepsilon_t,$$

onde $t = 1, \dots, T$ denota o período temporal, p representa o número de defasagens da variável dependente, q_j corresponde ao número de defasagens da j -ésima variável explicativa, c é o intercepto e ε_t é o termo de erro aleatório, assumido com média zero e variância constante. Os parâmetros ϕ_i e $\beta_{j,l}$ representam os coeficientes associados à variável dependente defasada e às variáveis explicativas (e suas defasagens), respectivamente. No contexto deste estudo, y_t representa a TCR enquanto o vetor $x_{j,t}$ engloba os fundamentos descritos na equação baseline.

A partir da Equação (18) é possível reparametrizar o modelo ARDL na forma de um Modelo de Correção de Erros (ECM). Essa representação permite separar explicitamente os componentes de longo e de curto prazo do modelo.

$$(19) \quad \Delta y_t = c_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{q_j-1} \delta_{j,l} \Delta x_{j,t-l} + \mu_t.$$

Nesta formulação, Δ é o operador de primeira diferença. Os termos em nível, y_{t-1} e $x_{j,t-1}$, representam a relação de equilíbrio de longo prazo entre a TCR e seus fundamentos (equação baseline). Os coeficientes ρ e θ_j são utilizados para compor a relação de equilíbrio, enquanto γ_i e $\delta_{j,l}$ representam a dinâmica de curto prazo. Os coeficientes de longo prazo L_j associados a cada fundamento da equação baseline são derivados da razão entre os parâmetros dos níveis defasados,

$$(20) \quad L_j = -\frac{\theta_j}{\rho}, \quad j = 1, \dots, k.$$

Essa transformação permite validar os sinais esperados para cada variável explicativa no horizonte de longo prazo. A existência da relação de longo prazo é avaliada por meio do Bounds Test, cuja hipótese nula é dada por:

$$(21) \quad H_0: \rho = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = 0.$$

No contexto deste trabalho, o teste verifica se os fundamentos macroeconômicos em nível $x_{j,t-1}$ exercem impacto estatisticamente significativo sobre a trajetória da TCR no longo prazo. Valores da estatística F do Bounds Test acima do limite superior crítico $I(1)$ levam à rejeição da hipótese nula de ausência de relação de longo prazo, confirmando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. Quando a estatística F é inferior ao limite inferior crítico $I(0)$, não se rejeita a hipótese nula, indicando ausência de relação de longo prazo e invalidando a interpretação econômica dos coeficientes estimados em nível. Caso a estatística F situe-se entre os dois limites críticos, o resultado é inconclusivo, não sendo possível estabelecer decisão estatística quanto à existência de relação de longo prazo.

Uma vez confirmada a relação de longo prazo, a dinâmica de curto prazo do sistema é analisada por meio do Modelo de Correção de Erros, que pode ser escrito como:

$$(22) \quad \Delta y_t = c_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{q_j-1} \delta_{j,l} \Delta x_{j,t-l} + \lambda ECT_{t-1} + \mu_t,$$

onde ECT_{t-1} representa o termo de correção de erros, obtido a partir dos resíduos da relação de equilíbrio entre a TCR e os fundamentos. Espera-se que $\lambda < 0$ e estatisticamente significativo, indicando a velocidade com que os desvios da taxa real de câmbio em relação ao seu equilíbrio são corrigidos ao longo do tempo.

3.2.3 Especificação funcional

A especificação funcional adotada é do tipo log-log, com aplicação do logaritmo natural à variável dependente e às variáveis explicativas contínuas. Essa transformação permite interpretar diretamente os coeficientes como elasticidades, facilitando a análise dos impactos percentuais dos fundamentos sobre a taxa real de

câmbio. Ademais, o uso de logaritmos contribui para a estabilização da variância, reduz potenciais problemas de heterocedasticidade e auxilia na linearização de relações não lineares.

A seleção das defasagens do modelo ARDL (p, q_1, \dots, q_k) é realizada com base no Critério de Informação de Schwarz (BIC), que penaliza de forma mais rigorosa a inclusão excessiva de parâmetros, favorecendo especificações parcimoniosas. No contexto de amostras relativamente pequenas, essa estratégia evita sobreparametrização e perda de graus de liberdade, permitindo que as dinâmicas de curto prazo sejam capturadas sem comprometer a consistência das estimativas.

Quanto à estrutura determinística, adota-se o Caso III de Pesaran *et al.* (2001), com intercepto irrestrito e ausência de tendência determinística. Para assegurar inferências robustas, empregam-se erros-padrão HAC segundo Newey e West (1987), garantindo consistência da matriz de variância-covariância na presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

5.5 ESPECIFICAÇÃO LOG-LOG E TRANSFORMAÇÃO DE VARIÁVEIS

A especificação funcional do modelo de estimação adotará a forma log-log, na qual aplica-se o logaritmo natural tanto sobre a variável dependente quanto sobre as variáveis explicativas contínuas. Essa transformação justifica-se, primeiramente, por permitir a interpretação direta dos coeficientes estimados como elasticidades, o que facilita a análise do impacto percentual de cada fundamento sobre a taxa real de câmbio. Além disso, o uso de logaritmos auxilia na estabilização da variância das séries, mitigando potenciais problemas de heterocedasticidade, e contribui para a linearização de relações não lineares, aproximando a distribuição dos dados à normalidade (WOOLDRIDGE, 2010; GUJARATI & PORTER, 2010).

5.6 SELEÇÃO DAS DEFASAGENS

A escolha da ordem ótima de defasagens do modelo ARDL (p, q_1, \dots, q_k) segue o Critério de Informação de Schwarz (1978), também conhecido como Critério de Informação Bayesiano (BIC). Este procedimento seleciona o número de defasagens que minimiza o valor do critério, penalizando estritamente modelos com excesso de parâmetros. Diferente de outros critérios, o BIC é consistente na seleção

da ordem correta do modelo sob condições de amostras suficientemente grandes, apresentando uma penalidade superior à do Critério de Akaike (AIC).

Conforme aponta Enders (2014), a busca por especificações parcimoniosas é fundamental para evitar a sobreparametrização, sobretudo em amostras pequenas, visto que a perda de graus de liberdade pode comprometer a eficiência e a consistência das estimativas dos coeficientes. No contexto do ARDL, a aplicação do BIC permite que o número de defasagens para a variável dependente (p) e para cada uma das k variáveis explicativas (q_j) seja determinado de forma independente, garantindo que a dinâmica de ajuste de curto prazo seja capturada sem inflar desnecessariamente a variância dos estimadores.

5.7 SELEÇÃO DA TENDÊNCIA DETERMINÍSTICA

No que tange à especificação determinística (*trend specification*), o modelo será estimado adotando-se a premissa de intercepto irrestrito e ausência de tendência determinística, conhecido na literatura como 'Caso III' de Pesaran *et al.* (2001). Essa escolha justifica-se pela natureza das variáveis econômicas que tendem a apresentar derivas (*drifts*) estocásticas, mas não necessariamente tendências lineares determinísticas de longo prazo que justificariam a inclusão de um termo de tendência na equação base.

5.8 ERROS-PADRÃO ROBUSTOS (HAC)

Para garantir a robustez das inferências em modelos de séries temporais, empregam-se erros-padrão com correção HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent), seguindo o estimador de Newey e West (1987), que fornece uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância dos parâmetros na presença simultânea de heteroscedasticidade e autocorrelação de forma não especificada.

Embora o modelo ARDL inclua defasagens de variáveis endógenas e exógenas para capturar parte da dinâmica temporal, isso não assegura necessariamente que os resíduos sejam livres de autocorrelação ou de variação não constante. A correção HAC não elimina a dependência serial nos resíduos, mas a incorpora na estimativa

da matriz de covariância, de modo que as estatísticas de teste t e F mantenham propriedades assintoticamente válidas mesmo sob violações das suposições clássicas de homoscedasticidade e ausência de autocorrelação.

5.9 ESTRATÉGIA DE ROBUSTEZ

Assim como descrito na seção Dados, a principal estratégia de robustez consiste na substituição direta da variável BSPROD, Equação (13), por *proxies* alternativas do efeito BS (BSREPR, BSPTF e BSPRECO). Essa substituição tem como objetivo verificar se os resultados empíricos associados ao diferencial de produtividade permanecem estáveis quando o efeito é captado por diferentes medidas. Todas as demais variáveis explicativas, bem como a especificação econométrica e o período amostral, são mantidos constantes, assegurando a comparabilidade direta entre as estimações.

Um outro ponto a se destacar é que embora o modelo ARDL ofereça flexibilidade quanto à dinâmica e às ordens de integração das variáveis, sua aplicação em contextos com múltiplas quebras estruturais apresenta limitações. A inclusão simultânea de diversas quebras pode comprometer a estabilidade dos parâmetros de longo prazo e elevar excessivamente o número de regressores.

Particularmente, o uso de quatro *dummies* de degrau (*step dummies*) reduz consideravelmente os graus de liberdade. Em modelos paramétricos, cada parâmetro adicional consome informação amostral, o que eleva a variância dos estimadores e reduz o poder estatístico dos testes (GREENE, 2018; WOOLDRIDGE, 2010).

Para mitigar essas limitações, adotou-se o teste de Chow (1960), que identificou uma quebra estrutural estatisticamente significativa no primeiro trimestre de 2012, período em que marca o começo da desaceleração econômica brasileira. Os resultados encontram-se no Apêndice.

Com base nesse resultado, a segunda estratégia de robustez fundamenta-se em uma redução paramétrica, substituição as quatro *dummies step* originais (DCRESCIMENTO, DDESACELERACAO, DREFORMAS, DCOVID) por uma única *dummy step* (DNOVOREGIME), sinalizando o ponto de quebra.

A terceira estratégia de robustez baseia-se na estimação do modelo em duas subamostras, considerando o ponto de quebra estrutural identificada. A primeira subamostra compreende o período pré-quebra (de 2003.Q1 até 2011.Q4), enquanto a segunda abrange o período pós-quebra (de 2012.Q1 até 2023.Q4). Essa abordagem permite verificar a consistência e estabilidade dos coeficientes estimados.

5.10 TESTES DIAGNÓSTICOS E VALIDAÇÃO ESTATÍSTICA

A validade estatística das estimativas e a robustez das inferências são asseguradas pela aplicação de testes diagnósticos sobre os resíduos da equação de correção de erros. Esse procedimento visa verificar se as premissas clássicas do modelo de regressão linear são atendidas, garantindo que os estimadores sejam os melhores estimadores lineares não tendenciosos (BLUE). O protocolo de validação compreende:

1. Teste de Autocorrelação Serial (Breusch-Godfrey): Utilizado para verificar a independência dos resíduos. A hipótese nula H_0 postula a ausência de autocorrelação até a ordem p , sendo essencial para evitar que a significância dos coeficientes seja artificialmente inflada (BREUSCH, 1978; GODFREY, 1978).
2. Teste de Heterocedasticidade (Breusch-Pagan-Godfrey / White): Aplica-se para confirmar a homocedasticidade, ou seja, se a variância dos resíduos é constante ao longo do tempo. O teste de White (1980) é particularmente relevante por ser robusto contra formas genéricas de heterocedasticidade que podem invalidar os erros-padrão.
3. Teste de Normalidade (Jarque-Bera): Examina se a distribuição dos resíduos segue uma distribuição normal, baseando-se nos coeficientes de assimetria (*skewness*) e curtose. A aceitação da hipótese nula de normalidade é um pré-requisito para a validade dos testes de hipótese t e F em amostras finitas (JARQUE; BERA, 1980).
4. Teste de Erro de Especificação (Ramsey RESET): Empregado para verificar a adequação da forma funcional do modelo. O teste avalia se potências das variáveis independentes têm poder explicativo adicional, o que indicaria a

omissão de variáveis relevantes ou uma relação não linear mal especificada (RAMSEY, 1969).

5.10 ESTABILIDADE DOS PARÂMETROS

A estabilidade dos parâmetros é verificada por meio dos testes de soma acumulada (CUSUM) e de soma acumulada de quadrados (CUSUMSQ), baseados nos resíduos recursivos da equação de correção de erros, conforme proposto por Brown, Durbin e Evans (1975). O teste CUSUM detecta mudanças sistemáticas nos coeficientes, enquanto o CUSUMSQ foca na estabilidade da variância, sendo sensível a quebras estruturais súbitas que variáveis *dummy* podem não ter exaurido. Para que a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e seus fundamentos seja considerada robusta, as estatísticas de ambos os testes devem permanecer dentro das bandas de confiança de 5%, garantindo que o modelo seja resiliente a choques macroeconômicos ao longo do horizonte temporal.

6 ESTIMATIVAS

Esta seção apresenta as estimativas da taxa real de câmbio (TCR) brasileira fundamentadas na métrica de produtividade BSPROD, que possui maior aderência ao modelo teórico. Utilizando o arcabouço ARDL com teste de fronteira o objetivo é testar a robustez empírica do canal de produtividade e sua sensibilidade a quebras estruturais, segmentando a amostra entre os períodos pré-desaceleração (2003-2011) e pós-desaceleração (2012-2023).

6.1 ESTIMATIVA DA TCR COM BSPROD

A Tabela 7 reporta as estimativas do modelo ARDL tendo a proxy BSPROD como especificação baseline do estudo. Diferentemente das demais proxies, BSPROD reproduz de forma mais próxima a estrutura teórica da Equação (11), ao capturar explicitamente o diferencial completo de produtividade entre setores transacionáveis e não transacionáveis no Brasil relativamente aos EUA. Por essa razão, a análise desta seção concentra-se de forma mais detalhada na interpretação econômica dos coeficientes, na magnitude das elasticidades estimadas e na comparação com a literatura empírica brasileira e internacional.

Os resultados indicam ausência de relação de longo prazo entre a TCR e os fundamentos quando considerada a amostra completa, tanto na especificação com quatro quebras estruturais quanto naquela com uma única quebra. O Bound Test não ultrapassa o limite superior crítico em nível convencional, não rejeitando a hipótese nula de inexistência de relação de longo prazo. Esse resultado sugere que, no período 2003:T1–2023:T4, a relação entre o diferencial setorial de produtividade e taxa real de câmbio não se manteve estável ao longo de todo o horizonte amostral, possivelmente em virtude de mudanças estruturais associadas ao regime macroeconômico, ao ciclo de *commodities* e aos choques globais.

Quando a amostra é segmentada no ponto de quebra 2012Q1, identifica-se evidência de relação de longo prazo nos dois subperíodos. No período pré-2012, o coeficiente de longo prazo de $\log(\text{BSPROD})$ é igual a 2,236 ($p < 0,01$), enquanto no período pós-2012 é igual a 2,583 ($p < 0,01$). Dado que a especificação é log-log, esses valores podem ser interpretados como elasticidades: um aumento de 1% no

diferencial de produtividade relativa está associado a um aumento de aproximadamente 2,2% a 2,6% na TCR de equilíbrio de longo prazo.

O sinal positivo estimado não é consistente com a previsão do modelo BS, segundo a qual ganhos relativos de produtividade do país mais produtivo (EUA) deveriam estar associados à depreciação real da taxa de câmbio do país menos produtivo (Brasil). Tais resultados divergem dos achados da literatura nacional, conforme apresentado na tabela 6.

Tabela 6: Coeficientes do efeito BS na literatura brasileira

Autor	Coeficiente BS estimado (forma funcional)
Sampaio (2008, p. 11)	-0,017* (log)
Cervantes (2021, p. 34)	-0,018*** (log)
Marins, Areosa e Vicente (2025, p. 12) – pré-COVID-19	-14,08*** (nível)
Marins, Areosa e Vicente (2025, p. 12) – COVID-19	-10,31*** (nível)

Notas: A tabela apresenta os coeficientes estimados associados ao efeito BS em estudos empíricos para o Brasil. ***, ** e * indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente, conforme reportado em cada estudo. Fonte: Elaboração própria com base nos estudos citados.

Sugere-se três possibilidades interpretativas para o sinal positivo encontrado, que diverge da teoria convencional. A primeira reside na disparidade metodológica quanto à escolha das *proxies* de produtividade. Enquanto os estudos referenciados utilizam o PIB per capita e o diferencial de preços como medidores do efeito BS a utilização, por parte deste trabalho, de dados refinados da produtividade (Observatório da Produtividade Régis Bonelli/ FGV-IBRE) pode capturar dinâmicas de produtividade setorial mais precisas que não são estavam sendo refletidas em indicadores agregados.

A segunda explicação fundamenta-se na expressiva inércia inflacionária brasileira em relação à estadunidense, conforme apontado por Abrita et al. (2020). Dado que, historicamente, a inflação média no Brasil - por fatores institucionais como políticas de indexação - supera a dos EUA, e desta forma o câmbio doméstico não se deprecia em termos reais, como deveria ocorrer.

A terceira explicação fundamenta-se na tese de Gubler e Sax (2014, 2019), que propõem a reversão do efeito BS devido ao progresso tecnológico enviesado em favor da qualificação (SBTC). O aumento da produtividade do capital gera um efeito de expulsão de mão de obra (*labor-repellent*) no setor transacionável que, ao reduzir a

demanda agregada por trabalho e os salários reais, derruba os preços dos não transacionáveis e causa a depreciação real da taxa de câmbio real do país mais produtivo, invertendo a lógica clássica.

No que se refere à dinâmica de curto prazo, o termo de correção de erros apresenta coeficientes negativos e estatisticamente significativos nos subperíodos. Na amostra pré-2012, o ECM(-1) é igual a $-1,580$ ($p < 0,01$), indicando velocidade de ajuste elevada e possível sobreajuste no período subsequente ao choque. No pós-2012, o coeficiente é $-0,213$ ($p < 0,01$), sugerindo que aproximadamente 21% do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo é corrigido a cada trimestre.

Quanto às variáveis de controle, observa-se que PII e VIX apresentam sinais consistentes com a literatura em ambos os subperíodos, em linha com Marins, Areosa e Vicente (2025) e reforçando a robustez do canal financeiro na determinação da TCR. No período pré-2012, a elasticidade da PII é de $-0,560$ ($p < 0,01$), enquanto no período pós-2012 o valor é de $-0,567$ ($p < 0,05$). Esse resultado indica que uma melhora de 1% na posição externa líquida está associada a uma apreciação real da taxa de câmbio de aproximadamente 0,56% a 0,57%.

Para o risco global, as elasticidades estimadas para o VIX foram de $0,355$ ($p < 0,01$) e $0,593$ ($p < 0,01$) para o primeiro e segundo subperíodos, respectivamente. A natureza positiva dos coeficientes aponta para o esperado, depreciação da taxa real de câmbio brasileira em momentos de estresse global. A intensificação desse efeito no segundo recorte sugere o peso das incertezas trazidas pela pandemia e pelos conflitos geopolíticos recentes.

O diferencial de juros reais apresenta elasticidade negativa no período pré-2012 ($-0,007$), porém torna-se positivo a partir da desaceleração ($0,107$), sugerindo que juros reais mais elevados passaram a sinalizar maior risco macroeconômico, como observa Bacen (2019).

Os termos de troca apresentam sinal positivo nos dois subperíodos, divergindo do esperado e da evidência empírica para o Brasil. Este resultado pode estar associado à atuação da política cambial via acumulação de reservas internacionais, conforme destaca Aizenman *et al.* (2024, p.5-6). Um choque positivo nos termos de troca tende a apreciar a taxa de câmbio doméstica; contudo, se o Banco Central

absorve parte da receita externa comprando reservas em moeda estrangeira, a expansão monetária resultante pressiona pela depreciação real.

Os testes diagnósticos não indicam autocorrelação residual nas especificações com quatro quebras e no subperíodo pré-2012, mas apontam correlação no pós-2012. Há heterocedasticidade na especificação com uma quebra e no pré-2012. O teste Jarque–Bera não rejeita normalidade dos resíduos e o RESET confirma adequada forma funcional.

Os testes CUSUM/CUSUMSQ indicam estabilidade na especificação com quatro quebras e nos dois subperíodos, enquanto a versão com uma quebra apresenta instabilidade, sugerindo que múltiplas quebras capturam melhor as mudanças estruturais do período.

Tabela 7: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSPROD

Variáveis/Testes	(1) 4 quebras	(2) 1 quebra	(3) Pré-2012	(4) Pós-2012
<i>Longo prazo:</i>				
Bound Test	Inconclusivo (10%)	Não (10%)	Sim (1%)	Sim (1%)
<i>Dinâmica de curto prazo:</i>				
ECM(-1)	-0,303***	–	-1,580***	-0,213***
<i>Coefficientes de longo prazo:</i>				
log(BSPROD)	–	–	2,236***	2,583***
log(TDT)	–	–	1,110***	2,762***
log(DIFFJUROS)	–	–	-0,007***	0,107**
log(PII)	–	–	-0,560***	-0,567**
log(VIX)	–	–	0,355***	0,593***
<i>Testes diagnósticos:</i>				
Correlação serial (BG LM)	Não	Não	Não	Sim
Heterocedasticidade (BP-G)	Não	Sim	Sim	Não
Normalidade (Jarque–Bera)	Sim	Sim	Sim	Sim
Forma funcional (RESET)	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Estabilidade dos coeficientes.</i>				
CUSUM / CUSUMSQ	Estável	Instável	Estável	Estável

Notas: Os coeficientes são reportados em logaritmos. ***, ** e * denotam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. ECM(-1) é reportado apenas para especificações com evidência de relação de longo prazo. “Sim” (“Não”) indica rejeição (não rejeição) da hipótese nula.

7 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

A análise de robustez reestima a equação baseline substituindo BSPROD pelas proxies BSREPR, BSPTF e BSPRECO, mantendo-se inalterado o conjunto de controles e a estratégia de identificação de quebras estruturais. O objetivo é avaliar a sensibilidade dos resultados à mensuração do diferencial de produtividade e à especificação de quebras.

Na Tabela 8, ao estimar com BSREPR (que capta apenas os subsetores mais representativos dos setores transacionáveis e não transacionáveis), identifica-se evidência de relação de longo prazo na especificação com quatro quebras e no subperíodo pré-2012. Contudo BSREPR não é significativo.

No subperíodo pré-2012, o coeficiente de BSREPR é 1,468 ($p < 0,01$). Cabe destacar que BSREPR continua a apresentar sinal fora do esperado em relação a teoria BS mesmo após se retirar o ‘viés agropecuário’, presente em BSPROD, o que confere robustez para os resultados.

No que se refere aos controles, DIFFJUROS, PII e VIX mantêm sinais esperados, sendo a PII a variável mais consistentemente significativa e com sinal negativo ao longo das estimações -0,487 (quatro quebras) e -0,340 (uma quebra), TOT mantém o sinal fora do esperado, mesmo com a troca da *proxy* relativa ao efeito BS, reforçando a conclusão de Aizenman *et al.* (2024).

Não há evidência de autocorrelação residual nas especificações com quatro quebras, uma quebra e no subperíodo pré-2012, mas há no pós-2012. Detecta-se heterocedasticidade em todas as estimações. O teste de normalidade não é rejeitado e o RESET indica especificação adequada.

Os testes de estabilidade apontam coeficientes estáveis na especificação com quatro quebras e no subperíodo pré-2012, porém instabilidade na versão com uma quebra (assim como BSPROD) e no subperíodo pós-2012.

Tabela 8: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSREPR

Variáveis/Testes	(1) 4 quebras	(2) 1 quebra	(3) Pré-2012	(4) Pós-2012
<i>Longo Prazo:</i>				

Bound Test	Sim (10%)	Não (10%)	Sim (1%)	Inconclusivo (5%)
<i>Dinâmica de curto prazo:</i>				
ECM(-1)	-0,301***	–	-2,607***	-0,078***
<i>Coefficientes de longo prazo:</i>				
log(<i>BSREPR</i>)	-0,342	–	1,468***	–
log(<i>TDT</i>)	-0,117	–	1,125***	–
log(<i>DIFFJUROS</i>)	-0,033**	–	-0,089***	–
log(<i>PII</i>)	-0,487***	–	-0,340***	–
log(<i>VIX</i>)	0,042**	–	0,659***	–
<i>Testes diagnósticos:</i>				
Correlação serial (BG LM)	Não	Não	Não	Sim
Heterocedasticidade (BP-G)	Sim	Sim	Sim	Sim
Normalidade (Jarque–Bera)	Sim	Sim	Sim	Sim
Forma funcional (RESET)	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Estabilidade dos coeficientes.</i>				
CUSUM / CUSUMSQ	Estável	Instável	Estável	Instável

Notas: Os coeficientes são reportados em logaritmos. ***, ** e * denotam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. ECM(-1) é reportado apenas para especificações com evidência de relação de longo prazo. “Sim” (“Não”) indica rejeição (não rejeição) da hipótese nula.

Na Tabela 9, utilizando BSPTF, observa-se evidência de relação de longo prazo apenas na especificação com quatro quebras estruturais. O coeficiente estimado de longo prazo para BSPTF é aproximadamente $-0,97$ ($p < 0,05$), indicando que um aumento de 1% na produtividade total dos fatores relativa está associado à depreciação real da taxa de câmbio brasileira em cerca de 0,97% da TCR. O sinal negativo é consistente com a previsão do modelo BS, vai de encontro com Sampaio (2008), Cervantes (2021) e Marins, Areosa e Vicente (2025) e reforça que a crescente disparidade de ganhos tecnológicos entre Brasil e EUA pode estar agindo estruturalmente sobre a taxa real de câmbio.

Ademais, mesmo após a troca da proxy relativa ao efeito BS, PII e VIX mantém-se com sinal esperado, coeficientes significativos e magnitude próxima das estimações anteriores, o que confere robustez aos resultados.

Quanto aos testes diagnósticos, não há evidência de autocorrelação residual. A heterocedasticidade é detectada na especificação com quatro quebras e no pré-2012. O teste de normalidade não é rejeitado e o RESET confirma forma funcional adequada. CUSUM/CUSUMSQ indicam estabilidade na **especificação com quatro**

quebras e no pré-2012, mas instabilidade na versão com uma quebra e no pós-2012 (assim como BSPROD e BSREPR).

Tabela 9: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSPTF

Variáveis/Testes	(1) 4 quebras	(2) 1 quebra	(3) Pré-2012	(4) Pós-2012
<i>Longo Prazo:</i>				
Bound Test	Sim (5%)	Inconclusivo (10%)	Não (10%)	Não (10%)
<i>Dinâmica de curto prazo:</i>				
ECM(-1)	-0,345***	-0,152***	–	–
<i>Coefficientes de longo prazo:</i>				
log(<i>BSPTF</i>)	-0,968***	–	–	–
log(<i>TDT</i>)	-0,153	–	–	–
log(<i>DIFFJUROS</i>)	0,013	–	–	–
log(<i>PII</i>)	-0,451***	–	–	–
log(<i>VIX</i>)	0,600**	–	–	–
<i>Testes diagnósticos:</i>				
Correlação serial (BG LM)	Não	Não	Não	Não
Heterocedasticidade (BP-G)	Sim	Não	Sim	Não
Normalidade (Jarque–Bera)	Sim	Sim	Sim	Sim
Forma funcional (RESET)	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Estabilidade dos coeficientes.</i>				
CUSUM / CUSUMSQ	Estável	Instável	Estável	Instável

Notas: Os coeficientes são reportados em logaritmos. ***, ** e * denotam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. ECM(-1) é reportado apenas para especificações com evidência de relação de longo prazo. “Sim” (“Não”) indica rejeição (não rejeição) da hipótese nula.

Por fim, na tabela 10, a proxy BSPRECO não apresenta evidência robusta de relação de longo prazo nas especificações consideradas. A ausência de significância estatística reforça a interpretação de que o diferencial de preços setoriais pode refletir choques de oferta e rigidezes institucionais (ANDRADE; PALLUDETTO, 2019).

Há autocorrelação residual apenas no pré-2012. A heterocedasticidade ocorre na especificação com uma quebra. O teste de normalidade não é rejeitado e o RESET indica inadequação funcional apenas no pré-2012. Quanto à estabilidade dos parâmetros, os testes CUSUM e CUSUMSQ indicam instabilidade na especificação com uma quebra estrutural e nos subperíodos, reforçando a ausência de relação estrutural robusta entre BSPRECO e a TCR ao longo do período analisado.

Tabela 10: Estimativas ARDL para a taxa real de câmbio brasileira (TCR) com a proxy BSPRECO

Variáveis/Testes	(1) 4 quebras	(2) 1 quebra	(3) Pré-2012	(4) Pós-2012
<i>Longo Prazo:</i>				
Bound Test	Inconclusivo (10%)	Não (10%)	Não (10%)	Não (10%)
<i>Dinâmica de curto prazo:</i>				
ECM(-1)	-0.303***	–	–	–
<i>Coefficientes de longo prazo:</i>				
log(BSPRECO)	–	–	–	–
log(TDT)	–	–	–	–
log(DIFFJUROS)	–	–	–	–
log(PII)	–	–	–	–
log(VIX)	–	–	–	–
<i>Testes diagnósticos:</i>				
Correlação serial (BG LM)	Não	Não	Sim	Não
Heterocedasticidade (BP-G)	Não	Sim	Não	Não
Normalidade (Jarque–Bera)	Sim	Sim	Sim	Sim
Forma funcional (RESET)	Sim	Sim	Não	Sim
<i>Estabilidade dos coeficientes.</i>				
CUSUM / CUSUMSQ	Estável	Instável	Instável	Instável

Notas: Os coeficientes são reportados em logaritmos. ***, ** e * denotam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. ECM(-1) é reportado apenas para especificações com evidência de relação de longo prazo. “Sim” (“Não”) indica rejeição (não rejeição) da hipótese nula.

8 CONCLUSÃO

Este estudo investigou a validade do efeito Balassa-Samuelson (BS) no Brasil (2003–2023) utilizando o arcabouço BEER e o modelo ARDL, testando se aumentos do diferencial de produtividade dos EUA, face ao diferencial de produtividade brasileiro, resultam em depreciação real da taxa de câmbio brasileira sob diferentes métricas de produtividade e diferentes regimes amostrais. Os resultados indicam evidência para o efeito BS, porém o efeito é sensível à especificação utilizada.

A *proxy* de Produtividade Total dos Fatores (BSPTF) apresentou sinal teoricamente esperado e elasticidade de aproximadamente um para um. Em contraste, as *proxies* de produtividade do trabalho (BSPROD e BSREPR), embora conceitualmente mais próximas do modelo teórico original, apresentaram coeficientes positivos e significativos, divergindo da previsão clássica. As pressões inflacionárias sobre economia brasileira - por fatores como políticas de indexação, como menciona Abrita *et al.* (2020) – sugere ser um canal explicativo para os coeficientes BSPROD e BSREPR. Todavia, a crescente reversão do efeito BS devido a fatores de incorporação tecnológica (que reduz o canal produtividade-salários), como apontado por Gubler e Sax (2014, 2019), oferece uma explicação que se mostra ainda mais consistente com a evidência empírica internacional.

A ausência de significância estatística da *proxy* BSPRECO reforça que indicadores baseados em preços setoriais podem ser contaminados por fatores não relacionados diretamente a produtividade (como políticas monetárias e choques de oferta e demanda), sugerindo que esta métrica pode ser inadequada para capturar o choque tecnológico puro.

O estudo apresenta limitações importantes. Primeiro, o período amostral relativamente curto (84 observações trimestrais) reduz o poder estatístico dos testes, especialmente nas subdivisões por subperíodos. Segundo, as *proxies* de produtividade podem não capturar integralmente o diferencial tecnológico setorial, sobretudo em uma economia com elevada heterogeneidade estrutural como a brasileira, sendo necessário estudos futuros que controle para fatores como o capital humano e o tamanho relativo setorial.

Em relação aos controles, a posição internacional de investimentos e o índice de volatilidade se mostram significativas e com sinal esperado na maioria das especificações, sendo um indicativo de robustez da determinação dos fluxos financeiros sobre a taxa real de câmbio no longo prazo. A magnitude destes fundamentos, em conjunto, é maior que a magnitude do efeito BS, em todos os cenários.

Apesar da confirmação do efeito, a divergência de resultados - quando utilizadas distintas *proxies* BS - indica que formuladores de políticas e agentes de mercado devem ser cautelosos ao interpretar a relação entre produtividade e taxa real de câmbio. A crescente sofisticação dos serviços e da automação no setor transacionável é um ponto importante a se considerar.

Por fim, este estudo conclui que o diferencial de produtividade (BS) é um *driver* importante para a determinação da taxa real de câmbio de equilíbrio para o período de 2003 a 2023, porém os demais fundamentos, em conjunto, exercem influência ainda maior.

REFERÊNCIAS

- ABRITA, M; DATHEIN, R; SANTOS, A; NETO, A. **Inflation inertia: a time-series comparative analysis**. Revista Econômica, Niterói, v. 22, n. 2, 2020. Disponível em: <https://periodicos.uff.br/revistaeconomica/article/view/44538>. Acesso em: 27 fev. 2025.
- AIZENMAN, J; HO, H.; HUYNH, T.; SAADAoui, J.; UDDIN, S. **Real exchange rate and international reserves in the era of financial integration**. *Journal of International Money and Finance*, v. 141, 103014, 2024.
- ALBEROLA, E., CERVERO, S., LOPEZ, H.; UBIDE, A. **Global equilibrium exchange rates: Euro, Dollar, "ins", "outs", and other major currencies in a panel cointegration framework**. IMF Working Paper No. 99/175. 1999

ANDRADE, P.; PALLUDETO, A. **Aspectos institucionais da formação de preços**. Nova Economia, [S.l.], v. 29, n. 2, p. 565–590, 2019. Disponível em: <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/3119>. Acesso em: 17 fev. 2026.

ASEA, P.; CORDEN, W. M. **The Balassa-Samuelson model: an overview**. *Review of International Economics*. 1994.

BACEN (BANCO CENTRAL DO BRASIL). **Relatório de Economia Bancária 2019**. Brasília: BCB, 2019. Disponível em: http://bcb.gov.br/content/publicacoes/relatorioeconomiabancaria/reb_2019.pdf. Acesso em: 4 jan. 2026.

BACHA, E. **Why did Brazil deindustrialize so much? An empirical investigation**. 2024. Disponível em: <https://iepecdg.studiocuboweb.com.br/wp-content/uploads/2024/07/20240819WHY-DID-BRAZIL-DEINDUSTRIALIZE-SO-MUCH.pdf>. Acesso em: 12 jul. 2025.

BAI, J.; PERRON, P. **Estimating and testing linear models with multiple structural changes**. *Econometrica*, v. 66, n. 1, p. 47–78, 1998.

_____. **Computation and analysis of multiple structural change models**. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, n. 1, p. 1–22. 2003

BALASSA, B. **The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal**. *Journal of Political Economy*, v. 72, n. 6, p. 584–596, 1964.

BATTAGLIA, D. **Estudo do efeito Balassa-Samuelson para o Brasil**. 2012. Dissertação (Mestrado) – Insper, São Paulo, 2012.

BAUMOL, W. J. **Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis**. *American Economic Review*, v. 57, n. 3, p. 415–426, 1967.

BEMS, R.; JOHNSON, R. C. **Demand for Value Added and Value-Added Exchange Rates**. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 9, n. 4, p. 45–90, out. 2017. DOI: 10.1257/mac.20150216.

BENAROYA, F.; JANJI, D. **Measuring exchange rates misalignment with purchasing power parity estimates**. In: COLLIGNON, S.; PISANI-FERRY, J.; PARK, Y. C. (eds.). Exchange rate policies in emerging Asian countries. New York: Routledge, 1999.

BHAGWATI, J. N. **Why are services cheaper in the poor countries?** Economic Journal, v. 94, n. 374, p. 279–286, 1984.

BLS (BUREAU OF LABOR STATISTICS). **Concepts: Handbook of Methods**. Washington, DC: Office of Productivity and Technology, 30 set. 2025. Disponível em: <https://www.bls.gov/opub/hom/opt/concepts.htm>. Acesso em: 19 jan. 2026.

BRESSER-PEREIRA, L. **A taxa de câmbio no centro da teoria do desenvolvimento**. Estudos Avançados, [s. l.], v. 26, n. 75, p. 7-28, 2012.

BREUSCH, T. S. **Some aspects of statistical inference for econometrics**. 1978.

BROWN, R.; DURBIN, J.; EVANS, J. **Techniques for testing the constancy of regressions relationships over time**. Journal of the Royal Statistical Society, n. 37, p. 149-172, 1975.

CARDI, O.; RESTOUT, R. **Imperfect mobility of labor across sectors: a reappraisal of the Balassa-Samuelson effect**. Document de Travail, n. 2014–16, set. 2014.

CAPLAN, B. **CPI Bias vs. the Penn Effect**. Econlib, 2021. Disponível em: <https://www.econlib.org/cpi-bias-vs-the-penn-effect/>. Acesso em: 2 dez. 2025.

CASSEL, G. **Abnormal deviations in international exchanges**. Economic Journal, v. 28, p. 413–415, 1918.

CERVANTES, N. B. F. **Análise do efeito Balassa-Samuelson para o Brasil pós-Plano Real: Yuan (1995–2010) e Dólar (1997–2017)**. 2021.

CHEUNG, Y. W.; CHINN, M. D.; PASCUAL, A. G. **Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?** Journal of International Money and Finance, v. 24, p. 1150–1175, 2005.

CHINN, M. **A Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation.** *Open Economies Review*, [s. l.], v. 17, n. 1, p. 115-143, jan. 2006.

CHOW, G. **Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions.** *Econometrica*, v. 28, p. 591–605, 1960.

CHOWDHURY, K. **Modelling the Balassa-Samuelson in Australia.** *Australasian Accounting Business & Finance Journal*, n. 1, 2011.

CLARK, P.; MACDONALD, R. **Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs.** Washington, DC: International Monetary Fund, 1998.

COUHARDE, C.; DELATTE, A.-L.; GREKOU, C.; MIGNON, V.; MORVILLIER, F. **Measuring the Balassa-Samuelson effect: a guidance note on the RPROD database.** Paris: CEPII, 2019.

DE GREGORIO, J.; GIOVANNINI, A.; WOLF, H. **International Evidence on Tradables and Non-Tradable Inflation.** NBER Working Paper Series, 1993.

DEES, S.; DI MAURO, F.; PESARAN, M.; SMITH, L. **Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis.** *Journal of applied econometrics*, v. 22, n. 1, 2007

DEDU, V.; DUMITRESCU, B. A. **The Balassa-Samuelson Effect in Romania.** *Romanian Journal of Economic Forecasting*, p. 44-53, 2010.

DIMITRU, I.; JIANU, I. **The Balassa–Samuelson effect in Romania – The role of regulated prices.** *European Journal of Operational Research*, n. 194, p. 873 -877, 2009.

DRINE, I.; RAULT, C. **Does the Balassa-Samuelson hypothesis hold for Asian countries? An empirical investigation.** *Applied Econometrics and International Development*, v. 4, p. 59–84, 2002.

ÉGERT, B. **The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality?**. Journal of Comparative Economics, 2003

_____. **Aggregate multi-factor productivity: measurement issues in OECD countries**. Paris: OECD Publishing, 2017.

ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. 4th ed. New York: Wiley, 2014.

ENGLE, R; GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, [s. l.], v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FARIA, J. R.; LEDESMA, M. L. **Testing the Balassa–Samuelson effect: Implications for growth and the PPP**. Journal of Macroeconomics, v. 25, p. 241–253, 2003

FEIJÓ, F. T.; MORALES, R. R. **A validade da paridade do poder de compra no Brasil pós-Plano Real**. Revista Sinergia, Rio Grande, v. 12, n. 1, p. 39–49, 2008.

FERNALD, J. **Productivity and potential output before, during, and after the great recession**. NBER Macroeconomics Annual, v. 29, 2014.

FGV AGRO. **Mercado de trabalho do agro está menor, porém mais formal e pagando uma maior remuneração média mensal, segundo estudo do FGV Agro**. São Paulo: FGV Agro, 30 out. 2023. Disponível em: <https://agro.fgv.br/sites/default/files/2023-10/Release%20-%20pesquisa%20estudo%20emprego%20no%20agroneg%C3%B3cio%20%282023.10.30%29.pdf> Acesso em: 18 dez. 2025

FGV/IBRE. **Observatório da Produtividade Regis Bonelli**. Instituto Brasileiro de Economia Disponível em: <https://ibre.fgv.br/observatorio-produtividade/temas>. Acesso em: 16 dez. 2025

FUNDA, J.; LUKINIC, G.; LJUBAJ, I. **Assessment of the Balassa-Samuelson effect in Croatia**. Financial Theory and Practice, v. 31, n. 4, p. 321-351, 2007.

GALA, P. **Complexidade econômica: uma nova perspectiva para entender a antiga questão da riqueza das nações**. 1. ed. Rio de Janeiro: Contraponto, 2017.

_____. **O modelo Balassa-Samuelson explica o preço do Big Mac ao redor do mundo.** Paulo Gal - Economia & Finanças, 2024. Disponível em: <https://www.paulogala.com.br/o-modelo-de-balassa-samuelson/>. Acesso em: 12 de outubro de 2025.

_____. **O paradoxo das maquilas: o México entre a complexidade produtiva e a dependência externa.** Paulo Gala - Economia & Finanças, 2025. Disponível em: <https://www.paulogala.com.br/o-paradoxo-das-maquilas-o-mexico-entre-a-complexidade-produtiva-e-a-dependencia-externa/>. Acesso em: 17 nov. 2025.

_____. **O custo da desnacionalização: por que o superávit comercial já não basta.** Paulo Gala - Economia & Finanças, 2026. Disponível em: <https://www.paulogala.com.br/o-custo-da-desnacionalizacao-por-que-o-superavit-comercial-ja-nao-basta/>. Acesso em: 29 jan. 2026.

GODFREY, L. G. **Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables.** *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1293-1301, 1978.

GORDON, R.; SAYED, H. **A new interpretation of productivity growth dynamics in the pre-pandemic and pandemic era U.S. economy, 1950–2022.** Cambridge: NBER, 2022.

GRANGER, C. **Investigating causal relations by economic models and cross-spectral methods.** *Econometrica* 37: 424–438. 1969

GREENE, W. H. **Econometric analysis.** 8. ed. Harlow: Pearson, 2018.

GUBLER, M.; SAX, C. **Skill-biased technological change and the real exchange rate.** Zurich: Swiss National Bank, 2014.

_____. **The Balassa-Samuelson effect reversed: new evidence from OECD countries.** *Swiss Journal of Economics and Statistics*, v. 155, n. 3, 2019.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica.** 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HAUSMANN, R., HIDALGO, C. A., BUSTOS, S., COSCIA, M., SIMOES, A., & YILDIRIM, M. A. **The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity**. Mit Press. 2014.

HAMBUR, J.; COCKERELL, L.; POTTER, C.; SMITH, P.; WRIGHT, M.; **Modelling the Australian dollar**. RBA Research Discussion Paper. 2015

ILO. **ILOSTAT: statistics on labor productivity**. Disponível em: <https://ilostat ilo org/topics/labor-productivity/>. Acesso em: 16 dez. 2025.

IMAI, H. **Japan's inflation under the Bretton Woods system: How large was the Balassa– Samuelson effect?** Journal of Asian Economics, n. 21, p. 174-185, 2010.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. **Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals**. Economics Letters, [s. l.], v. 6, n. 3, p. 255-259, 1980.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KALDOR, N. **Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom**. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

KUBOTA, M. **Real exchange rate misalignments**. 2009. Thesis (PhD) – University of York, York, 2009.

KUZNETS, S. **Economic growth of nations: total output and production structure**. Cambridge, Mass.: Belknap Press of Harvard University Press, 1971.

KRUGMAN, P., OBSTFELD, M., & MELITZ, M. **International economics: Theory and policy (11th ed.)**, Pearson. 2018.

MACDONALD, R.; RICCI, L. **PPP and the Balassa-Samuelson effect: the role of the distribution sector**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2001.

MACDONALD, R. **Exchange rate economics: theories and evidence**. London: Routledge, 2007.

MARÇAL, E. F. **Estimando o desalinhamento cambial para países selecionados utilizando análise baseada em fundamentos**. Brasília: Ipea, 2012.

_____. **Estimando o desalinhamento cambial brasileiro: uma análise de robustez a partir do modelo global com mecanismo de correção de erros**. Estudos Econômicos, v. 45, n. 3, 2015.

MARINS, J. T.; AREOSA, M. B.; VICENTE, J. V. M. **The Brazilian real exchange rate during the Covid-19 pandemic**. Revista Brasileira de Economia, v. 79, n. 3, 2025. Disponível em: <https://periodicos.fgv.br/rbe/article/view/92610>. Acesso em: 13 de novembro de 2025.

MARQUES, L. P. **Teste de cointegração para a paridade do poder de compra para o Brasil: Evidências do Efeito Balassa- Samuelson**. Dissertação (Mestrado). Universidade de São Paulo. 2003

MORVILLIER, F. **Robustness of the Balassa-Samuelson effect: evidence from developing and emerging economies**. University of Paris Nanterre, EconomiX, 2020.

NAGAYASU, J. **Causal and frequency analyses of purchasing power parity**. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Elsevier, vol. 71(C). 2021

NARAYAN, P. K. **The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests**. Applied Economics, v. 37, p. 1979–1990, 2005.

NEWKEY, W.; WEST, K. **A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix**. Econometrica, v. 55, n. 3, p. 703–708, 1987.

PALMA, G. **Four sources of 'de-industrialisation' and a new concept of the dutch disease**. In: OCAMPO, J. A. (Org.). Beyond reforms: structural dynamics and macroeconomic vulnerability. Stanford University Press and World Bank, 2005.

PASTORE, J. **Ativismo judicial no campo trabalhista afeta intenção de investir e onera o Erário**. Entrevista à Conjuntura Econômica. Rio de Janeiro: IBRE/FGV, jan.

2025. Disponível em:

https://ibre.fgv.br/sites/ibre.fgv.br/files/arquivos/u65/01ce2025_entrevista_jose_pastore.pdf. Acesso em: 30 de junho de 2025.

PEDRONI, P. **Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels.** *Advances in Econometrics*. v. 15, p. 93-130, 2000.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. **An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis.** In: *ECONOMETRICS and economic theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. **Bounds testing approaches to the analysis of long-run Relationships.** *Journal of the American Statistical Association*, v. 94, p. 621-634, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. **Bounds testing approaches to the analysis of level relationships.** *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.

PRIESOL, R. **Structural Macroeconomic Model of Slovakia.** *Economic Analysis* 56, 2021. Disponível em: <https://www.mfsr.sk/en/finance/institute-financial-policy/workingpapers/structural-macroeconomic-model-slovakia.html>. Acesso em 07 de janeiro de 2026.

RAMSEY, J. B. **Test for Specification error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis.** *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, [s. l.], v. 31, n. 2, p. 350-371, 1969.

RIBEIRO, P. F. **Testando a cointegração entre os fundamentos e a taxa real de câmbio: evidências para países selecionados.** Brasília: Ipea, 2013.

RODRIK, D. **The Real Exchange Rate and Economic Growth: Theory and Evidence.** Cambridge, MA: John F. Kennedy School of Government, Harvard University, 2007. Disponível em: <http://ksghome.harvard.edu/~drodrrik/RER%20and%20growth.pdf>. Acesso em: 20 out. 2025.

ROGOFF, K. **The purchasing power parity puzzle**. Journal of Economic Literature, v. 34, n. 2, p. 647–668, 1996.

SAMPAIO, D. **Desequilíbrio cambial e crescimento econômico: uma análise empírica baseada no modelo Balassa-Samuelson**. 2008. Tese/Dissertação – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2008.

SAMPAIO, D. M. S.; GALA, P. **Desequilíbrio cambial e crescimento econômico: uma análise empírica baseada no modelo Balassa-Samuelson**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2008.

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. **The economics of exchange rates**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

SAX, C; STEINER, P. **Tempdisagg: Methods for temporal disaggregation and interpolation of time series**. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=tempdisagg>, R package version 0.22. 2013

SAMUELSON, P. A. **Theoretical notes on trade problems**. Review of Economics and Statistics, v. 46, n. 2, p. 145–154, 1964.

_____. **Facets of Balassa-Samuelson thirty years later**. Review of International Economics, v. 2, p. 201–226, 1994.

SOLOW, R. **Technical change and the aggregate production function**. Review of Economics and Statistics. 1957.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **A simple estimator of co-integrating vectors in higher order integrated systems**. Econometrica, [s. l.], v. 61, n. 4, p. 783-820.1993.

TENGELY, V. **In Search of the lost Balassa-Samuelson Effect — The changing Role of Services in the 21 Century**. Financial and Economic Review, v. 19, n. 2, p. 5-27, jun. 2020.

TICA, J.; DRUŽIĆ, I. **The Harrod-Balassa-Samuelson effect: a survey of empirical evidence**. Zagreb: University of Zagreb, 2006.

UNIVERSITY OF GRONINGEN. **Penn World Table: productivity**. Groningen Growth and Development Centre. Disponível em: <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>. Acesso em: 16 dez. 2025.

VALOR ECONÔMICO. **Incerteza fiscal e baixa produtividade são desafios para o crescimento do país**. Infográficos, 30 abr. 2025. Disponível em: <https://infograficos.valor.globo.com/especial/incerteza-fiscal-e-baixa-productividade-sao-desafios-para-o-crescimento-do-pais.html>. Acesso em: 13 nov. 2025.

VASCONCELOS, C. R. F. **O efeito Balassa-Samuelson e a paridade do poder de compra na economia brasileira**. Análise Econômica, n. 41, 2004.

VELOSO, F. **Produtividade abaixo do nível pré-pandemia**. Blog do IBRE, 4 abr. 2022. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/produtividade-abaixo-do-nivel-pre-pandemia>. Acesso em: 4 dez. 2025.

VELOSO, F.; MATOS, S.; FERREIRA, B.; COELHO, P. **O Brasil em comparações internacionais de produtividade: uma análise setorial**. In: BONELLI, R.; VELOSO, F.; PINHEIRO, A. (orgs.). Anatomia da produtividade no Brasil. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017. p. 63–107.

VELOSO, F.; MATOS, S.; PERUCHETTI, P. **Indicadores Trimestrais de Produtividade do Trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV IBRE, set. 2020. Disponível em: <https://ibre.fgv.br/observatorio-produtividade>. Acesso em: 12 de dezembro de 2025

_____. **Nota Metodológica dos Indicadores Trimestrais de Produtividade Total dos Fatores no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV IBRE, 2020. Disponível em: <https://ibre.fgv.br/observatorio-produtividade>. Acesso em: 12 de dezembro de 2026.

VILLARREAL-SAMANIEGO, Dacio; GÓMEZ-GÓMEZ, Rafael; SANTILLÁN-SALGADO, Roberto J. An exploration of the relative influence of the determinants of the Mexican peso - U.S. dollar exchange rate. **Revista Mexicana de Economía y Finanzas**, Ciudad de México, v. 19, n. 4, out./dez. 2024.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. **Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis.** *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992.

WHITE, H. A **Heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity.** *Econometrica*, [s. l.], v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data.** 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

APÊNDICE A – TESTES DE QUEBRA ESTRUTURAL

Tabela 21: Teste de Quebras Estruturais Múltiplas — Bai–Perron

Teste	F-estatística	F-estatística escalada	Valor crítico (5%)
0 vs. 1*	72.01	144.022	11.47
1 vs. 2*	15.83	31.66	12.95
2 vs. 3*	21.30	42.59	14.03
3 vs. 4*	10.84	21.70	14.85
3 vs. 4	0.00	0.00	15.29

Notas: Estatísticas F calculadas conforme Bai e Perron (2003). O teste sequencial avalia a hipótese nula de L quebras contra a alternativa de $L + 1$ quebras. As estatísticas utilizam covariâncias HAC com kernel de Bartlett e banda fixa de Newey–West, assumindo distribuição comum dos dados. * indica significância ao nível de 5%.

Tabela 22: Datas Estimadas das Quebras Estruturais

Quebra	Sequencial	Repartição
1	2020Q1	2006Q1
2	2015Q4	2011Q3
3	2010Q2	2016Q2
4	2006Q1	2020Q1

Notas: As datas reportadas correspondem às quebras estimadas pelo procedimento sequencial e pelo critério de repartição global. A amostra compreende o período de 2003Q1 a 2023Q4, com *trimming* de 15%, nível de significância de 5% e máximo de cinco quebras estruturais.

Tabela 23: Teste de Quebra Estrutural de Chow

Estatística	Valor	Probabilidade
F-estatística	4.199	0.0436
Razão de Verossimilhança (LR)	4.195	0.0405

Notas: Teste de Chow aplicado para a data de quebra em 2012Q1. A hipótese nula considera a ausência de quebra estrutural no ponto especificado. A amostra compreende o período de 2003Q1 a 2023Q4. Valores de probabilidade indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 5%.

APÊNDICE B – TESTES DE ESTABILIDADE PARAMÉTRICA

Figura 7: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPROD e 4 quebras estruturais

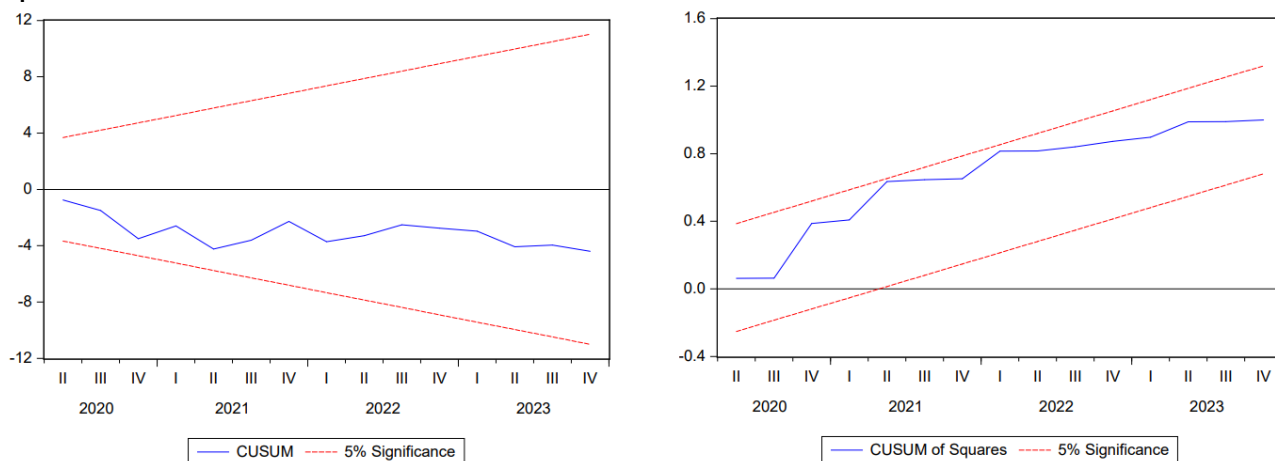


Figura 8: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPROD e 1 quebra estrutural

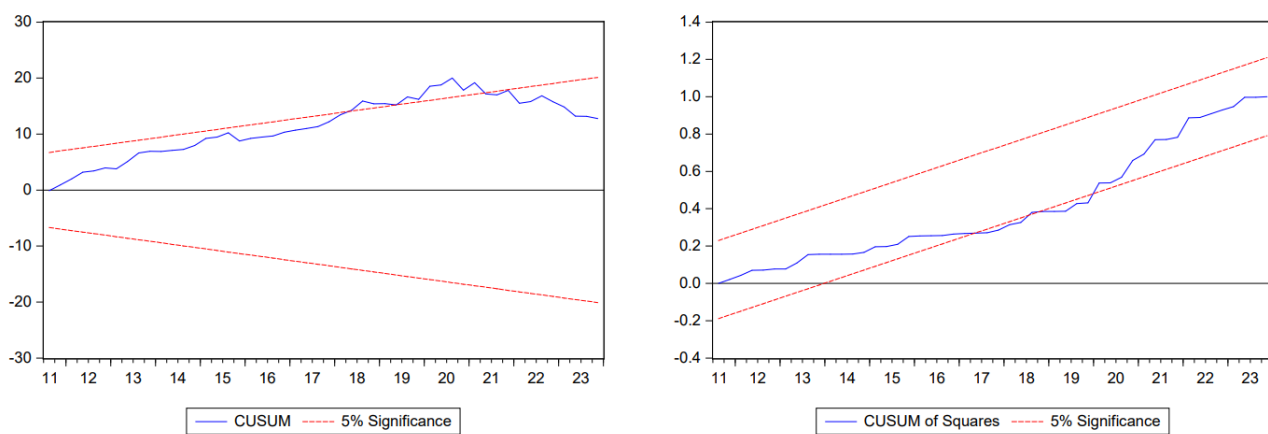


Figura 9: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPROD no subperíodo Pré-desaceleração

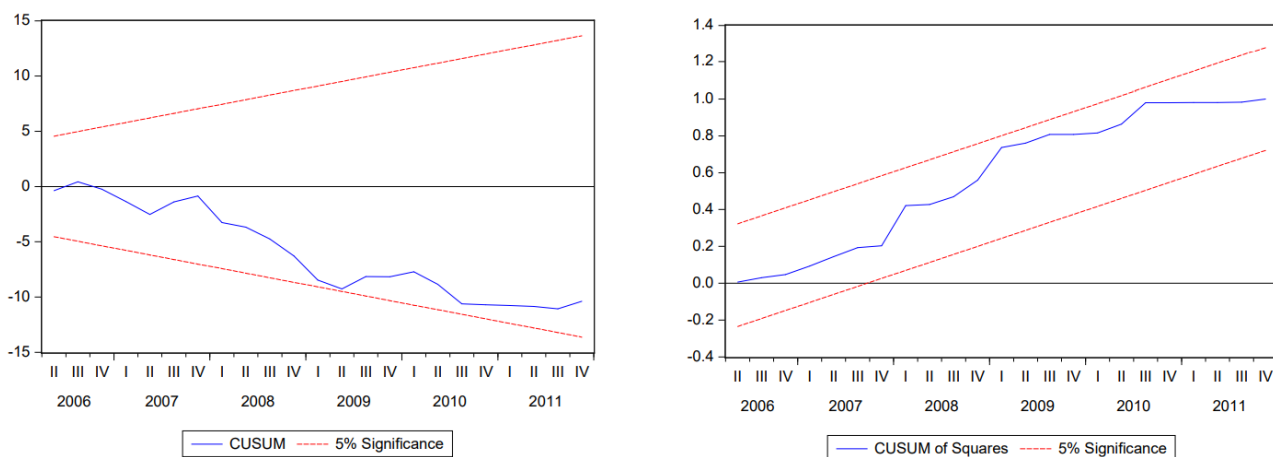


Figura 10: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPROD no subperíodo Pós-desaceleração

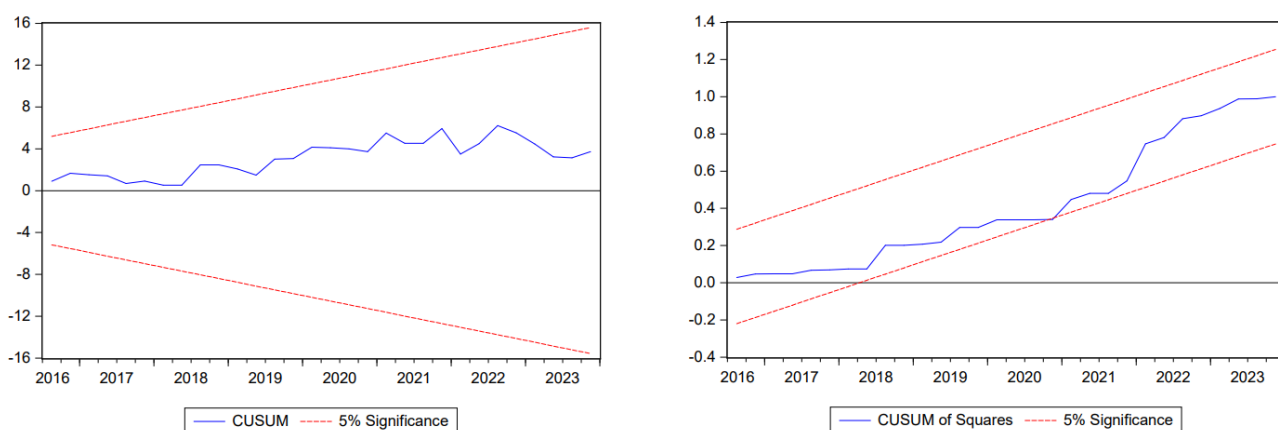


Figura 11: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSREPR e 4 quebras estruturais

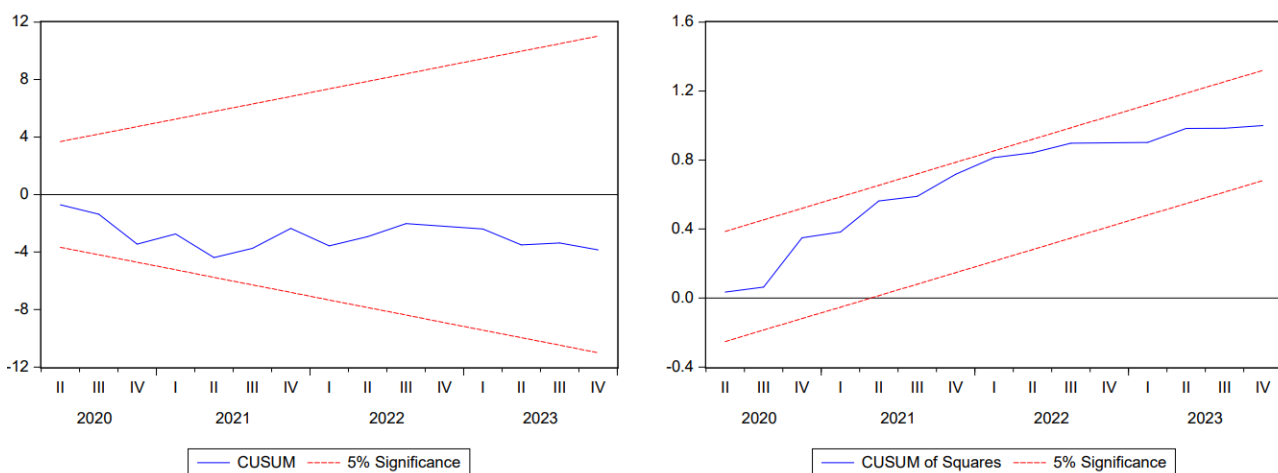


Figura 12: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSREPR e 1 quebra estrutural

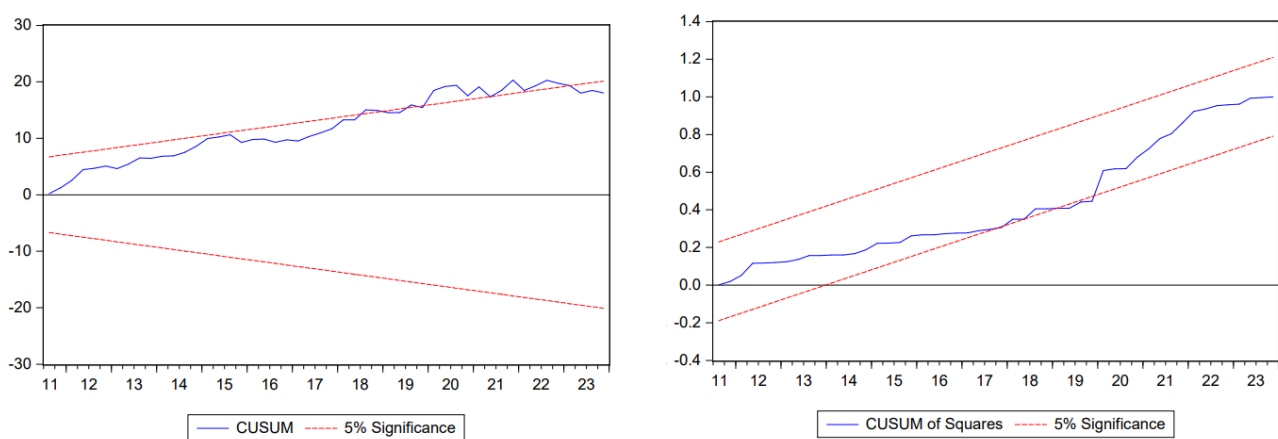


Figura 13: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSREPR no subperíodo Pré- desaceleração

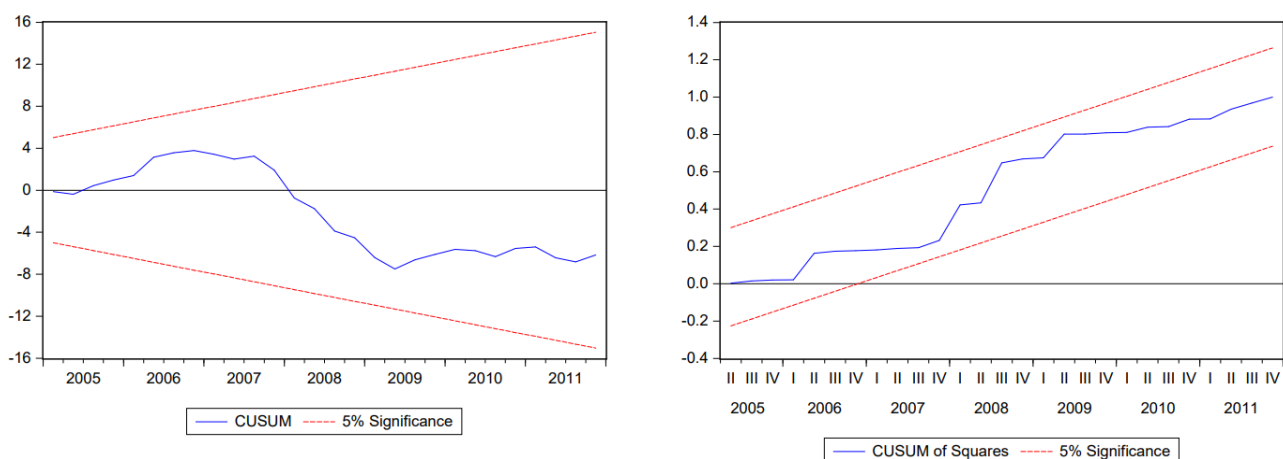


Figura 14: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSREPR no subperíodo Pós-desaceleração

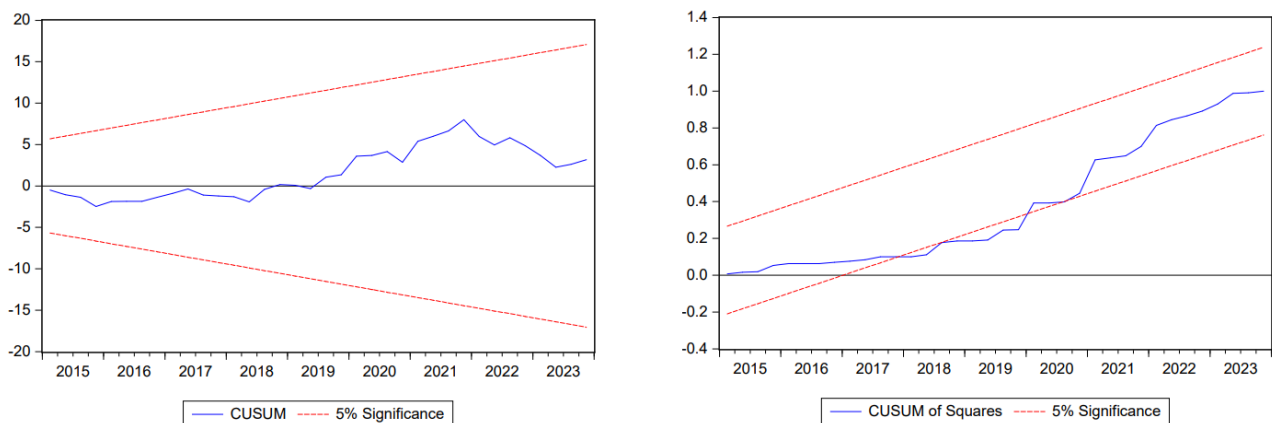


Figura 15: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPTF e 4 quebras estruturais

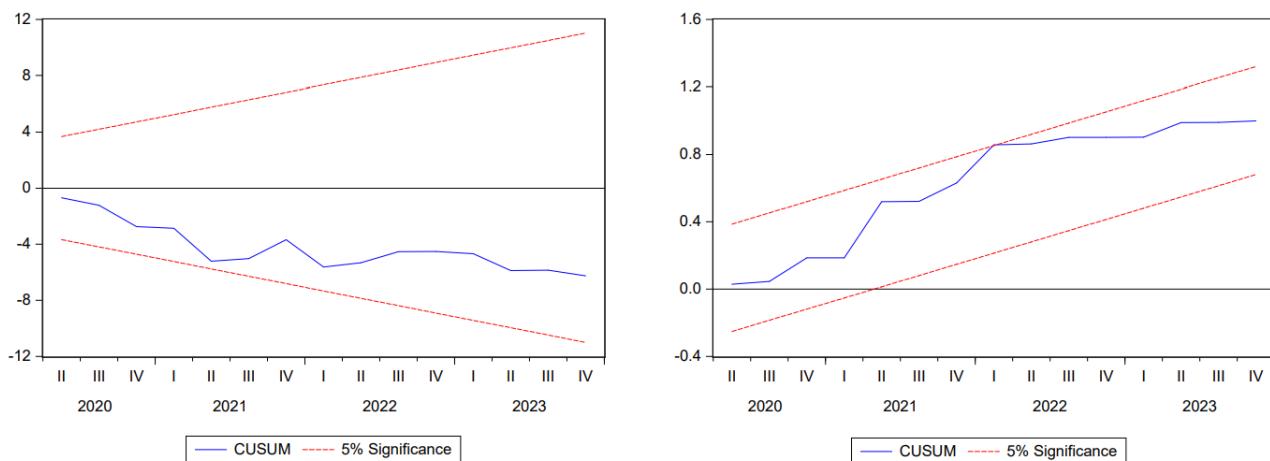


Figura 16: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPTF e 1 quebra estrutural

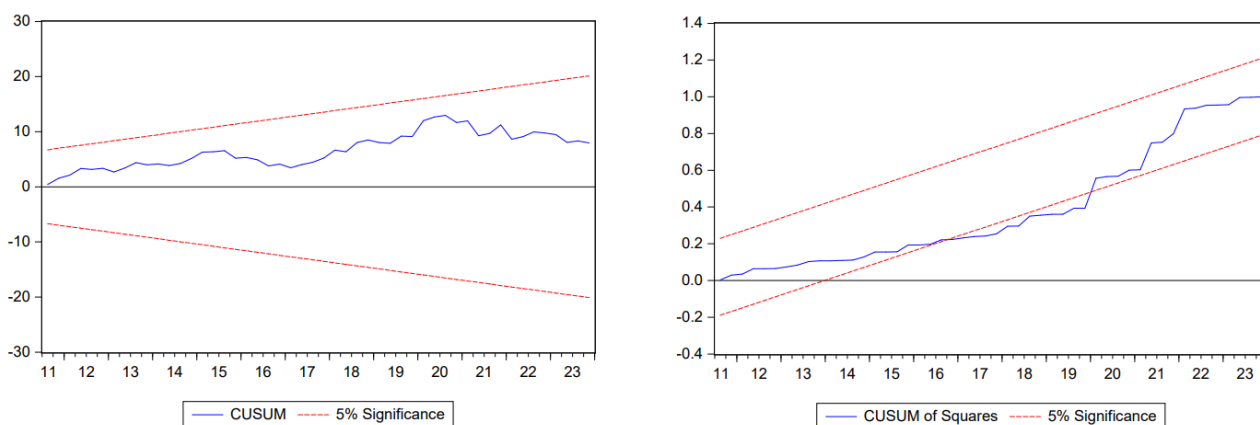


Figura 17: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPTF no subperíodo Pré- desaceleração

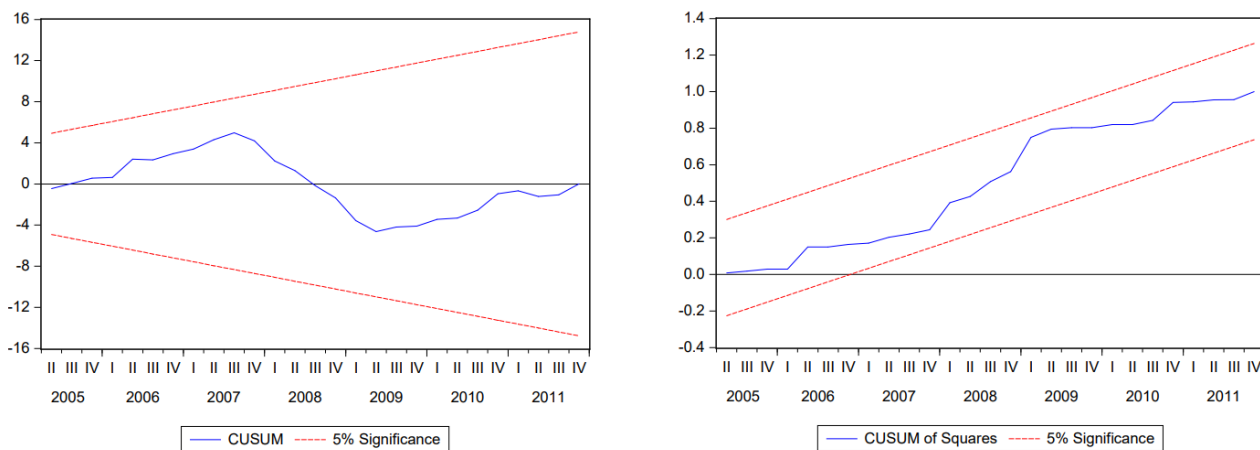


Figura 18: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPTF no subperíodo Pós-desaceleração

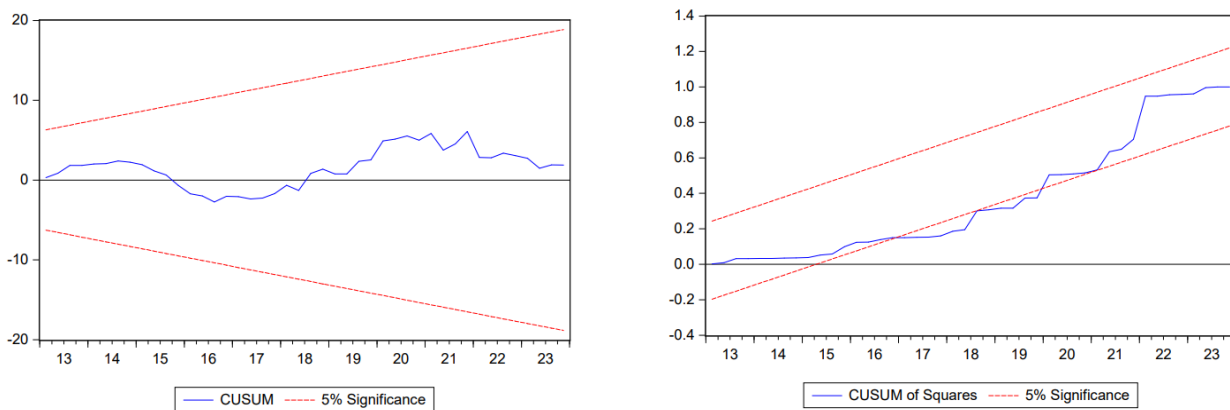


Figura 19: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPRECO e 4 quebras estruturais

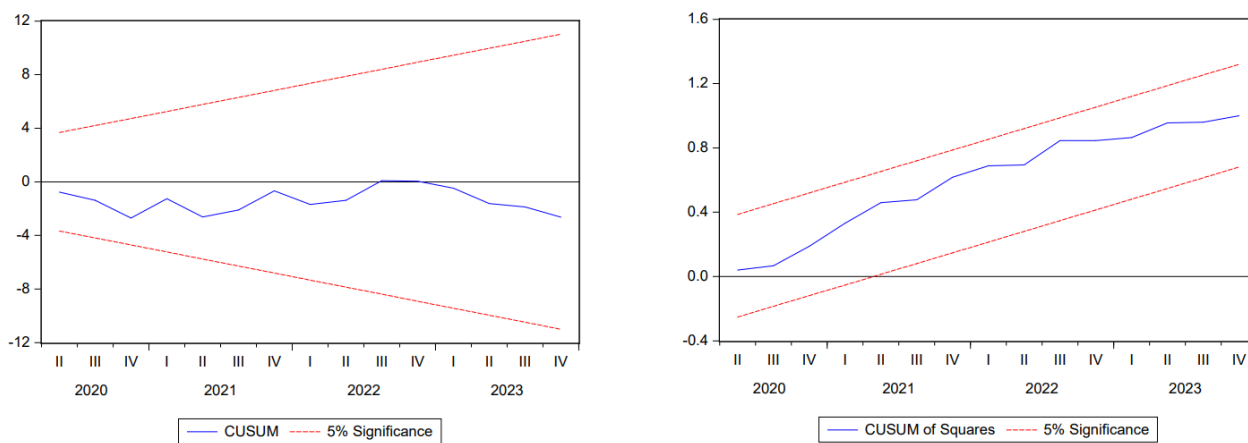


Figura 20: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPRECO e 1 quebra estrutural

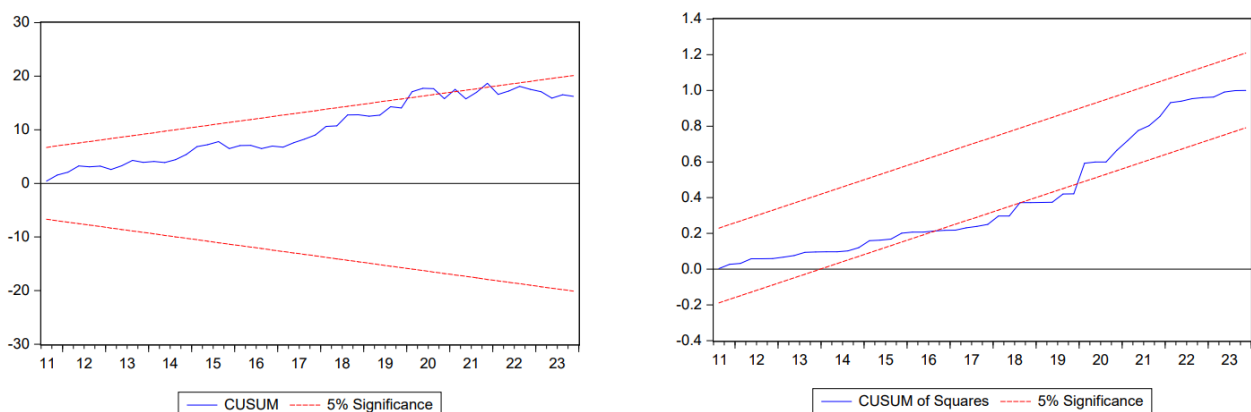


Figura 21: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPRECO no subperíodo Pré-desaceleração

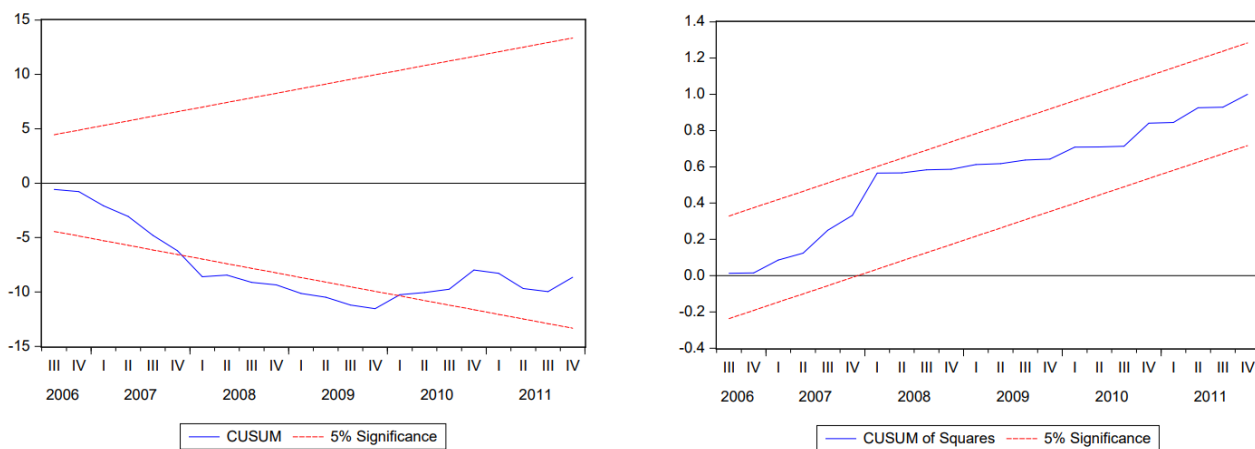


Figura 22: Testes CUSUM/CUSUMSQ para especificação com BSPRECO no subperíodo Pós-desaceleração

