

INDÚSTRIA DE MANUFATURA E O PLANO REAL: UMA ANÁLISE DO PROCESSO DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO

Cássio da Silva Brum¹

Luiza Agnes Acosta²

Aline Beatriz Schuh³

Daniel Arruda Coronel⁴

Resumo: O Plano Real, implementado em 1994, destacou-se como a medida mais eficaz após uma série de iniciativas malsucedidas para conter o processo inflacionário. Com a introdução da Unidade Real de Valor (URV), foi possível estabilizar os preços relativos, rompendo com a inércia inflacionária que afetava o país. A vista disto, este artigo tem como objetivo analisar o comportamento da indústria de manufatura brasileira, no período pós-Plano Real, com o intuito de verificar se a estabilidade macroeconômica teve influência no processo de desindustrialização da economia brasileira. Os resultados indicaram que, no longo prazo, a taxa real de juros, os salários reais, a taxa de câmbio real efetiva e os termos de troca tiveram influências negativas e significantes na indústria. Já na dinâmica de curto prazo, a partir da função impulso-resposta, somente a taxa de câmbio mostrou uma relação contrária à de longo prazo. Em suma, as altas taxas reais de juros praticadas no país parecem ter sido um fator crucial para a desindustrialização do país no período pós implementação do Plano Real.

Palavras-chave: Plano real. Indústria. Manufatura.

MANUFACTURING AND THE REAL PLAN: AN ANALYSIS OF THE DEINDUSTRIALIZATION PROCESS

Abstract: The Plano Real, implemented in 1994, stood out as the most effective measure to contain Brazil's inflationary process after a series of unsuccessful initiatives. With the introduction of the Real Value Unit (URV), it became possible to stabilize relative prices and break the inflationary inertia that affected the country. In view of this context, this study aims to analyze the behavior of the Brazilian manufacturing industry in the post-Plano Real period, to assess whether macroeconomic stability influenced the deindustrialization process of the Brazilian economy. The results indicate that, in the long run, the real interest rate, the real wage, the real effective exchange rate and the terms of trade had negative and significant effects on the manufacturing industry. In the short-term dynamics, based on the impulse-response function, only the exchange rate showed a relationship opposite to that of the long-term. Overall, the results also evidence that the

¹ Acadêmico de Economia da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Bolsista de Iniciação Científica PIBIC-CNPq. E-mail: cassio.brum@acad.ufsm.br. ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-2332-3300>.

² Acadêmica de Relações Internacionais na Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Bolsista de Iniciação Científica PIBIC-CNPq. E-mail: luiza.agnes@acad.ufsm.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9361-6722>.

³ Professora de Administração do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul (IFRS). E-mail: abschuh@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-3012-7843>.

⁴ Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais, com atuação como Docente Permanente nos programas de pós-graduação (stricto sensu) em Administração Pública, em Gestão de Organizações Públicas e de Economia e Desenvolvimento da UFSM. Bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0264-6502>.

high real interest rates practiced in the country seem to have been a crucial factor in the deindustrialization of the country in the period following the implementation of the Plano Real.

Keywords: Real Plan. Industry. Manufacturing.

INTRODUÇÃO

A implementação do Plano Real em 1994 foi um divisor na história econômica do Brasil, especialmente para os setores industrial e manufatureiro. Depois de décadas lidando com hiperinflação e crises fiscais, o plano trouxe uma solução inovadora e restaurou a confiança no país. A criação da Unidade Real de Valor (URV) foi um passo essencial, pois estabilizou os preços e ajudou a reduzir a “memória inflacionária” que dificultava o planejamento econômico (Bresser-Pereira, 1994). A URV, como moeda de transição, desempenhou um papel crucial ao permitir que a população se adaptasse à nova realidade econômica sem a pressão imediata da conversão para a nova moeda, o Real. Esse processo de estabilização, que contemplou a URV, e outras etapas, não apenas freou a hiperinflação, mas gerou um ambiente propício para investimentos e para a modernização da indústria (Bresser-Pereira, 2009).

Após a estabilização da moeda, a indústria brasileira pôde reestruturar-se, adaptando-se a um novo cenário competitivo, conforme corroborado por Castro (2001), que também ressalta a reestruturação dos processos produtivos e o aumento da produtividade após o Plano Real. Além disto, conforme Castro (2001), a abertura gradual da economia possibilitou que as empresas brasileiras se integrassem ao mercado global, aumentando sua competitividade e incentivando a inovação.

Por outro lado, evidências, como as apresentadas por Weise (2000, p. 37), apontam que, diante da abertura comercial promovida na época, a indústria brasileira ainda não tinha “maturidade e desenvolvimentos suficientes para competir” com os produtos importados, que eram beneficiados pelo câmbio sobrevalorizado. Como resultado, o autor argumenta que a indústria brasileira de bens de capitais foi prejudicada na época, operando, inclusive, com capacidade ociosa. Esse cenário teria contribuído significativamente para o processo de desindustrialização no país, pois a falta de competitividade levou à redução da participação da indústria no PIB e à perda de empregos no setor. Ademais, de acordo com Roncaglia (2014), a rigidez dos preços e a

dependência do real em relação ao dólar deixaram o Brasil vulnerável a crises externas, levantando dúvidas sobre a sustentabilidade do crescimento econômico no longo prazo.

Assim, denota-se que, enquanto a estabilização econômica foi um fator essencial para criar um ambiente favorável ao crescimento industrial, as consequências da abertura comercial e a falta de políticas industriais robustas levaram a uma série de vulnerabilidades, culminando em um processo de desindustrialização que se tornaria evidente nos anos seguintes. Diante desse cenário, a dualidade entre os benefícios da estabilização e os desafios da competitividade internacional tornaram-se um tema central nas análises sobre o impacto do Plano Real na economia brasileira, destacando a complexidade das transformações ocorridas nesse período (Iasco-Pereira; Morceiro, 2024).

A vista disto, este trabalho visa analisar a indústria de manufatura brasileira no período pós-Plano Real, com o intuito de verificar se esse importante acontecimento contribuiu para o processo de desindustrialização no país. Para tanto, foi utilizado um modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) para analisar a cointegração entre os elementos observados, assim como as funções impulso-resposta, e a decomposição da variância.

Para atingir o objetivo proposto, este artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, são examinados o contexto histórico e os impactos do Plano Real na economia brasileira, com ênfase nos setores industrial e manufatureiro. Na metodologia, são detalhados os procedimentos empregados na análise, incluindo a descrição do modelo econométrico adotado. Na quarta seção, são apresentados os resultados da pesquisa, acompanhados de uma discussão sobre suas implicações. Por fim, as conclusões sintetizam os principais achados do estudo e refletem sobre as consequências do Plano Real para a indústria brasileira.

1. O PLANO REAL E A INDÚSTRIA BRASILEIRA

O Plano Real, implementado em 1994, cujo objetivo era a estabilização da moeda e o controle da inflação, foi um marco na história econômica brasileira. Para compreender com maior acuidade esse contexto, a presente seção debruça-se sobre os impactos do Plano Real no crescimento da indústria de manufatura no Brasil, considerando as transformações estruturais e os desafios enfrentados.

Primeiramente, é necessário considerar que o Brasil enfrentava uma hiperinflação crônica antes do Plano Real, e que a implementação deste ocorreu de forma

gradativa. Conforme explica Salomão (2024), o plano foi conduzido em três fases: a primeira, composta pelo Plano de Ação Imediata (PAI), consistiu na diminuição dos gastos fiscais visando o equilíbrio; a segunda, que englobou a indexação da economia na Unidade Real de Valor (URV), visava frear a inércia inflacionária sem o congelamento de preços; por fim, na terceira fase, a nova moeda, o Real, foi implantada, com uma paridade cambial com o dólar, também chamada de âncora cambial.

No que se refere aos impactos do Plano Real nos setores industrial e manufatureiro, observam-se situações antagônicas. Inicialmente, após a estabilização, a indústria brasileira experimentou um crescimento significativo, com a modernização dos processos e um aumento na produtividade (Castro, 2001). Além disto, a abertura econômica, embora limitada, possibilitou que as empresas se assentassem em um novo ambiente competitivo.

A estabilização da economia também suscitou a entrada de investimentos estrangeiros no país, dado que, com a diminuição da inflação, também diminuíram as incertezas para os investimentos. Nesse sentido, Barros e Goldenstein (1997) concluem que a competitividade gerada pelo câmbio e a entrada de investimento tirou as empresas brasileiras de sua “zona de conforto”, que era a reserva de mercado, levando-as a se fortalecer.

Para compreender melhor esse cenário, cabe frisar que o Plano Real era centrado, principalmente, em dois mecanismos importantes: na taxa de juros elevada e no câmbio sobrevalorizado. Conforme Mattei (2024), a taxa de juros foi crucial para assegurar a entrada de capitais estrangeiros no país e manter o Real sobrevalorizado, principalmente com as crises internacionais que ocorreram após o plano, e que levaram à flexibilização da taxa de câmbio em 1999.

Em contrapartida, evidências apontam que a valorização cambial, somada à liberalização comercial, resultou em baixa produtividade e aumento da dependência de importações (Faria; Reis, 2021). De acordo com Bresser-Pereira (2009), a valorização cambial inicial do real para conter a inflação tornou as importações mais acessíveis, e prejudicou as exportações, reduzindo a competitividade da indústria nacional.

Essa valorização da moeda nacional, associada ao foco em estabilidade macroeconômica, seguiu princípios de cunho neoliberal, que desincentivaram investimentos em setores estratégicos e reduziram incentivos tecnológicos, restringindo

o crescimento produtivo (Baer, 2011). Como resultado dessas políticas, houve um processo de desindustrialização no país, com queda da participação da indústria no PIB e baixa produtividade, em comparação com outras economias emergentes (Coronel, 2019; Squeff; Grohmann, 2020; Coronel et al., 2022).

Além do câmbio, a abertura comercial também teve um papel significativo nesse processo, pois expôs a indústria a uma concorrência internacional acirrada. Segundo Carneiro (2002), a ausência de uma política industrial robusta contribuiu para a desindustrialização prematura do Brasil, refletida na queda da participação da indústria no PIB (Squeff; Grohmann, 2020). A abertura comercial nos anos 1990 reduziu tarifas, o que intensificou a concorrência externa, mas a ausência de políticas industriais de suporte limitou a modernização e inovação no setor local (Carneiro, 2002).

Ainda nessa perspectiva, Iasco-Pereira e Morceiro (2024) argumentam que as mudanças nas políticas econômicas introduzidas a partir da década de 1980 culminaram em um processo de desindustrialização que impactou negativamente a produtividade do setor. Embora positivas para o controle inflacionário, as medidas expuseram a indústria nacional à competição internacional sem políticas de incentivo ao fortalecimento produtivo local. Assim, o crescimento industrial ficou mais dependente de importações, e menos voltado à expansão da capacidade produtiva local, prejudicando o desempenho em produtividade total e produtividade do trabalho industrial no Brasil.

Denota-se, portanto, que, embora o Plano Real tenha sido um passo crucial para a estabilização econômica e tenha proporcionado um ambiente propício para o crescimento da indústria, os desafios estruturais e as mudanças nas políticas econômicas subsequentes, como a adoção de medidas de cunho neoliberais, contribuíram para o desmantelamento do setor manufatureiro. Weise (2000), ao abordar a indústria de bens de capital após o Plano Real, lança críticas tanto ao processo de industrialização “para dentro” – do Modelo de Substituição de Importações –, quanto ao processo em que se deu a abertura comercial. Segundo a autora, esse setor foi impactado com a diminuição de competitividade de seus produtos através da valorização cambial, e também da elevada entrada de empresas estrangeiras no país, incentivadas principalmente pelas crescentes privatizações em meados de 1990.

Já em relação ao período mais recente, Gelatti et al. (2020) argumentam que o Brasil sofreu um “agravamento da doença holandesa”, com o aumento dos preços das

commodities na década de 2000. Esse fato pode ser visto através da queda do emprego industrial manufatureiro, do número de empresas, e na participação desta indústria no PIB (Gelatti et al., 2020). Os autores verificam ainda que as exportações e importações por intensidade tecnológica, a desindustrialização e o câmbio valorizado pelas *commodities* têm forte relação.

Evidências como essa e a discussão promovida nesta seção reforçam o papel da taxa de câmbio, da taxa de juros e da abertura comercial para o desempenho da indústria brasileira. Para Iasco-Pereira e Morceiro (2024, p. 1), “a industrialização da estrutura produtiva brasileira está positivamente associada à expansão dos investimentos em infraestrutura e à busca de uma taxa de câmbio real competitiva”.

Já sobre o papel da taxa de juros, Mattei (2024) explica que, até a flexibilização promovida pelo Plano Real, o câmbio era o principal responsável pela inflação, enquanto os juros respondiam ao balanço de pagamentos. No entanto, após a flexibilização, os papéis se inverteram, e a taxa de juros tornou-se a principal responsável pela inflação, enquanto o câmbio, pelo balanço (Mattei, 2024).

Na próxima seção, serão exploradas as relações entre algumas dessas variáveis, visando analisar a indústria de manufatura brasileira no período pós-Plano Real.

2. METODOLOGIA

Esta seção descreve a abordagem metodológica adotada para alcançar o objetivo proposto. Apresentam-se os modelos analítico e empírico, bem como as variáveis utilizadas para a consecução dos resultados.

2.1 Modelo analítico e diagnósticos do modelo

Para atingir o objetivo proposto, esta pesquisa adotou um modelo econométrico como instrumento de análise quantitativa. Mais especificamente, recorreu-se à estimação de um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), que possibilita a análise de longo prazo entre as variáveis, conforme indicado por seu vetor de cointegração (Bueno, 2018). Conforme Bueno (2018), o modelo geral do VEC, ignorando a existência de constante, pode ser dado pela Equação 1:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Nesse caso, a equação é destacada por dois elementos principais: ΦX_{t-1} é o vetor de cointegração, que representa as relações de longo prazo; já $\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ retorna as relações de curto prazo do modelo, ou o seu ajustamento (Bueno, 2018).

Para avaliar se o VEC é o método adequado para as relações propostas, primeiramente é necessário analisar a estacionariedade das variáveis com base no teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), já que os modelos de VAR e VEC pressupõem que as variáveis variam em torno de uma média de 0. Esse teste considera a possibilidade de existência de autocorrelação nos resíduos do teste Dickey-Fuller (DF), adicionando defasagens da variável dependente na regressão (Enders, 2015), conforme a Equação 2:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \beta_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

A hipótese nula do teste é de que o coeficiente B_3 é 0, ou, em outras palavras, a variável possui uma raiz unitária, sendo não estacionária.

Já a existência de cointegração de longo prazo entre as variáveis pode ser analisada através do teste de Johansen, precedido pela seleção de defasagens ótimas do modelo através dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Para o teste de Johansen, segundo Enders (2015), partindo de uma versão geral como descrito na Equação 3:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde: x_t é um vetor de variáveis; ε_t um vetor de resíduos; e A_1 uma matriz de parâmetros. Subtraindo x_{t-1} de ambos os lados, tem-se as Equações 4 ou 5:

$$\Delta x_t = -(I - A_1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ou

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

O teste de Johansen verifica o *rank* da matriz π por meio dos testes do traço e do máximo autovalor. A existência de posto diferente de zero faz com que exista uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou seja, elas são cointegradas, e o modelo deve ser estimado por meio do VEC.

Após a estimação do modelo, de acordo com suas especificidades, é fundamental a realização de diagnósticos para avaliar a estabilidade do modelo e verificar a ausência de correlação entre os resíduos. A estabilidade pode ser verificada através das raízes do

polinômio característico do modelo. Desse modo, se as raízes estão dentro do círculo unitário, o modelo é estável (Enders, 2015).

Já a autocorrelação entre os resíduos é testada pelo Multiplicador de Lagrange (LM), ou Breusch-Godfrey, que regride os resíduos em sua própria função de “p” lags do modelo. O teste considera como hipótese nula que seus coeficientes são iguais a zero, ou, de outro modo, que o modelo não possui uma correlação entre seus erros (Enders, 2015).

Além dos coeficientes estimados, as funções impulsos-resposta podem auxiliar na interpretação dos resultados, uma vez que possibilitam identificar a resposta dinâmica da variável dependente a partir de um choque nas variáveis explicativas estudadas. Já a decomposição da variância é capaz de demonstrar a influência de cada variável no modelo ao longo do tempo.

2.2 Variáveis e modelo empírico

Visando analisar os impactos do Plano Real na indústria e manufatura brasileira, optou-se por utilizar a participação do emprego formal na indústria de transformação no total do emprego (doravante participação do emprego na manufatura), como *proxy* para a desindustrialização, já que este é um indicador comumente utilizado para esse fim, assim como o valor adicionado (VA) pela indústria ou o PIB industrial (Oreiro; Feijó, 2010; Oreiro; D’Agostini, 2016). A vantagem dessa variável é a maior disponibilidade temporal, o que permite uma amostra muito maior, comparativamente ao VA ou ao PIB – disponíveis apenas trimestralmente, se não forem adotadas técnicas como a interpolação. Além disto, os dados no Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (SCNT) do IBGE apresentam dados após 1996, não abrangendo importantes períodos no início da implementação da nova moeda. Desse modo, a partir da utilização da referida *proxy*, o estudo permitiu uma estimação com dados mensais de julho de 1994 até junho de 2024, perpassando os trinta anos do plano.

Para verificar os reflexos da estabilização, foram consideradas as variáveis explicativas taxa de juros real e taxa de câmbio real efetiva. Como visto anteriormente, a taxa de câmbio foi uma âncora de preços para a economia brasileira no início do plano, aumentando a competitividade interna devido ao aumento das importações. Muitos economistas apontam-na como um dos principais fatores da desindustrialização brasileira, dado que, além da “supervalorização” mantida nos primeiros anos do Real, a moeda seguiu sobrevalorizada ao longo do século XXI devido à “ameaça inflacionária”

(Marconi; Rocha, 2012; Iasco-Pereira; Morceiro, 2024). Já a taxa de juros funcionou como meio de atração de moeda estrangeira, apoiando a manutenção da moeda valorizada, e o arrefecimento da demanda (Mattei, 2024).

Utilizou-se, ainda, como variável de controle, o salário mínimo real, que possui relação direta com o fator emprego, por este ser seu preço (Mankiw, 2021). Por fim, os termos de troca também foram acrescentados, incorporando informações como os preços de exportações e importações, e, no caso brasileiro, o “boom das commodities”. O Quadro 1 apresenta as variáveis e suas fontes.

Quadro 1 – Variáveis e Fontes

Variável	Descrição	Fonte
Desindustrialização (l_{pc})	28766 - Novo Caged - Indústrias de transformação e 28763 - Novo Caged Total (% total)	SGS (BCB, 2024)
Taxa de Juros (i)	4390 - Taxa de juros - Selic acumulada no mês e IPA-DI (%)	SGS (BCB, 2024) e FGV (2024)
Termos de troca (tt)	Índice de termos de troca (média 2018 = 100) (ln)	IPEA (2024)
Taxa de câmbio (tc)	11757 - Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPA- DI) - Jun/1994=100 (ln)	SGS (BCB, 2024)
Salários (w)	Salário mínimo - paridade do poder de compra (PPC) (ln)	IPEA (2024)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Apresentadas e descritas as variáveis do modelo, pode-se especificar o modelo empírico estimado. De forma geral, tem-se a representação conforme a Equação 6:

$$l_{pc}_t = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_2 tt_t + \beta_3 tc_t + \beta_4 w_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que l_{pc} é o *proxy* da desindustrialização (participação do emprego manufatureiro no total no mês t); β_k são os k coeficientes estimados; i , tt , tc e w são a taxa de juros, os termos de troca, a taxa de câmbio e os salários no mês t ; e ε é o resíduo da estimação no tempo t .

A partir da discussão promovida no referencial teórico, espera-se que as variáveis taxa de juros, termos de troca e salários venham a demonstrar uma relação negativa com a participação do emprego na manufatura. Já a variável taxa de câmbio desvalorizada tende a aumentar as exportações e diminuir a competição interna com as importações, o que indica uma relação positiva. Os resultados dessas estimativas são discutidos na seção seguinte.

3. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A estimação do modelo começou com a verificação da estacionariedade das variáveis, a partir do teste ADF. Por meio desse instrumento, observou-se que, a níveis de 1% de confiança, duas variáveis são estacionárias em nível: a desindustrialização (participação do emprego na manufatura) e a taxa real de juros; enquanto as outras – termos de troca, taxa de câmbio real efetiva e salários – mostraram a necessidade de serem diferenciadas para sua estacionariedade (Tabela 1).

Tabela 1 – Resultados do teste ADF de raiz unitária

Variável	Estacionariedade	Valor t
Desindustrialização (l_pc)	Em nível	-3,44839
Taxa de juros (i)	Em nível	-7,74929
Termos de troca (tt)	Em primeira diferença	-20,4397
Taxa de câmbio (tc)	Em primeira diferença	-13,0347
Salários (w)	Em primeira diferença	-3,657238

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: p-valores significativos a 1%.

O próximo passo consistiu na estimação de um modelo VAR para identificar o número ótimo de defasagens. A Tabela 2 traz os resultados, de acordo com os critérios de informação de *Final Prediction Error* (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Tabela 2 – Resultados do teste para seleção do número ótimo de defasagens

Lag	FPE	AIC	SC	HQ
0	1,23e-05	2,886984	2,941865	2,908824
1	3,05e-12	-12,32647	-11,99719*	-12,19543
2	2,49e-12	-12,53068	-11,92699	-12,29044*
3	2,33e-12*	-12,59705*	-11,71895	-12,24761
4	2,50e-12	-12,5246	-11,3721	-12,06596
5	2,48e-12	-12,53387	-11,10696	-11,96603
6	2,61e-12	-12,48342	-10,78211	-11,80638
7	2,58e-12	-12,49757	-10,52185	-11,71133
8	2,58e-12	-12,49813	-10,248	-11,60268

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: * indica o número de defasagens ideal segundo o critério.

Essa etapa é importante para identificar a existência ou não existência de equações cointegrantes de longo prazo, já que o teste de estacionariedade revelou a existência de variáveis não estacionárias em nível. Os apontamentos dos critérios de Akaike e do *Final Prediction Error* indicam três defasagens como ideais. Já os critérios HQ e SC indicaram defasagens distintas (2 e 1, respectivamente). Assim decidiu-se por prosseguir com a estimação através das três defasagens, seguindo o consenso indicado pelos dois primeiros critérios. Portanto, foram testadas duas defasagens no Teste de Johansen – dado que as variáveis já são consideradas como I(1), em 1ª diferença.

A seguir, é apresentado o teste de cointegração de Johansen, com o teste do traço (Tabela 3) e o teste do máximo autovalor (Tabela 4).

Tabela 3 – Resultados do teste de cointegração de Johansen – Teste do traço

Número de equações cointegrantes	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico a 0,05	Prob.**
Nenhum *	0,136802	102,1684	69,81889	0,0000
No máximo 1 *	0,076424	49,64961	47,85613	0,0336
No máximo 2	0,039898	21,26734	29,79707	0,3412
No máximo 3	0,015146	6,73172	15,49471	0,6090
No máximo 4	0,003588	1,283198	3,841465	0,2573

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: * indica o número de equações cointegrantes segundo o teste.

Os testes do traço e do máximo autovalor apontaram para a existência de equações cointegrantes. Assim, foi realizada a estimação do modelo VEC.

Tabela 4 – Resultados do teste de cointegração de Johansen – Teste do máximo autovalor

Número de equações cointegrantes	Autovalor	Estatística do máximo autovalor	Valor crítico a 0,05	Prob.**
Nenhum *	0,136802	52,51874	33,87687	0,0001
No máximo 1 *	0,076424	28,38227	27,58434	0,0395
No máximo 2	0,039898	14,53561	21,13162	0,3228
No máximo 3	0,015146	5,448522	14,2646	0,6845
No máximo 4	0,003588	1,283198	3,841465	0,2573

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: * indica o número de equações cointegrantes segundo o teste.

Anteriormente à análise dos resultados da estimação, foram realizados ainda testes de diagnóstico do modelo, como o teste de correlação seriada entre os resíduos – Teste LM (Tabela 5), e o teste de estabilidade (Tabela 6).

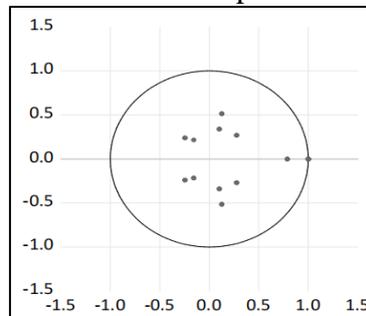
Tabela 5 – Resultados do teste LM de autocorrelação entre os resíduos

Lag	Prob,
1	0,3748
2	0,0388
3	0,2256

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados do Teste LM (Tabela 5) evidenciam que não é possível negar a hipótese de que não há autocorrelação, a uma significância de 1%, nos três primeiros lags. Já o teste de estabilidade (Figura 1) demonstrou que as raízes do polinômio característico do modelo estão dentro do círculo unitário, o que aponta para a sua estabilidade.

Figura 1 – Raízes inversas do polinômio característico



Fonte: Elaborada pelos autores.

Realizada a estimação e os principais diagnósticos, o próximo passo consistiu na análise dos resultados. A estimação do coeficiente de cointegração (Tabela 6) mostra que as variáveis salários, taxa de juros, taxa de câmbio e termos de troca possuem efeitos significativos e negativos, no longo prazo, sobre o percentual de emprego na indústria de manufatura, em relação ao total (desindustrialização). Apenas a variável da taxa de câmbio foi divergente em relação ao sinal esperado.

Tabela 6 – Resultados da estimação do coeficiente de cointegração

Equação de cointegração	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t
Desindustrialização (l_pc) (-1)	1,000000		
Salários (w) (-1)	-7,484552	1,35652	5,51748 ^a
Taxa de juros (i) (-1)	-3,333882	0,46351	7,19265 ^a
Taxa de câmbio (tc) (-1)	-13,47516	6,02020	2,23833 ^b
Termos de troca (tt) (-1)	-20,92575	9,94245	2,10469 ^b
Constante (c)	218,8479		

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: ^a significativa a 1% (t>1,96); ^b significativa a 5% (t>2,57).

Sobre os efeitos dos salários, Nassif, Bresser-Pereira e Feijó (2018) apontam que o seu aumento pode ser um problema à indústria, pelo seu crescimento acima da taxa de produtividade do trabalho. Assim, uma elevação na renda, além de ter a capacidade de aumentar as taxas de inflação, atuaria diminuindo a parcela de lucro dos empresários, o que recairia sobre os investimentos da indústria. Marconi e Rocha (2012) também argumentam nesse sentido, e acrescentam que o crescimento da renda, somado a uma taxa de câmbio sobrevalorizada levaria a uma maior entrada de bens importados, prejudicando a capacidade da indústria nacional.

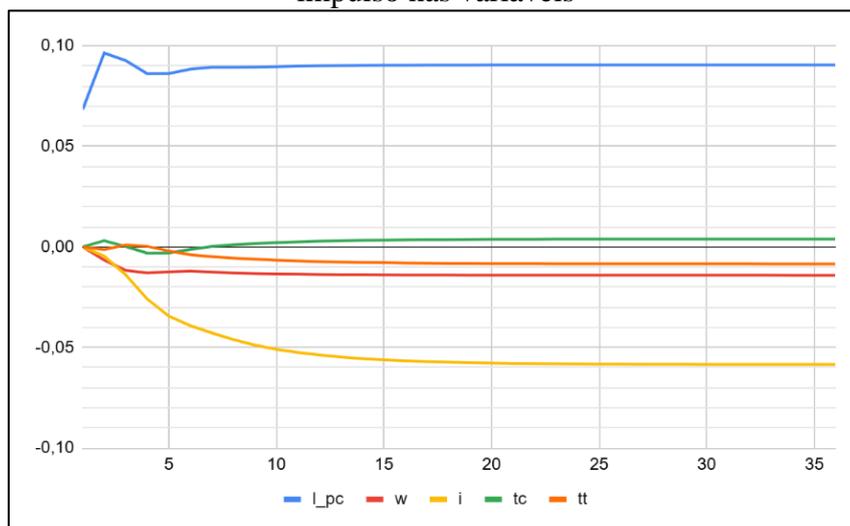
A relação negativa da taxa de juros também está de acordo com o que a literatura afirma sobre a precoce desindustrialização brasileira. As altas taxas de juros reais mantidas após o Plano Real para frear o consumo e, paralelamente, atrair capitais estrangeiros para aumentar as reservas internacionais, também dificultaram a manutenção do crescimento industrial, aumentando o preço do capital (Oreiro; Marconi, 2014). Mattei (2024) argumenta que até a flexibilização do câmbio em 1999, a principal responsável pela inflação era a taxa de câmbio, enquanto a taxa de juros atraía capitais para a manutenção valorizada do câmbio. Já após a flexibilização do câmbio, este passou a responsabilizar-se pela balança comercial, enquanto a taxa de juros ficou como único instrumento para controlar a inflação.

Ao contrário do esperado, a taxa de câmbio mostrou uma relação negativa, sugerindo que a desvalorização do câmbio real teria um efeito negativo para a participação do emprego na manufatura e contradizendo a hipótese de que uma taxa de câmbio sobreapreciada teria sido um dos principais fatores da desindustrialização. Uma possível explicação para isto reside no fato de que a apreciação cambial tornou mais barata a importação de insumos pela indústria, aumentando sua capacidade de produção e desenvolvendo a produtividade – argumento sustentado inclusive por participantes da formulação do Plano Real, como Gustavo Franco (1998) –, ampliando assim a capacidade instalada e a capacidade de emprego. Nesse sentido, Silva e Ramos Filho (2020), ao estudar os efeitos das taxas de câmbio das importações e de importações de insumos sobre os empregos na indústria de transformação, concluíram que a apreciação da taxa de câmbio de importação de insumos leva a um aumento do emprego total, enquanto o mesmo movimento da taxa de câmbio de importações eleva o emprego de baixa qualificação, e diminui o emprego de alta qualificação na indústria.

Por fim, os resultados revelam que os termos de troca exibem uma implicação negativa de longo prazo sobre o setor industrial, em conformidade com Oreiro e Feijó (2010). O aumento dos preços de bens não comercializáveis frente aos comercializáveis, que começou por volta de 2004 com a demanda de *commodities* pela China, e a política de bem-estar do primeiro governo Lula, é um dos responsáveis pela elevação dessa variável (Oreiro; Marconi, 2014). Com isto, a produção brasileira para o exterior voltou-se para a reprimarização, focando na exportação de bens primários, o que acabou por garantir ainda mais a permanência da taxa de câmbio em patamares sobrevalorizados (Oreiro; Marconi, 2014).

Em relação à função impulso-resposta (Figura 2), verifica-se que somente a variável taxa de câmbio possui relação diferente da estimada na equação cointegrante do VEC. Os resultados apontam que um choque no sentido da valorização da taxa de câmbio leva a uma volatilização da participação do emprego na manufatura nos primeiros períodos até sua estabilização em patamares positivos. É possível que essa diferença seja explicada pela dinâmica de *feedback* da função impulso resposta, conforme explica Lutkepohl (1991). Pregando cuidado ao se analisar a função junto a sistemas integrados ou cointegrados, o autor indica que as variáveis, por terem interação entre si, podem influenciar em suas próprias dinâmicas, não levando, necessariamente, ao equilíbrio de longo prazo.

Figura 2 – Resposta da variável de participação do emprego na manufatura frente a um impulso nas variáveis



Fonte: Elaborada pelos autores.

Destaca-se ainda o impacto negativo da taxa real de juros. Como já citado, a elevação dos juros era tanto uma forma de frear a demanda doméstica, como também de atrair capitais estrangeiros, diminuindo a inflação. No entanto, a alta taxa de juros foi mantida após o Plano Real, junto à taxa de câmbio sobreapreciada, o que, de acordo com a hipótese de desindustrialização apresentada na fundamentação teórica, e de acordo com as funções impulso-resposta, teria impactado negativamente a indústria.

Os resultados da decomposição da variância evidenciam a influência das variáveis explicativas na participação do emprego na manufatura (desindustrialização), e demonstram que a própria variável dependente defasada é a principal responsável por sua própria variação (Tabela 7). A taxa de juros é o segundo fator mais influente, representando 24,75% dos erros de previsão na participação do emprego na manufatura, seguida pelos salários reais, que são influentes em mais de 1,5% após 15 meses. A taxa de câmbio não apresentou impacto significativo, pois atingiu menos de 0,1% na maioria dos períodos considerados. Os termos de troca têm maior influência que o câmbio, porém também muito restrita, com apenas 0,48% no período final.

Tabela 7 – Resultados da decomposição da variância dos resíduos

Período	Desvio Padrão	Desindustrialização (l_pc)	Salários (w)	Taxa de juros (i)	Taxa de câmbio (tc)	Termos de troca (tt)
1	0,07	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,12	99,46	0,31	0,15	0,07	0,01
3	0,15	98,23	0,78	0,93	0,04	0,01
4	0,18	95,99	1,11	2,83	0,06	0,01
5	0,20	93,50	1,25	5,16	0,07	0,02
10	0,30	84,61	1,45	13,72	0,04	0,17
15	0,38	79,61	1,53	18,51	0,06	0,30
20	0,45	76,79	1,57	21,19	0,07	0,37
25	0,52	75,08	1,59	22,82	0,08	0,42
30	0,57	73,96	1,61	23,89	0,09	0,45
36	0,63	73,05	1,62	24,75	0,10	0,48

Fonte: Elaborada pelos autores.

Novamente, os resultados obtidos reforçam o efeito da elevada taxa real de juros mantida após o Plano Real, que agiu como um obstáculo para o crescimento sustentável da indústria, já que atuou encarecendo o preço do capital e desestimulando o investimento e o consumo em território nacional. Em contrapartida, essa elevação valorizou a taxa de câmbio, o que, de acordo com o modelo de longo prazo, implicou em efeitos positivos, via incentivos à importação de bens e aumento da capacidade instalada.

4. CONCLUSÕES

À luz dos apontamentos feitos ao longo do estudo, é notório que o Plano Real, implementado em 1994, foi um marco crucial para a economia brasileira, especialmente para a indústria e manufatura. A partir deste, a estabilidade econômica resultante permitiu que as empresas investissem em tecnologia e inovação, elevando a produtividade. Junto a isto, a abertura econômica favoreceu a instalação de um cenário de competitividade para as indústrias que se engajaram no cenário global. Assim, é evidente como a evolução dos processos e a adaptação às transformações do mercado desempenharam um papel crucial nesse desenvolvimento.

Entretanto, é necessário também analisar os desafios que permearam a conjuntura da época. A persistência da indexação e a memória inflacionária dificultaram a desindexação completa da economia. Além disto, a vulnerabilidade externa e a fragilidade das contas públicas, fruto de uma política econômica centrada na estabilidade monetária, levantaram questões sobre a sustentabilidade do crescimento no longo prazo. Nesse sentido, um dos desafios foi a dependência do real em relação ao dólar, que tornava a economia vulnerável a choques externos, o que poderia ameaçar sua estabilidade.

A análise quantitativa demonstrou que a alta taxa de juros remanescente do Plano Real teve um forte impacto negativo e significativo na participação do emprego da manufatura, utilizada aqui como uma variável *proxy* para a desindustrialização. O uso desse instrumento, primeiro como prêmio de risco para a atração de capital e manutenção do Real em patamares sobrevalorizados, e depois como responsável pela meta inflacionária, refletiu em uma elevada taxa real de juros, desestimulando os investimentos industriais.

Em compensação, de acordo com o modelo de longo prazo, a sobrevalorização do câmbio teria surtido efeitos positivos para a indústria, diferentemente do

comportamento esperado, indicando que a manutenção de uma taxa de câmbio elevada pode não ter sido uma das principais responsáveis pela desindustrialização. Já a função impulso-resposta revelou o contrário, isto é, relações positivas de longo prazo entre a taxa de câmbio e o emprego industrial de manufatura, indicando que, no curto prazo, houve reflexos negativos no emprego da manufatura, dada uma valorização real do câmbio. Acredita-se que a *proxy* utilizada possa ser uma explicação para os resultados conflitantes.

Além disso, cabe destacar que, conforme discutido na fundamentação teórica, não existe consenso sobre os efeitos do câmbio para a indústria brasileira. Alguns economistas acreditam que a abertura comercial e a valorização da moeda levariam a uma modernização do parque industrial nacional, e ao aumento de competitividade. Outros afirmam que não houve esse aumento competitivo, o que resultou, ao contrário, em uma aceleração da desindustrialização.

Por fim, os resultados também revelaram relações negativas entre os termos de troca e a indústria brasileira. A elevação dos termos de troca, puxados pelo *boom* das *commodities*, o qual atraiu os investimentos para os setores primários, e o aumento dos salários reais acima da produtividade, podem ter contribuído para diminuir a capacidade de investimento pela redução dos lucros e para aumentar a capacidade de consumo no exterior.

De forma geral, os resultados obtidos neste estudo demonstram que, embora a estabilização macroeconômica tenha criado um ambiente propício para o investimento e para a modernização industrial, a combinação de altas taxas de juros e a falta de políticas industriais adequadas contribuíram para a desindustrialização e para a perda de competitividade do setor. Já em relação ao câmbio, os resultados podem ser considerados inconclusivos, uma vez que as funções impulso-resposta contradizem o modelo de longo prazo, indicando um possível problema relativo à variável representante da desindustrialização.

Ainda assim, o objetivo deste estudo de analisar a indústria manufatureira no período pós-Plano Real e seus remanescentes reflexos sobre a indústria brasileira foi alcançado, revelando a complexidade das interações entre políticas econômicas e o desempenho industrial, e destacando a urgência de uma abordagem mais integrada e sustentável para o desenvolvimento econômico do país.

Assim, depreende-se que, para que o Brasil se posicione de maneira mais competitiva no mercado global, é imperativo que as políticas econômicas futuras integrem uma visão de longo prazo que considere tanto a estabilidade, quanto o desenvolvimento industrial. Logo, é fundamental que se adote um conjunto de políticas que incentive a modernização da indústria e promova a inovação tecnológica e a qualificação da mão de obra, fatores essenciais para o crescimento sustentável e competitivo da economia brasileira no cenário global.

REFERÊNCIAS

BAER, W. **A economia brasileira**. 6. ed. São Paulo: Nobel, 2011.

BARROS, J. R. M. D.; GOLDENSTEIN, L. Avaliação do Processo de Reestruturação Industrial Brasileiro. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 17, n. 2, p. 172-194, abr. 1997.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. 2024. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acesso em: 14 out. 2024.

BRESSER-PEREIRA, L. C. A economia e a política do Plano Real. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 14, p. 643-669, 1994. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/G6VvwvLfN6tqvZxy6RdCv5n/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 28 out. 2024.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **A construção política do Brasil**: sociedade, economia e Estado desde a independência. Rio de Janeiro: Editora 34, 2009.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning Brasil, 2018. E-book. ISBN 9788522128259. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/reader/books/9788522128259/>. Acesso em: 14 out. 2024.

CARNEIRO, R. Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 2, p. 5-26, 2002. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep>. Acesso em: 28 out. 2024.

CASTRO, A.B. de. Reestruturação industrial brasileira nos anos 90. Uma interpretação. **Revista de Economia Política**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 369-392, 2001. Acesso em: 14 set. 2024. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/gL9Lyqq5xgN8KzVn3dBJKpn/>.

CORONEL, D. Processo de desindustrialização da Economia Brasileira e possibilidades de reversão. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 17, p. 389-398, 2019.

CORONEL, D.; JACOBI, L. F.; COPETTI, L. S.; SOUZA, A. M. de. Perfil industrial das exportações da Região Sul do Brasil e a hipótese de desindustrialização. **Revista Brasileira de Planejamento e Desenvolvimento**, v. 11, p. 181-215, 2022.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4. ed. New York: University of Alabama, 2015.

FARIA, H.; REIS, A. Industrialization policies and competitiveness in emerging economies: lessons from Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 41, n. 1, p. 44-65, 2021. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbep/article/view/201763>. Acesso em: 28 out. 2024.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (FGV). **FGVDADOS**. 2024. Disponível em: <https://extra-ibre.fgv.br/IBRE/sitefgvdados/default.aspx>. Acesso em: 14 out. 2024.

FRANCO, G. H. B. A inserção externa e o desenvolvimento. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 18, n. 3, p. 121-147, 1998. Disponível em: <https://centrodeeconomiapolitica.org/repojs/index.php/journal/article/view/2240>. Acesso em: 14 oct. 2024.

GELATTI, E.; CORONEL, D. A.; BARROS, F. C.; BOBATO, A. M.; GABBI, T. T. Desindustrialização no Brasil: uma análise à luz das exportações e importações (1997 a 2018). **Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, v. 1, n. 45, p. 234-258, abr. 2020. Disponível em: <https://revistas.unifacs.br/index.php/rde/article/view/6379/4127>. Acesso em: 02 set. 2024. <http://dx.doi.org/10.36810/rde.v1i45.6379>.

IASCO-PEREIRA, H. C.; MORCEIRO, P. C. Industrialization and deindustrialization: an empirical analysis of some drivers of structural change in Brazil, 1947-2021. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 44, n. 3, p. e243645, 2024. <http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572024-3645>.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **IPEADATA**. 2024. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 14 out. 2024.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 1991.

MANKIW, N G. **Macroeconomia**. 10. ed. Rio de Janeiro: Atlas, 2021. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/reader/books/9788597027594/>. Acesso em: 14 out. 2024.

MARCONI, N.; ROCHA, M. Taxa de câmbio, comércio exterior e desindustrialização precoce: o caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v. 21, p. 853-888, dez. 2012.

MATTEI, L. F. **Notas sobre os 30 anos do Plano Real**: da tragédia da inflação à armadilha das taxas de juros elevadas. Texto Para Discussão, Núcleo de Estudos de Economia Catarinense, p. 1-11, 07 out. 2024. Disponível em: [91 |](https://necat.ufsc.br/td-062-</p></div><div data-bbox=)

2024-notas-sobre-os-30-anos-do-plano-real-da-tragedia-da-inflacao-a-armadilha-das-taxas-de-juros-elevadas/. Acesso em: 09 out. 2024.

NASSIF, A. BRESSER-PEREIRA, L. C.; FEIJO, C. The case for reindustrialisation in developing countries: towards the connection between the macroeconomic regime and the industrial policy in Brazil. **Cambridge Journal of Economics**, v. 42, n. 2, p. 355-381, 2018.

OREIRO, J. L.; D'AGOSTINI, L. M. Terms of trade, real exchange rate over-valuation and de-industrialization: theory and empirical evidence on Brazilian Case (2003-2015). In: INTERNATIONAL CONFERENCE DEVELOPMENTS IN ECONOMIC THEORY AND POLICY, 13., Bilbao. **Proceedings...** Bilbao: University of Basque Country, 2016.

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

OREIRO, J. L.; MARCONI, N. Teses equivocadas no debate sobre desindustrialização e perda de competitividade da indústria brasileira. **Revista NECAT - Revista do Núcleo de Estudos de Economia Catarinense**, v. 3, n. 5, p. 24-48, 2014.

RONCAGLIA, A. A persistência da indexação no Brasil pós-real. **Revista de Economia Política**, v. 34, n. 2, p. 266-283, abr./jun. 2014. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/TKZJSVmsRP9jifmrxyDBh7f/>. Acesso em: 14 set. 2024.

SALOMÃO, I. C. O plano real. **Economia & História: Difusão de ideias econômicas**, São Paulo, jan. 2024. Disponível em: <https://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/bif520-61-63.pdf>. Acesso em: 14 set. 2024.

SILVA, B. B.; RAMOS FILHO, H. S. Taxas de câmbio, emprego e salários na indústria de transformação do Brasil (2010-2016). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 48., ANPEC. 2020. **Anais eletrônicos...** Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files_I/i7-15356ed38ee444ab2cb32f96dc30e40b.pdf. Acesso em: 11 out. 2024.

SQUEFF, G P.; GROHMANN, M. C. Desindustrialização e a competitividade industrial no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 29, n. 2, p. 275-296, 2020. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos>. Acesso em: 28 out. 2024.

WEISE, M. R. O comportamento da indústria de bens de capital após o Plano Real. **Revista da FAE**, v. 3, n. 3, 2000.