



Universidade de Brasília (UnB)

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas
Públicas (FACE)

Departamento de Economia (ECO-UnB)

DESINDUSTRIALIZAÇÃO BRASILEIRA: UMA PERSPECTIVA DA INTEGRALIZAÇÃO VERTICAL DO TRABALHO

Jorge Eduardo de Moraes Ferreira

Orientador: Prof. Dr. Ricardo de Azevedo Araujo

2023

Agradecimentos

Gostaria de começar este trabalho agradecendo a todos os que me ajudaram nesses 4 anos e meio que se passaram. De longe foram os mais desafiadores e enriquecedores da minha vida, e com certeza me abriu caminhos incríveis, que só compreenderei daqui anos.

Para minha amada família, agradeço pelo apoio incondicional, desde minhas aspirações acadêmicas, até o apoio do dia-a-dia. Sei que não chegaria ao fim desse caminho sem vocês, e sem o apoio de vocês. Também peço desculpas pelas conversas (monólogos) de horas que eu dava, e continuarei, sobre os temas mais aleatórios de economia.

Para meus professores, em especial Prof. Ricardo, Profa. Geovana e Profa. Daniela, agradeço muito por todo apoio que vocês me proporcionaram nesse tempo, todo o conhecimento, e especialmente pela paciência que vocês tiveram comigo. O conhecimento de cada um de vocês será carregado por mim pelo resto da minha vida acadêmica, profissional e pessoal. Espero, algum dia, aspirar o mesmo nível de excelência que vocês têm.

Não menos importantes, meus caros amigos tiveram papel central em expandirem meus conhecimentos, trazendo conhecimento de todas as áreas, e expandindo aquelas áreas que já era acostumado. Sem eles não teria passado por diversas experiências acadêmicas, e pessoais, que formam a experiência universitária completa.

Por último, meus agradecimentos vão à Universidade de Brasília, que proporcionou entrar em contato com grandes amigos, professores extraordinários e pesquisadores de excelência. Tenho um eterno orgulho em chamar a UnB de minha *alma mater*.

A dificuldade real não reside nas novas ideias, mas em conseguir escapar das antigas.

John Maynard Keynes

Resumo

Este trabalho aborda a desindustrialização como um mecanismo potencializador da desaceleração econômica brasileira nos últimos 25 anos. Ao analisar uma perspectiva externa, considerando a teoria pós-keynesiana da Lei de Thirlwall, tanto agregada quanto multissetorial, com dados mensais de janeiro de 1997 a dezembro de 2022, observa-se que o crescimento brasileiro não foi restrito pelos fatores em questão. A não restrição da balança de pagamentos brasileira sobre o crescimento pode ter ocorrido devido às diferentes taxas de crescimento das exportações e importações, consolidando o argumento de Blacker sobre a tautologia da Lei de Thirlwall. Além disso, observa-se que o mercado de trabalho na indústria gera efeitos consideráveis sobre o PIB brasileiro, com até 2 meses de atraso.

Palavras-Chave: Macroeconomia, Crescimento Econômico, Desindustrialização, Lei de Thirlwall, Mercado de Trabalho, Teoria Passinettiana do Trabalho.

Abstract

This paper addresses deindustrialization as a potential mechanism for the Brazilian economic slowdown over the last 25 years. By analyzing an external perspective, considering the post-Keynesian theory of Thirlwall's Law, both in an aggregate and multisectoral context, with monthly data from January 1997 to December 2022, it is observed that Brazilian growth was not restricted by the factors in question. The non-restriction of the Brazilian balance of payments on growth may have occurred due to the different growth rates of exports and imports, consolidating Blacker's argument about the tautology of Thirlwall's Law. Additionally, it is observed that the labor market in the industry has considerable effects on the Brazilian GDP, with up to a 2 month lag.

Key Words: Macroeconomics, Economic Growth, Deindustrialization, Thirlwall's Law, Labor Market, Pasinettian Theory of Labor.

Sumário

1	INTRODUÇÃO À PROBLEMÁTICA	1
2	OBJETIVOS	3
2.1	OBJETIVOS GERAIS	3
2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	4
3	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	4
4	METODOLOGIA	10
5	RESULTADOS E APLICABILIDADE	12
5.1	BASE DE DADOS	12
5.2	TESTE DA LEI DE THIRLWALL PARA O BRASIL (1997 - 2022)	18
5.3	TESTE DA LEI DE THIRLWALL MULTISSETORIAL (1997 - 2022) . . .	23
5.4	MERCADO DE TRABALHO E A LEI DE THIRLWALL	28
6	CONCLUSÃO	29

1 INTRODUÇÃO À PROBLEMÁTICA

A indústria, desde seu desenvolvimento exponencial no século XIX, é um dos principais componentes econômicos de uma nação, sendo o nível industrial responsável por representar separações socioeconômicas em quase todas as ciências sociais. Essas separações, que dividem as nações em grupos, são dadas, primordialmente, pela sua capacidade industrial, indo além da noção de 1º, 2º e 3º mundo, para as modernas nomenclaturas de Norte/Sul e Desenvolvidos/em Desenvolvimento. Tal posição se expande muito além do que seria uma mera nomenclatura; um país com status conhecido de desenvolvido ou industrializado tende a ter acesso a melhores linhas de crédito, maior poder comercial e capacidade de impor suas vontades no cenário internacional.

Dentro da compreensão heterodoxa de desenvolvimento, a industrialização é um passo essencial para o crescimento econômico e o desenvolvimento social. No entanto, a industrialização não é um processo final; ela é uma fase intermediária para a transição para uma economia centralizada em atividades de maior valor, como a venda e a prestação de serviços. Com isso, naturalmente ocorreria um processo de desindustrialização, com a economia caminhando para serviços de ponta, como serviços financeiros e de alta tecnologia, e a queda da importância industrial não entraria em detrimento do desenvolvimento nacional.

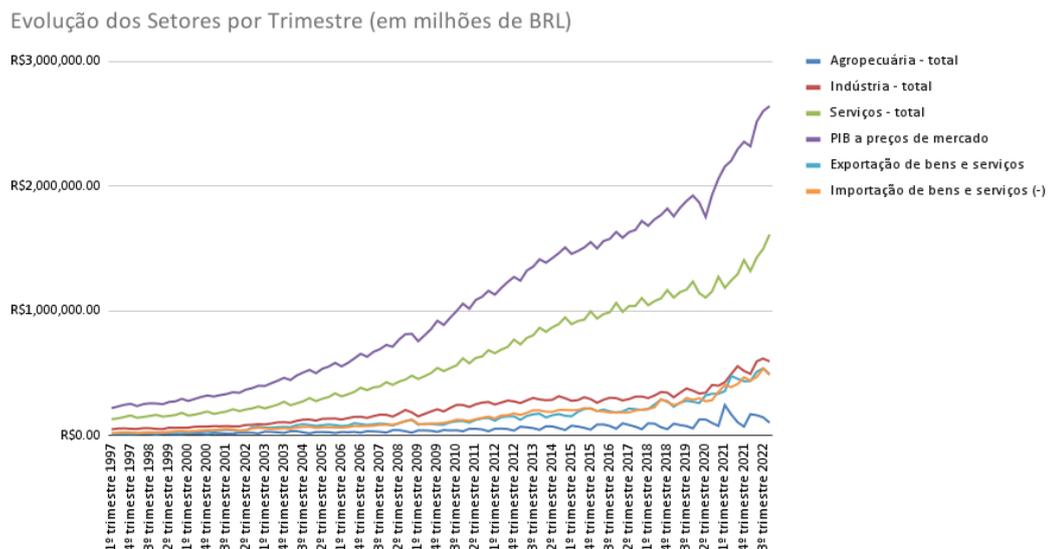
Sintetizando essa ideia, Kaldor (1966), complementado por Nassif, Feijó e Araújo (2015), argumentam que o componente industrial é aquele que garante maior distribuição dos ganhos entre os outros setores da economia, devido à sua considerável relação de demanda/oferta com os demais setores da economia, além dele mesmo. Assim, um ganho de produtividade na indústria se espalha para outros setores de forma mais eficiente, quando comparado com a agropecuária ou a indústria extrativista. Em contrapartida, uma evolução produtiva no setor do “agro” terá pouca ramificação para os demais setores, uma vez que sua matriz de usos e recursos é limitada, em grande parte, a si mesma, com poucos *spillovers* para outros setores.

Para outras escolas de pensamento, a indústria não é necessariamente um processo necessário para o crescimento econômico nacional ou para o desenvolvimento econômico-social. Para as escolas ortodoxas, que utilizam como base teórica as contribuições de Solow (1956), a taxa de poupança possui relevância ao determinar o crescimento, partindo da igualdade contábil entre poupança (S) e investimento (I). O aumento da poupança não estaria atrelado à forma de estruturação da economia, mas sim a fatores estruturais, principalmente financeiros. Essa minimização da importância teórica da indústria como fator significativo gerou uma natural dominância de autores heterodoxos no assunto de desindustrialização, com diversas interpretações sobre a causa desse fenômeno ainda possível. Nos termos de Oreiro e Feijó (2010), a desindustrialização não consiste simplesmente na queda da produção industrial, mas sim na queda da participação e relevância do setor na

economia. Pode-se dizer que, nos termos da economia brasileira, tal fenômeno pode estar ocorrendo precocemente, gerando uma “re-primarização” da economia e causando perdas no crescimento e desenvolvimento econômico.

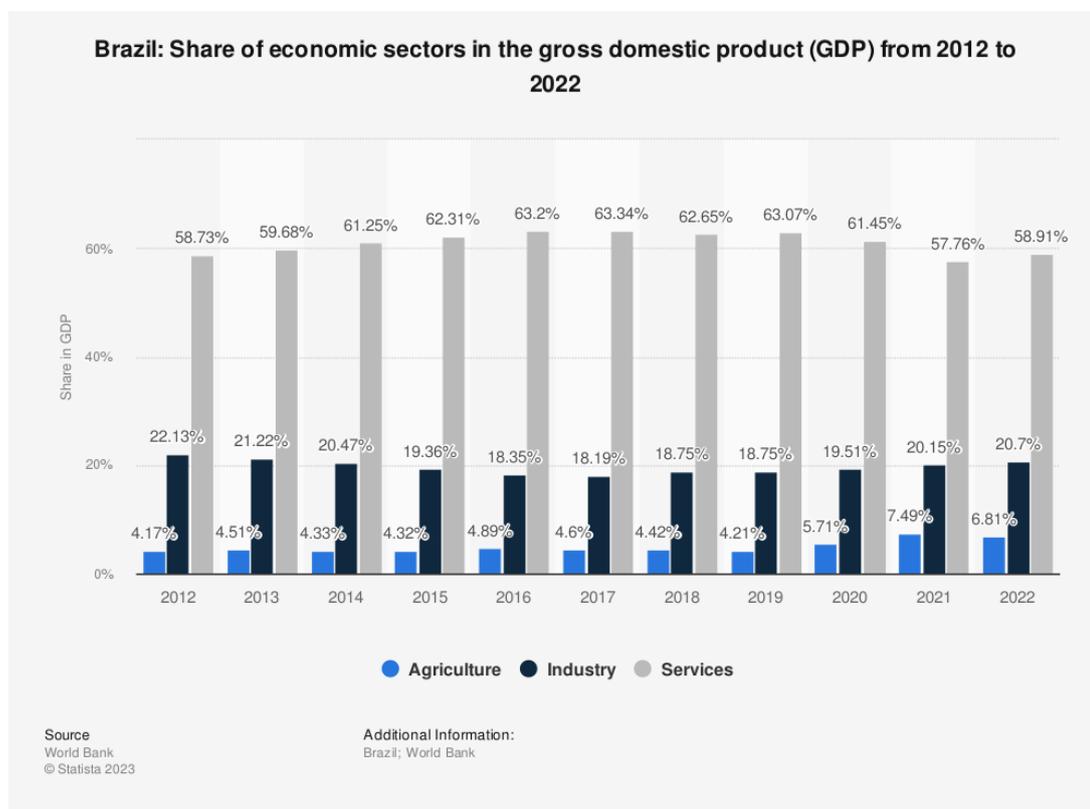
Esse debate tomou maiores proporções após a queda da produção industrial brasileira e vastos períodos de recessão, associados ao baixo crescimento na economia brasileira, registrados desde 2013/2014. O nível industrial brasileiro é 36% maior em 2022 do que em 1997, enquanto o PIB foi elevado em 78,2%, serviços em 89,6%, setor agropecuarista em 132,2% e exportações e importações em 474% e 351%, respectivamente. De todos os agregados econômicos, a indústria é a que teve pior crescimento e desenvolvimento. Ao crescer a uma taxa menor do que a do próprio PIB, sua relevância no mesmo vai se deteriorando, abrindo espaço para outros setores, especialmente a agropecuária.

Figura 1: Evolução dos Setores por Trimestre (em Milhões de BRL)



A queda da importância da indústria na composição econômica brasileira, indicando um processo de desindustrialização, nos termos de Oreiro e Feijó (2010), pode ser ainda mais corroborada pela evolução temporal da composição setorial do PIB brasileiro. Nos últimos 11 anos, a indústria perdeu espaço considerável para a agropecuária, e até o setor de serviços foi afetado pelo crescimento do setor primário, mostrando uma "re-primarização" da economia nacional. Os dados do Banco Mundial demonstram que a indústria compunha 23,1% do PIB em 2011; e em 2021, 18,86%, uma queda de quase 5% na participação global do setor.

Figura 2: Participação de Cada Setor na Economia Brasileira, por ano (2011 - 2021)



Tais dados fizeram com que a desindustrialização se tornasse um tema central no debate acadêmico de desenvolvimento econômico brasileiro, podendo ser estendido para outras nações latino americanas, que sofrem com o mesmo problema. Poderia a queda da participação da indústria estar correlacionada com a queda da produtividade, e competitividade, da economia brasileira? ou é um processo natural de alocação de recursos que busca maximizar os lucros privados, o que empurrará a poupança, e investimento, para um patamar superior?

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVOS GERAIS

A desindustrialização é um dos principais temas que justificam a falta de crescimento no Brasil, em especial após a lenta recuperação econômica pós-crise de 2015. Até mesmo durante o *boom* das *commodities*, nos anos 2000, o crescimento foi puxado pelo aumento de preços de tais, e não por fatores reais, como expansão da utilização do capital, ou da produtividade. A estagnação de tais fatores empurraram a diversos acadêmicos a estudarem o fenômeno, com diversas escolas heterodoxas nacionais ofertando sua contribuição para o tema.

Os principais acadêmicos em tal tema, na realidade brasileira, é Oreio, Nassif e

Bresser-Pereira (2010), que escreveram artigos com relevância acadêmica nos motivos da possível desindustrialização precoce brasileira. Em seus respectivos artigos é conclusivo que o Brasil está passando por uma desindustrialização precoce, minando nossa capacidade de desenvolvimento econômico. Este trabalho, também, visa compreender se há uma desindustrialização no Brasil, e como essa desindustrialização afeta o crescimento econômico nacional.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Além de criar robustez na literatura brasileira sobre a desindustrialização, também há uma importância em observar a validação da Lei de Thirlwall no caso brasileiro, e sob uma ótica multisetorial e sob a ótica “fraca”, e se existem diferenças nas elasticidades-renda das demandas.

A hipótese inicial é que a queda da participação da indústria no setor exportador, afeta o crescimento nacional, ao tornar a renda advinda do exterior mais volátil, e mais dependente do setor agroexportador. Objetiva-se analisar se houve efeito negativo no crescimento brasileiro causado por essa queda nas participações do setor industrial na renda nacional, além de complementar a literatura existente, observando os fatores externos e internos.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O debate de desindustrialização é uma realidade oriunda do Norte global, onde os processos industrializantes foram iniciados de forma antecipada ao Sul, naturalmente ultrapassando o ponto ótimo industrial. O debate sobre o efeito da queda industrial teve grande relevância na Europa, especialmente nos anos 90. A abertura do mercado oriental europeu permitiu o acesso a uma grande massa de empregos instruídos com baixos salários, além de apresentar proximidade aos grandes centros consumidores desses produtos. Esse ponto é alçado, com relevância, em 1997, com o trabalho de Seager (1997), onde o mesmo também explora a relação de outros membros da OCDE¹. No mesmo trabalho, Seager explora que a mudança na estrutura econômica intra-europeia foi fortemente alterada pelo comércio com o Sul global, que expandiu a produção de produtos industriais, e substituindo aqueles produzidos regionalmente.

Mais recente, o trabalho de Sarra et al. (2018) admite ainda mais razões para uma desindustrialização da Europa Ocidental, causado pela entrada dos EU+12², corroborando as falas de Seager (1997). Ambos versam sobre a estrutura do comércio internacional dos

¹OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico

²Grupo de países que adentraram à União Europeia durante os anos 90 e 2000, sendo eles: Bulgária, Chipre, República Tcheca, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Malta, Polônia, Romênia, Eslováquia e Eslovênia

países desenvolvidos como um fator relevante na mudança do papel industrial interno do grupo.

Um dos primeiros trabalhos brasileiros a trazerem luz sobre o tema, sob uma perspectiva latino americana, foi o previamente mencionado Oreiro e Feijó (2010), trazendo uma luz sob a problemática. Tal trabalho indica um possível caso de “Doença Holandesa” como motivo da desindustrialização, onde o rápido crescimento das exportações de produtos primários levou a uma apreciação cambial, deteriorando a capacidade.

A metodologia utilizada para compreender uma temática tão importante como a desindustrialização é de suma importância, a depender da metodologia escolhida, os resultados podem variar, e as conclusões que os acompanham, também. Além disso, outro ponto de notável importância para a construção, e escolha de uma metodologia correta, é saber qual método engloba as informações disponíveis mais importantes, sem a necessidade de se desenvolver outro estudo para a obtenção desses dados. Com as noções de limitação da metodologia, a que se mostrou mais abrangente no debate nacional e internacional sobre o tema, foi a heterodoxa pós-keynesiana, com foco na demanda e na estruturação pasinettina da economia nacional.

Dentro do contexto heterodoxo acadêmico, uma vertente de relevância foi aquela advinda da Lei de Thirlwall, que se mostrou condizente com as experiências passadas dos Tigres Asiáticos³, e se mostrou eficaz em explicar o crescimento brasileiro nos anos 90 e 00 (Araújo e Soares, 2011). A Lei de Thirlwall se torna mais rebuscada com as contribuições de Araújo e Lima (2007), onde foi acrescida à literatura versão multissetorial, que permite uma melhor análise setorial e permite uma melhor conexão com as contas nacionais.

O sistema de hiper integralização dos setores pasinettiano será outra base referencial deste trabalho, com Pasinetti (1973) norteando o debate de integralização dos setores, e gera contribuições profundas aos trabalhos de Leontief (1956) e Sraffa (1960). Tomando uma matriz econômica de commodities por meio de commodities, podemos aferir uma matriz com i -ésimos termos, onde é apresentada a devida oferta e demanda do trabalho que o setor oferta/demanda dos outros setores e dele mesmos. Podemos definir o coeficiente de trabalho verticalmente integrado, para commodities i , onde $i = 1, 2, \dots, m$.

$$L^{(i)}(t) = vY_i(t) = v_iY_i$$

(1)

$$L(t) = \sum_i^m L^{(i)}(t)$$

³Os Tigres Asiáticos são definidos como o grupo de nações do leste asiático que se desenvolveram rapidamente nos anos 80 e 90. Esse grupo é compreendido pela Coreia do Sul, Taiwan, Cingapura e Hong Kong.

(2)

onde v_i e Y_i são representados da seguinte forma:

$$a_{[n]}(I - A^\Theta)^{-1} \equiv v \equiv [v_i]$$

(3)

$$\sum_i^m Y_i(t) = Y(t)$$

(4)

Pasinetti define em seu trabalho, que o coeficiente de trabalho verticalmente integrado é uma métrica para observar o esforço de trabalho, dessa economia, em produzir esse bem. Sendo a soma do produto de todos os setores, em uma economia commodities por meio de commodities, sendo o PIB.

A representação de v_i , é fundamental para as definições depois feitas por Pasinetti, sobre salário e produtividade. Em seu artigo de 1973, Pasinetti trabalha com as teorias de valor, essencialmente smithianas, concluindo que os preços, em uma economia de múltiplos setores, é dado por dois fatores: salários e lucros. O salário é igual a produtividade marginal do trabalho, assim como está subscrito na teoria keynesiana. Já os lucros são observados como renda, e possuem origem similar a do trabalho, e por isso, a academia considera os lucros como renda do setor. Pasinetti define os preços, em termos de salários e lucros, da seguinte forma:

$$p = vw + pH$$

(5)

onde temos que v é o coeficiente de integração vertical do trabalho, e o vetor pH é a proporção de capital verticalmente integrada por unidade de saída, dada a entrada. Em uma situação de lucro nulo ($\pi = 0$), em perfeita concorrência, os salários serão os únicos a serem representados sobre os preços dos produtos produzidos pelo setores verticalmente integrados, sendo possível chegar a seguinte relação:

$$p = vw$$

(6)

Partindo de uma visão, puramente clássica, onde os salários são tidos como numéraire de um sistema de preço, logo é tomado que $w = 1$. Assim, é possível definir que, em termos clássicos, o preço pode ser dado como o coeficiente de integração vertical do trabalho.

$$p = v$$

(7)

Essa relação unitária de salários foi explicitada pelo trabalho de Araujo & Lima (2007), o qual foi expoente em introduzir a teoria passinietiana da hiper-integralização vertical dos setores sobre a ótica de crescimento com restrição na balança de pagamentos. Sobre o mesmo trabalho, Araujo & Lima desenvolveram achados algébricos importantes para a metodologia que será utilizada, dissociando a Lei de Thirlwall de forma multissetorial.

Para que seja desenvolvida a metodologia proposta por Araujo & Lima (2007), algumas presunções foram necessárias para permitirem a sua realização sobre o campo teórico e experimental. Uma das principais presunções é a exaustão da renda nacional, e subsequente internacional, simplificando as futuras equações de demanda nacional/internacional por importações. A relação descrita abaixo exemplifica o equilíbrio na conta comercial de um país com o resto do mundo:

$$\sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} + a_{\tilde{n}}) \tilde{a}_{ni} = 1$$

(8)

$$\sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} - a_{\tilde{n}}) \tilde{a}_{ni} = 0$$

(9)

A equação 8 explicita a exaustão da renda nacional em termos de trabalho no sentido passinietiano, com os coeficientes de “a” representando os coeficientes de demanda interna e externa, com o termo \tilde{a}_{ni} sendo a proporção de consumo dos produtos demandados. E a equação 9 explicita o equilíbrio da balança comercial no longo prazo.

Outro fator metodológico importante é a estabilidade do câmbio real no período analisado, à luz de Araujo & Lima (2007), que as mudanças de preço dos produtos a nível nacional e internacional são iguais. Mais recente, McCombie (2019) verifica que a competitividade por preços não é válida sobre a literatura em questão, implicando em pouco ou baixíssimo efeito do câmbio sobre o poder de aumentar as exportações no longo prazo.

Observando o trabalho de Mollick (1998), onde o mesmo observa a taxa de câmbio real (RER) entre os anos de 1855 e 1990 no Brasil, concluindo pela possibilidade de estacionariedade da RER. O mesmo estudo aponta que essa conclusão pode ser fraca, no senso em que no teste de raiz não foi possível rejeitar, existiria um espaço para rejeitar a raiz unitária, especialmente em momentos de alta inflação, o que não ocorreu

no período analisado. A inflação do período analisado totalizou em 374% (IPCA⁴), bem abaixo das taxas observadas anteriormente à implementação do Plano Real, onde justamente Mollik versa suas dúvidas sobre a estacionariedade da RER brasileira. Podendo inferir, com o trabalho de McCombie (2019), que o câmbio real, principalmente em uma situação de estacionariedade e tendência à média, se torna um instrumento inválido para o desenvolvimento estatístico da Lei de Thirlwall.

Outros pressupostos importantes que são utilizados por Araujo & Lima (2007) é a relação de vantagem comparativa, no sentido que o país “X” exporta somente aquilo que o mesmo tem vantagem comparativa, e possui importação 0 desse bem que ele tem vantagem comparativa. Nesse sentido ricardiano, o oposto também se faz verdadeiro, com o país importando somente aqueles produtos que a economia nacional não possui vantagem comparativa, com o estrangeiro apresentando melhores vantagens.

Essas delimitações feitas por Araujo & Lima (2007) permitem que seja desenvolvida a versão multisetorial da Lei de Thirlwall. Baseando-se em tal, em um primeiro momento haverá o teste da Lei de Thirlwall no Brasil, dentro do sentido “fraco” da lei. Em um segundo momento, será observado o teste da Lei de Thirlwall pelo fator Multisetorial, onde serão admitidos 4 setores, importadores e exportadores: Agropecuária, Indústria Extrativista, Indústria de Transformação e Outros.

A primeira fase, com o puro teste de validação da Lei de Thirlwall para o Brasil, será feito como delimitado por Gouveia & Lima (2010), objetivando obter as elasticidades-renda demanda por importações e exportações. Tais elasticidades podem ser estimadas da seguinte forma:

$$m_t = \Psi(P_D - P_F - e_t) + \pi(Y_t) + e$$

(10)

$$x_t = \phi(P_D - P_F - e_t) + \epsilon(Y_t)^* + e$$

(11)

Onde Ψ , ϕ , π e ϵ são as elasticidades-preço demanda por importações e exportações, e as elasticidades-renda da demanda por importações e exportações, respectivamente. Já as outras variáveis são as taxas de crescimento do nível de preços doméstico, internacional e da taxa de câmbio nominal, sendo a dissociação algébrica da taxa de câmbio real. Como foi observado, e mencionado tanto por Araujo & Lima (2007) e Gouveia & Lima (2010), a mudança dos preços domésticos e internacionais se dá igualmente no longo prazo, levando o log da taxa real de câmbio (fator entre parêntesis) para 0. Induz-se que o efeito do câmbio sobre a exportação, e importação, seja beirando a nulidade. Com isso, as elasticidades

⁴IPCA - IBGE, utilizando a inflação acumulada de 01/1997 até 12/2022

preço são insignificantes para o modelo de longo prazo aqui tomado, sendo mais relevante a elasticidade-renda demanda, que entra em consonância com o modelo de vantagens comparativa ricardiana. Essa relação é explicitada por McCombie (2019), e aprofundada por Benkovskis & Worz (2015), que explicitam que a competitividade é dominante, não sobre fatores versados sobre os preços.

Com as formulações acima feitas, as fórmulas de exportação e importação, de longo prazo, serão dadas da seguinte forma, respectivamente:

$$m = \pi(Y_{\text{nacional}}) + e$$

(12)

$$x = \epsilon(Y_{\text{mundial}}) + e$$

(13)

Onde todos os fatores serão expressos em logaritmos naturais, para obtermos a elasticidade-renda da demanda. E a partir desse desenvolvimento, para testar a Lei de Thirlwall, será necessário testar se a relação entre e é similar à proporção de crescimento nacional em relação ao crescimento internacional. Utilizar-se-á a seguinte equação:

$$\hat{y}_{\text{BP}} = \frac{\epsilon}{\pi} y_{\text{mundial}}$$

(14)

Iremos tomar a seguinte relação por motivos de simplicidades: $\alpha = \frac{\epsilon}{\pi}$. A partir dessa simplificação, será testada a hipótese nula de $\alpha = 1$, com a hipótese alternativa sendo que $\alpha \neq 1$, e também do erro do resíduo dessa estimação, com a hipótese nula de que o erro é igual a 0. Uma vez aceita a testada tais hipóteses, será testada a seguinte relação:

$$y_{\text{dif}} = (1 - \alpha)y_{\text{mundial}} + u$$

(15)

onde temos: $\xi = 1 - \alpha$.

Com a relação acima, será aplicado um teste para observar a validade do fator ξ , com uma hipótese nula de que $\xi = 0$. Se for confirmado que $\xi = 0$, há razões suficientes para aceitar a Lei de Thirlwall como um mecanismo que explica o crescimento do Brasil, nesse caso. Outro teste importante para essa última equação é que o termo de erro u , que deverá ser igual a zero, em termos estatísticos.

Em um segundo momento, o objetivo será a desagregação dos fatores de importação e exportação, objetivando observar a economia nos 4 setores previamente mencionados.

Para tal, será utilizado a principal conclusão algébrica do trabalho de Araujo & Lima (2007), explicitado pela seguinte equação:

$$\sigma_y^U = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \xi \beta a_{in} a_{ni}}{\sum_{i=1}^{n-1} \phi a_{in} n_i a_{ni}} \sigma_y^A$$

(16)

O numerador da equação acima é o termo de exportação nacional, com ponderação de cada item e sua respectiva elasticidade-renda demanda. O denominador é o termo de importação, com sua ponderação e respectivas elasticidades-renda. E, por último, a variável σ_y^A é o crescimento do PIB mundial.

Objetivando uma replicação do teste fraco da Lei de Thirlwall, como foi desenvolvido anteriormente, para o teste multissetorial será delimitado pelo mesmo método, mas tomando com um setor importador, e dois setores exportadores. Por motivos de simplicidade e análise, o setor importador será a indústria de transformação, e os dois setores exportadores serão os setores agropecuário e de indústria extrativista, visto que ambas apresentam naturezas econômicas semelhantes para o corrente trabalho.

4 METODOLOGIA

A metodologia utilizada no presente trabalho foi versada em desenvolver, e traduzir em achados, os documentos mencionados no capítulo anterior, principalmente os desenvolvimentos de Pasinetti (1973) e Araujo e Lima. (2007). Para isso foram utilizados diversos dispositivos estatísticos, comumente utilizados na literatura econômica para solucionar as equações dispostas ao longo do capítulo.

Inicialmente será utilizado um método para verificar a estacionariedade das variáveis de câmbio real, e posteriormente, sob os resíduos das equações nº 14 e 15. O mais usual dentro da literatura econométrica de séries de tempo é o teste ADF, ou Augmented Dickey-Fuller Test, desenvolvido por Dickey e Fuller (1979 e 1981), mas o sentido do teste ADF foi aprimorado para a macroeconomia por Granger e Newbold (1974). O teste ADF é um teste de hipótese nula, onde a hipótese nula é da existência de uma raiz unitária sobre a variável, e se há razões estatísticas para acreditar na presença de uma, a série/variável em questão é não estacionária. Mas caso haja motivações para rejeitar a hipótese nula, há a possibilidade de acreditar que a série/variável é estacionária durante o período observado.

Outra metodologia importante a ser utilizada neste trabalho é a regressão OLS (*Ordinary Least Squares*, ou Mínimo Quadrado dos Resíduos) de séries de tempo. A escolha pelo método de regressão de OLS entra em consonância com os estudos que também foram versados sobre o caso brasileiro, como Nakabashi (2007), Diniz e Ferreira (2018) e Silva et al. (2018). Além disso, a metodologia por OLS se mostra mais objetiva

em como alcançar os resultados de elasticidade-renda da demanda das exportações e importações. As regressões que utilizam a metodologia OLS foram aquelas referentes às equações nº 12, 13, 14 e 15.

Para a verificação das hipóteses ligadas relações de α e ξ foi preferivelmente utilizado o conceito de Intervalo de Confiança, com 95% de significância, para observar se o termo é estatisticamente próximo de 1, e se ξ é próximo a 0. A fórmula utilizada para tal foi a seguinte:

$$IC = 1 \pm z_{0,05} \cdot \frac{SD}{\sqrt{n}}$$

(17)

$$IC = 0 \pm z_{0,05} \cdot \frac{SD}{\sqrt{n}}$$

(18)

O último método estatístico proposto neste trabalho, versa sobre a observação de correlação entre a variável, em log, do emprego do setor industrial e do PIB. O objetivo desse cálculo é observar se existe alguma relação efeito-causa entre as mudanças do nível de emprego do setor industrial e as mudanças no PIB. Como a relação está limitada a 2 variáveis, é recomendado o uso do teste de causalidade Granger. O mesmo plota uma hipótese nula que a variável *LEMP* (log do nível de emprego industrial) gera efeitos sobre a variável *LPIB* (log do nível do PIB), com o uso de 2 tempos de “lags”. A escolha de 2 lags entra em concordância com o trabalho de Jones (1989), onde foi observado que a escolha no número de lags utilizados é mais eficiente quando é subjetiva. Como os dados em questão são mensais, o teste está trabalhando com um efeito de até 2 meses na mudança do nível de emprego sob o PIB.

Todos os testes em questão foram executados dentro do software EVIEWS 12, exceto pelo cálculo do Intervalo de Confiança, que foi feito manualmente.

Os dados, com as bases do Banco Central, IBGE, ComexStat e do FMI garantem robustez e confiança na construção dos mesmos, além de garantir uma facilitação na padronização dos dados. Para este trabalho, a base de dados de séries de tempo do Banco Central do Brasil ofertou os dados de “Câmbio Real”, “PIB Nominal”, “Importação” e “Exportação”, utilizando-se dos dados mensais entre janeiro de 1997 e dezembro de 2022. As informações relativas ao comércio exterior brasileiro foram fornecidas pelo portal COMEXSTAT, do Ministério da Fazenda. E as informações relativas ao PIB americano (GDP) foram fornecidas pelo FMI, versando sobre as mesmas datas das outras variáveis.

5 RESULTADOS E APLICABILIDADE

5.1 BASE DE DADOS

Diferentemente das métricas de taxa de câmbio real e inflação, as variáveis de importação, exportação e PIB possuem uma aversão à média pela teoria econômica, principalmente quando é observado vários períodos. Por isso, um teste de raiz unitária, e de quebra estrutural, não teria resultado econômico, ou econométrico, real ou validável. Esse fato fica evidenciado quando é observado a relação gráfica dessas variáveis, que possuem clara tendência de crescimento ao longo do tempo, com poucos pontos desvirtuando da tendência.

Figura 3: Importação Brasileira por mês, em milhões de USD (jan/97 - dez/22)



Figura 4: Exportações Brasileiras por mês, em milhões de USD (jan/97 - dez/22)

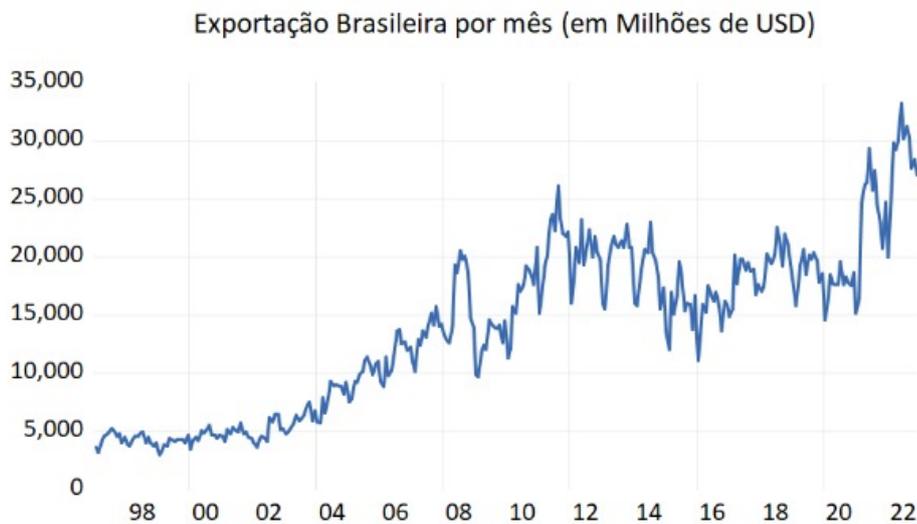
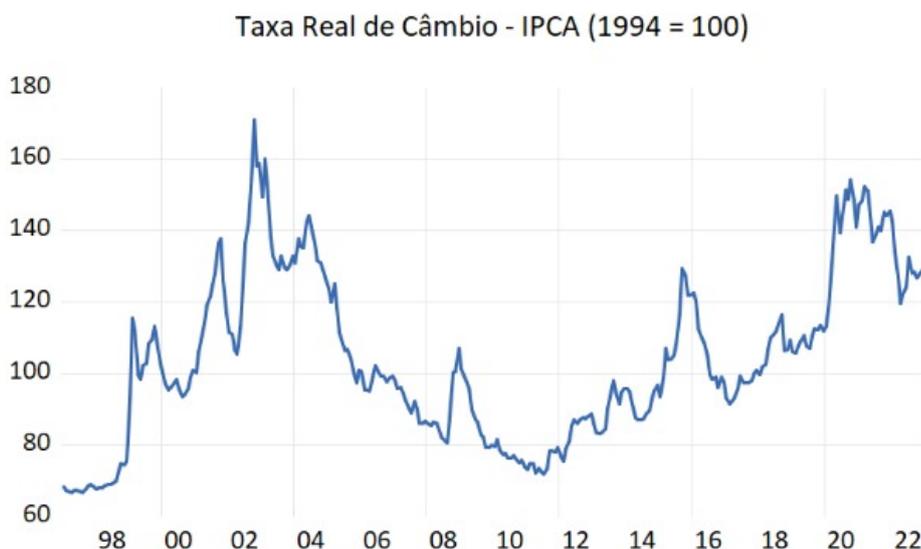


Figura 5: Produto Interno Bruto do Brasil por mês, em milhões de BRL (jan/97 - dez/22)



Para os testes da Lei de Thirlwall em um momento posterior, foi utilizado como renda externa e inflação externa a dos EUA, por diversos motivos. A economia norte-americana apresentou, no momento analisado, ser a mais robusta e a mais volumosa, além de se apresentar como fundamental parceiro econômico brasileiro. Outro fator que gerou essa escolha foi a forma que o comércio internacional é dado, sendo feito em dólares americanos, ou seja, a inflação mundial tenderá à inflação americana. Dentro de outros testes da Lei de Thirlwall também foi utilizado uma economia específica como fator de renda e inflação externa, como trabalho de Silva et al (2018).

Figura 6: Taxa de Câmbio Real por mês, com base no IPCA (jan/97 - dez/22)



No gráfico acima é possível observar a trajetória do câmbio real brasileiro entre janeiro de 1997 e dezembro de 2022, com uma possível tendência de média. A estabilidade de tal parâmetro, quando testada pelo método *Augmented Dickey-Fuller*, tradicional da literatura econométrica, poderíamos aceitar a existência de uma raiz unitária a um nível de significância de 10%, como pode ser observado na tabela abaixo.

Figura 7: Teste ADF - RER

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2,443677	0,1307
Test critical values:	1%	-3,451283	
	5%	-2,870651	
	10%	-2,571695	

Ao analisarmos a variável RER sob a perspectiva de primeira diferença, são evidenciados fortes casos favoráveis para a aceitação da estacionariedade da série, ao haver a forte rejeição de uma raiz unitária. Isso pode ser corroborado com os resultados encontrados, disponíveis na tabela abaixo.

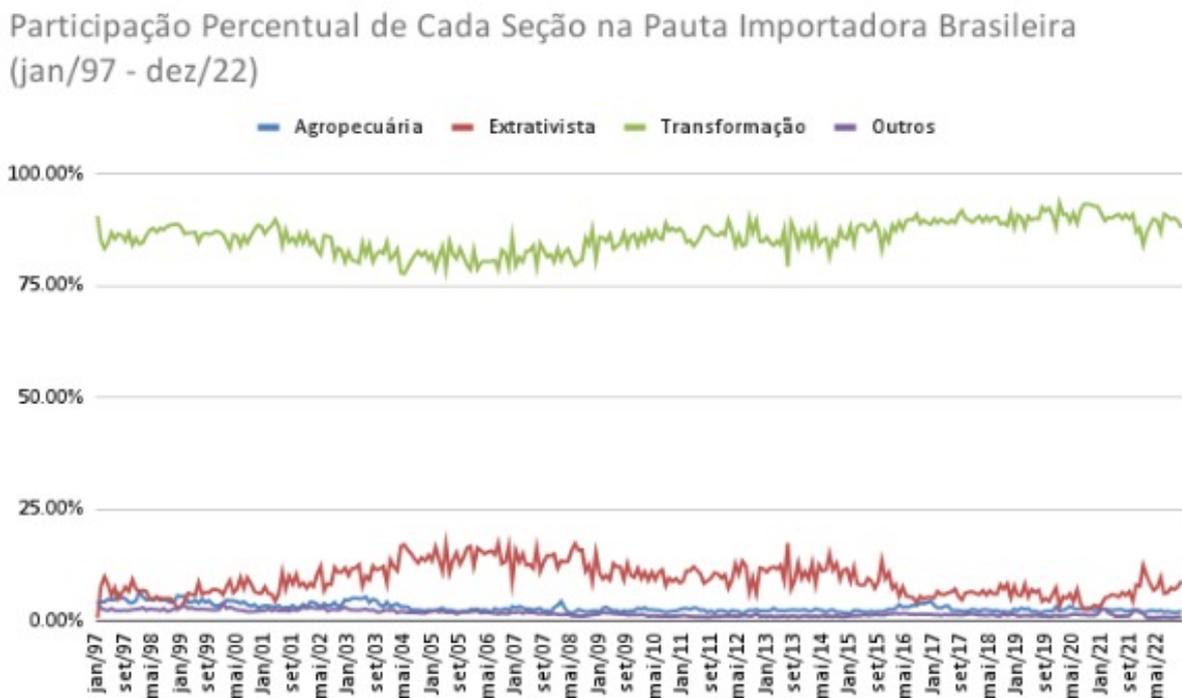
Figura 8: Teste ADF - RER (Primeira Diferença)

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13,22542	0,0000
Test critical values:	1%	-3,451283	
	5%	-2,870651	
	10%	-2,571695	

Esses resultados serão de considerável importância para montar os testes da Lei de Thirlwall para o Brasil, sendo a estacionariedade da série fato de não relevância sobre as análises aqui feitas. A existência de uma série estacionária sobre uma série não estacionária, implica que a série estacionária pode ser vista como um ruído, com pouco efeito estatístico sobre a variável explicada. O uso da variável do câmbio real sobre a estimação do PIB brasileiro, utilizando o modelo de crescimento de Thirlwall pode apresentar problemas, principalmente no momento de analisar as elasticidades-renda demanda das exportações e importações. Isso entra em consonância com a literatura já mencionada de McCombie (2016 e 2019) e Araujo & Lima (2007).

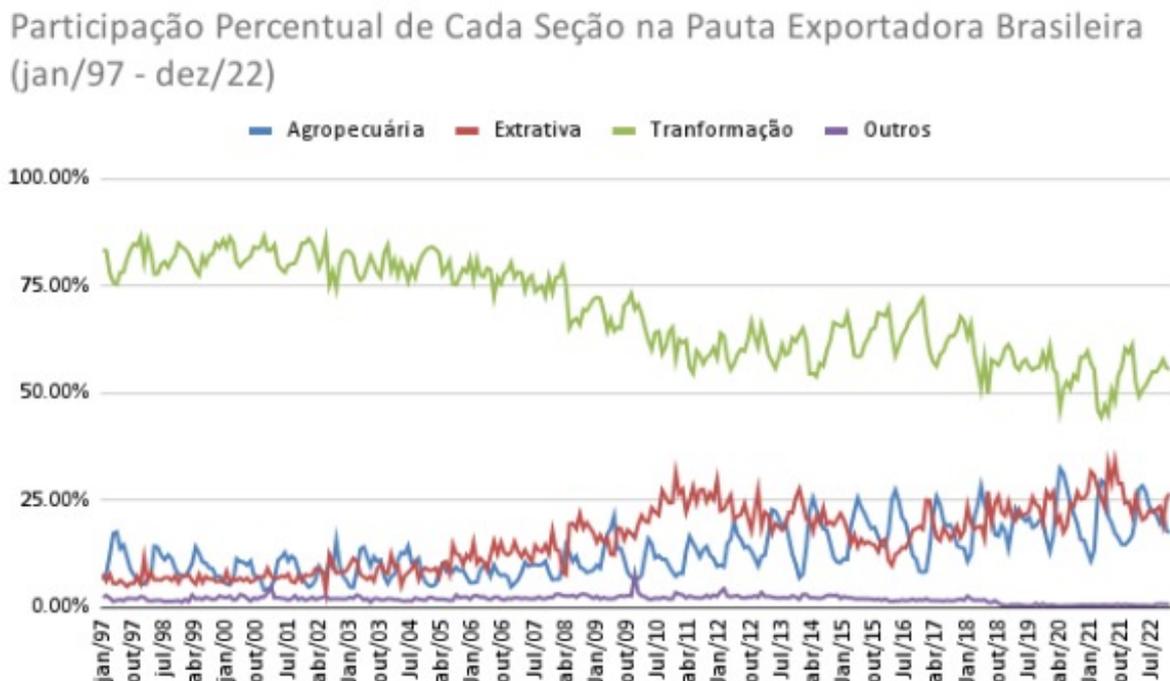
Além dos dados acima mencionados, também foram utilizados os dados de importação e exportação mensais da base de dados *COMEXSTAT*, do Ministério da Fazenda do Brasil. Os dados extraídos foram divididos pela nomenclatura da Classificação Internacional Padrão por Atividade Econômica (ISIC - Seção), onde toda a balança comercial brasileira é dividida em 4 setores: “Agropecuária”, “Indústria Extrativista”, “Indústria de Transformação” e “Outros Produtos”. Além de simplificar a balança comercial para as análises aqui feitas, também permitirá uma melhor conexão com as outras bases de dados que foram utilizadas neste trabalho, como o CAGED.

Figura 9: Participação de cada Secção na Importação Brasileira, por mês (jan/97 - dez/22)



A pauta importadora brasileira se mantém consideravelmente estável no período analisado, com uma clara dominância da indústria de transformação, com média de 86,15%, atingindo seu ponto de mínimo em maio de 2004, quando o setor representou 77,15% dos produtos que adentraram o Brasil naquele mês. Tanto a agropecuária, quanto a indústria extrativista sempre representaram baixa significância na pauta importadora brasileira, justamente pela formação histórica brasileira como exportador de produtos primários.

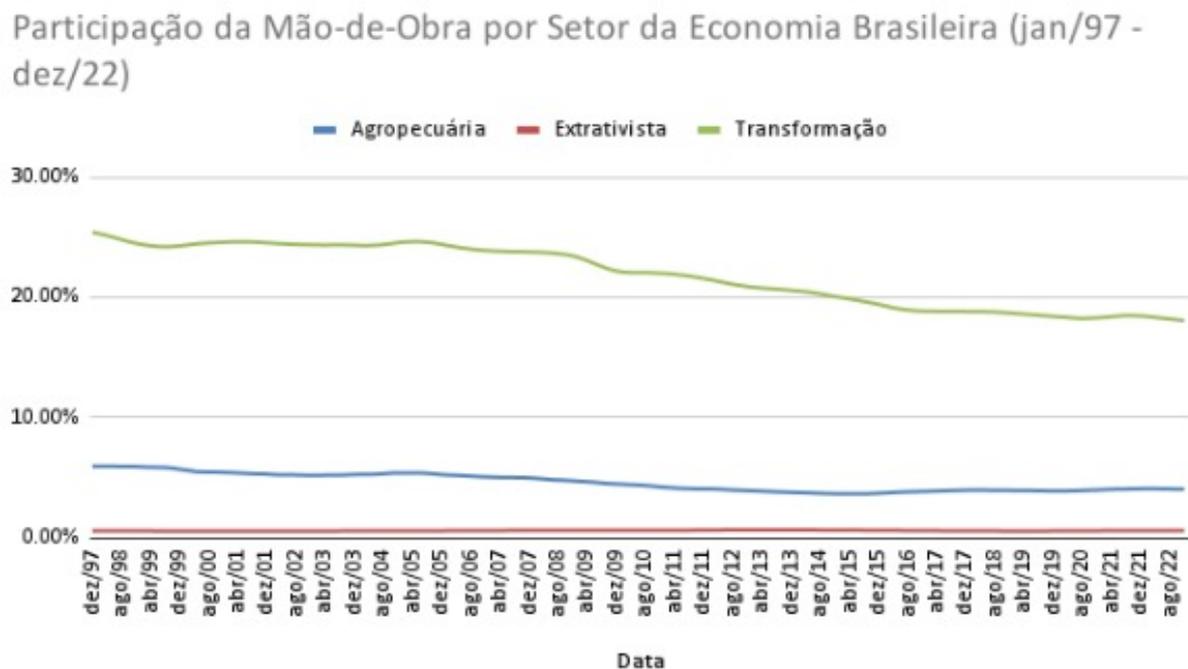
Figura 10: Participação de cada Secção na Exportação Brasileira, por mês (jan/97 - dez/22)



Diferentemente da pauta importadora, a exportação brasileira passou por modificações consideráveis nos últimos 25 anos, como é observado na figura acima. Em janeiro de 1997, a indústria de transformação dominou 83,4% da pauta exportadora brasileira, caindo até 44,3% em abril de 2021. Por mais que o setor seja a principal fonte de receita das exportações brasileiras, há uma clara queda, e perda de protagonismo do setor, principalmente em detrimento do setor agropecuário e extrativista. A agropecuária começou 1997 representando cerca de 6% das exportações brasileiras (em valor), mas chegou a representar 32,4% em abril de 2020. Outro setor que também cresceu com a mesma proporção foi o extrativista, que em 1997 representava 6% da pauta exportadora, passando a chegar a 34,1% das exportações brasileiras em agosto de 2021.

O último dado utilizado neste trabalho foram os dados mensais de trabalho disponibilizados pelo CAGED, por meio do portal do Banco Central do Brasil, sendo dividido em 4 grandes setores: Agropecuária, Indústria Extrativa, de Transformação e Serviços. Com base na figura abaixo, é possível verificar uma queda na participação de pessoas trabalhando no setor de transformação, saindo de uma máxima de 25,2% no começo da série, para 18% em dezembro de 2022. Tanto o setor agropecuário, quanto o setor extrativista conseguiram manter suas proporções semelhantes durante toda a série.

Figura 11: Participação Percentual de cada Secção na Mão-de-Obra Formal Brasileira, por mês (jan/97 - dez/22)

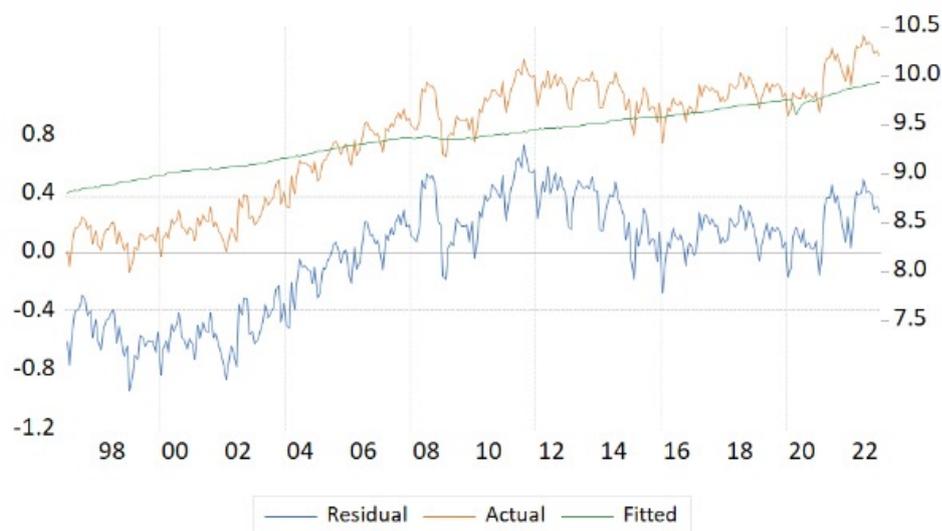


Os dados levantados mostram uma considerável queda de protagonismo da indústria sobre a economia brasileira, principalmente no que se refere a capacidade exportadora e contratante. As próximas seções deste capítulo pretendem versar como essa queda de protagonismo afetou a capacidade de crescimento brasileiro no período analisado.

5.2 TESTE DA LEI DE THIRLWALL PARA O BRASIL (1997 - 2022)

A primeira apresentação desta subsecção é referente à evolução da elasticidade-renda demanda das exportações e importações brasileiras, contando com dados mensais de 1997 até 2022. Como foi constatado na Revisão Bibliográfica deste trabalho, a elasticidade renda-demanda das exportações são fundamentais para a evolução do crescimento nacional. As elasticidades-renda demanda por exportações brasileiras foram plotadas em um gráfico mostrando a sua evolução durante o período analisado.

Figura 12: Elasticidade Renda da Demanda por Exportações Brasileiras, por mês (jan/97 - dez/22)



Com base no gráfico acima, é possível verificar que houve um aumento na elasticidade-renda da demanda por exportações brasileiras, mas houve uma estagnação do crescimento de tal após a crise de 2008, com os dados de 2008 em diante mostrando uma estagnação. Ainda observando os dados plotados graficamente acima, houve uma leve melhora na inclinação da elasticidade, mas existem poucos dados que comprovam uma melhora na pauta exportadora brasileira desde então. Em fatores quantitativos, a elasticidade-renda da demanda por exportações brasileiras apresentou um salto de 24,39% entre Jan/1997 e Dez/2022.

Por outro lado, as importações também apresentaram crescimento, consideravelmente expressivo, principalmente quando comparamos com os dados da elasticidade-renda da demanda por exportações, as importações tiveram suas elasticidades incrementadas em mais de 30%. Além disso, as importações (mês-mês) aumentaram em 833% durante o período analisado, e sob fatores reais - deduzindo a inflação americana no período - chega-se ao crescimento real de 750%. Já as exportações cresceram 637,7% durante o mesmo período, aferindo um crescimento real de 555%, abaixo do crescimento observado sob a ótica da importação. Atrelando a diferença de crescimento, com a diferença na evolução das elasticidades-renda das demandas, o artigo seminário de Thirlwall (1979), apresenta que isso pode ser uma fonte para uma estagnação econômica.

Figura 13: Elasticidade Renda da Demanda por Importações Brasileiras, por mês (jan/97 - dez/22)



Figura 14: Regressão 1 : Elasticidade Renda da Demanda por Exportações Brasileiras

Sample: 1997M01 2022M12
Included observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	0.975955	0.002258	432.2784	0.0000
R-squared	0.630922	Mean dependent var		9.364801
Adjusted R-squared	0.630922	S.D. dependent var		0.630772
S.E. of regression	0.383205	Akaike info criterion		0.922706
Sum squared resid	45.66909	Schwarz criterion		0.934703
Log likelihood	-142.9421	Hannan-Quinn criter.		0.927501
Durbin-Watson stat	0.105500			

Figura 15: Regressão 2: Elasticidade Renda da Demanda por Importações Brasileiras

Sample: 1997M01 2022M12
Included observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB	0.736552	0.001159	635.6995	0.0000
R-squared	0.826727	Mean dependent var		9.218612
Adjusted R-squared	0.826727	S.D. dependent var		0.616488
S.E. of regression	0.256620	Akaike info criterion		0.120756
Sum squared resid	20.48047	Schwarz criterion		0.132753
Log likelihood	-17.83791	Hannan-Quinn criter.		0.125551
Durbin-Watson stat	0.204797			

Figura 16: Regressão 3: Resultados da Equação nº 14

Sample: 1997M01 2022M12
Included observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	1.304365	0.002096	622.2786	0.0000
R-squared	0.764864	Mean dependent var		12.51752
Adjusted R-squared	0.764864	S.D. dependent var		0.733702
S.E. of regression	0.355778	Akaike info criterion		0.774179
Sum squared resid	39.36569	Schwarz criterion		0.786175
Log likelihood	-119.7719	Hannan-Quinn criter.		0.778973
Durbin-Watson stat	0.011498			

Tais resultados são oriundos das equações nº 12 e 13, aferindo uma elasticidade-renda da demanda das exportações de 0,97, e das importações de 0,7365. Tais dados aferem em um de 1,325. Ao estimar a equação nº 14, encontramos um de 1,304. Utilizando-se de tais resultados, podemos rejeitar que o $\alpha = 1$, como mostra o intervalo de confiança calculado abaixo.

$$IC = 1 \pm 1,96 \cdot \frac{0,733702}{\sqrt{312}} = \mathbf{1,081 \text{ ou } 0,9185}$$

Com o resultado acima, o encontrado fica fora da região de aceite para que ele seja estatisticamente igual a 1, com um nível de significância de 5%. Isso implica em algumas conclusões que serão exploradas mais a frente.

Adicionalmente, ao estimar a equação nº 14, por um processo MQO, os resíduos se mostram estacionários em primeira diferença, como a tabela abaixo apresenta. A utilização do teste ADF foi utilizada para verificar a existência de uma raiz unitária no termo residual da equação em questão. Foi rejeitada a existência de uma raiz unitária sob os resíduos, indicando um comportamento adequado.

Figura 17: Teste ADF - Resíduos da Equação n^o 14

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,019384	0,0026
Test critical values:	1%	-2,572745	
	5%	-1,941892	
	10%	-1,615988	

Por último, é relevante observar à equação da n^o 15, objetivando observar se o fator ξ é igual de 0, para que a Lei de Thirlwall seja validada no cenário brasileiro. Objetivando isso, foi estimada a equação em questão, aferindo um coeficiente de -0,304, esperado dado que o parâmetro foi provado por ser diferente de 1. Dessa forma, também podemos rejeitar que o fator é estatisticamente igual de 0, pelo mesmo método de intervalo de confiança utilizado anteriormente, como é verificado abaixo.

Figura 18: Regressão 4: Resultados da Equação n^o 15

Sample: 1997M01 2022M12
Included observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	-0.304365	0.002096	-145.2045	0.0000
R-squared	0.353054	Mean dependent var		-2.912906
Adjusted R-squared	0.353054	S.D. dependent var		0.442328
S.E. of regression	0.355778	Akaike info criterion		0.774179
Sum squared resid	39.36569	Schwarz criterion		0.786175
Log likelihood	-119.7719	Hannan-Quinn criter.		0.778973
Durbin-Watson stat	0.011498			

$$IC = 0 \pm 1,96 \cdot \frac{0,442328}{\sqrt{312}} = \mathbf{0,049 \text{ ou } -0,049}$$

Além disso, também podemos verificar a estabilidade dos resíduos, que se comportam de forma estacionária, em primeira diferença, assim como os resíduos da equação n^o 14. Assim rejeita-se a existência de uma raiz unitária nos resíduos da equação n^o 15, como pode ser corroborado com os resultados abaixo.

Figura 19: Teste ADF - Resíduos da Equação nº 15

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,019384	0,0026
Test critical values:	1%	-2,572745	
	5%	-1,941892	
	10%	-1,615988	

Em um primeiro momento podemos verificar a não aceitação da Lei de Thirlwall para o caso brasileiro, indicando que o Brasil não passou por um crescimento restringido pela Balança de Pagamentos nacional. Isso faz com que naturalmente, voltemos a fatores internos e de estrutura para verificar as quedas nas taxas de crescimento.

5.3 TESTE DA LEI DE THIRLWALL MULTISSETORIAL (1997 - 2022)

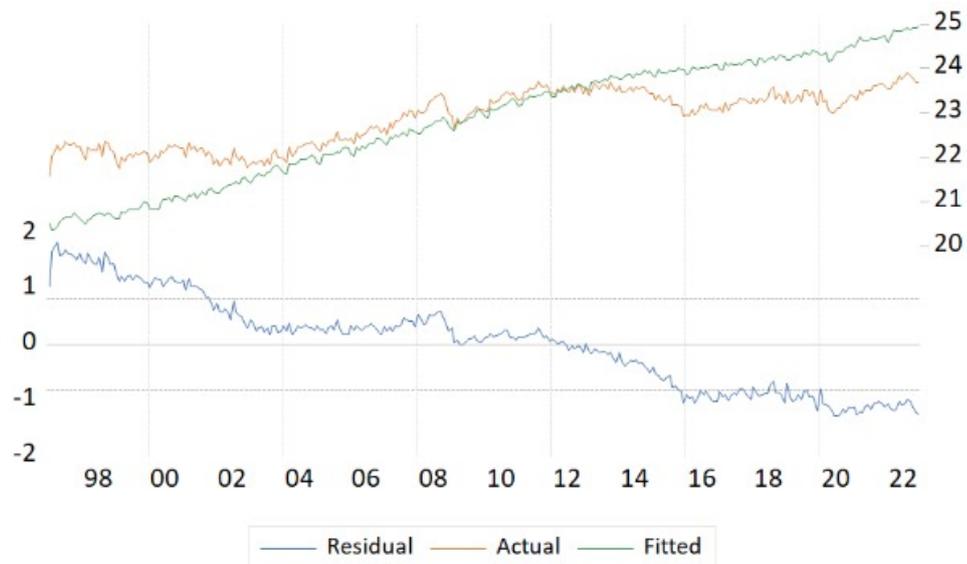
Durante o período analisado, tomando o setor exportador exclusivamente como aquelas exportações advindas do agropecuarismo e da indústria extrativista, observa-se um aumento da elasticidade-renda das exportações, na ordem de 9,73%. Esse aumento corresponde à tendência observada no subcapítulo anterior, mas fica abaixo dos 25% observados nas exportações totais, podendo significar que o setor possui pouco espaço para evolução na captação de renda. O gráfico abaixo demonstra essa evolução durante os anos analisados.

Por outro lado, a evolução da elasticidade-renda da demanda por importações evoluiu 15,6% durante o mesmo período, seguindo a mesma tendência do que a observada no subcapítulo anterior, mas inferior ao dado observado de tal, que era de 30%. Tal achado pode ser observado no gráfico abaixo, onde é demonstrado a estimação da elasticidade-renda da demanda por importações durante o período analisado.

Figura 20: Elasticidade-Renda da Demanda por Exportações Brasileira (jan/97 - dez/22)



Figura 21: Elasticidade-Renda da Demanda por Importações no Brasil (jan/97 - dez/22)



Com tais resultados, as estimações ofertam que a elasticidade-renda da demanda por exportações do período foi de 2,38; enquanto a elasticidade-renda da demanda por importações foi de 1,82. Esses fatos são resultantes das equações nº 12 e 13. Tais resultados podem ser observados nas tabelas abaixo, onde tais elasticidades foram estimadas pelo método de OLS.

Figura 22: Regressão 4: Elasticidade-Renda da Demanda por Exportações (Setores Agropecuário e Extrativista)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	2.380311	0.002087	1140.500	0.0000
R-squared	0.670689	Mean dependent var		22.86732
Adjusted R-squared	0.670689	S.D. dependent var		0.617305
S.E. of regression	0.354244	Akaike info criterion		0.765540
Sum squared resid	39.02710	Schwarz criterion		0.777537
Log likelihood	-118.4243	Hannan-Quinn criter.		0.770335
Durbin-Watson stat	0.118971			

Figura 23: Regressão 5: Elasticidade-Renda da Demanda por Importações (Setor de Indústria de Transformação)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB	1.823189	0.003717	490.4935	0.0000
R-squared	-0.778581	Mean dependent var		22.86732
Adjusted R-squared	-0.778581	S.D. dependent var		0.617305
S.E. of regression	0.823259	Akaike info criterion		2.452108
Sum squared resid	210.7819	Schwarz criterion		2.464105
Log likelihood	-381.5289	Hannan-Quinn criter.		2.456903
Durbin-Watson stat	0.016109			

Tais resultados, permitem que sejam aplicados a estimação sobre a equação nº 15, onde observa-se um termo matemático de 1,307. Estimando a equação nº 15, observamos que é encontrado um estimado de 1,304, como pode ser visto abaixo na representação da regressão da equação nº 14. Essa estimação permite calcular se o termo α é estatisticamente próximo a 1, para continuar com a validação da Lei de Thirlwall no caso multissetorial brasileiro. Aplicando a fórmula de intervalo de confiança, verificamos que o estimado está fora da zona de aceite para o mesmo ser estatisticamente igual a 1.

$$IC = 1 \pm 1,96 \cdot \frac{0,733702}{\sqrt{312}} = \mathbf{1,081 \text{ ou } 0,9185}$$

Figura 24: Regressão 6: Resultados da Equação n^o 14

Sample: 1997M01 2022M12
Included observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	1.304365	0.002096	622.2786	0.0000
R-squared	0.764864	Mean dependent var		12.51752
Adjusted R-squared	0.764864	S.D. dependent var		0.733702
S.E. of regression	0.355778	Akaike info criterion		0.774179
Sum squared resid	39.36569	Schwarz criterion		0.786175
Log likelihood	-119.7719	Hannan-Quinn criter.		0.778973
Durbin-Watson stat	0.011498			

Além disso, é relevante observar a estacionariedade dos resíduos da equação n^o 14, garantindo a correta normalidade dos resíduos, evitando que o α estimado seja viesado. Observando os resíduos por meio do teste ADF em primeira diferença, encontra-se que os resíduos da equação n^o 14 são estacionários, garantindo a normalidade dos erros, e criando um caso forte contra o viés da estimação. A tabela abaixo demonstra o teste e seus resultados:

Figura 25: Teste ADF da Equação n^o 14

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4,792242	0,0001
Test critical values:	1%	-3,452066
	5%	-2,870996
	10%	-2,571880

Em seguida, estimar-se-á a equação n^o 15, onde é testado se o fator ξ é estatisticamente igual a 0, para dar continuidade na possível validação da Lei de Thirlwall. Para isso iremos tomar o estimado, sendo ele em -0,3047. Novamente utilizando-se do intervalo de confiança, sob significância de 95%, encontramos que o termos é estatisticamente diferente de 0, como pode ser visualizado abaixo.

$$IC = 0 \pm 1,96 \cdot \frac{0,442328}{\sqrt{312}} = \mathbf{0,049 \text{ ou } -0,049}$$

Figura 26: Regressão 7: Resultados da Equação n^o 15

Sample: 1997M01 2022M12
Included observations: 312

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LGDP	-0.304365	0.002096	-145.2045	0.0000
R-squared	0.353054	Mean dependent var		-2.912906
Adjusted R-squared	0.353054	S.D. dependent var		0.442328
S.E. of regression	0.355778	Akaike info criterion		0.774179
Sum squared resid	39.36569	Schwarz criterion		0.786175
Log likelihood	-119.7719	Hannan-Quinn criter.		0.778973
Durbin-Watson stat	0.011498			

Para encerrar o teste, é importante observar os resíduos da equação n^o 15, objetificando verificar a estabilidade dos erros, e garantindo uma normalidade dos mesmos. Com isso, assim como feito anteriormente, foi efetuado um teste ADF para observar essa questão. Foi observado que, em primeira diferença, os resíduos se mostraram estacionários e com comportamento de normalidade, aquilo que era desejado para a validação do teste.

Figura 27: Teste ADF da Equação n^o 14

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4,792242	0,0001
Test critical values:	1%	-3,452066	
	5%	-2,870996	
	10%	-2,571880	

Observamos que os resultados das equações em questão, tanto para a Lei de Thirlwall “normal”, quanto sob a metodologia multissetorial apresentam os mesmos resultados para as equações n^o 14 e 15. Além de apresentarem os mesmos resultados, apresentam os mesmos resíduos, com ambas se diferenciando somente no α e ξ calculados, mas mesmo tomando os calculados como verdadeiros não seria possível validar a Lei de Thirlwall para o caso brasileiro, pelos motivos mencionados ao longo deste capítulo.

A não validação da Lei de Thirlwall em ambos casos pode ser atribuída a diversos fatores, que fazem a economia brasileira estar em posição única. Observando os trabalhos de Blacker (2016 e 2021), são apontados 2 pontos que podem corroborar com a validação de Lei de Thirlwall: taxas de crescimento igualitárias (estatisticamente e no longo prazo) das importações e exportações; e proximidade da estimação do α como mesmo calculado entre a razão das elasticidades-renda. Como foi observado neste trabalho, somente as taxas de crescimento das exportações e importações foram diferentes, sendo a importação 30% maior, em nível, do que a exportação.

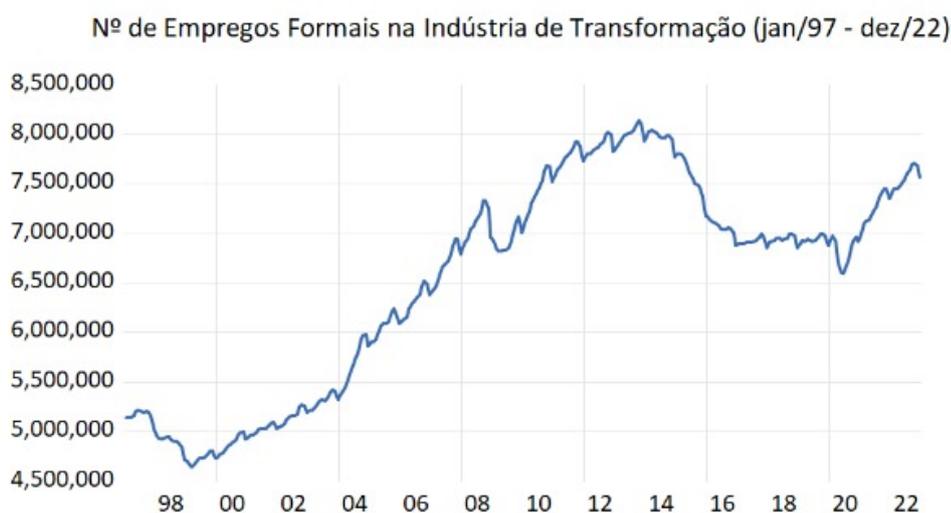
Já pela visão de McCombie(2019), a questão de validar, ou não, a Lei de Thirlwall é um caso puramente econométrico, o que deixa espaço, naturalmente, para a rejeição, como ocorreu neste trabalho. McCombie (2019) também levanta questionamentos sobre o ponto levantando de Blacker (2016), e mostra que é possível verificar a Lei de Thirlwall mesmo com estimado sendo sensivelmente diferentes daqueles que foram calculados, reforçando que é um problema estatístico, e não matemático.

5.4 MERCADO DE TRABALHO E A LEI DE THIRLWALL

Ao analisarmos a não validação da Lei de Thirlwall para o caso brasileiro, em ambas perspectivas analisadas, naturalmente voltamos a outras formas de analisar o processo desindustrializador, e como ele afeta o crescimento. Uma forma de complementar a análise feita anteriormente é sobre o mercado de trabalho. Pasinetti (1973) definiu que a quantidade de trabalho imputado sobre um setor está diretamente correlacionado com o *output* do mesmo. Logo, seja o nível de trabalho, seja o número de horas trabalhadas, afetam diretamente o produto e a renda do setor, com a queda no nível empregatício da indústria, podendo afetar a capacidade produtiva brasileira.

Os dados do NovoCAGED mostram que o nível de emprego de dezembro de 2022 é o mesmo de agosto de 2015, com o setor sofrendo com perdas consecutivas de empregados desde 2014, mas com leve recuperação desde 2021. Em janeiro de 1997 a indústria empregava, formalmente, 5,1 milhões de pessoas, com o setor mantendo um nível próximo ao inicial até 2001/2002, onde o setor passou a empregar cada vez mais, até atingir o máximo da série de 8,1 milhões de pessoas, em outubro de 2013. Desde então o setor industrial vem sofrendo com grandes desonerações, principalmente durante a crise de 2015/16 e 2020.

Figura 28: N^o de Empregos Formais na Indústria de Transformação



Objetivando testar a cointegração das variáveis de PIB e emprego industrial, é relevante observar o Teste de Causalidade de Granger, onde a hipótese nula é que o emprego industrial não afeta a variável de PIB. A hipótese alternativa é que o emprego industrial afeta o PIB. O mesmo também é testado, mas com o PIB não afetando o emprego industrial, como sendo a hipótese nula, e que o PIB afeta o emprego industrial, como hipótese alternativa. Para este trabalho o último será desconsiderado pela relevância do mesmo.

Figura 29: Teste de Granger

Sample: 1997M01 2022M12			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB does not Granger Cause LEMP	310	0.16449	0.8484
LEMP does not Granger Cause LPIB		47.6389	1.E-18

Ao delimitar uma zona de 95% de significância, é possível rejeitar a hipótese nula que o emprego industrial não afeta o PIB, criando fortes crenças que o emprego industrial tem grande capacidade de afetar o PIB, com efeitos de 2 lags. Esse achado permite acreditar que a queda na capacidade, produção e significância na indústria trouxe perdas sensíveis para o crescimento do PIB brasileiro. Será relevante para futuros trabalhos explorarem a dinâmica dessa relação entre os diversos setores da indústria, e quais podem auferir maiores crescimentos para o PIB.

6 CONCLUSÃO

A indústria se mostra como um instrumento fundamental para o desenvolvimento e crescimento das relações econômicas modernas, seja por uma perspectiva matemática, seja por uma perspectiva histórico-econômica. No Brasil, foi possível observar a crescente importância do setor na economia nacional e na nossa pauta de exportações, gerando taxas de crescimento condizentes com o status de país em desenvolvimento. Naturalmente, uma queda na representação do setor, e até dele como um todo, poderia vir a apresentar um ponto de declínio para a economia brasileira.

Durante este trabalho, não foi conclusivo que a indústria, sob a perspectiva externa, apresentou restrição de crescimento, seja sob a perspectiva da Lei de Thirlwall agregada ou multissetorial. O não aceite da lei sob a perspectiva brasileira indica que a balança de pagamentos não restringiu o crescimento brasileiro do período analisado, possivelmente devido aos anos de balança comercial positiva. Subsequentemente, não ficou clara a posição de crescimento brasileiro e se ele foi restrito pela redução do setor industrial ou se o boom de commodities consegue suplementar essa queda da indústria. Caberá a futuros

trabalhos aprofundarem essa relação e permitirem uma repartição maior dos setores para compreender os efeitos e consequências de uma indústria menos representativa em uma grande economia latino-americana.

O debate relativo aos trabalhos de McCombie (2016, 2019), Thirlwall (2019), Razni (2016) e Blacker (2016 e 2021) pode ser enriquecido com os achados deste trabalho, especialmente na possibilidade de tomar a Lei de Thirlwall como uma tautologia econômica. A rejeição para o caso brasileiro não fica claro que se dá pelas diferentes taxas de crescimento das importações e exportações; podem haver motivos diversos e específicos, como as altas dos preços das commodities, nas quais o Brasil se posiciona como produtor primordial. Para que seja conclusivo, é relevante observar se essa relação é repetida em outras nações, especialmente as latino-americanas, que possuem um processo de desindustrialização similar e pautas exportadoras competitivas entre si.

O mercado de trabalho é uma possibilidade para onde observar a relação entre indústria e seus efeitos sobre o PIB, utilizando-se principalmente os pressupostos feitos por Pasinetti (1973, 1981 e 1988). Neste trabalho, encontramos efeitos preliminares de uma relação Granger causal entre o crescimento de emprego no setor industrial com o crescimento do PIB, com dados mensais dos mesmos. Esse achado pode lançar luz sobre futuros trabalhos versando sobre a relação e quais setores geram maiores efeitos no PIB com a menor quantidade de trabalho, além de permitir uma melhor visão da real possibilidade de concorrência da indústria nacional no mercado internacional.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Araujo, Ricardo Azevedo; Teixeira, Joańilio Rodolpho. **Structural economic dynamics: an alternative approach to North–South models**. Cambridge Journal of Economics, v. 28, n. 5, p. 705-717, 2004.

Araujo, Ricardo Azevedo; Lima, G. Tadeu. **A structural economic dynamics approach to balance-of-payments constrained growth**. Cambridge Journal of Economics, 31(5):755-774, 2007

Araujo, Ricardo Azevedo; e Soares, Cristiane. **‘Export Led Growth’ x ‘Growth Led Exports’: What Matters for the Brazilian Growth Experience after Trade Liberalization?**. MPRA. 2011

Benkovskis, Konstantĩns; Worz, Julia. **Summary Measure for Price and Non-price Competitiveness for ASEAN+ 3**. Asian Economic Journal, v. 29, n. 2, p. 165-180, 2015.

Blecker, Robert A. **The debate over ‘Thirlwall’s law’: balance-of-payments-constrained growth reconsidered**. European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention, v. 13, n. 3, p. 275-290, 2016.

Blecker, Robert A. **Thirlwall’s law is not a tautology, but some empirical tests of it nearly are**. Review of Keynesian Economics, v. 9, n. 2, p. 175-203, 2021.

Brasil. Banco Central do Brasil. Banco de dados agregados. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSerie>. Acesso em: 8 dez. 2023.

Bresser-Pereira, Luiz Carlos. **The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach**. Brazilian Journal of Political Economy 28: 47-71. 2008

Dikey D., Fuller W. . – **Distribution of the Estimator for Autoregressive Time series with a Unit Root** , Journal of the American Statistical Association, 74, pp. 427-43. 1979

Diniz, Géssica Mathias; Ferreira, Diego. **Elasticidade-renda das importações e Lei de Thirlwall: uma aplicação do Método Markov-Switching para o Brasil (1995-2016)**. Textos de Economia, v. 21, n. 1, p. 77-96, 2018.

Granger, C.W.J , Newbold – **Economic Forecasting: The atheist’s Viewpoint**, in G.A Renton (ed.) , Modeling the economy. London: Heinemann. 1974.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **GDP, current prices Billions of U.S. dollars. In: GDP, current prices**. [S.l.], 2023. Disponível em: <https://www.imf.org/external/datar>. Acesso em: 8 dez. 2023.

Jonathan D. Jones **A comparison of lag–length selection techniques in tests of Granger causality between money growth and inflation: evidence for the**

US, 1959–86, Applied Economics. 1989

Kaldor, Nicholas. **Marginal productivity and the macro-economic theories of distribution: comment on Samuelson and Modigliani.** The Review of Economic Studies, v. 33, n. 4, p. 309-319, 1966.

Leontief, W. W., 'Factor Proportions and the Structure of American Trade: Further Theoretical and Empirical Analysis', Review of Economics and Statistics, XXXVIII (1956) 386-407

Maia, Bento Antunes de Andrade. **Há desindustrialização no Brasil? Um estudo da abordagem clássica e de análises alternativas entre 1998 e 2014.** Economia e Sociedade, v. 29, p. 549-579, 2020.

McCombie, J. S. L. **Why Thirlwall's law is not a tautology: more on the debate over the law.** Review of Keynesian Economics, v. 7, n. 4, p. 429-443, 2019.

Mollick, André Varella. **The real exchange rate in Brazil Mean reversion or random walk in the long run?.** International Review of Economics Finance, v. 8, n. 1, p. 115-126, 1999.

NakabashiI, L.. **O Modelo de Thirlwall com variações nas elasticidades.** Economia e Sociedade, v. 16, n. 1, p. 93–110, abr. 2007.

Nassif, André; Feijó, Carmem; Araújo, Eliane. **Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind?.** Cambridge Journal of Economics, v. 39, n. 5, p. 1307-1332, 2015.

Oreiro, José Luis; Feijó, Carmem A. **Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro.** Brazilian Journal of Political Economy, v. 30, p. 219-232, 2010.

Pasinetti, L. L. **The notion of vertical integration in economic analysis,** Metroeconomica, vol. 25, no. 1,1-29. 1973

Pasinetti, L. L. **Structural Change and Economic Growth,** Cambridge, Cambridge University Press. 1981

Pasinetti, L. L. **Growing sub-systems, vertically hyper-integrated sectors and the labour theory of value,** Cambridge Journal of Economics, vol. 12, no. 1, 125—34. 1988

R. Mushtaq, **Augmented Dickey Fuller Test.**, [online] Disponível: <https://ssrn.com/abstract=1911111> 2011.

Saeger, Steven S. **Globalization and Deindustrialization: Myth and Reality in the OECD.** Review of World Economics, v. 133, p. 579-608, 1997.

Sarra, Alessandro; Di Bernardino, Claudio; Quaglione, Davide. **Deindustrialization and the technological intensity of manufacturing subsystems in the European Union.** Economia Politica, v. 36, n. 1, p. 205-243, 2019

Silva, Guilherme Jonas C.; Santos, Júlio Fernando Costa; Baptista, Livia Nalesso. **A Lei de Thirlwall Multissetorial com fluxos de capitais: uma análise do plano nacional de exportações (2015-2018) usando simulações computacionais.** Brazilian Journal of Political Economy, v. 37, p. 636-655, 2017.

Sidra/IBGE. **CONTAS Nacionais Trimestrais. In: Tabela 1846 - Valores a preços correntes.** [S. l.], 2023. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1846>. Acesso em: 8 dez. 2023.

Solow, Robert M. **A contribution to the theory of economic growth.** The quarterly journal of economics, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

Statista, World Bank. **BRAZIL. In: Brazil: Share of economic sectors in the gross domestic product (GDP) from 2012 to 2022.** [S. l.], 2023. Disponível em: <https://www.statista.com/statistics/254407/share-of-economic-sectors-in-the-gdp-in-brazil/>. Acesso em: 8 dez. 2023.

Sraffa, P., **Production of Commodities by Means of Commodities.** Cambridge: Cambridge University Press. 1960.

Razmi, Arslan. **Correctly analysing the balance-of-payments constraint on growth.** Cambridge Journal of Economics, v. 40, n. 6, p. 1581-1608, 2016.

Thirlwall A. P. **The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences.** Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, v. 128, p. 45-53, 1979.

Thirlwall A. P. **Economic Growth in an Open Developing Economy The Role of Structure and Demand.** [S. l.]: Edward Elgar Publishing Limited, 2013.

Thirlwall A. P. **Thoughts on balance-of-payments-constrained growth after 40 years.** Review of Keynesian Economics, v. 7, n. 4, p. 554-567, 2019.