

VI ENEI Encontro Nacional de Economia Industrial

Indústria e pesquisa para inovação: novos desafios ao desenvolvimento sustentável

30 de maio a 3 de junho 2022

Evidências de desindustrialização setorial no Brasil: uma análise por modelos ARDL

Regiane Lopes Rodrigues*;
Michele Polline Veríssimo**

Resumo: Este estudo analisa a desindustrialização no Brasil considerando os efeitos de curto e longo prazos de algumas variáveis apontadas pela literatura como causas do processo sobre o desempenho exportador dos setores manufatureiros individuais conforme a intensidade tecnológica. Para tanto, são estimados modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), com dados trimestrais de 2002 a 2021. As evidências indicam que a desindustrialização no Brasil não é um fenômeno homogêneo, pois os setores manufatureiros individuais são afetados de forma distinta pelos preços das *commodities*, taxa de câmbio real, juros, abertura comercial e atividade doméstica. Todavia, vale ressaltar o efeito negativo da valorização dos preços das *commodities* em diversos setores, independentemente da intensidade tecnológica, sugerindo o direcionamento de recursos produtivos para os setores primários da economia em prejuízo ao desenvolvimento industrial e, consequentemente, ao processo de crescimento econômico de longo prazo.

Palavras-chave: Desindustrialização, exportações, intensidade tecnológica, Brasil, ARDL.

Código JEL: O14; L60; F14.

Área Temática: 1.4 Padrões de especialização produtiva e desenvolvimento.

Evidence of sectoral deindustrialization in Brazil: an analysis by ARDL models

Abstract: This paper analyzes the deindustrialization in Brazil considering the short and long run effects of some variables identified by the literature as causes of that process on the export performance of individual manufacturing sectors according to technological intensity. To this end, it estimates Autoregressive Distributed Lag models (ARDL), with quarterly data from 2002 to 2021. Evidences indicate that deindustrialization in Brazil is not a homogeneous phenomenon, as individual manufacturing sectors are affected differently due to the commodity prices, real exchange rate, interest rates, trade liberalization and the domestic activity. However, it is worth mentioning the negative effect of commodity prices appreciation in several sectors, regardless of the technological intensity, suggesting the directing of productive resources to the primary sectors to the detriment of industrial development and, consequently, the long run economic growth.

Keywords: Deindustrialization, exports, technological intensity, Brazil, ARDL.

* PPGE/UFU. E-mail: rlrodrigues@ufu.br.

** PPGE/IERI/UFU. E-mail: micheleverissimo@ufu.br.

1. Introdução

A indústria é considerada um setor importante para o crescimento econômico no longo prazo, sobretudo, em decorrência da obtenção de economias de escala e dos seus efeitos de aprendizagem e de encadeamento para frente e para trás (*spillovers*) com os demais setores da economia (KALDOR, 1966). Por tratar-se de um setor mais dinâmico e difusor de inovações, com alto potencial de geração de valor agregado e emprego, a indústria é tradicionalmente apontada pela literatura kaldoriana como o “motor do crescimento” (LAMONICA; FEIJÓ, 2011).

No entanto, ao longo dos anos 2000, é possível observar uma perda de importância relativa da indústria de transformação na economia brasileira (MARCONI; BARBI, 2010), desencadeando o debate sobre a vigência de um processo de desindustrialização no país. Tal processo pode ser mensurado em três formas principais: i) pela ótica do emprego, via perda de participação da indústria no emprego total (ROWTHORN; RAMASWAMY, 1997); ii) pela ótica da produção, com a redução do valor adicionado manufatureiro no Produto Interno Bruto (PIB) (TREGENNA, 2009); e iii) pela ótica do comércio internacional, por meio da queda da participação da indústria de transformação nas exportações (BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2008, OREIRO; FEIJÓ, 2010, MORCEIRO, 2012).

Apesar de consistir em um tema extensamente discutido, ainda não há um consenso na literatura sobre as causas da desindustrialização. Alguns autores atribuem a causalidade desse processo à própria lógica do desenvolvimento econômico, que eleva a participação relativa dos serviços na economia, em detrimento da indústria, à medida em que aumenta a renda *per capita*, sendo, portanto, considerado um processo “natural” (ROWTHORN; RAMASWAMY, 1997). Nesse ensejo, o processo é qualificado como “premature”, quando a redução da participação da indústria ocorre em um nível de renda *per capita* substancialmente inferior aos níveis observados nos países desenvolvidos (MARCONI; ROCHA, 2012, OREIRO; MARCONI, 2014; NASSIF ET AL., 2017). Ainda, o conjunto de políticas econômicas adotadas comumente em países em desenvolvimento, como a abertura comercial e financeira, a prática de altas taxas de juros e a vigência de um câmbio apreciado também é avaliado como possíveis causas da desindustrialização (PALMA, 2005, CANO, 2012, LOURES; OREIRO; PASSOS, 2006; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2008). Por fim, há autores que atribuem o processo à Doença Holandesa (BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2008, OREIRO; FEIJÓ, 2010, MAFRA; SILVA, 2017), pela reprimarização na pauta exportadora, com intensificação da exportação de produtos primários e manufaturados com baixo valor adicionado e/ou baixo conteúdo tecnológico, em um contexto de elevação dos preços das *commodities* e de apreciação da taxa de câmbio real (BRESSER-PEREIRA, 2008).

Os diagnósticos de desindustrialização no Brasil, sejam favoráveis ou não à ocorrência do processo, normalmente, concentram-se na avaliação dos dados da manufatura agregada. Entretanto, a literatura recente sugere que esse processo pode ocorrer em estágios e períodos diferentes do vigente na manufatura agregada quando consideradas as heterogeneidades entre os diversos setores manufatureiros, visto que os mesmos possuem especificidades distintas em termos do conteúdo tecnológico atrelado (MORCEIRO; GUILHOTO, 2019; BEZERRA, 2021).

Neste contexto, o presente estudo tem como objetivo principal analisar empiricamente a ocorrência de desindustrialização no Brasil com base na análise do desempenho exportador dos setores manufatureiros individuais agrupados pelo fator de intensidade tecnológica. Parte-se da hipótese de que os setores da indústria de transformação brasileira, conforme o grau de intensidade tecnológica envolvido, podem ser impactados de forma diferente pelas principais variáveis apontadas pela literatura como prováveis causas de um processo de desindustrialização, quais sejam, os preços das *commodities*, a taxa de câmbio real efetiva, a taxa de juros, a abertura comercial e o grau de aquecimento da demanda interna. Espera-se que os setores mais afetados pelo comportamento de tais variáveis sejam os de conteúdo tecnológico mais elevado.

Para proceder a investigação proposta, utiliza-se a metodologia de cointegração pela estimação de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), a partir de dados trimestrais relativos ao período de 2002 a 2021. O intuito dos modelos é captar os efeitos de curto e longo prazos

das variáveis supracitadas sobre o comportamento dos diversos setores da indústria de transformação, cuja *proxy* adotada é dada pela participação dos setores industriais específicos nas exportações totais brasileiras.

Destarte, o presente estudo pretende contribuir com a literatura sobre o tema ao fornecer evidências empíricas sobre desindustrialização no Brasil pela abordagem setorial, visto que a análise dos dados industriais agregados pode dificultar a compreensão das principais causas e do grau de intensidade com que as mesmas afetam o desempenho dos diferentes setores da indústria de transformação conforme suas especificidades tecnológicas. Portanto, estudos com informações setoriais desagregadas são de grande relevância aos formuladores de políticas públicas, inclusive como meio de elaboração de políticas industriais horizontais que estimulem o desempenho de setores selecionados. Ainda, cabe destacar a contribuição em relação ao método utilizado, visto que os modelos ARDL permitem evidenciar efeitos diferentes entre as prováveis causas da desindustrialização brasileira em perspectiva de curto e longo prazos.

O artigo está organizado em três seções, além dessa introdução e das considerações finais. A segunda seção sistematiza a literatura sobre desindustrialização no Brasil, incluindo a relevância da heterogeneidade dos setores industriais no processo. A terceira seção descreve a metodologia utilizada nas estimações empíricas. A quarta seção apresenta e discute os resultados obtidos.

2. Desindustrialização no Brasil e as causas do processo

A indústria brasileira induziu o crescimento econômico do país em diferentes períodos, principalmente via substituições de importações. Este processo ocorreu pela primeira vez na década de 1920, durante a Primeira Guerra Mundial, por meio da instalação predominantemente de indústrias leves de bens de consumo não duráveis. Na década de 1950, houve uma intensificação em decorrência do início da implantação de setores da indústria pesada e de elevada intensidade em capital como bens intermediários e bens de consumo duráveis (MORCEIRO; GUILHOTO, 2019). A industrialização brasileira foi estimulada ainda nos períodos do Plano de Metas (1956-1961) e do Milagre Econômico (1968-1973), sendo este o período de maior crescimento da economia brasileira (BAER, 1988; MORCEIRO; GUILHOTO, 2019).

De acordo com Nakabashi *et al.* (2006), até o final dos anos 1970, a economia brasileira apresentou um extraordinário desempenho, apresentando uma queda a partir do início dos anos 1980. O dinamismo do setor industrial brasileiro acompanhou o desempenho da economia nacional como um todo. Assim, essa relação entre a intensificação da industrialização no país e o crescimento econômico reforça o argumento de a indústria ser considerada um dos motores do crescimento, conforme os pressupostos de Kaldor. No entanto, essa tendência reverteu-se a partir do início da década de 1980, quando fatores macroeconômicos, como escassez de divisas decorrente da crise da dívida externa, inflação elevada, desajuste fiscal e desvalorizações cambiais, comprometeram o crescimento da produção industrial (GOBI; CASTILHO, 2016).

Adicionalmente, a redução de investimentos no setor industrial pode ter influenciado a limitação de inovações tecnológicas, resultando em perda de competitividade dos produtos nacionais (LAMONICA; FEIJÓ, 2011). Neste cenário, sobretudo a partir de meados da primeira década dos anos 2000, a atividade industrial apresentou uma tendência de queda de participação no produto, no emprego e nas exportações (OREIRO, FEIJÓ, 2010), trazendo à tona diversas discussões sobre o processo de desindustrialização no país.

Marquetti (2002) encontrou evidências do processo de desindustrialização no Brasil nas décadas de 1980 e 1990, com base na queda da participação da indústria no emprego total e no valor adicionado. O autor considera esse processo uma consequência do baixo investimento realizado na economia brasileira, particularmente na indústria, e o qualifica como negativo para o crescimento econômico do país no longo prazo, uma vez que estava associado à transferência de recursos e de trabalho do setor industrial para outros setores com menor produtividade do trabalho.

Feijó, Carvalho e Almeida (2005) também identificaram a ocorrência de desindustrialização no Brasil nas décadas de 1980 e 1990, por meio da queda da participação da indústria de

transformação no PIB. No entanto, tais autores questionam o carácter negativo dessa desindustrialização, uma vez que “os resultados mostram que a indústria brasileira preserva representatividade de todos os segmentos básicos segundo a classificação tecnológica” (FEIJÓ; CARVALHO; ALMEIDA, 2005, p. 20).

Bonelli (2005) corroboraram as evidências encontradas nos dois estudos mencionados, mas considera que o processo de desindustrialização foi causado pelas mudanças ocorridas na economia brasileira no final da década de 1980 e início da década de 1990, sendo elas: abertura comercial e financeira, privatização em diversos segmentos industriais e sobrevalorização da taxa real de câmbio.

Bresser-Pereira e Marconi (2008) encontraram evidências de desindustrialização da economia brasileira no período de 1992 a 2007, e atribuíram a causalidade desse processo à “Doença Holandesa”, a qual se manifesta quando ocorre uma reprimarização na pauta exportadora do país, com intensificação de exportação de *commodities*, de produtos primários, manufaturados de baixo valor adicionado e/ou baixo conteúdo tecnológico. Para os autores, a desindustrialização se origina da apreciação da taxa de câmbio real (decorrente da entrada de divisas pelas exportações de bens primários) em um patamar que inviabiliza as exportações de bens industriais que não contam com vantagens comparativas no mercado internacional e exigiriam uma taxa de câmbio depreciada (competitiva) para garantir uma rentabilidade adequada aos produtores.

A desindustrialização é considerada “natural” em decorrência do próprio processo de desenvolvimento econômico, em que a perda de participação relativa da indústria no PIB e no emprego ocorre frente ao avanço da participação do setor de serviços à medida em que aumenta a produtividade na indústria. Quando este processo ocorre de forma precoce ou prematura, o setor manufatureiro perde participação no PIB e no emprego em níveis de renda *per capita* antes da economia ter atingido a “maturidade” de suas estruturas industriais, elevado a produtividade geral da economia, disseminado capacidades tecnológicas e consolidado o mercado interno (ARAÚJO ET AL., 2021). Marconi e Rocha (2012) encontraram evidências de um processo de desindustrialização precoce no Brasil, ao observarem que no período de 1995 a 2008 houve uma redução da participação da manufatura no valor adicionado em níveis de renda *per capita* inferiores aos observados em países desenvolvidos.

Cano (2012) caracteriza a desindustrialização no Brasil como precoce e nociva. Segundo o autor, uma das principais causas desse processo foi a política de câmbio excessivamente valorizado, instaurada a partir do Plano Real, aliada a prática de juros reais elevados e a âncora fiscal, uma vez que esta trilogia resultou em crescente perda de competitividade internacional da indústria nacional perante outros países. O segundo fator foi a abertura comercial desregrada, a qual complementou o efeito do câmbio valorizado, comprometendo a proteção da indústria nacional perante a concorrência internacional. O terceiro fator foi a taxa de juros elevada do país, a qual inibe o investimento na indústria, comprometendo a produtividade e competitividade desta, e consequentemente, o desenvolvimento econômico do país. O quarto fator citado pelo autor foi o investimento direto estrangeiro, em geral, predominantemente, de carácter especulativo. E o quinto fator foi a desaceleração da economia mundial a partir de 2007.

Em trabalho recente, Monteiro e Penna (2021) investigaram se o processo de desindustrialização no Brasil está relacionado à “Doença Holandesa” ou ao custo Brasil. Para tanto, os autores analisaram o impacto da taxa de câmbio efetiva real, do índice de preços das *commodities* e do índice custo Brasil sobre a participação do produto industrial no produto total, com base em dados trimestrais no período de 1994 a 2019 e a metodologia de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Os resultados mostraram a maior relevância da “Doença Holandesa” para explicar o declínio da participação da indústria no PIB.

Cabe destacar que a maior parte dos diagnósticos do processo de desindustrialização no Brasil consideram o desempenho de indicadores da manufatura agregada, sendo os setores manufatureiros tratados como homogêneos. No entanto, é importante ressaltar que tais setores são heterogêneos quanto a tecnologia, seja na produção ou no uso de inovações; elasticidade-renda da demanda; dinamismo no comércio internacional; insumos usados no processo produtivo; ligações intersetoriais; intensidade em trabalho qualificado e não qualificado; intensidade em capital; grau de montagem;

grau de comercialização com o exterior; e sensibilidade à taxa de câmbio (HIRSCHMAN, 1958; BRESCHI; MALERBA, 1997; LALL, 2000; HAUKNES; KNELL, 2009; UNIDO, 2015; GALINDO-RUEDA; VERGER, 2016; HARAGUCHI, 2016; IBGE, 2016; MORCEIRO; GUILHOTO, 2019). Diante dessa heterogeneidade, estudos recentes sinalizam que os setores manufatureiros não acompanham a mesma trajetória de desindustrialização da manufatura agregada e podem ser afetados de forma distinta pelos diversos condicionantes daquele processo.

Morceiro e Guilhoto (2019), por exemplo, analisaram a participação dos setores manufatureiros no PIB brasileiro no período de 1970 a 2016, e encontraram evidências de que os diversos setores perderam participação no PIB em estágios diferentes do desenvolvimento. Assim, os autores argumentam que a desindustrialização setorial é heterogênea quanto à intensidade tecnológica, portanto ela é específica ao setor manufatureiro. Os resultados mostraram que nos setores intensivos em trabalho a desindustrialização é natural. Já em alguns setores intensivos em tecnologia e conhecimento, ela é considerada prematura.

Considerando a importância do setor industrial para a criação e incentivo ao progresso tecnológico, geração de retornos crescentes de escala e efeito de transbordamento aos demais setores da economia, é relevante investigar o processo de desindustrialização usando a classificação dos setores pelo fator de intensidade tecnológica. De acordo com Araújo *et al.* (2021), um país que entra para um determinado setor manufatureiro de alta tecnologia, pode aumentar sua participação relativa de contribuição para o PIB à medida em que a renda se eleva e não necessariamente se desindustrializar.

Neste sentido, Araújo *et al.* (2021) investigaram o processo de desindustrialização da manufatura mundial considerando a heterogeneidade regional e setorial. Por meio de uma análise descritiva dos dados da manufatura de 74 países desagregados pelo nível de intensidade tecnológica (baixa, média e alta tecnologia), os autores observaram que há uma tendência de a estrutura produtiva das economias desenvolvidas concentrar-se cada vez mais em atividades tecnologicamente mais sofisticadas, não havendo desindustrialização nestes segmentos, porém, em grande parte dos países em desenvolvimento, ocorre o oposto. Os autores destacam a desindustrialização do Brasil no setor de alta tecnologia.

Sonaglio *et al.* (2010) investigaram a existência de um processo de desindustrialização na economia brasileira no período de 1996 a 2008, classificando as exportações conforme a intensidade tecnológica (bens de baixa, média-baixa, média-alta e alta tecnologia), além dos bens não industriais. Usando o método de análise de dados em painel, os resultados sinalizam que há um possível processo de “reprimarização” da pauta de exportação brasileira, constatada pelo decréscimo de exportações de bens de alta tecnologia e aumento de bens não industriais. Essa evidência está relacionada com uma taxa de câmbio apreciada e com a manutenção de juros elevados.

Em linha, Gelatti *et al.* (2020) analisou a desindustrialização no Brasil por meio de dados anuais de exportações e importações entre os anos de 1997 e 2018, sendo estas classificadas conforme o fator de intensidade tecnológica: baixa, média-baixa, média-alta, alta intensidade, além dos bens primários (não industriais). Os resultados mostraram uma participação crescente dos bens não industriais na pauta de exportações brasileiras, ao mesmo tempo que há uma redução da participação dos bens de alta tecnologia, evidenciando desindustrialização em decorrência da “Doença Holandesa”.

Bezerra (2021) investigou o processo de desindustrialização setorial na economia brasileira no período de 1948 a 2018, e obtiveram evidências de uma heterogeneidade entre os setores manufatureiros, ocorrendo desindustrialização prematura nos setores intensivos em tecnologia e trabalho, e industrialização em setores de baixa intensidade tecnológica (intensivos em recursos naturais), o que contribui para evidenciar o processo de reprimarização da pauta exportadora.

Colombo *et al.* (2021) investigaram a possível existência de desindustrialização relativa, por intensidade tecnológica, de setores da indústria de transformação brasileira, com base em dados de 2003 a 2017. Considerando desindustrialização relativa como a redução do conteúdo nacional pelo conteúdo importado e a substituição do produto final nacional pelo produto final importado, os resultados apontam que a desindustrialização relativa, nos dois formatos listados, afeta a indústria de

transformação brasileira, havendo variações por setor e por intensidade tecnológica, sendo as consequências mais graves nos setores de média-alta e alta intensidade tecnológica quando observadas a balança comercial e a taxa de variação média da produção física.

Os estudos empíricos sobre o processo de desindustrialização nos diversos setores manufatureiros contribuem para identificar em quais deles a desindustrialização concentra-se. De acordo com Araújo *et al.* (2021), nos países em desenvolvimento, a manufatura de alta tecnologia é fundamental para o processo de *catching up*, pois trata-se de setores com mais condições para promover a mudança tecnológica. Sendo assim, há consequências distintas se a desindustrialização ocorre nos setores intensivos em ciência e tecnologia ou em setores intensivos em trabalho pouco qualificado (MORCEIRO; GUILHOTO, 2019). Logo, estudos mais detalhados podem contribuir para efetividade das políticas públicas específicas por setor.

Portanto, é relevante averiguar como os diferentes setores da indústria de transformação brasileira podem ser afetados pelas principais variáveis apontadas pela literatura como causadoras de desindustrialização no curto e no longo prazos. Deste modo, a próxima seção do artigo se dedica à investigação dessa questão.

3. Metodologia e dados

Para alcançar o objetivo proposto neste estudo, são realizadas estimações econométricas com base nos modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) e dados que compreendem o primeiro trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2021. Esta metodologia foi proposta por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran *et al.* (1999, 2001). Optou-se pelo método ARDL pois ele possibilita testar a relação entre uma variável dependente e seus regressores independentemente da ordem de integração destas variáveis. O método também tem como vantagem a escolha da melhor defasagem para cada variável contida no modelo, além de captar melhor as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados.

O modelo ARDL é estimado na forma de um modelo de vetores de correção de erros (ARDL-ECM). Se confirmada a existência de relações de longo prazo entre as variáveis, são estimados os coeficientes de curto e longo prazo, assim como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo conforme a equação (1).

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Δ representa a primeira diferença; α_0 a constante; $\alpha_1 \tau$ o termo da tendência; $\delta_i, i = 1, 2$ são os parâmetros de longo prazo; $\phi_i, i = 1, 2$ são os parâmetros de curto prazo; ε_t é o termo de erro.

Para testar a significância conjunta dos parâmetros de longo prazo, Pesaran *et al.* (2001) propôs a estatística subjacente ao teste de cointegração denominada Wald (ou estatística Wald), a qual testa a significância das defasagens das variáveis em análise e um equilíbrio condicional do modelo de correção de erros (ECM), conforme a equação (1), tendo como hipótese nula de não existência de vetores de cointegração. Em conformidade com a hipótese nula, as distribuições assintóticas da estatística de Wald são não padrão para qualquer ordem de integração dos regressores. Desse modo, Pesaran *et al.* (2001) propõem dois conjuntos de valores críticos que fornecem uma banda cobrindo todas as classificações possíveis dos regressores, sendo o limite inferior calculado sob a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são puramente integradas de ordem 0, $I(0)$, ou seja, são estacionárias, e o limite superior sob a hipótese de que todas as variáveis são puramente integradas de primeira ordem, $I(1)$.

Segundo Pesaran *et al.* (2001), após conhecida a banda de valores críticos, a estatística F de do teste de Wald é comparada com tais valores. Se a estatística $F_{calculada}$ cair fora dos limites de valores críticos, podem ser retiradas inferências conclusivas sem precisar saber a ordem de integração/cointegração dos regressores. Ao cair abaixo da banda inferior, a hipótese nula não é rejeitada (logo, não existe cointegração). Já se cair acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada (portanto, existe cointegração). Caso caia dentro do intervalo de bandas, o teste é inconclusivo, sendo

necessário inteirar-se a respeito da ordem de integração das variáveis.

Antes de prosseguir com as análises das estimativas de longo prazo dos modelos ARDL, é importante realizar alguns testes de diagnósticos. Estes incluem o Teste LM de Autocorrelação, cuja hipótese nula é de ausência de autocorrelação serial nos resíduos. Também são realizados os testes de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ) (BROWN *et al.*, 1975), cujo objetivo é avaliar a estabilidade dos parâmetros dos modelos, sinalizando a ausência de quebras estruturais nas estimações.

A fim de investigar se e como os setores manufatureiros no Brasil são afetados pelas variáveis apontadas na literatura como causadoras do processo de desindustrialização, as estimações serão baseadas na especificação do modelo ARDL apresentada conforme a equação (2), a seguir. Deste modo, serão estimados modelos ARDL para cada setor individualmente, totalizando 23 setores da indústria de transformação, além de considerar o agrupamento setorial pelo fator de intensidade tecnológica. Observa-se que as variáveis de controle são as mesmas em todas as especificações. Todas as variáveis foram trabalhadas em logaritmo natural para que os coeficientes obtidos possam expressar as elasticidades correspondentes.

$$\Delta EXPSETOR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta_1 EXPSETOR_{t-1} + \delta_2 IPCOM_{t-1} + \delta_3 TCREF_{t-1} + \delta_4 JUROS_{t-1} + \delta_5 ABIND_{t-1} + \delta_6 HIATO_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_1 \Delta EXPSETOR_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_2 \Delta IPCOM_{t-i} + \sum_{i=0}^q \phi_3 \Delta TCREF_{t-i} + \sum_{i=0}^r \phi_4 \Delta JUROS_{t-i} + \sum_{i=0}^s \phi_5 \Delta ABIND_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_6 \Delta HIATO_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

O Quadro 1, a seguir, descreve as variáveis utilizadas nos modelos.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas

| Variáveis | Descrição | Unidade | Fonte |
|-----------------|---|------------------------|--------------------------------|
| EXPSETOR | Exportações do setor dividido pelas exportações totais | % | Ministério da Economia - Secex |
| IPCOM | Índice de preços de <i>commodities</i> | Índice (2016 = 100) | IMF |
| TCREF | Taxa de câmbio real efetiva das exportações de bens manufaturados | Índice (2010 = 100) | IPEADATA |
| JUROS | Taxa de juros – Over Selic | % | BACEN |
| ABIND | Grau de abertura comercial da indústria de transformação | % | Ministério da Economia - Secex |
| HIATO | Hiato do Produto | Índice (1995 = 100) | IBGE |

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Ministério da Economia – Secex (Secretaria de Comércio Exterior); IMF – International Monetary Fund; IPEADATA – Base de dados macroeconômicos, regionais e sociais disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; BACEN – Banco Central do Brasil; IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

A variável dependente EXPSETOR corresponde a participação (em %) das exportações de cada setor individual da indústria de transformação (em US\$ milhões) nas exportações totais do Brasil (em US\$ milhões). Os vinte e três setores analisados estão descritos no Quadro 2. Além disso, os modelos também foram estimados para o somatório das exportações dos setores agrupados conforme o grau de intensidade tecnológica (em % das exportações totais). Para isso, os setores foram agregados com base em quatro níveis de intensidade tecnológica (baixa, média-baixa, média-alta e alta tecnologia), sendo adotada a Classificação Tecnológica por setores da OCDE. O objetivo é avaliar, portanto, se existem respostas distintas dos diversos setores manufatureiros às variáveis condicionantes do processo de desindustrialização. Além disso, pretende-se investigar se tais respostas apresentam um comportamento comum quando os setores são agrupados por grau de intensidade tecnológica.

A escolha das exportações como *proxy* para captar o desempenho dos diversos setores da indústria de transformação brasileira tem em vista que a análise do processo de desindustrialização

proposta nesse trabalho é baseada na hipótese da “Doença Holandesa”, conforme Bresser-Pereira e Marconi (2008) e Oreiro e Feijó (2010). Tais autores argumentam que a desindustrialização no Brasil pode ser evidenciada pela perda de participação da indústria de transformação frente ao avanço da participação dos produtos primários na pauta exportadora, sendo os preços das *commodities* e a taxa de câmbio real os principais fatores motivadores do processo¹.

Quadro 2 – Agrupamento dos setores pelo fator de intensidade tecnológica

| Classificação | Setores | Descrição ISIC Divisão |
|------------------------------|---|---|
| Baixa Tecnologia (BT) | Alimentos Bebidas Fumo Têxteis Vestuário Couro Madeira Papel e celulose Impressão Móveis Diversos | Fabricação de produtos alimentícios Fabricação de bebidas Fabricação de produtos de tabaco Fabricação de têxteis Fabricação de vestuário Fabricação de couro e produtos afins Fabricação de madeira e de produtos de madeira e cortiça, exceto móveis; fabricação de artigos de palha e de cestaria Fabricação de papel e produtos de papel Impressão e reprodução de mídia gravada Fabricação de móveis Outras manufaturas |
| Média-Baixa Tecnologia (MBT) | Petróleo e coque Plástico e borracha Minerais não-metálicos Metalurgia Metálicos | Fabricação de coque e produtos petrolíferos refinados Fabricação de produtos de borracha e plásticos Fabricação de outros produtos minerais não metálicos Fabricação de metais básicos Fabricação de produtos metálicos fabricados, exceto máquinas e equipamentos |
| Média-Alta Tecnologia (MAT) | Químicos Equipamentos elétricos Máquinas e equipamentos Veículos automotores Equipamento de transporte | Fabricação de produtos químicos Fabricação de equipamentos elétricos Fabricação de máquinas e equipamentos n.c Fabricação de veículos automóveis, reboques e semi-reboques Fabricação de outro equipamento de transporte |
| Alta Tecnologia (AT) | Farmacêutica Informática e eletrônica | Fabricação de produtos farmacêuticos básicos e preparações farmacêuticas Fabricação de produtos informáticos, eletrônicos e ópticos |

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis índice de preço das *commodities* (IPCOM) e taxa de câmbio real efetiva (TCREF) são usadas para identificar um possível processo de desindustrialização no país decorrente da “Doença Holandesa”. Segundo Bresser-Pereira e Marconi (2008), a valorização dos preços das *commodities* aumenta as exportações de recursos naturais, e transfere recursos produtivos (capital e trabalho) da atividade industrial para os setores produtores de bens primários. Além disso, a entrada de divisas resultante das exportações de produtos primários contribui para a apreciação da taxa de câmbio real, a qual reduz a competitividade da indústria nacional, desencadeando o processo de desindustrialização. Diante de ambas evidências, a perda de relevância da atividade industrial no país seria causada pela “Doença Holandesa”, resultando na reprimarização da pauta de exportação.

De acordo com Cano (2012), taxas de juros elevadas inibem os investimentos na indústria, fazendo com que esta tenha dificuldade de incorporar o progresso técnico, resultando na sua perda de produtividade. Sendo assim, taxas de juros elevadas geram um impacto negativo sobre o desempenho da atividade industrial, contribuindo para o processo de desindustrialização nos diversos setores manufatureiros (ARAÚJO *et al.*, 2021). Logo, espera-se um coeficiente negativo para a variável taxa

¹ Cabe também justificar a dificuldade de se utilizar outras *proxies* para a investigação empírica proposta no estudo, tais como o valor adicionado (VA) ou emprego industrial. As fontes de dados não contemplam a disponibilidade dessas informações para os setoriais manufatureiros individuais em frequência mensal ou trimestral. Também não é possível utilizar os dados anuais disponíveis nas fontes de dados, visto que o período de tempo correspondente não é longo o suficiente para permitir o emprego da metodologia ARDL como estratégia empírica, a qual requer um número de observações de tempo mais longo.

de juros (JUROS).

O grau de abertura comercial da indústria de transformação (ABIND), em %, é obtido pela soma das exportações (em US\$ milhões) e importações (em US\$ milhões) da indústria de transformação em relação ao PIB (em US\$ milhões) brasileiro. Quanto maior o grau de abertura comercial, diante de uma indústria nacional pouco competitiva, maior a possibilidade de substituição da produção industrial doméstica por importados, e, portanto, menor estímulo à atividade industrial, sendo esperado, neste caso, um coeficiente negativo para a variável. No entanto, a obtenção de sinal positivo para a variável pode indicar estímulo ao desempenho exportador do setor pelo barateamento de custos associados a setores dependentes de insumos importados para a produção (BARROS; PEREIRA, 2008).

A variável hiato do produto (HIATO) consiste na diferença entre o PIB corrente e o PIB potencial, obtida por meio da extração do ciclo do PIB (dados dessazonalizados) brasileiro pelo Filtro Hodrick-Prescott, sendo utilizada nas estimações como uma *proxy* para o grau de aquecimento da demanda doméstica. Deste modo, essa variável captura os efeitos dos ciclos de atividade interna. A expansão econômica interna pode levar os produtores nacionais a atender o mercado interno, impactando negativamente sobre as exportações de industrializados (PADRÓN, 2016). Nessas condições, espera-se um coeficiente negativo para a variável. Por outro lado, a obtenção de um sinal positivo indica que o aquecimento do mercado doméstico estimula a produção interna, sendo passível que parte do aumento da produção decorrente seja direcionado para exportação (MORTATTI ET AL., 2011).

Devido a heterogeneidade dos setores manufatureiros, os quais são afetados por diferentes contextos políticos e econômicos que influenciaram o cenário brasileiro ao longo do período de análise, diversas estimações necessitaram de inclusão de variáveis *dummies* para estabilizar os parâmetros dos modelos (conforme os testes de estabilidade CUSUM e CUSUMSQ). Neste sentido, foram utilizadas as seguintes *dummies*: DCHINA, pós-2009, quando a China se tornou o principal parceiro comercial do Brasil na aquisição, sobretudo, de *commodities*; DLAVA, para retratar a instabilidade política e institucional brasileira frente à deflagração da Operação Lava Jato, a partir de 2014; DBOLSO, a partir de 2018, para assinalar o contexto de perda de credibilidade política e econômica mediante a assunção do governo Bolsonaro à Presidência da República; e DCOVID, pós-2020, para captar os efeitos da pandemia do COVID-19. Cabe destacar que a inserção da variável *dummy* mais adequada para a estabilização de cada modelo foi realizada mediante o teste da significância estatística da mesma nos diversos modelos estimados.

4. Resultados

Previamente à estimação dos modelos ARDL propostos neste estudo, alguns testes de diagnóstico devem ser realizados. Neste sentido, a Tabela 1 apresenta os resultados dos testes tradicionalmente utilizados para captar a presença de raiz unitária nas séries: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os resultados indicam que algumas variáveis utilizadas nas estimações são estacionárias em nível, enquanto outras tornam-se estacionárias em primeira diferença. Tendo em vista que as variáveis analisadas possuem diferentes ordens de integração, evidencia-se os benefícios das estimações dos modelos pelo método ARDL, já que o mesmo permite a utilização de variáveis estacionárias $I(0)$ e não estacionárias $I(1)$, desde que não contemplem variáveis estacionárias em segunda ordem $I(2)$.

Na sequência, foram estimados os modelos ARDL para cada setor manufatureiro, cujos resultados passaram pela avaliação de autocorrelação dos resíduos (*LM Autocorrelation Test*) e da estabilidade dos parâmetros dos modelos (testes da soma cumulativa dos resíduos CUSUM e CUSUMSQ). A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de autocorrelação, além das defasagens selecionadas para cada variável dos modelos estimados, segundo o critério de seleção de Akaike (AIC).

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária

| | ADF | Defasagens | PP | Defasagens | KPSS | Defasagens | OI |
|-------------------------------|----------|------------|----------|------------|---------|------------|------|
| Baixa Tecnologia | -2,093 | 4 | -2,690 | 11 | 0,780* | 6 | I(1) |
| Alimentos | -2,963** | 4 | -4,421* | 4 | 0,137 | 5 | I(0) |
| Bebidas | -1,259 | 6 | -4,777* | 2 | 0,638** | 5 | I(0) |
| Fumo | -0,180 | 3 | -6,900* | 8 | 1,489* | 0 | I(0) |
| Têxteis | -0,718 | 3 | -1,445 | 40 | 1,172* | 6 | I(1) |
| Vestuário | -6,246* | 8 | -2,875 | 25 | 0,958* | 6 | I(0) |
| Couro | -1,111 | 4 | -1,560 | 25 | 1,062* | 6 | I(1) |
| Madeira | -1,653 | 4 | -1,735 | 11 | 0,639** | 6 | I(1) |
| Papel e celulose | -2,481 | 5 | -3,978* | 6 | 0,423 | 6 | I(1) |
| Impressão | -6,077* | 0 | -6,152* | 3 | 0,450** | 5 | I(0) |
| Móveis | -1,830 | 3 | -1,693 | 77 | 0,990* | 6 | I(1) |
| Diversos | -2,043 | 3 | -3,429** | 14 | 1,013* | 6 | I(0) |
| Média-Baixa Tecnologia | -1,427 | 4 | -3,957* | 21 | 0,803* | 6 | I(0) |
| Petróleo e coque | -3,565* | 0 | -3,384** | 2 | 0,249 | 6 | I(0) |
| Plástico e borracha | 0,040 | 4 | -3,053** | 14 | 1,141* | 6 | I(0) |
| Minerais não-metálicos | -1,714 | 0 | -1,551 | 8 | 0,877* | 6 | I(1) |
| Metalurgia | -1,772 | 4 | -4,299* | 7 | 0,604** | 6 | I(1) |
| Metálicos | -0,560 | 3 | -2,657 | 8 | 0,987* | 6 | I(1) |
| Média-Alta Tecnologia | 0,526 | 2 | -1,233 | 51 | 1,005* | 6 | I(1) |
| Químicos | 2,590 | 11 | -3,210** | 10 | 1,046* | 6 | I(1) |
| Equipamentos elétricos | -0,094 | 2 | -0,900 | 7 | 1,051* | 6 | I(1) |
| Máquinas e equipamentos | -0,513 | 2 | -2,343 | 14 | 0,985* | 6 | I(1) |
| Veículos automotores | -1,448 | 0 | -1,045 | 8 | 0,970* | 6 | I(1) |
| Equipamento de transporte | -0,540 | 3 | -3,820* | 4 | 0,459 | 6 | I(0) |
| Alta Tecnologia | -1,351 | 0 | -1,169 | 21 | 1,193* | 6 | I(1) |
| Farmacêutica | -1,048 | 2 | -2,222 | 6 | 0,396 | 6 | I(1) |
| Informática e eletrônica | -1,178 | 0 | -1,091 | 20 | 1,177* | 6 | I(1) |
| IPCOM | -2,473 | 1 | -2,486 | 0 | 0,446* | 6 | I(1) |
| TREF | -1,917 | 1 | -1,385 | 2 | 0,309 | 6 | I(1) |
| JUROS | -2,332 | 1 | -1,297 | 1 | 0,885* | 6 | I(1) |
| ABIND | -1,881 | 0 | -1,709 | 8 | 0,314 | 6 | I(1) |
| HIATO | -4,030* | 0 | -4,124* | 3 | 0,054 | 4 | I(0) |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 11.

Estimações com constante.

Valores críticos testes ADF e PP: 1% (-3,52) e 5% (-2,90). Valores críticos teste KPSS: 1% (0,739) e 5% (0,463).

(*) e (**) rejeição de H_0 a 1% e 5% de significância.

ADF e PP: H_0 : Tem raiz unitária. KPSS: H_0 : Não tem raiz unitária.

OI: Ordem de integração das séries

Cada modelo foi estimado com quatro defasagens, com exceção para os modelos de vestuário e veículos automotores, os quais foram estimados com duas defasagens para eliminar a autocorrelação dos resíduos e garantir a estabilidade dos parâmetros por meio dos testes CUSUM e CUSUMSQ. De acordo com p-valor do teste realizado apresentado na última coluna (não rejeição da hipótese nula de ausência de correlação serial ao nível significância de 1%), constata-se a ausência de autocorrelação serial em todos os modelos estimados. No caso dos testes CUSUM e CUSUMSQ, os modelos foram considerados estáveis após a adição das variáveis *dummies* mais adequadas a cada especificação do modelo, conforme significância estatística obtida.²

² Cada modelo foi estabilizado por meio das variáveis *dummies* mais adequadas conforme o período apontado nos gráficos CUSUM e CUSUMSQ correspondentes. Tais resultados não serão reportados no artigo por questões de limitação de espaço, mas podem ser solicitados diretamente às autoras.

Tabela 2 – Estimativas dos modelos ARDL

| Variável Dependente | Defasagens selecionadas | Variáveis significativas (defasagens entre parênteses) | Teste LM autocorrelação [Prob] |
|----------------------------------|-------------------------|--|--------------------------------|
| Baixa Tecnologia | (4, 4, 3, 4, 4, 4) | BT (-4), IPCOM (0, -4), TCREF (-3), JUROS (-2), ABIND (0, -3, -4), CICLO (-2), DLAVA, DCHINA | 2,325717 [0,0729] |
| Alimentos | (1, 0, 4, 2, 4, 4) | ALIM(-1), TCREF(-3), JUROS (-2), ABIND (-3, -4), CICLO (0, -2, -3), DBOLSO, C | 1,408220 [0,2459] |
| Bebidas | (4, 3, 4, 4, 4, 2) | BEB(-1, -4), IPCOM(0, -3), TCREF (-2, -3), JUROS (-3, -4), ABIND (0, -3, -4), CICLO (0, -2), DCHINA, DLAVA | 0,195039 [0,9396] |
| Fumo | (4, 1, 4, 0, 4, 0) | FUMO (-2, -4), IPCOM (-1), TCREF (-1, -4), JUROS, ABIND (-1, -4), CICLO | 0,898621 [0,4719] |
| Têxteis | (4, 4, 0, 0, 0, 0) | TEXTEIS(-1, -3, -4), IPCOM, TCREF, ABIND, CICLO, DCHINA, DLAVA | 0,476081 [0,7531] |
| Vestuário | (2, 0, 0, 1, 1, 2) | VEST(-1), IPCOM, TCREF, JUROS (-1), ABIND(-1), CICLO(-1), DVEST(-1), DCICLO (0,-1), C | 3,642222 [0,0102] |
| Couro | (4, 4, 4, 4, 3, 4) | COURO(-4), IPCOM (-4), TCREF (0, -4), JUROS (-4), ABIND (0, -2, -3), CICLO (0, -2), DCHINA, DCOVID, C, @TREND | 0,309030 [0,8701] |
| Madeira | (3, 3, 3, 3, 3, 0) | MAD(-1, -2, -3), IPCOM (0, -2, -3), TCREF (-2, -3), JUROS (-3), ABIND (0, -1, -3), DCHINA | 0,561131 [0,6919] |
| Papel e celulose | (2, 2, 4, 3, 3, 2) | PAPEL (-1, -2), IPCOM (0, -1, -2), TCREF(0, -2, -3, -4) ABIND (0, -2, -3), CICLO (-1, -2) DCHINA, C | 0,381145 [0,8210] |
| Impressão | (2, 0, 0, 1, 2, 2) | ABIND (-2), CICLO (-1, -2) | 0,237214 [0,9162] |
| Móveis | (4, 0, 2, 3, 1, 1) | MOV(-1, -2, -3, -4), IPCOM,TCREF(-1,-2), JUROS (0,-2,-3), ABIND(-1), CICLO (0,-1), DBOLSO | 1,226564 [0,3107] |
| Diversos | (1, 0, 2, 3, 4, 2) | IPCOM,TCREF(0,-2), JUROS(0, -2, -3), ABIND(0,-1,-2, -4), CICLO (0, -2), DCHINA, DCOVID, C | 0,588020 [0,6728] |
| Média-Baixa Tecnologia | (4, 0, 0, 0, 0, 1) | MBT (-4), IPCOM, JUROS, DCHINA, DBOLSO | 0,363105 [0,8339] |
| Petróleo e coque | (1, 1, 0, 0, 2, 1) | PETRO(-1), IPCOM (0, -1), ABIND(-1, -2), CICLO (-1) | 0,497162 [0,7378] |
| Plástico e borracha | (4, 0, 4, 0, 4, 2) | BORR(-1, -4), IPCOM, TCREF(-4), JUROS, ABIND(0, -2, -3, -4), CICLO(0, -2) DCHINA | 0,101893 [0,9813] |
| Minerais não-metálicos | (1, 4, 0, 4, 0, 1) | MINERNM(-1), IPCOM (0, -4), JUROS (-4), ABIND, CICLO(0, -1), DCHINA, C | 1,144221 [0,3462] |
| Metalurgia | (4, 2, 1, 0, 1, 0) | METALUR(-1, -4), IPCOM (0, -2), TCREF(-1), JUROS, ABIND(-1), CICLO | 0,943960 [0,4453] |
| Metálicos | (4, 3, 1, 2, 1, 1) | METAL(-1, -2, -3, -4), IPCOM (0, -1, -2, -3), TCREF(-1), JUROS (0, -1, -2) ABIND (0, -1),CICLO (0, -1), DBOLSO | 0,833822 [0,5099] |
| Média-Alta Tecnologia | (3, 3, 1, 2, 2, 2) | MAT (-1), IPCOM (-1), TCREF (-1), JUROS (-1), DMAT (-2), DTCREF, DJUROS (-1), DABIND (0, -1), DH (0, -1), DCHINA, DBOLSO, DCOVID | 0,717701 [0,5838] |
| Químicos | (4, 3, 4, 4, 4, 0) | QUIM(-1), JUROS(-1), ABIND(-1), DQUIM(-2, -3), DIPCOM(-2), TCREF(-3), DJUROS(-3) DABIND(-3), C | 2,416096 [0,0625] |
| Equipamentos elétricos | (3, 0, 1, 0, 3, 1) | EQELET(-1, -3), IPCOM, TCREF(-1) ABIND(0, -1, -3), CICLO, DBOLSO | 0,405415 [0,8040] |
| Máquinas e equipamentos | (3, 0, 1, 4, 1, 3) | MAQEQ(-1, -2), IPCOM, TCREF(-1), JUROS (-4), ABIND(-1), CICLO(0, -2), DCHINA, C | 0,890560 [0,4764] |
| Veículos automotores | (2, 0, 1, 0, 1, 2) | AUTO(-1), IPCOM, TCREF(-1), JUROS, ABIND(-1), CICLO (0, -1, -2), C | 1,180983 [0,3285] |
| Equipamento de transporte | (1, 3, 2, 3, 1, 2) | IPCOM(-2,-3),TCREF(-2), JUROS(-1, -2, -3), ABIND(0, -1), CICLO (0, -2), DCOVID, DCHINA, C, @TREND | 0,259256 [0,9026] |
| Alta Tecnologia | (4, 0, 1, 2, 3, 1) | AT(-1,-4),IPCOM,TCREF(-1),ABIND(-1,-3),CICLO(0, -1) | 0,498118 [0,7372] |
| Farmacêutica | (4, 4, 0, 3, 4, 2) | FARMA(-1), IPCOM(-1), ABIND(-1), CICLO(-1), DFARMA(-2, -3), DIPCOM(0, -1, -2, -3), DJUROS, DABIND(0, -3), DCICLO(-1), DBOLSO | 1,241113 [0,3065] |
| Informática e eletrônica | (4, 0, 4, 1, 1, 1) | INFO(-1, -3, -4), IPCOM, TCREF (-1, -3, -4), ABIND (-1), CICLO(0, -1) | 0,284349 [0,8868] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 11.

Após verificar que as estimativas não apresentam problemas de autocorrelação serial e que há estabilidade nos coeficientes obtidos, examina-se a relação de longo prazo (cointegração) entre as variáveis por meio da aplicação dos testes de limites (ARDL *bounds tests*), os quais baseiam-se no teste Wald (F-test) para analisar a significância conjunta dos parâmetros de longo prazo dos modelos. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 3, considerando os valores críticos de Pesaran *et al.* (2001). Observa-se que as estatísticas-F são maiores do que os valores críticos a 5%, portanto rejeita-se a hipótese nula de não cointegração em todos os modelos estimados, indicando assim que as variáveis analisadas são importantes para explicar as exportações brasileiras dos diversos setores industriais no longo prazo.

Tabela 3 – Teste de cointegração ARDL (*bounds limits*)

| Modelos | Estatística F | Valores críticos | | | | Cointegração de longo prazo? |
|---------------------------|---------------|------------------|------|------------|------|------------------------------|
| | | I(0) Bound | | I(1) Bound | | |
| | | 10% | 5% | 10% | 5% | |
| Baixa Tecnologia | 4,3882 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Alimentos | 7,8632 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Bebidas | 4,2106 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Fumo | 5,4383 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Têxteis | 10,7147 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Vestuário | 8,1575 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Couro | 6,6010 | 2,75 | 3,12 | 3,79 | 4,25 | Sim |
| Madeira | 10,6886 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Papel e celulose | 6,3900 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Impressão | 4,6884 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Móveis | 10,9355 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Diversos | 18,6914 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Média-Baixa Tecnologia | 5,9668 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Petróleo e coque | 4,5518 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Plástico e borracha | 3,8888 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Minerais não-metálicos | 5,7592 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Metalurgia | 3,0036 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Metálicos | 3,4275 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Média-Alta Tecnologia | 5,2772 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Químicos | 4,4489 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Equipamentos elétricos | 4,3455 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Máquinas e equipamentos | 8,7107 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Veículos automotores | 8,5929 | 2,26 | 2,62 | 3,35 | 3,79 | Sim |
| Equipamento de transporte | 13,9572 | 2,75 | 3,12 | 3,79 | 4,25 | Sim |
| Alta Tecnologia | 3,8679 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Farmacêutica | 12,9449 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |
| Informática e eletrônica | 3,9620 | 1,81 | 2,14 | 2,93 | 3,34 | Sim |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 11.

É possível observar que o índice de preços das *commodities* (IPCOM) exerce efeitos negativos, sobretudo, no desempenho das exportações dos setores de maior intensidade tecnológica. Dentre esses, destacam-se os coeficientes obtidos para os setores de INFORMÁTICA E ELETRÔNICA (alta tecnologia), cuja elasticidade aos preços das *commodities* é de -3,96%; além de EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS, VEICULOS AUTOMOTORES e MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS (média-alta tecnologia); METALURGIA, METÁLICOS E PLÁSTICO E BORRACHA (média-baixa tecnologia). Ainda, cabe mencionar que alguns setores do segmento de baixa intensidade tecnológica se mostram bastante sensíveis ao aumento dos preços das *commodities* no longo prazo, tais como FUMO, TÊXTEIS, VESTUÁRIO, PAPEL E CELULOSE, MÓVEIS e DIVERSOS, ao passo que no caso do setor COURO o efeito é positivo, indicando que os preços das *commodities* ajudam a melhorar o desempenho exportador no longo prazo.

Tabela 4 – Coeficientes de longo prazo dos modelos ARDL setoriais

| Variável Dependente | Variáveis Independentes (p-valor) | | | | |
|----------------------------------|-----------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | IPCOM | TCREF | JUROS | ABIND | HIATO |
| Baixa Tecnologia | 0,6233 (0,1353) | 2,0081** (0,0289) | - 0,6877 (0,4323) | - 2,2208** (0,0123) | - 1,1933 (0,4330) |
| Alimentos | -0,1183 (0,3335) | 0,2848 (0,2025) | -37,7781* (0,0003) | - 0,2258 (0,2132) | - 0,2155 (0,8177) |
| Bebidas | 0,3508 (0,3359) | 1,2636*** (0,0709) | - 1,5781** (0,0507) | - 1,2050*** (0,0552) | - 1,4605 (0,3813) |
| Fumo | - 1,7130* (0,0020) | - 3,9733* (0,0011) | 3,7443* (0,0014) | 3,7948* (0,0059) | 5,8766** (0,0259) |
| Têxteis | - 1,2967** (0,0287) | 2,6174 (0,1885) | 1,3871 (0,2096) | - 4,7403*** (0,0707) | 21,3036*** (0,0577) |
| Vestuário | - 1,4645* (0,0082) | - 1,6296*** (0,0600) | 99,0828* (0,0015) | 2,4253** (0,0355) | 12,5470* (0,0043) |
| Couro | 1,8774*** (0,0759) | 4,2274** (0,0323) | 108,5024* (0,0078) | - 4,9319* (0,0079) | - 0,2100 (0,9547) |
| Madeira | 0,3547 (0,6232) | 3,8385*** (0,0651) | - 1,7933 (0,2556) | - 4,1565*** (0,0971) | 3,8006 (0,1790) |
| Papel e celulose | - 0,7955*** (0,0763) | 1,1292 (0,1854) | -48,3556** (0,0178) | - 3,6917* (0,0063) | - 0,1143 (0,9657) |
| Impressão | - 0,3444 (0,4436) | 0,5019 (0,5273) | - 0,7837 (0,4755) | - 1,1414 (0,1113) | -2,6189 (0,4965) |
| Móveis | - 0,9014* (0,0032) | 0,5311 (0,4339) | - 0,7395 (0,3280) | 1,5619* (0,0071) | 9,7114* (0,0004) |
| Diversos | - 0,5656* (0,0000) | - 0,2776 (0,1120) | 16,5910* (0,0054) | -0,4572** (0,0292) | 2,8918* (0,0005) |
| Média-Baixa Tecnologia | - 0,2471*** (0,0957) | - 0,1118 (0,6895) | 1,2192* (0,0002) | - 0,3696 (0,3128) | 2,7982*** (0,0770) |
| Petróleo e coque | 0,6253 (0,2624) | - 0,0441 (0,9704) | - 1,6813 (0,1961) | 2,0556 (0,1085) | 7,6273 (0,1005) |
| Plástico e borracha | - 0,6256* (0,0069) | - 0,7035** (0,0431) | 1,7470* (0,0004) | - 0,4111 (0,3644) | 2,4943 (0,1409) |
| Minerais não-metálicos | - 0,0243 (0,9234) | 0,4674 (0,2733) | 44,24* (0,0084) | - 1,1636** (0,0167) | 1,8004 (0,2949) |
| Metalurgia | - 0,9533* (0,0043) | - 1,0800* (0,0096) | 2,0135* (0,0014) | 1,0155** (0,0454) | 5,0450 (0,1599) |
| Metálicos | - 0,6927** (0,0113) | - 1,3430* (0,0083) | 1,2356** (0,0450) | 1,5689* (0,0051) | 0,3239 (0,8676) |
| Média-Alta Tecnologia | - 0,3889** (0,0239) | - 0,5900** (0,0415) | 1,4925* (0,0001) | 0,4202 (0,2228) | - 0,9817 (0,4059) |
| Químicos | - 0,0387 (0,9281) | - 0,9977 (0,1407) | 63,4069** (0,0108) | 1,0569*** (0,0618) | 1,3611 (0,4467) |
| Equipamentos elétricos | - 0,7797** (0,0181) | - 1,7682* (0,0029) | 1,0701 (0,1471) | 2,9119* (0,0000) | 5,1081** (0,0544) |
| Máquinas e equipamentos | - 0,2825** (0,0352) | - 0,8451* (0,0003) | 37,4239* (0,0000) | 0,7555* (0,0077) | 3,2433* (0,0027) |
| Veículos automotores | - 0,7587** (0,0451) | - 1,9424* (0,0013) | 73,7051* (0,0000) | 1,5396* (0,0006) | - 0,8995 (0,7224) |
| Equipamento de transporte | - 0,4580 (0,2004) | - 0,9481 (0,1280) | 47,5896** (0,0382) | 0,5848 (0,3486) | - 3,6582 (0,1592) |
| Alta Tecnologia | - 2,0758* (0,0011) | - 3,8599* (0,0008) | 3,4620** (0,0125) | 4,9398* (0,0000) | 2,1736 (0,6148) |
| Farmacêutica | 0,3633* (0,0000) | 0,2821*** (0,0927) | - 0,3021 (0,1014) | - 0,8099* (0,0004) | - 2,3821* (0,0007) |
| Informática e eletrônica | - 3,9627* (0,0093) | - 7,0651* (0,0096) | 6,9256** (0,0377) | 7,9346* (0,0009) | 1,6017 (0,8537) |

Notas: *, ** e *** Indica significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 11.

A partir da evidência de relações obtidas no longo prazo entre as variáveis de interesse, é necessário analisar o papel de cada variável explicativa sobre o desempenho das exportações dos setores individuais conforme os níveis de intensidade tecnológica, cujos resultados estão reportados na Tabela 4, exposta na sequência. Em linhas gerais, os resultados obtidos demonstram que as variáveis utilizadas neste estudo para elucidar as causas de desindustrialização brasileira possuem impactos de sinais e magnitudes distintos sobre os diversos setores da indústria de transformação.

No caso dos efeitos da taxa de câmbio real efetiva (TCREF), observa-se que o contexto de câmbio depreciado se revela favorável ao desempenho das exportações no longo prazo, sobretudo, nos setores de baixa intensidade tecnológica, com destaque para BEBIDAS, COURO e MADEIRA, os quais apresentaram alta sensibilidade à depreciação cambial (elasticidades variando de 1,26% a 4,23%), além desse efeito também ser observado na indústria FARMACÊUTICA (alta tecnologia). Porém, os coeficientes obtidos para a variável TCREF são negativos especialmente em setores com intensidade tecnológica mais elevada, como verificado para INFORMÁTICA E ELETRÔNICA (alta tecnologia), VEÍCULOS AUTOMOTORES, EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS e MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS (média-alta tecnologia); e PLÁSTICO E BORRACHA; METALURGIA e METÁLICOS (média-baixa tecnologia). O sinal negativo também é obtido para FUMO e VESTUÁRIO (baixa tecnologia). O efeito negativo evidencia que uma taxa de câmbio real apreciada colabora para melhorar a competitividade daqueles setores no mercado internacional no longo prazo, o que se justifica pelo fato de que os mesmos são dependentes de insumos importados, que se tornam mais baratos com o câmbio apreciado, e, portanto, contribuem para elevar as exportações.

A taxa de juros (JUROS) apresenta coeficientes negativos e estatisticamente significantes somente para alguns setores de baixa intensidade tecnológica: ALIMENTOS, BEBIDAS e PAPEL E CELULOSE. Para estes, o cenário de juros elevados no longo prazo se mostra de fato prejudicial aos investimentos na atividade produtiva e reduz a capacidade de exportação. Em diversos setores obteve-se que os choques da variável JUROS não prejudicam o desempenho exportador no longo prazo, já que os coeficientes obtidos se mostram positivos e estatisticamente significantes, ao contrário do esperado. Esse efeito ocorre para FUMO, VESTUÁRIO, COURO e DIVERSOS (baixa tecnologia); PLÁSTICO E BORRACHA, MINERAIS NÃO-METÁLICOS, METALURGIA e METÁLICOS (média-baixa tecnologia); QUÍMICOS, MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS, VEÍCULOS AUTOMOTORES e EQUIPAMENTO DE TRANSPORTE (média-alta tecnologia); e INFORMÁTICA E ELETRÔNICA (alta tecnologia).

Ao analisar as evidências relativas ao grau de abertura da indústria de transformação (ABIND), percebe-se a obtenção de sinais negativos e estatisticamente significantes, de alta magnitude, para grande parte dos setores classificados com baixa intensidade tecnológica, nesta ordem: COURO, TÊXTEIS, MADEIRA, PAPEL E CELULOSE, BEBIDAS e DIVERSOS, indicando desindustrialização por substituição da produção industrial doméstica pela importação de bens finais. Também se observa o mesmo efeito para o setor de MINERAIS NÃO-METÁLICOS (média-baixa tecnologia) e FARMACÊUTICA (alta tecnologia). Por outro lado, nos setores FUMO, VESTUÁRIO e MÓVEIS (baixa tecnologia); METALURGIA e METÁLICOS (média-baixa tecnologia); EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS, VEÍCULOS AUTOMOTORES, QUÍMICOS e MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS (média-alta tecnologia); e INFORMÁTICA E ELETRÔNICA (alta tecnologia), as evidências sugerem que o aumento do grau de abertura comercial da indústria de transformação contribuem para estimular as exportações no longo prazo, o que se justifica pela modernização e aumento de competitividade propiciada pela facilidade de importações de insumos utilizados no processo produtivo.

Para a variável HIATO do produto, verifica-se a obtenção de sinais positivos e estatisticamente significantes, de alta magnitude, nos seguintes setores: TÊXTEIS, VESTUÁRIO, MÓVEIS, FUMO e DIVERSOS (baixa intensidade tecnológica); além de EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS e MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS (média-alta tecnologia). Para tais setores, a perda de relevância da atividade industrial no longo prazo se mostra atrelada ao desaquecimento do mercado interno, que redireciona a produção doméstica daqueles bens para o setor externo, via exportações. No caso do setor FARMACÊUTICO, o coeficiente do HIATO é negativo, indicando que um contexto recessivo

na economia doméstica prejudica a produção e com isso desestimula as exportações.

Por fim, cabe ressaltar que o desempenho de determinados setores no longo prazo, representados por suas exportações, como é o caso de IMPRESSÃO e PETRÓLEO E COQUE, não se mostram influenciados pelo comportamento de nenhuma das variáveis explicativas analisadas. Tais evidências assinalam que a desindustrialização no Brasil não pode ser tratado como um fenômeno totalmente generalizado e a distinção entre os diversos setores se faz relevante.

Tabela 5 – Dinâmica de curto prazo: correção de erros e variáveis significativas

| Setores | ECM(-1) [Prob.] | Variáveis significativas (defasagens) [sinais dos coeficientes] |
|-------------------------------|----------------------------|--|
| Baixa Tecnologia | - 0,3667 [0,0000] | IPCOM (0, -1, -2, -3); TCREF (-1, -2); JUROS (-2); [-, -, -, -] [-, -] [-] ABIND (0, -2); HIATO (-2); DLAVA; DCHINA [-, +] [-] [-] [-] |
| Alimentos | - 0,7595 [0,0000] | TCREF (-2); JUROS (-1); ABIND (-1,-3); HIATO(0,-1,-2); DBOLSO [-] [+][+, -] [-, -, -] [-] |
| Bebidas | - 0,8732 [0,0000] | IPCOM (0, -2); TCREF (-2); JUROS (-3); ABIND (0, -3); [-, -, -] [-] [+][-, -] HIATO (0, -1); DCHINA; DLAVA [+, +] [-][+] |
| Fumo | - 0,8652 [0,0000] | TCREF (-2,-3); ABIND(-1,-2,-3); DCHINA;DBOLSO [+, +] [-, -, -] [+][-] |
| Têxteis | - 0,1631 [0,0000] | IPCOM (0, -1); DCHINA; DLAVA [-, -] [-][-] |
| Vestuário | - 0,3199 [0,0000] | HIATO (0, -1) [+, +] |
| Couro | - 0,4081 [0,0000] | IPCOM (-1, -2, -3); TCREF (0, -2); JUROS (-3); [-, -, -] [+,-][-] ABIND (0, -2); HIATO (0, -1, -2); DCHINA; DCOVID [-, +][+, +, +] [-][+] |
| Madeira | - 0,2555 [0,0000] | IPCOM (0, -2); TCREF (-2); JUROS (-2); ABIND (0, -1, -2); DCHINA [-, -] [-][-][- , +, +] [-] |
| Papel e celulose | - 0,4141 [0,0000] | IPCOM (0, -1); TCREF (0, -1, -3); ABIND (0, -2); HIATO (-1); DCHINA [-, +][+, +, +] [-, +][+][-] |
| Impressão | - 0,7120 [0,0000] | HIATO (-1); DLAVA [+][-] |
| Móveis | - 0,2376 [0,0000] | TCREF (0, -1); JUROS (0, -2); ABIND; HIATO; DBOLSO [+, -] [-, -] [-][+][-] |
| Diversos | - 0,9537 [0,0000] | TCREF (0, -1); JUROS (0, -2); ABIND (0, -1, -2); HIATO (0, -1) [+, +][+, -] [-, -, -][+, +] DCHINA; DCOVID [-][+] |
| Média-Baixa Tecnologia | - 0,5941 [0,0000] | HIATO; DCHINA; DBOLSO [+][-][+] |
| Petróleo e coque | - 0,4357 [0,0000] | IPCOM; ABIND (-1) [+][-] |
| Plástico e borracha | - 0,4346 [0,0000] | TCREF (-1, -3); ABIND (0, -1, -3); HIATO (0, -1); DCHINA [+, +] [-, -, -][+, +] [-] |
| Minerais não-metálicos | - 0,4692 [0,0000] | IPCOM (0, -1, -2, -3); JUROS (-3); HIATO; DCHINA; DCOVID [-, -, -, -] [-][+][-][+] |
| Metalurgia | - 0,4266 [0,0000] | IPCOM (0, -1) [-, +] |

Tabela 5 – Dinâmica de curto prazo: correção de erros e variáveis significativas

(continuação)

| Setores | ECM(-1) [Prob.] | Variáveis significativas (defasagens) [sinais dos coeficientes] |
|---------------------------|----------------------|---|
| Metálicos | - 0,3464 [0,0000] | IPCOM (0,-2); JUROS; ABIND; HIATO; DBOLSO [- , -] [+] [-] [+] [-] |
| Média-Alta Tecnologia | - 0,5093 [0,0000] | TCREF; JUROS (-1); ABIND (0, -1); HIATO (0, -1); [+] [+] [- , +] [+ , +] DCHINA; DBOLSO; DCOVID [-] [-] [-] |
| Químicos | - 0,3262 [0,0000] | IPCOM(-2); TCREF (-3); JUROS(-3); ABIND (-3) [-] [+] [-] [-] |
| Equipamentos elétricos | - 0,2454 [0,0000] | ABIND (0, -2); HIATO; DBOLSO [- , -] [+] [-] |
| Máquinas e equipamentos | - 0,7482 [0,0000] | JUROS (-3); HIATO; DCHINA [-] [+] [-] |
| Veículos automotores | - 0,3840 [0,0000] | HIATO (0, -1) [+ , +] |
| Equipamento de transporte | - 0,8439 [0,0000] | IPCOM (-2); TCREF (-1); JUROS (-1, -2); ABIND; HIATO (0, -1); [-] [+] [+ , -] [-] [+ , +] DCOVID; DCHINA [-] [-] |
| Alta Tecnologia | - 0,1783 [0,0000] | ABIND (-1, -2); HIATO; DBOLSO [- , -] [+] [-] |
| Farmacêutica | - 0,9412 [0,0000] | IPCOM (0, -1, -2, -3); JUROS; ABIND (0, -3); HIATO (-1); DBOLSO [- , - , - , -] [+] [- , -] [+] [-] |
| Informática e eletrônica | - 0,1030 [0,0000] | TCREF(-3); HIATO; DBOLSO [+] [+] [-] |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Eviews 11.

Para além da estimação dos efeitos de longo prazo, também são estimados os ajustamentos de curto prazo, via mecanismo de correção de erros (ECM), para os modelos ARDL propostos. Tais estimativas são relevantes, visto que os desequilíbrios de curto prazo podem ser vistos como um processo de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo, em que a velocidade de ajustamento pode ser mais rápida ou mais lenta, dependendo das características dos setores manufatureiros.

A Tabela 5 sistematiza os resultados ECM para os modelos ARDL estimados, bem como as variáveis que foram estatisticamente significantes para a dinâmica de curto prazo. Verifica-se que os sinais do Termo de Correção de Erro (ECM_{t-1}) são negativos e significativos em todos os modelos analisados. Todavia, as velocidades de ajustamentos das exportações setoriais se mostram bastante diferentes. Alguns setores possuem um ajuste bem rápido dos choques de curto prazo ao estado estável de longo prazo. Dentre eles, é possível listar os seguintes setores de baixa tecnologia: ALIMENTOS (76%), BEBIDAS (87%), FUMO (86%), IMPRESSÃO (71%) e DIVERSOS (95%), nos quais é necessário pouco mais de um trimestre para dissipar os efeitos dos choques de curto prazo sobre as exportações no longo prazo. Outros setores que também apresentam rápido ajustamento dos desequilíbrios de curto prazo são: MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS (75%) e EQUIPAMENTO DE TRANSPORTE (84%), de média-alta tecnologia; e FARMACEUTICO (94%), no segmento de alta intensidade tecnológica. Por outro lado, os setores de INFORMÁTICA E ELETRÔNICA (10%), TÊXTEIS (16%), MÓVEIS (24%), EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS (25%) e MADEIRA (26%) são aqueles que apresentam o retorno mais lento ao equilíbrio de longo prazo, já que os efeitos dos choques de curto prazo das variáveis levam mais de quatro trimestres para serem dissipados.

A Tabela 5 também permite avaliar os efeitos (sinais) das variáveis (e suas defasagens) que se mostram estatisticamente relevantes para explicar a dinâmica de curto prazo das exportações setoriais,

sinalizando desindustrialização. Neste sentido, novamente cabe ênfase aos efeitos negativos de curto prazo da valorização dos preços das *commodities* sobre os diversos setores da indústria de transformação brasileira, independentemente da intensidade tecnológica agregada. A exceção é o setor de PETRÓLEO E COQUE, cujos aumentos de preços do petróleo no mercado internacional ajudaram a elevar as exportações do referido setor no curto prazo.

Os efeitos positivos de uma taxa de câmbio depreciada no curto prazo também se mostram restritos a determinados setores, como FUMO, COURO, PAPEL E CELULOSE, MÓVEIS, DIVERSOS, PLÁSTICO E BORRACHA, QUÍMICOS, EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE e INFORMÁTICA E ELETRÔNICA. Nos demais setores, os efeitos do comportamento do câmbio real são negativos ou irrelevantes para justificar o desempenho exportador no curto prazo.

Já a taxa de juros apresenta efeitos negativos sobre as exportações de curto prazo, sinalizando prejuízo aos investimentos em capacidade produtiva dos seguintes setores: COURO, MADEIRA, MÓVEIS, DIVERSOS, MINERAIS NÃO-METÁLICOS, QUÍMICOS, MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS e EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE. O aumento do grau de abertura comercial impacta negativamente as exportações de curto prazo em um maior número de setores: ALIMENTOS, BEBIDAS, FUMO, COURO, MADEIRA, PAPEL E CELULOSE, MÓVEIS, DIVERSOS, PETRÓLEO E COQUE, PLÁSTICO E BORRACHA, METÁLICOS, QUÍMICOS, EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS, EQUIPAMENTO DE TRANSPORTE e FARMACÊUTICO, o que sugere que os mesmos tiveram que lidar com importações de bens finais mais competitivas, que acabaram por inibir a produção doméstica e as exportações. As evidências ainda apontam que o aumento do hiato do produto (desaceleração da economia doméstica) impacta negativamente, no curto prazo, apenas as exportações dos setores de ALIMENTOS. Nos demais setores, com destaque para os de conteúdo tecnológico mais elevado, nota-se que o sinal positivo estatisticamente significativo sinaliza que, no curto prazo, a desaceleração da economia acarretou em direcionamento da produção para o setor externo mediante exportações.

Vale sinalizar que choques associados seja ao contexto político, institucional ou pandêmico, representados pelas variáveis *dummies* utilizadas para estabilizar os modelos, se mostram relevantes para influenciar o desempenho exportador de diversos setores da indústria de transformação brasileira no curto prazo. Nestes termos, cabe destaque aos efeitos negativos da *dummy* CHINA, sobretudo, em setores de baixa intensidade tecnológica (BEBIDAS, TÊXTEIS, COURO, MADEIRA, PAPEL E CELULOSE, DIVERSOS), que passaram a lidar com a competição dos produtos chineses no mercado internacional, afetando também setores de média-alta tecnologia, como MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS e EQUIPAMENTO DE TRANSPORTE. Outras *dummies* com impactos negativos relevantes são as associadas ao contexto político-institucional de corrupção, incerteza e baixa credibilidade, que dificulta a formação de expectativas pelos agentes econômicos e prejudica a atividade produtiva. Nesta direção, as *dummies* da Operação Lava Jato e do Governo Bolsonaro apresentaram impactos desfavoráveis às exportações de curto prazo dos setores ALIMENTOS, FUMO, TÊXTEIS, IMPRESSÃO, MÓVEIS, METÁLICOS, EQUIPAMENTOS ELÉTRICOS, FARMACÊUTICO e INFORMÁTICA E ELETRÔNICA. Interessante notar que os efeitos adversos do contexto da pandemia da COVID-19 sobre as exportações se mostraram menos relevantes, afetando negativamente apenas as exportações do setor de EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE, ao passo que parece colaborar com as exportações no curto prazo de COURO, DIVERSOS e MINERAIS NÃO-METÁLICOS. Para os demais setores, a variável não se apresenta relevante para justificar o desempenho exportador no curto prazo, o que pode ser justificado pelo fato de que a pandemia ainda se encontra em curso e seus efeitos ainda não foram plenamente captados pela modelagem utilizada.

5. Considerações finais

Levando em consideração a importância da indústria para o crescimento econômico de um país no longo prazo e a heterogeneidade existente nos diversos setores da atividade industrial brasileira, o presente estudo teve como objetivo analisar a ocorrência de um possível processo de

desindustrialização no Brasil, com base na análise dos efeitos de curto e longo prazos de variáveis apontadas pela literatura como relevantes para explicar o desempenho exportador dos setores manufatureiros individuais e agrupados pelo fator de intensidade tecnológica.

Para tanto, foram estimados modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), a partir de dados trimestrais relativos ao período de 2002 a 2021, partindo da hipótese de que os diversos setores da indústria de transformação podem ser impactados de forma diferente pelas principais variáveis relacionadas às causas do processo de desindustrialização, a saber: índice de preços das *commodities*, taxa de câmbio real efetiva, taxa de juros, grau de abertura comercial e aquecimento do mercado doméstico.

As evidências obtidas para o longo prazo, em linhas gerais, indicam que a desindustrialização no Brasil não é um fenômeno homogêneo, visto que os choques das variáveis explicativas consideradas afetam de modo distinto e em magnitudes diferentes as exportações dos diversos setores da indústria de transformação conforme o grau de intensidade tecnológica envolvido. Ainda, cabe ressaltar que determinados setores, como IMPRESSÃO e PETRÓLEO E COQUE, não apresentaram evidências de desindustrialização em termos dos efeitos dos choques das variáveis analisadas neste estudo.

É possível enfatizar a maior abrangência de evidências de desindustrialização pelos efeitos da valorização dos preços das *commodities*, independentemente do conteúdo tecnológico envolvido nas exportações. Tal variável parece ser a mais relevante para sinalizar desindustrialização no caso brasileiro, o que corrobora a hipótese de reprimarização da economia ao longo dos anos 2000. Este resultado sugere o direcionamento de recursos produtivos para os setores primários, com prejuízo ao desenvolvimento industrial e, conseqüentemente, ao processo de crescimento econômico de longo prazo. Ainda, há que se destacar a importância da taxa de câmbio mais competitiva, das altas taxas de juros, do grau de abertura comercial e do aquecimento do mercado doméstico para explicar o menor desempenho de longo prazo, especialmente, dos setores com baixa intensidade tecnológica. No caso dos setores de média-baixa e média-alta tecnologia, os efeitos negativos daquelas variáveis não parecem ser sustentados no longo prazo. Ao contrário, em muitos deles, o contexto de apreciação cambial e de maior abertura comercial beneficiam as exportações no longo prazo pelo fato de que os mesmos são dependentes de peças e componentes importados, que se tornam mais baratos e colaboram para o aumento da competitividade no mercado internacional.

No curto prazo, os preços das *commodities* consistem na variável que melhor justifica a perda de relevância das exportações de diversos setores da indústria de transformação brasileira, sendo o resultado observado tanto para segmentos de baixa ou intensidade tecnológica mais elevada. Além dos preços das *commodities*, os juros elevados (obstáculo aos investimentos) e a abertura comercial (por meio da competição dos importados com a produção doméstica) apresentam efeitos mais robustos no curto prazo para explicar a perda de participação de certos setores nas exportações brasileiras. Finalmente, cabe destacar a importância de variáveis associadas ao contexto político e institucional vigente no período analisado, representadas pelas *dummies* da Operação Lava Jato e do Governo Bolsonaro, que refletem o baixo grau de confiança dos agentes econômicos nos fundamentos da economia brasileira, contribuindo, portanto, para a desindustrialização no país.

Referências

- ARAÚJO, E.; ARAÚJO, E.; PERES, S. C.; PUNZO, L. F. Revisitando a desindustrialização e o papel da heterogeneidade setorial: uma análise global para o período 1993-2018. Anais do 49º Encontro Nacional de Economia, 2021, Online. *Anais...* Online, 2021.
- BAER, W. **A Industrialização e o Desenvolvimento Econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 7a edição, 1988.
- BARROS, O.; PEREIRA, R. R. Desmistificando a Tese da Desindustrialização: Reestruturação da Indústria Brasileira em uma Época de Transformações Globais. In: BARROS, O.; GIAMBIAGI, F. (Orgs.) **Brasil Globalizado: o Brasil em um mundo surpreendente**. Rio de Janeiro: Elsevier, Cap. 9, p. 299-330, 2008.

BEZERRA, F. K. T. **Desindustrialização setorial brasileira na perspectiva do comércio exterior**. Dissertação (Mestrado em Economia), Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2021.

BONELLI, R. Industrialização e desenvolvimento. Notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil. Texto preparado para o seminário **Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento**, organizado pelo IEDI e FIESP, *Mimeo*, 2005.

BRESCHI, S.; MALERBA, F. Sectoral innovation systems: technological regimes, Schumpeterian dynamics, and spatial boundaries. In: EDQUIST, C. (Ed.). **Systems of innovation: technologies, institutions and organizations**. Abingdon: Routledge, 1997. p. 130–156.

BRESSER-PEREIRA, L.C. The Dutch Disease and Its Neutralization: a Ricardian Approach. **Revista de Economia Política**, v. 28, n.1, 2008.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. Existe doença holandesa no Brasil?. In: IV FÓRUM DE ECONOMIA DA FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, 2008, São Paulo. **Anais...** São Paulo, SP, 2008.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, v. 37, n. 2, p. 149-192, 1975.

CANO, W. A desindustrialização no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 21, n. Número Especial, p. 831–851, 2012.

COLOMBO, A. O.; FELIPE, E. S.; SAMPAIO, D. P. Desindustrialização relativa no Brasil: um balanço por intensidade tecnológica e setores da indústria de transformação no século XXI. **Revista de Economia**, v. 42, n. 79, p. 721-765, 2021.

FEIJÓ, C.A; CARVALHO, P.G; ALMEIDA, J.S.G. **Ocorreu uma desindustrialização no Brasil?**. São Paulo: IEDI, Novembro, mimeo, 2005.

GALINDO-RUEDA, F.; VERGER, F. **OECD taxonomy of economic activities based on R&D intensity**: OECD Science, Technology and Industry Working Papers No. 2016/04. Paris: OECD Publishing, 2016.

GELATTI, E.; CORONEL, D. A.; BARROS, F. C.; BOBATO, A. M.; GABBI, M. T. T. Desindustrialização no Brasil: uma análise à luz das exportações e importações (1997 a 2018). **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 1, n. 45, p. 234-258, 2020.

GOBI, J. R.; CASTILHO, M. L. O dinamismo da indústria de transformação e o crescimento econômico no Brasil no período de 1990 a 2013. **Acta Scientiarum. Human and Social Science**, v. 38, n. 2, p. 163-172, 2016.

HARAGUCHI, N. Patterns of structural change and manufacturing development. In: WEISS, J.; TRIBE, M. (Ed.). **Routledge Handbook of Industry and Development**. Abingdon : New York: Routledge, p. 38–64, 2016.

HAUKNES, J.; KNELL, M. Embodied knowledge and sectoral linkages: an input–output approach to the interaction of high- and low-tech industries. **Research Policy**, v. 38, n. 3, p. 459–469, 2009.

HIRSCHMAN, A. O. **The Strategy of Economic Development**. New Haven: Yale University Press, 1958.

IBGE. **Matriz de insumo-produto: Brasil: 2010**. Rio de Janeiro: Coordenação de Contas Nacionais, IBGE, 2016.

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

LALL, S. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. **Oxford Development Studies**, v. 28, n. 3, p. 337–369, 2000.

LAMONICA, M. T.; FEIJÓ, C. A. Crescimento e industrialização no Brasil: uma interpretação à luz das propostas de Kaldor. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 1, p.118-138, 2011.

LOURES, R.R; OREIRO, J.L; PASSOS, C.A.K. Desindustrialização: a crônica da servidão consentida. **Economia e Tecnologia**, Ano 2, v. 4, 2006.

MAFRA, R. F.; SILVA, J. A. Doença holandesa e desindustrialização no Brasil: de volta a um país primário-exportador? **Revista Pesquisa & Debate**, v. 28, n. 2, p. 52-74, 2017.

MARCONI, N.; BARBI, F. Taxa de câmbio e composição setorial da produção: sintomas de desindustrialização da economia brasileira. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas – Textos para discussão 255, setembro de 2010.

MARCONI, N.; ROCHA, M. Taxa de câmbio, comércio exterior e desindustrialização precoce – o caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, v. 21, n. Número Especial, p. 853–888, 2012.

MARQUETTI, A. Progresso Técnico, Distribuição e Crescimento na Economia Brasileira: 1955-1998. **Estudos Econômicos**, v. 32, n.1, 2002.

MONTEIRO, V. B.; PENNA, C. M. Diagnóstico para a desindustrialização do Brasil: doença holandesa ou custo Brasil? **Brazilian Journal of Development**, v. 7, n. 6, p. 58706-58733, 2021.

MORCEIRO, P. C. Desindustrialização na economia brasileira no período 2000-2011: abordagens e indicadores. São Paulo: Cultura Acadêmica, 2012.

MORCEIRO, P. C.; GUILHOTO, J. J. M. Desindustrialização setorial e estagnação de longo prazo da manufatura brasileira. *Working Paper Series* n. 2019-1.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do Comércio Brasil-China de Commodities e Produtos Industriais: Uma Aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.

NAKABASHI, L.; SCATOLIN, F. D.; CRUZ, M. J. V. da. Investimento, indústria e crescimento econômico brasileiro. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 07, p. 35 a 44, 2006.

NASSIF, A.; BRESSER-PEREIRA, L. C.; FEIJÓ, 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, 2017.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2, abr./jun. 2010.

OREIRO, J.L; MARCONI, N. Teses Equivocadas no Debate sobre Desindustrialização e Perda de Competitividade da Indústria Brasileira. **Rev. NECAT**, Florianópolis, Santa Catarina, Brasil. Ano 3, n. 5, jan./jun. de 2014.

PADRÓN, A. da R. S. Estimando novas funções de exportação para o Brasil (1990-2014). Dissertação (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, 2016.

PALMA, J. G. Four sources of deindustrialization and a new concept of the Dutch disease. In: Ocampo, J.A. (ed.) *Beyond Reforms*. Palo Alto (CA): Stanford University Press, 2005.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

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

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. **Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships**. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n. 3, pp. 289-326, 2001.

ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. **Deindustrialization: causes and implications**: Working Paper of the International Monetary Fund. Washington, D.C: IMF, 1997.

SONAGLIO, C. M.; ZAMBERLAN, C. O.; LIMA, J. E. de; CAMPOS, A. C. Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 347-372, 2010.

TREGENNA, F. Characterising deindustrialisation: an analysis of changes in manufacturing employment e output internationally. *Cambridge Journal of Economics*, n. 33, v. 3, p. 433-466, 2009.

UNIDO – UNITED NATIONS INDUSTRIAL DEVELOPMENT ORGANIZATION. **Industrial development report 2016: the role of technology and innovation in inclusive and sustainable industrial development**. Vienna: UNIDO, 2015.