

INDUSTRIALIZAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: EFEITOS DA INTERAÇÃO ENTRE A MANUFATURA E O INVESTIMENTO FIXO

Adriano Cristian Gewehr^a

Marcos Tadeu Caputi Lélis^b

^aEspecialista em Finanças Corporativas. Mestre e Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS). Porto Alegre, RS, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6031-0332>.

^bProfessor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Coordenador do curso de Especialização em Economia e Competitividade da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS). Porto Alegre, RS, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7465-8049>.

Recebido em 16/12/2020

Aceito em 16/05/2022

Received on 2020/12/16

Accepted on 2022/5/16

RESUMO: A pesquisa deste artigo avalia se os efeitos do setor manufatureiro sobre o crescimento econômico são potencializados pelos gastos em investimento. Estudos previamente explorados demonstraram a importância da manufatura ao crescimento; todavia, desconsideraram efeitos de *spillovers* da formação bruta de capital fixo em conjunto com a manufatura. Assim, esta pesquisa inova para a literatura pertinente ao considerar tal interação, e por fornecer possível interpretação alternativa para a baixa atividade econômica de algumas regiões. Utilizou-se o modelo dinâmico de dados em painel com estimador GMM-DIF, numa amostra com 119 países (96% do PIB mundial), observados de 1996 a 2016. Os resultados são consistentes com a teoria da mudança estrutural. Para cada alteração de 1% da participação manufatureira no PIB, estimou-se um aumento médio na taxa de crescimento do PIB per capita que pode variar de 0,30% a 0,81%, enquanto os valores da formação bruta de capital fixo transitam

Correspondência para: Adriano Cristian Gewehr
Contato: tenoacg@yahoo.com.br



entre a média e muito próximos do máximo da amostra. Confirmou-se, assim, o efeito *spillover* da acumulação de capital, aumentando os impactos da manufatura sobre o crescimento econômico da região. A importância da manufatura para o crescimento foi ratificada.

PALAVRAS-CHAVE: manufatura; formação bruta de capital fixo; investimento; crescimento econômico.

CLASSIFICAÇÃO JEL: O11; O14; O40.

INDUSTRIALIZATION AND ECONOMIC DEVELOPMENT: EFFECTS OF MANUFACTURING AND FIXED INVESTMENT INTERACTIONS

ABSTRACT: This research evaluates whether the effects of the manufacturing sector on economic growth are enhanced by investment spending. Previous studies have shown the importance of manufacturing to growth; however, they have disregarded spillover effects of gross fixed capital formation in conjunction with manufacturing. Thus, this study innovates the relevant literature by considering such interaction, and by providing possible alternative interpretations for the low economic activity of certain regions. It used the dynamic panel data model with GMM-DIF estimator in a sample with 119 countries (96% of world GDP), observed from 1996 to 2016. The results are consistent with structural change theory. For each 1% change in the manufacturing share of GDP, an average increase in the GDP per capita growth rate was estimated to range from 0.30% to 0.81%, while the gross fixed capital formation values ranged between the average and very close to the sample maximum. Thus, the spillover effect of capital accumulation was confirmed, increasing the impacts of manufacturing on the region's economic growth. The importance of manufacturing for growth was confirmed.

KEYWORDS: manufacturing; gross fixed capital formation; investment; economic growth.

INTRODUÇÃO

Os primeiros decênios do pós-guerra demonstraram ao mundo o poder de transformação da manufatura sobre a economia de uma nação. A manufatura moderna levou a profundas alterações estruturais nos países, provocando aumento sustentado no crescimento da produtividade do trabalho (BROADBERRY, 1995; NELSON; PACK, 1999). Com isso, observou-se melhora no estado de bem-estar da sociedade. Nesse sentido, quase nenhum país alcançou e sustentou alto padrão de vida sem investimento direcionado ao setor manufatureiro (HARAGUCHI; CHENG; SMEETS, 2017). Conforme Szirmai (2012), desde os anos 1950, não há exemplos importantes de sucesso de desenvolvimento econômico para países em desenvolvimento que não foram impulsionados pela manufatura.

Os estudos de Kaldor (1961, 1966, 1967) tornaram-se uma referência sobre como pensar nas fontes do crescimento econômico, associado à manufatura. A estrutura conceitual de seus estudos seminais definiu a base para postulados que, posteriormente, ficaram conhecidos como as Leis de crescimento de Kaldor (1966, 1967) – leis que atribuem à manufatura um papel crucial no crescimento e no desenvolvimento econômico de um país. Desde então, a validade de suas leis tem sido continuamente testada para diferentes conjuntos de países e recortes temporais.

A literatura recente que busca evidenciar a manufatura como impulsionador do crescimento econômico oferece uma série de evidências. Além dos trabalhos pioneiros de Kaldor (1966, 1967), pesquisas recentes como as de Cantore *et al.* (2017), Marconi, Reis e Araújo (2016) e McCausland e Theodossiou (2012) confirmaram a hipótese de que o setor manufatureiro continua sendo fundamental para o crescimento e o desenvolvimento econômico. Contudo, outras pesquisas, que também chegam às mesmas conclusões, demonstraram algumas variantes: i) o setor manufatureiro continua sendo o motor do crescimento para as economias em desenvolvimento (HARAGUCHI; CHENG; SMEETS, 2017; MARCONI; REIS; ARAÚJO, 2016; NECMI, 1999; SU; YAO, 2017; SZIRMAI, 2012); e ii) os efeitos potenciais da manufatura ao crescimento estariam diminuindo (GABRIEL; RIBEIRO, 2019; SZIRMAI; VERSPAGEN, 2015).

A questão que permanece a ser explorada nesse contexto é: os efeitos do setor manufatureiro sobre o crescimento econômico são potencializados a partir da interação com outra variável, em especial, a formação bruta de capital fixo (doravante FBCF)? Diferentemente dos estudos empíricos previamente explorados, que avaliam somente se a manufatura impacta positivamente o crescimento, esta pesquisa parte do pressuposto de que existe uma relação entre a FBCF e o setor manufatureiro. Essa relação ampliaria os efeitos do setor manufatureiro no crescimento econômico. A hipótese adjacente ao modelo desenvolvido (isto é, a de que existe tal relação) originou-se em face da concepção de que a FBCF proporciona, basicamente, ampliação da capacidade produtiva da

economia, ganhos de produtividade e alterações na demanda agregada. Portanto, esta pesquisa tem por objetivo avaliar se os efeitos do setor manufatureiro sobre o crescimento econômico são potencializados pela dinâmica da FBCF.

A pesquisa encontra justificativa no fato de que realiza esforços significativos para se avançar na literatura específica, que explica a relação entre crescimento econômico e o desempenho do setor manufatureiro, ao considerar a interação deste importante setor com outra variável da economia real. Portanto, inova para a literatura específica ao levar em conta tal interação no emprego do exercício econométrico, e, sendo assim, crê-se abrir mais uma interpretação para a baixa atividade econômica de algumas regiões, colaborando no entendimento acerca da dinâmica de crescimento econômico liderada pela manufatura e pela FBCF.

A seguir, apresenta-se uma revisão da literatura pertinente seguida de uma revisão empírica no tocante aos efeitos do setor manufatureiro sobre o crescimento econômico. Posteriormente, demonstra-se a metodologia estatística utilizada a partir de dados em painel, e na sequência são reportados os resultados obtidos. Por fim, são expostas as considerações finais da pesquisa.

1. ESTRUTURA CONCEITUAL

Ancorando-se na teoria de que a estrutura produtiva pode influenciar o crescimento, segundo Cimoli *et al.* (2009) e Kuznets (1957), esta seção é estruturada em duas subseções, que têm como objetivo, respectivamente, apresentar uma revisão teórica sobre a relevância da indústria de transformação para o crescimento econômico e caracterizar um conjunto de trabalhos empíricos contemporâneos sobre o tema, sendo possível, por meio deste exercício, demonstrar os avanços e as restrições da pesquisa nessa temática.

1.1. O SETOR MANUFATUREIRO E O CRESCIMENTO ECONÔMICO: OBSERVAÇÕES TEÓRICAS

Existem argumentos teóricos e empíricos consolidados na literatura a favor da manufatura como principal motor do crescimento econômico e, conseqüentemente, do desenvolvimento econômico (GABRIEL; RIBEIRO, 2019; HARAGUCHI; CHENG; SMEETS, 2017; SZIRMAI, 2012; SZIRMAI; VERSPAGEN, 2015). Cabe destacar devidamente tais argumentos: i) existência de correlação empírica entre o nível de industrialização e renda *per capita* (CANTORE *et al.*, 2017; KALDOR, 1966, 1967; MARCONI; REIS; ARAÚJO, 2016; MCCAUSLAND; THEODOSSIOU, 2012; PACHECO-LÓPEZ, 2014); ii) a produtividade é maior na manufatura do que na agricultura (CHENERY; ROBINSON; SYRQUIN, 1986; LEWIS, 1954; THIRLWALL, 2015); iii) a transferência de recursos da

manufatura para os serviços gera “doença de custos”, pois na medida em que a parcela do setor de serviços aumenta, o crescimento agregado *per capita* tenderá a desacelerar (BAUMOL, 1967; HARTWIG; KRÄMER, 2019); iv) o setor manufatureiro oferece melhores condições para acumulação de capital do que a agricultura nas economias emergentes (IBARRA; ROS, 2019; SZIRMAI; NAUDÉ; ALCORTA, 2013; WEISS, 2005); v) na manufatura há mais possibilidades para gerar economias de escala do que na agricultura e no serviço (CLARK, 2012; PONS-NOVELL; VILADECANS-MARSAL, 1999; WEISS, 2005); vi) o progresso tecnológico concentrar-se-ia na manufatura e partiria deste para outros setores (CHENERY; ELKINGTON, 1980; CLARK, 1940; CORNWALL, 1982; HAUSMANN; HWANG; RODRIK, 2007; JONES; OLKEN, 2005; KUZNETS, 1957); vii) efeitos de ligação e transbordamento são mais fortes na manufatura do que em outros setores (ARISTIZABAL-RAMIREZ; CANAVIRE-BACARREZA; RIOS-AVILA, 2015; BAHAR *et al.*, 2019; GRILICHES, 1979; GUERRIERI; MELICIANI, 2005; HIRSCHMAN, 1958; LÓPEZ-PUEYO; BARCENILLA-VISÚS; SANAÚ, 2008); e viii) com o aumento da renda *per capita*, a participação dos gastos com produtos agrícolas no total de gastos das famílias declina, ao passo que a participação dos gastos com itens manufaturados aumenta (ALMÁS, 2012; ALMÁS; JOHNSEN, 2018; ENGEL, 1857; LIANG; LONG, 2017; MATSUYAMA, 2019).

Nesse sentido, Nicholas Kaldor foi precursor na pesquisa sobre a importância do setor manufatureiro para a economia. Kaldor (1966, 1967) abriu caminhos para uma abordagem em que a manufatura seria o motor do crescimento econômico, fazendo constatações embrionárias acerca da existência de correlações empíricas entre o desenvolvimento do setor manufatureiro e o crescimento econômico. Tais regularidades empíricas, conhecidas por Leis de Kaldor, podem ser assim sintetizadas: i) quanto maior a taxa de crescimento da produção manufatureira, maior é a taxa de crescimento do PIB; ii) existência de uma relação determinística entre o crescimento da produção final do setor manufatureiro e o crescimento da produtividade desse setor (Lei de Verdoorn); e iii) o crescimento da produtividade do setor não-manufatureiro é positivamente correlacionado ao crescimento da produção do setor manufatureiro.

Para Hirschman (1958), o crescimento econômico é um processo dinâmico desequilibrado, em que os desequilíbrios sucessivos fazem emergir condições para o desenvolvimento dos setores. A estrutura produtiva é vinculada por meio de ligações para trás e para frente. A manufatura é o setor que fornece o maior potencial de produtividade utilizando-se de ligações para trás e para frente, as quais se espalham pela economia como um todo, estimulando o processo de crescimento econômico (CHENERY, 1960, 1979; HIRSCHMAN, 1958; LEWIS, 1954; NURKSE, 1953). As ligações intersetoriais do setor manufatureiro para trás e para

frente são mais fortes do que de outros setores, como por exemplo da agricultura e da mineração (CORNWALL, 1982; GUERRIERI; MELICIANI, 2005). Pesquisas recentes ratificaram as argumentações supracitadas desenvolvidas há 50 anos, fazendo contribuições adicionais para esta literatura (BAHAR *et al.*, 2019; HOEKMAN; SHEPHERD, 2017; MARIOTTI; NICOLINI; PISCITELLO, 2013).

O investimento em conhecimento tecnológico ou o aumento da eficiência em uma firma geram efeitos externos positivos para a economia (SZIRMAI, 2012). Caracterizados como positivos, pois melhoram a produtividade e atuam sobre o crescimento. Estes efeitos de transbordamento, os chamados *spillovers*, garantem que o crescimento não cesse (LÓPEZ-PUEYO; BARCENILLA-VISÚS; SANAÚ, 2008). Nesse sentido, pesquisas recentes surgiram evidenciando a existência variada de efeitos gerados pelos *spillovers*: a partir de pesquisa e desenvolvimento (ARISTIZABAL-RAMIREZ; CANAVIRE-BACARREZA; RIOS-AVILA, 2015; BAKHTIARI; BREUNIG, 2018) e a partir de investimento direto estrangeiro (MERLEVEDE; SCHOORS; SPATAREANU, 2014; XU; SHENG, 2012). Os mais importantes efeitos de *spillovers* nas economias modernas são os da manufatura, especialmente para o setor de serviços. A intensidade da acumulação de capital (físico e humano) afeta a capacidade do país de se beneficiar dos *spillovers*, que aumentam a produtividade total dos fatores e, por sua vez, o crescimento econômico (ARISTIZABAL-RAMIREZ; CANAVIRE-BACARREZA; RIOS-AVILA, 2015). Para as economias em desenvolvimento, o setor manufatureiro é o principal canal pelo qual elas realizam a absorção de inovações e melhorias da produtividade oriundas das economias avançadas (HAUSMANN; HWANG; RODRIK, 2007; JONES; OLKEN, 2005).

Segundo Park e Chan (1989), a manufatura é uma importante fonte de demanda por serviços modernos, como os financeiros, transporte e logística e serviços comerciais. Estes autores inclusive definiram que as relações entre manufatura e serviços são assimétricas: os serviços dependem mais da manufatura do que a manufatura dos serviços. Em outras palavras, o crescimento do setor manufatureiro impulsiona o crescimento do setor de serviços, e não o contrário (HOEKMAN; SHEPHERD, 2017; SU; YAO, 2017).

1.2. O SETOR MANUFATUREIRO E O CRESCIMENTO ECONÔMICO: ABORDAGEM EMPÍRICA

Esta seção revisa importantes estudos que buscaram apoiar empiricamente a literatura que sugere a mudança estrutural em direção à manufatura (CHENERY, 1960; CHENERY; ROBINSON; SYRQUIN, 1986; HERRENDORF; ROGERSON; VALENTINYI, 2014). O Quadro 1 abaixo sumariza cada pesquisa no tocante aos objetivos e à metodologia e, na sequência, discorre-se sobre os achados dos autores revisados.

Quadro 1 – Estudos empíricos revisados sobre os efeitos da manufatura no crescimento

Autores	Objetivos	Método	Amostra
Necmi (1999)	Avaliar se a manufatura atuou como motor do crescimento após anos 1970.	Regressão <i>cross section</i> via mínimos quadrados ordinários.	45 países em desenvolvimento de 1960 a 1994.
McCausland e Theodossiou (2012)	Mensurar se os retornos crescentes na produção da manufatura são os motores do crescimento.	Regressão de dados em painel com efeito fixo via mínimos quadrados generalizados.	Dois países em desenvolvimento e nove desenvolvidos de 1992 a 2007.
Marconi, Reis e Araújo (2016)	Avaliar o papel do setor manufatureiro e suas exportações no processo de desenvolvimento.	Regressão de dados em painel dinâmico.	32 países em desenvolvimento e 31 desenvolvidos de 1990 a 2011.
Haraguchi, Cheng e Smeets (2017)	Investigar se a importância da manufatura nos países em desenvolvimento mudou ou não.	Regressão de dados em painel com quatro painéis. *com dados da participação da manufatura no PIB; **com dados da participação do trabalho no PIB e no trabalho total.	*172 países de 1970 a 1990. **104 países de 1970 a 1990. *200 países de 1991 a 2012. **122 países de 1991 a 2012.
Su e Yao (2017)	Avaliar o papel do setor manufatureiro durante o estágio de desenvolvimento de renda média.	Testes de causalidade de Granger em longo prazo; Regressões <i>cross section</i> x dados em painel via método generalizado dos momentos.	158 países de 1950 a 2013.
Cantore <i>et al.</i> (2017)	Avaliar se a taxa de crescimento do valor agregado da manufatura afeta o crescimento do PIB e, caso positivo, qual é o <i>driver</i> .	Regressão de dados em painel via MGM (Método Generalizado dos Momentos) e LDMI (<i>log mean divisia index</i>).	45 países em desenvolvimento e 35 desenvolvidos de 1980 a 2010.
Gabriel e Ribeiro (2019).	Investigar como a manufatura afeta o crescimento econômico ao longo do tempo.	PVAR (<i>Panel Vector Autoregression</i>) em efeito fixo e estimação de função impulso resposta. Índice Hirschman Rasmussen.	115 países de 1990 a 2011.
Szirmai e Verspagen (2015)	Investigar se a contribuição da manufatura ao crescimento é mais forte do que a de outros setores.	Regressão de dados em painel.	67 países em desenvolvimento e 21 países desenvolvidos de 1950 a 2005

Fonte: Elaboração própria.

Necmi (1999) confirmou que a manufatura é o motor do crescimento para maioria dos países estudados, sustentando que: i) a taxa de crescimento da produção manufatureira foi a variável que determinou as taxas de produtividade e do emprego do setor; ii) economias de escala dinâmicas foram exibidas pelo setor manufatureiro; iii) quanto mais rápido o crescimento da produção manufatureira, mais rápida foi a transferência de mão de obra dos outros setores da economia para a manufatura, e mais rápido foi o crescimento da produtividade da economia nacional; e iv) o crescimento da manufatura foi o maior determinante da taxa de crescimento do PIB.

McCausland e Theodossiou (2012) demonstraram que o crescimento da produção manufatureira é um importante determinante do crescimento da produtividade e do PIB. Adicionalmente, constataram que o crescimento da produção dos setores não manufatureiros não impacta o crescimento da produtividade do país. O setor de serviços – apesar de seu tamanho crescente – não pode ser o motor do crescimento, inclusive para os países desenvolvidos.

Marconi, Reis e Araújo (2016) atestaram que aumentos na produção manufatureira levam a um aumento da produtividade do setor e a um maior crescimento econômico. Confirmaram isto inclusive para países desenvolvidos, algo extremamente relevante para a literatura atual, embora os efeitos tenham se mostrado maiores nas economias de renda média.

Haraguchi, Cheng e Smeets (2017) concluíram que as contribuições do valor agregado e do emprego no setor manufatureiro para o PIB e para o emprego mundial, respectivamente, não mudaram significativamente desde 1970. Dito em outras palavras, a importância da manufatura para o crescimento econômico não mudou desde 1970. Apenas ocorreu um deslocamento da indústria de transformação das tradicionais regiões manufatureiras para outras regiões específicas, aumentando, assim, a concentração do setor nestas novas regiões de destino.

Su e Yao (2017) evidenciaram que, durante o estágio de desenvolvimento de renda média, aumentos da participação do setor manufatureiro promovem a taxa bruta de poupança privada e aceleram o ritmo da acumulação tecnológica. Evidenciaram também que um declínio no crescimento da manufatura afeta negativamente o crescimento de todos os outros setores, tanto no curto quanto no longo prazo. E quando o setor manufatureiro enfraquece, a produtividade agregada diminui nas economias em desenvolvimento. Então, o fraco desempenho da manufatura e o desempenho relativamente forte dos serviços nestas economias, podem não ser um bom sinal para um crescimento sustentável de longo prazo. Cantore *et al.* (2017), por sua vez, concluíram que a manufatura ainda é o motor de crescimento. Contudo, nem todo dólar adicional para industrializar-se é importante para o desenvolvimento.

Gabriel e Ribeiro (2019) verificaram que a manufatura é o setor que impulsiona o crescimento econômico para os países em desenvolvimento. Além disso, também concluíram que o setor de serviços não possui capacidade análoga em tais economias. Contudo, destacaram que a manufatura estaria perdendo importância relativa neste papel via efeitos de ligações.

Szirmai e Verspagen (2015), por sua vez, apontaram um impacto positivo, mas moderado, da manufatura no crescimento. Contudo, os mesmos efeitos não se confirmam para o setor de serviços. Os efeitos manufatureiros foram mais fortes durante o período de 1970 a 1990. Algumas conclusões adicionais que merecem ser destacadas:

i) a manufatura é especialmente eficaz como estratégia de crescimento nas primeiras fases de desenvolvimento; ii) sempre há um bônus de atualização, indiferentemente do status de desenvolvimento do país – para cada 10% de aumento na industrialização, o bônus de recuperação do crescimento da economia aumenta em 2,5%.

O ponto em comum entre os estudos da literatura específica é o de que desconsideram potenciais efeitos de *spillovers* da FBCF em conjunto com a manufatura nas suas modelagens empíricas. Sendo a FBCF o indicador que mensura o esforço das empresas em aumentarem e/ou melhorarem os seus bens de capital, algumas inferências podem ser feitas a seu respeito: i) maiores níveis de investimentos geram mais emprego e renda e, conseqüentemente, expansão do nível de atividade; ii) é responsável por ampliar a oferta de uma parte importante do PIB; e iii) novas máquinas e equipamentos e/ou ampliação da infraestrutura modernizam a economia, causando ganhos de produtividades significativos, ampliando a tendência para crescimento econômico. Sendo assim, devido a sua dinâmica, considerá-la em especificação econométrica que vise explicar questões relacionadas ao crescimento torna-se crucial – inclusive para a compreensão da própria atividade econômica em si –, uma vez que é a partir da tomada de decisões, no que concerne aos investimentos fixos, que boa parte do desempenho da economia define-se no seu nível agregado.

2. METODOLOGIA, FONTES E TRATAMENTOS DOS DADOS

Esta seção visa caracterizar sinteticamente a metodologia empregada para cumprir com o objetivo proposto na pesquisa, além de indicar as fontes dos dados e descrever os tratamentos realizados neles. Assim, a presente seção divide-se em duas partes. Na primeira, especificam-se as variáveis selecionadas e suas respectivas fontes, além de uma breve caracterização da amostra, ao passo que, na segunda, descreve-se a técnica econométrica empregada de dados em painel.

2.1. VARIÁVEIS DO MODELO E CARACTERIZAÇÃO DA AMOSTRA

Para a especificação original, doravante (MOD.I), os dados obtidos contemplam um conjunto de 119 países¹ (85 países em desenvolvimento e 34 países desenvolvidos), com dados anuais de 1996 a 2016. Para os dois modelos alternativos, os quais têm o intuito

¹ Ver Apêndice A.

de verificação de robustez, doravante (MOD.II) e (MOD.III), a base contempla 112 países,² igualmente observados de 1996 a 2016.

Outro aspecto importante a ser destacado na amostra é o de que, embora os países selecionados representem em torno de 2/3 da quantidade de países no mundo, a seleção pode ser denominada estratégica, visto que o PIB destas nações representava aproximadamente 96% do PIB mundial em 2016. Esta caracterização é importante, pois qualifica a amostra, potencializando os resultados, uma vez que a variável a ser explicada é a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Na sequência, são descritas as variáveis:

- Taxa real de crescimento do PIB *per capita* ($CAP_{i,t}$) – é a variável dependente na regressão, disponível nas bases *World Development Indicators* (THE World Bank, 2019);
- Participação do valor adicionado do setor manufatureiro no PIB ($PAM_{i,t}$) – disponível nas bases *World Development Indicators* (THE WORLD BANK, 2019);
- Formação bruta de capital fixo ($IFBCF_{i,t}$) – mede o investimento fixo em bens de capital, em valores a dólar constante de 2010, convertida em logaritmo, disponível nas bases *World Development Indicators* (THE WORLD BANK, 2019);
- Grau de abertura comercial³ ($GAC_{i,t}$) – dada pela representatividade da soma das importações e das exportações de bens e serviços sobre o PIB, está disponível nas bases *World Development Indicators* (THE WORLD BANK, 2019);
- Estágio de desenvolvimento⁴ ($IREU_{i,t}$) – *proxy* para a diferença de padrão tecnológico entre duas regiões, sendo definida como $\log \left(\frac{Pib\ per\ capita\ EUA_t}{Pib\ per\ capita_{i,t}} \right)$, sendo PIB *per capita* a dólar constante de 2010, disponível nas bases *World Development Indicators* (THE WORLD BANK, 2019);
- Capacidade absorptiva de conhecimento convertido em produtividade⁵ ($ICAH_{i,t}$) – *proxy* constituída pelos anos de escolaridade da população, com uma taxa de retorno da educação sustentando-se nas estimativas da equação de Mincer (PSACHAROPOULOS, 1994), utilizada em logaritmo, disponível nas bases PWT9.1 (GRONINGEN GROWTH AND DEVELOPMENT CENTRE, 2019);

² O painel precisou ser balanceado pela ausência de observações da formação bruta de capital e do valor adicionado por trabalhador na indústria, sendo removidos os seguintes países: Malta, Bahrein, Kuwait, Costa do Marfim, Gâmbia, Gana e Níger.

³ Consultar Stojčić, Vojinić e Aralica (2018), Falvey, Foster e Greenaway (2012) e Christiaans (2008) para justificativa da inclusão.

⁴ Consultar Szirmai e Verspagen (2015), Aristizabal-Ramirez, Canavire-Bacarreza e Rios-Avila (2015), Xu e Sheng (2012), The World Bank (2008), López-Pueyo, Barcenilla-Visús, Sanaú (2008), Hausmann, Hwang e Rodrik (2007) e Jones e Olken (2005) para justificativa da inclusão.

⁵ Consultar Dias e Tebaldi (2012), Mastromarco e Ghosh (2009), Loko e Diouf (2009), Baldacci *et al.* (2008), Acemoglu, Johnson e Robinson (2005), Verspagen (1991) e Cohen e Levinthal (1989) para justificativa da inclusão.

- **Formação bruta de capital ($IFBC_{it}$)** – mede as despesas com acréscimos aos ativos fixos da economia mais variações líquidas no nível de estoques, em valores a dólar constante de 2010, convertida em logaritmo, disponível nas bases *World Development Indicators* (THE WORLD BANK, 2019);
- **Valor adicionado por trabalhador ($I\text{PRD}_{it}$)** – *proxy* para produtividade do trabalho, mede o valor agregado por unidade de insumo a dólares constantes de 2010, utilizada em logaritmo e disponível nas bases *World Development Indicators* do *The World Bank* (2019).

A Tabela 1 que segue sumariza as estatísticas descritivas das variáveis incluídas na especificação econométrica:

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variável	Estatística	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
CAP_{it}	<i>overall</i>		3,593	-36,829	24,376
	<i>between</i>	2,268	1,616	-0,852	8,581
	<i>within</i>		3,213	-33,709	22,195
PAM_{it}	<i>overall</i>		6,172	2,541	50,637
	<i>between</i>	14,474	5,715	4,845	37,258
	<i>within</i>		2,386	-15,791	27,853
$IFBC_{it}$	<i>overall</i>		2,149	17,162	29,033
	<i>between</i>	23,348	2,121	18,525	28,679
	<i>within</i>		0,393	21,792	25,024
GAC_{it}	<i>overall</i>		51,663	15,635	441,603
	<i>between</i>	83,258	49,794	24,056	367,503
	<i>Within</i>		14,471	-27,814	191,925
$I\text{REU}_{it}$	<i>overall</i>		1,553	-0,807	5,475
	<i>between</i>	2,144	1,554	-0,733	5,322
	<i>within</i>		0,134	1,438	2,803
$I\text{CAH}_{it}$	<i>overall</i>		0,307	0,052	1,337
	<i>between</i>	0,863	0,302	0,124	1,293
	<i>within</i>		0,058	0,659	1,132
$I\text{FBC}_{it}$	<i>overall</i>		2,130	18,246	29,150
	<i>between</i>	23,505	2,099	18,950	28,692
	<i>within</i>		0,416	19,036	25,485
$I\text{PRD}_{it}$	<i>overall</i>		1,313	6,245	13,434
	<i>between</i>	9,919	1,303	6,455	13,090
	<i>within</i>		0,197	8,855	10,875

Fonte: Elaboração própria, utilizando software Stata 16.

A escolha das variáveis se deu a partir da interpretação teórica e das evidências empíricas sobre sua relevância para o crescimento econômico. Nesse sentido, de forma geral optou-se por variáveis de controle que cobrem a qualidade da mão de obra, o padrão tecnológico relativo e a abertura para o exterior da economia. Além disso, como variável de interesse, caracteriza-se a representatividade da manufatura sobre o PIB total da economia, observando sua interação com a FBCF. Uma vez caracterizada a amostra, na próxima seção descreve-se a técnica estatística utilizada, além de que, considerando a composição do conjunto de variáveis, há a possibilidade de endogeneidade, e, portanto, já se aborda o tratamento adequado para tal problema estatístico.

2.2 MODELOS DINÂMICOS DE DADOS EM PAINEL E A ENDOGENIA PRESENTE NA ESPECIFICAÇÃO

Modelos econométricos qualificados como dinâmicos caracterizam-se por apresentarem a variável dependente defasada entre os regressores. Essa estrutura permite modelar efeitos persistentes, choques permanentes na série, e minimiza a correlação serial no termo “erro”. Nesse sentido, esse tipo de modelo torna-se adequado ao estabelecer como variável dependente a taxa de crescimento do PIB *per capita*, como proposto nesse trabalho. Ao considerar uma estrutura econométrica de dados em painel autorregressiva AR(1) com efeitos individuais, tem-se:

$$y_{it} = \gamma \cdot y_{it-1} + \mu_i + v_{it} \quad |\gamma| > 0 \quad e \quad t = 2, \dots, T \quad (1)$$

Em (1), γ é um escalar, $\mu_i \sim i.i.d(0, \sigma_\mu^2)$ e $v_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_v^2)$ independentes, enquanto y_{it} indica uma observação do país i no tempo t . Não obstante a essas propriedades estatísticas, torna-se evidente que o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o modelo descrito proporciona um problema de viés, devido à correlação entre a variável dependente defasada e o efeito específico individual $E(y_{it-1} \cdot \mu_i) \neq 0$, pois:

$$y_{it-1} = \gamma \cdot y_{it-2} + \mu_i + v_{it-1} \quad (2)$$

Ao se comparar as expressões (1) e (2), nota-se que y_{it} é função de μ_i , sendo y_{it-1} também função desse componente individual. Portanto, ao reconhecer que y_{it-1} , variável independente na expressão (1), é ortogonal com relação ao erro, identifica-se que o estimador de MQO é viesado e inconsistente, mesmo que os resíduos sejam não correlacionados serialmente.⁶ O método da variável instrumental fornece uma solução

⁶ Salienta-se que a simples transformação *within*, eliminando o efeito individual específico, não torna o estimador MQO consistente. Para maiores detalhes, ver Judson e Owen (1996).

para o problema da endogeneidade da variável explicativa. Anderson e Hsiao (1981) propõem estimar a equação (1) em primeiras diferenças, eliminando o efeito individual e estabelecendo a seguinte expressão:

$$\Delta y_{it} = \gamma \cdot \Delta y_{it-1} + v_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma \cdot (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1})$$

A importância de se empregar o “operador diferença” em comparação com a transformação *within* é que não se introduz o conjunto de realizações do resíduo ($v_{i,1}, v_{i,2}, \dots, v_{i,t}$) na equação transformada para o período t (BOND, 2002, p. 7).⁷ Percebe-se, porém, que $E[(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) \cdot (v_{it} - v_{i,t-1})] \neq 0$, tornando indispensável o emprego de variáveis instrumentais. Os instrumentos utilizados devem apresentar duas características: relevantes e válidos. Para isso, (1) deve ser correlacionada com os regressores endógenos ($\Delta y_{i,t-1}$), e (2) ortogonal ao resíduo estimado.

Anderson e Hsiao (1981) sugerem utilizar o estimador MQO em dois estágios, apontando $y_{i,t-2}$ ou $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ como possíveis instrumentos para $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$, pois qualquer uma das variáveis citadas apresentam as duas propriedades estatísticas definidas anteriormente como essenciais. Assim, fixando $T = 3$ e estabelecendo $y_{i,t-2}$ como instrumento, tem-se que $y_{i,t-2}$ está correlacionado com $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$, mas não com $(v_{i,t-1} - v_{i,t-2})$.⁸

Arellano e Bond (1991) recomendam uma ampliação de eficiência no estimador desenvolvido por Anderson e Hsiao (1981) para modelos dinâmicos de dados em painel quando se utilizam instrumentos adicionais. Esses instrumentos extras são alcançados ao se explorar todas as possíveis condições de ortogonalidade encontradas entre os valores defasados da variável dependente ($y_{i,t}$) e os resíduos ($v_{i,t}$) da equação a ser estimada. Por isso, apontam a necessidade de se utilizar todas as defasagens em níveis das variáveis endógenas como instrumento para estimação da equação em primeira diferença. Esses autores sugerem também utilizar o Método Generalizado dos Momentos (MGM), ao invés do MQO em dois estágios.⁹ Por consequência, o estimador proposto por Arellano e Bond (1991) é caracterizado na literatura como GMM-DIF.

⁷ Esse conjunto de realização está contemplado na média *within* do termo “erro”.

⁸ Lembrando que essa especificação só pode ser utilizada quando $T > 3$

⁹ A opção pela utilização do estimador MGM, em comparação com o de Mínimos Quadrados Ordinários em dois estágios, se faz pela presença de resíduos estimados e não homocedasticidade. Segundo Baum, Schaffer e Stillman (2003), o estimador MGM é mais eficiente que o estimador MQO em dois estágios na presença de heterocedasticidade nos resíduos estimados. No entanto, segundo Hayashi (2000), o custo de se utilizar o estimador MMG é a necessidade de grandes amostras, o que não se torna uma barreira para o exercício estatístico sugerido. Para maiores detalhes sobre o estimador MGM, ver Wooldridge (2010).

A elevação no número de instrumentos proposto por Arellano e Bond (1991) gera uma redução significativa nos graus de liberdade. Para contornar esse problema, os autores recomendam um modelo MGM caracterizado sob forma de um sistema de equações. Aponta-se uma equação para cada unidade temporal, sendo que os instrumentos aplicados são diferentes. Nesse sentido, quanto mais distante no tempo, chega-se a um conjunto maior de instrumentos disponíveis.¹⁰

Ao se observar as variáveis sugeridas no modelo estatístico a ser estimado, nota-se um conjunto de regressores não estritamente exógenos, além da variável dependente defasada. Algumas variáveis propostas como independentes podem ser correlacionadas com os valores passados, presente ou futuro de v_{it} . As variáveis PAM_{it} , GAC_{it} , $IREU_{it}$ e a interação ($PAM_{it} * IFBCF_{it}$) são definidas como não estritamente exógenas pela forma como são construídas. Já a endogenia de $IFBCF_{it}$ ocorre pela dificuldade de se estabelecer causalidade entre o crescimento do PIB *per capita* e as decisões de investimento das empresas. Com isso, afirma-se que parte substancial das decisões de investimento são induzidas pela atividade econômica. Portanto, além da variável dependente defasada ser considerada endógena, a construção do modelo sugerido define outras variáveis com essa característica: PAM_{it} , GAC_{it} , $IREU_{it}$, ($PAM_{it} * IFBCF_{it}$) e $IFBCF_{it}$.

Percebe-se, assim, que a variável $ICAH_{it}$ pode ser definida como estritamente exógena na especificação. Por fim, cabe destacar que a estrutura da especificação impõe dar o devido tratamento às variáveis como sendo endógenas. Dito em outras palavras, o modelo contém endogenia e nesta pesquisa é controlado para este problema. Por vezes, em alguns trabalhos, este problema não é percebido, tampouco analisado. Na próxima seção, discutem-se os resultados alcançados.

3. A INTERAÇÃO ENTRE MANUFATURA E A FBCF: RESULTADOS ENCONTRADOS

Esta seção tem como objetivo apresentar os resultados estatísticos para o modelo proposto neste trabalho. Todavia, ao se estabelecer um número de 21 anos na dimensão temporal do modelo de dados de painel sugerido, é importante testar a estacionariedade das séries utilizadas. Para isso, foram aplicados os testes de Harris e Tzavalis (1999) e Levin, Lin e Chu (2002), os quais apontaram para o fato de que algumas séries são não

¹⁰ Apesar da solução proposta por Arellano e Bond (1991), os modelos de dados em painel dinâmico sofrem com o problema da proliferação de instrumentos. Assim, ao se comparar o estimador GMM-DIF com o proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) (GMM-SYS), nota-se uma elevação significativa no número de instrumentos. Esses últimos autores sugerem a inclusão de todas as defasagens possíveis da variável endógena em nível e em diferença. Por consequência, afirmam que o GMM-SYS é mais eficiente que o GMM-DIF para painéis com n reduzido. No caso da amostra proposta, chega-se a um horizonte temporal de 21 anos, levando a opção de se utilizar o estimador GMM-DIF.

estacionárias.¹¹ Torna-se importante observar a existência de cointegração entre as séries empregadas no exercício estatístico sugerido. Os testes aplicados foram de Kao (1999), Pedroni (2004) e Westerlund (2005). Não se rejeita, em nenhum dos testes apontados, a existência de cointegração.¹² Assim, é possível estimar o modelo indicado com as séries em nível. A Tabela 2 caracteriza as estatísticas estimadas pelo estimador de Arellano e Bond (1991). É importante lembrar que a escolha desse estimador vis-à-vis o estimador de Blundell e Bond (1998), como já comentado anteriormente, foi motivada pela proliferação dos instrumentos.

Tabela 2 – Estatísticas estimadas do modelo dinâmico Arellano e Bond (GMM-DIF) com resíduos robustos para a interação

Variáveis	MOD.I		MOD.II		MOD.III	
	Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z
CAP_{it}						
CAP_{it-1}	0,147***	3,20	0,149***	3,31	0,117***	2,75
CAP_{it-2}	-0,097***	-3,74	-0,101***	-3,74	-0,116***	-4,06
GAC_{it}	0,023**	2,52	0,0159	1,37	0,021*	1,75
$ICAH_{it}$	-2,178	-0,64	-3,244	-0,90	-5,062	-1,28
$IREU_{it}$	5,525***	3,20	7,523***	3,67	8,316***	4,27
PAM_{it}	-2,156***	-2,66	-1,51**	-1,98	-1,936*	-1,82
$IPRD_{it}$			1,778**	2,34		
$IFBCF_{it}$	0,982	1,25	1,894*	1,91		
$IFBCF_{it} * PAM_{it}$	0,105***	2,87	0,077**	2,30		
$IFBC_{it}$					2,438**	2,33
$IFBC_{it} * PAM_{it}$					0,096**	2,05
<i>Efeito Interação Médio – PAM_{it} com $\overline{IFBCF_{it}}$ e PAM_{it} com $\overline{IFBC_{it}}$</i>						
$PAM_{it} + (PAM_{it} * IFBCF_{it})$	0,302***	3,12	0,306***	3,54		
$PAM_{it} + (PAM_{it} * IFBC_{it})$					0,322***	3,40
<i>Testes</i>						
<i>Arellano e Bond</i>						
$AR(1)$	-4,70***		-4,48***		-4,42***	
$AR(2)$	-0,16		-0,29		-0,19	
<i>Teste Hansen χ^2</i>		117,55		111,07		110,73

Notas: As estatísticas z são calculadas com base nos erros padrão robustos *clusterizados*. (***) $p < 0,01$, (**) $p < 0,05$, (*) $p < 0,1$. MOD.I é a especificação principal. MOD.II e MOD.III são especificações alternativas para verificação de robustez.

Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.

Ao se examinar os testes estatísticos no modelo dinâmico, torna-se importante caracterizar: i) o teste de autocorrelação de Arellano e Bond; e ii) o teste de Hansen,¹³ o qual estabelece a validade dos instrumentos. No caso da especificação principal (MOD.I),

¹¹ As estatísticas estimadas estão nas Tabelas B1 e B2 do Apêndice B.

¹² As estatísticas estimadas estão na Tabela B3 do Apêndice B.

¹³ O teste de Hansen, em comparação com o de Sargan, é mais apropriado para resíduos heterocedásticos.

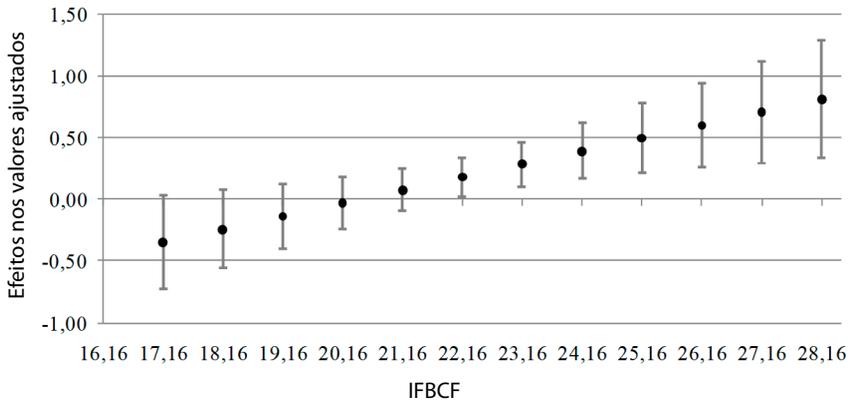
não se rejeita a autocorrelação de 1ª ordem nos resíduos, sendo os instrumentos propostos válidos. Nesse sentido, conclui-se pela robustez dos resíduos estimados e pela relevância dos instrumentos utilizados. Estende-se esta inferência para as especificações alternativas (MOD.II e MOD.III), designadas para verificação de robustez.

No que tange às variáveis de controle inclusas na especificação principal, as quais refletem o impacto da abertura comercial do país e seu estágio tecnológico, os sinais dos seus parâmetros se comportam de acordo com a abordagem teórica. É interessante notar que foram necessárias duas defasagens na variável da taxa de crescimento do PIB *per capita* ($CAP_{i,t}$) para se atingir o ajuste ideal nos resíduos estimados: a primeira defasagem com sinal positivo e a segunda defasagem com sinal negativo. É importante lembrar que esse comportamento poderia ser esperado, uma vez que a variável dependente é mensurada como taxa de crescimento. Isto é, essa construção com duas defasagens e os sinais dos parâmetros estimados estabelecem uma dinâmica cíclica para $CAP_{i,t}$, observado nas séries medidas em taxas. Assim, os resultados estimados para os termos defasados corroboram o ajuste do modelo principal (MOD.I) aos dados originais. Adicionalmente, verifica-se isto nas especificações alternativas (MOD.II e MOD.III).

É válido lembrar que o efeito da variável de interesse do modelo estatístico proposto (MOD.I), a participação do setor manufatureiro no PIB ($PAM_{i,t}$), leva em consideração a interação com a formação bruta de capital fixo ($IFBCF_{i,t}$). Ao construir essa variável de interação, a interpretação das variações de $PAM_{i,t}$ sobre $CAP_{i,t}$ não são diretamente observadas no parâmetro estimado. Com isso, a $\partial CAP_{i,t} / \partial PAM_{i,t}$ deve contemplar os parâmetros e as variâncias estimadas associadas a $PAM_{i,t}$ e da interação $PAM_{i,t} * IFBCF_{i,t}$). Esse parâmetro, ademais, irá variar de acordo com o valor de $IFBCF_{i,t}$. Nesse sentido, ao considerar o valor médio ($i;t$) de $IFBCF_{i,t}$ para amostra completa (\$23,35),¹⁴ chega-se em um parâmetro estimado de 0,302, com significância estatística a 1%. Ou seja, a cada alteração de 1 ponto percentual em $PAM_{i,t}$, a taxa de crescimento do PIB *per capita* eleva-se em 0,30%, considerando a $IFBCF_{i,t}$ igual a \$23,35 (média da amostra). Não obstante, destaca-se que quando adicionado um controle no tocante à produtividade do trabalho (MOD.II), o efeito em questão mantém-se significativo e diverge muito pouco em termos de tamanho. Analogamente, para o MOD.III, em que se substitui o investimento fixo pela formação bruta de capital, o efeito também é muito próximo ao da especificação principal. Com efeito, no Gráfico 1, é possível estabelecer o comportamento do efeito de $PAM_{i,t}$ sobre $CAP_{i,t}$ variando os valores de $IFBCF_{i,t}$ na especificação principal:

¹⁴ É importante lembrar que os valores da FBCF estão em logaritmo.

Gráfico 1 – Efeitos marginais médios da manufatura de acordo com a FBCF ao intervalo de confiança de 95% para a especificação MOD.I



Nota: No eixo x, valores para formação bruta de capital fixo a dólares constantes de 2010 em log.
Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.

Nota-se um comportamento de que, à medida que se eleva a $IFBCF_{it}$, o efeito de PAM_{it} cresce. Adicionalmente, percebe-se um mínimo de $IFBCF_{it}$ para que o efeito de PAM_{it} sobre CAP_{it} seja positivo.

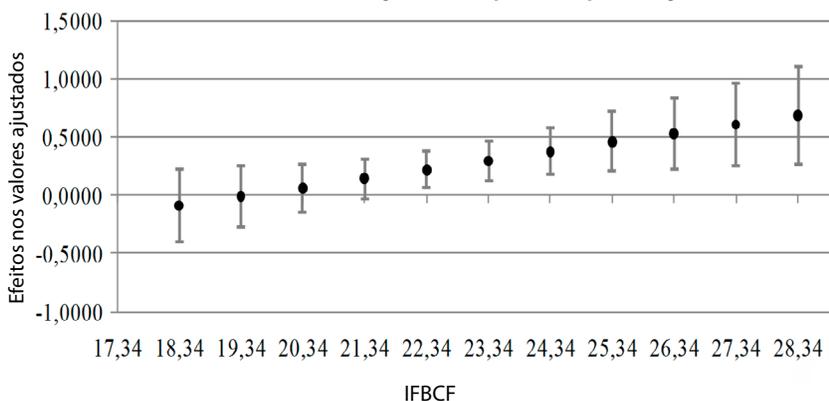
Com uma $IFBCF_{it}$ de \$22,16, as alterações em PAM_{it} são significativas ao nível de 5% nas explicações de CAP_{it} . Contudo, destaca-se que, a partir de uma $IFBCF_{it}$ de \$23,16, as alterações em PAM_{it} para explicação de CAP_{it} são sempre significativas ao nível de 1%. Salienta-se, todavia, que na amostra de 119 países utilizada nesse exercício, em 2016, apenas nove países¹⁵ tinham uma $IFBCF_{it}$ inferior ao ponto em que se perde a significância estatística. Ou seja, a maioria dos países, no último ano da amostra, apresenta relação estatisticamente significativa para interação. Por consequência, afirma-se que a significância estatística alcançada na interação entre PAM_{it} e a $IFBCF_{it}$ é o caso geral.

Ao analisar o caso em que a $IFBCF_{it}$ começa a ser significativa (\$22,16), estima-se um efeito médio de PAM_{it} sobre CAP_{it} de 0,18%, podendo chegar a 0,34% (limite superior do intervalo de confiança ao nível de significância de 5%). Por sua vez, ao caracterizar uma $IFBCF_{it}$ de \$28,16 – o nível máximo de $IFBCF_{it}$ na amostra é de \$29,03 –, estima-se um efeito médio de 0,81%, podendo chegar a 1,28% (limite superior do intervalo de confiança ao nível de significância de 1%). Desta maneira, torna-se indispensável contextualizar que o efeito vai se potencializando: quando a $IFBCF_{it}$ transita de \$22,16 para \$28,16, o efeito da manufatura sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* é quadruplicado.

¹⁵ Burundi, República Centro-Africana, Reino de Essuatini, Gâmbia, Malawi, Togo, Barbados, Belize, Fiji.

Os próximos dois gráficos (Gráficos 2 e 3) expressam tal análise para os modelos alternativos que buscam verificar robustez:

Gráfico 2 – Efeitos marginais médios da manufatura de acordo com a FBCF ao intervalo de confiança de 95% para a especificação MOD.II

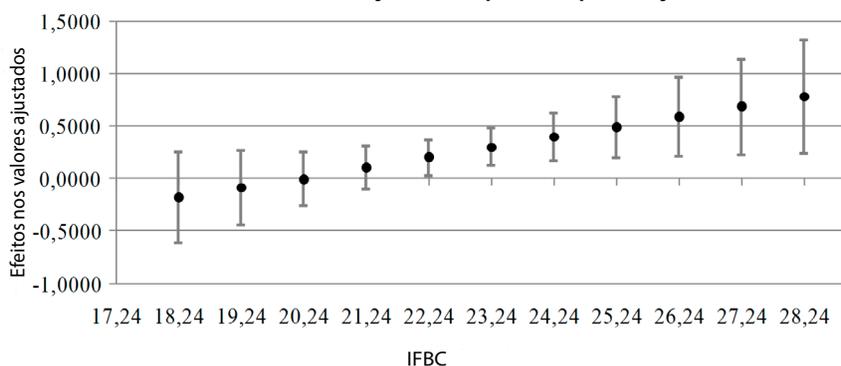


Nota: No eixo x, valores para formação bruta de capital fixo a dólares constantes de 2010 em log.

Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.

A partir de uma $IFBCF_{it}$ de \$22,34, as alterações em PAM_{it} são sempre significativas ao nível de 1%. Neste primeiro ponto de significância estatística, o efeito médio de PAM_{it} sobre CAM_{it} é de 0,22%, podendo chegar a 0,68% com uma $IFBCF_{it}$ de \$28,34.

Gráfico 3 – Efeitos marginais médios da manufatura de acordo com a FBCF ao intervalo de confiança de 95% para a especificação MOD.III



Nota: No eixo x, valores para formação bruta de capital fixo a dólares constantes de 2010 em log.

Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.

A partir de uma formação bruta de capital de \$22,24, as alterações em PAM_{it} são sempre significativas ao nível de 1%. Neste primeiro ponto de significância estatística, o efeito médio de PAM_{it} sobre CAM_{it} é de 0,20%, podendo chegar a 0,78% com uma $IFBC_{it}$ de \$28,34. Destaca-se que em ambos os modelos alternativos, o comportamento dos efeitos médios é análogo ao da especificação original.

Assim, em geral, países que apresentam gastos com investimento elevados ampliam os efeitos positivos da manufatura na taxa de crescimento do PIB *per capita*. Confirma-se, por consequência, o efeito *spillover* da acumulação de capital, aumentando os impactos da manufatura sobre o crescimento econômico da região. Nesse sentido, as evidências empíricas apresentadas corroboram a importância do setor manufatureiro para o crescimento econômico e aprofundam seus resultados ao propor uma interação com a FBCF.

Os modelos tradicionais não forneceram explicação suficiente para a existência de diferenças nas taxas de crescimento da renda *per capita* entre os países. Conforme Thirwall (1987) e Kaldor (1966, 1967) alertaram, em modelos como o de Solow (1956), não é destacado nenhum setor. Não obstante, os modelos de crescimento endógeno (cf. JONES, 2000; LUCAS JUNIOR, 1988; ROMER, 2012) também são indiferentes aos setores da economia.

Os resultados encontrados demonstram o quanto a manufatura pode aumentar a taxa da renda *per capita* e impulsionar o crescimento econômico de uma nação, quando associada ao aumento do investimento fixo. Neste caso, os efeitos médios desse setor para as economias são expressivos. Isto vem ao encontro da abordagem estruturalista, e, inclusive, corrobora a estudos os quais evidenciaram que os países de uma determinada região que intensificaram sua industrialização cresceram mais rapidamente que países de outra região (WANG; WEN, 2018; MARCONI; REIS; ARAÚJO, 2016; RODRIK, 2016; SZIRMAI; VERSPAGEN, 2015; FREEMAN; SOETE, 1997; CORNWALL, 1982). No tocante ao canal de transmissão, se por um lado o aumento da participação da manufatura no PIB traz ganhos de produtividade, por outro, o investimento fixo gera renda no curto prazo e aumenta a produtividade, além de ampliar a oferta no longo. Não obstante, tangencia-se nos resultados a importância do progresso tecnológico para o crescimento, bem como da ampliação da capacidade produtiva via investimento para o desenvolvimento.

Para Szirmai e Verspagen (2015), apesar de impactos positivos da indústria de transformação sobre o crescimento, este setor estaria reduzindo gradativamente seus efeitos diretos sobre o crescimento das nações. Contudo, recorda-se que as pesquisas revisadas não exploraram se o investimento fixo poderia impulsionar os impactos deste setor para a economia (em interação), algo que poderia redirecionar alguns argumentos no sentido de que este setor estaria perdendo força e importância nas últimas décadas.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diversos autores evidenciaram a importância da manufatura ao crescimento econômico dos países sob diferentes aspectos ao longo de meio século de pesquisa dedicada a isto. A revisão empírica realizada detectou que, apesar desta constatação, a relação entre a FBCF e a manufatura não é contemplada. Partiu-se do pressuposto de que tal relação não só existe como também potencializa os efeitos positivos do setor manufatureiro para o crescimento econômico, uma vez que os gastos com investimento proporcionam ampliação da capacidade produtiva da economia, ganhos produtividade e alterações na demanda agregada. Portanto, esta pesquisa inova e adiciona uma nova página para a literatura específica, ao avaliar se os efeitos do setor manufatureiro sobre o crescimento econômico são potencializados pelos gastos com investimento.

A interpretação das estatísticas estimadas no modelo proposto, o qual, lembrando, atua sobre uma amostra de países que detinham 96% do PIB mundial em 2016, revelou que a cada alteração de 1 ponto percentual da participação do setor manufatureiro no PIB, a taxa de crescimento do PIB *per capita* eleva-se em 0,30%, considerando uma FBCF igual a \$23,35 (média geral da amostra). Na medida em que a FBCF transita para \$28,16, muito próximo ao seu valor máximo na amostra, tem-se que para cada alteração de 1 ponto percentual da participação do setor manufatureiro no PIB, a taxa de crescimento do PIB *per capita* eleva-se em 0,81%, podendo chegar a 1,28% (limite superior do intervalo de confiança ao nível de significância de 1%). Desta maneira, é possível perceber que, quando o país eleva os gastos em investimento, o efeito positivo do seu setor manufatureiro para o crescimento da economia se potencializa. Como demonstrado nos resultados, a formação bruta de capital fixo pode fazer com que o efeito médio da participação do setor manufatureiro na taxa de crescimento do PIB *per capita* seja quadruplicado.¹⁶ Essas constatações assumem especial importância, visto que a variável dependente selecionada para o modelo é a taxa de crescimento do PIB *per capita*, e não simplesmente a taxa de crescimento do PIB. Confirmou-se, assim, o efeito *spillover* da acumulação de capital, aumentando os impactos da manufatura sobre o crescimento econômico da região. Nesse sentido, as evidências empíricas aqui apresentadas, além de corroborarem a importância do setor manufatureiro para o crescimento econômico, aprofundam os resultados a partir da proposição de uma interação com a FBCF. Além disso, os resultados são consistentes com a teoria da mudança estrutural, a qual prevê que a matriz produtiva importa e que a composição da demanda é relevante para o crescimento econômico.

Conjectura-se, nesse sentido, que a pesquisa fornece possível interpretação alternativa para regiões com baixa atividade econômica. Para exemplificar, cita-se o caso da América Latina: conforme os dados disponíveis do *The World Bank* (2019), dentre as

¹⁶ Os mesmos efeitos são alcançados quando a variável dependente é substituída pela taxa de crescimento do PIB (tamanho da economia), atestando assim, a robustez dos achados.

principais economias latino-americanas, Brasil e Argentina apresentam uma tendência histórica de queda, ano após ano, da participação do setor manufatureiro no PIB, ao passo que México mantém estagnado tal indicador. Adicione-se a isto um declínio na FBCF para Brasil e Argentina e uma estagnação para o México. Não por acaso, tais países vêm apresentando – especialmente após 2010 – taxas de crescimento da atividade econômica decrescentes, quando não negativas. Em particular, o Brasil chega a 2019 com uma redução da participação manufatureira no PIB de 3,3%, quando comparada a 2010 (atualmente, menos de 10% do PIB brasileiro é gerado pela manufatura). Além disso, chega a 2019 com uma redução de 15% da FBCF¹⁷, quando comparada a 2010. Assim, de acordo com os resultados desta pesquisa – os quais revelaram que quanto maior for a FBCF, maior será o efeito positivo da manufatura para o crescimento do PIB *per capita* –, a maior economia da região caracteriza-se por um cenário altamente desafiador para o crescimento.

Para uma maior contribuição a esta literatura, sugere-se uma avaliação mantendo a interação da FBCF com a manufatura, mas diferenciando os efeitos desta interação por nível de desenvolvimento (ou de renda) dos países e por região, ajustando, assim, os resultados a cada realidade. Em particular, cita-se a relevância de se realizar tal exercício com o setor manufatureiro desagregado, identificando, desta forma, quais são os setores industriais que possuem a maior capacidade de potencializar o crescimento de cada região.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. N. (Eds.). *Handbook of economic growth*. Amsterdam: North Holland, 2005. p. 385-472, v. 1A.
- ALMÁS, I. International income inequality: Measuring PPP bias by estimating Engel curves for food. *American Economic Review*, v. 102, n. 2, p. 1093-1117, 2012.
- ALMÁS, I.; JOHNSEN, Å. A. The cost of a growth miracle – reassessing price and poverty trends in China. *Review of Economic Dynamics*, v. 30, p. 239-264, 2018.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, v. 76, n. 375, p. 598-606, 1981.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

¹⁷ Medida a dólares constante de 2010

- ARISTIZABAL-RAMIREZ, M.; CANAVIRE-BACARREZA, G.; RIOS-AVILA, F. Revisiting the effects of innovation on growth: A threshold analysis. *Applied Economics Letters*, v. 22, n. 18, p. 1474-1479, 2015.
- BAHAR, D. *et al.* Export take-offs and acceleration: Unpacking cross-sector linkages in the evolution of comparative advantage. *World Development*, v. 117, p. 48-60, 2019.
- BAKHTIARI, S.; BREUNIG, R. The role of spillovers in research and development expenditure in Australian industries. *Economics of Innovation and New Technology*, v. 27, n. 1, p. 14-38, 2018.
- BALDACCI, E. *et al.* Social spending, human capital, and growth in developing countries. *World Development*, v. 36, n. 8, p. 1317-1341, 2008.
- BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *The Stata Journal*, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.
- BAUMOL, W. J. Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis. *The American Economic Review*, v. 57, n. 3, p. 415-426, 1967.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. R. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BOND, S. R. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, v. 1, n. 2, p. 141-162, 2002.
- BROADBERRY, S. N. Comparative productivity levels in manufacturing since the Industrial Revolution: Lessons from Britain, America, Germany and Japan. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 6, n. 1, p. 71-95, 1995.
- CANTORE, N. *et al.* Manufacturing as an engine of growth: Which is the best fuel? *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 42, p. 56-66, 2017.
- CHENERY, H. B. Patterns of industrial growth. *The American Economic Review*, v. 50, n. 4, p. 624-654, 1960.
- CHENERY, H. B. *Structural change and development policy*. Oxford: Oxford University Press, 1979.
- CHENERY, H. B.; ELKINGTON, H. *Structural change and development policy*. Oxford: Oxford University Press, 1980.
- CHENERY, H. B.; ROBINSON, S.; SYRQUIN, M. (Eds.). *Industrialization and growth: A comparative study*. Oxford: Oxford University Press, 1986.
- CHRISTIAANS, T. International trade and industrialization in a non-scale model of economic growth. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 19, n. 3, p. 221-236, 2008.
- CIMOLI, M. *et al.* Institutions and policies shaping industrial development: An introductory note. In: CIMOLI, M.; DOSI, G.; STIGLITZ, J. E. (Eds.). *Industrial policy and development: The political economy of capabilities accumulation*. Oxford: Oxford University Press, 2009. p. 19-38.
- CLARK, C. *The conditions of economic progress*. London: MacMillan, 1940.
- CLARK, D. P. Scale economies and trade. *Applied Economics Letters*, v. 19, n. 10, p. 965-968, 2012.
- COHEN, W. M.; LEVINTHAL, D. A. Innovation and learning: The two faces of R&D. *The Economic Journal*, v. 99, n. 397, p. 569-596, 1989.

- CORNWALL, J. *Modern capitalism: Its growth and transformation*. London: Routledge, 1982.
- DIAS, J.; TEBALDI, E. Institutions, human capital, and growth: The institutional mechanism. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 23, n. 3, p. 300-312, 2012.
- ENGEL, E. Die productions-und consumtionsverhältnisse des königreichs sachsen. *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministeriums des Innern*, v. 8, n. 9, p. 1-54, 1857.
- FALVEY, R.; FOSTER, N.; GREENAWAY, D. Trade liberalization, economic crises, and growth. *World Development*, v. 40, n. 11, p. 2177-2193, 2012.
- FREEMAN, C.; SOETE, L. *The economics of industrial innovation*. 3. ed. Cambridge: The MIT Press, 1997.
- GABRIEL, L. F.; RIBEIRO, L. C. S. Economic growth and manufacturing: An analysis using Panel VAR and intersectoral linkages. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 49, p. 43-61, 2019.
- GRILICHES, Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth. *The Bell Journal of Economics*, v. 10, n. 1, p. 92-116, 1979.
- GRONINGEN GROWTH AND DEVELOPMENT CENTRE. *Penn World Table*. Groningen: Groningen Growth and Development Centre, 2019. Disponível em: <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>. Acesso em: 7 jul. 2019.
- GUERRIERI, P.; MELICIANI, V. Technology and international competitiveness: The interdependence between manufacturing and producer services. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 16, n. 4, p. 489-502, 2005.
- HARAGUCHI, N.; CHENG, C. F. C.; SMEETS, E. The importance of manufacturing in economic development: Has this changed? *World Development*, v. 93, p. 293-315, 2017.
- HARRIS, R. D. F.; TZAVALIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, v. 91, n. 2, p. 201-226, 1999.
- HARTWIG, J.; KRÄMER, H. The 'growth disease' at 50 – Baumol after Oulton. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 51, p. 463-471, 2019.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. *Journal of Economic Growth*, v. 12, n. 1, p. 1-25, 2007.
- HAYASHI, F. *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press, 2000.
- HERRENDORF, B.; ROGERSON, R.; VALENTINYI, Á. Growth and structural transformation. In: AGHION, P.; DURLAUF, S.N. (Eds.). *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 2014. p. 855-941, v. 2.
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. London: Yale University Press, 1958.
- HOEKMAN, B.; SHEPHERD, B. Services productivity, trade policy and manufacturing exports. *The World Economy*, v. 40, n. 3, p. 499-516, 2017.
- IBARRA, C. A.; ROS, J. Profitability and capital accumulation in Mexico: A first look at tradables and non-tradables based on KLEMS. *International Review of Applied Economics*, v. 33, n. 3, p. 426-452, 2019.
- JONES, B. F.; OLKEN, B. A. Do leaders matter? National leadership and growth since World War II. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 120, n. 3, p. 835-864, 2005.

- JONES, C. I. *Introdução à teoria do crescimento econômico*. Rio de Janeiro: Campus, 2000.
- JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. *Estimating dynamic panel data models: A practical guide for macroeconomists*. Washington, DC: Federal Reserve Board of Governors, 1996. Disponível em: <https://bit.ly/3zsLXva>. Acesso em: 9 jun. 2022.
- KALDOR, N. Capital accumulation and economic growth. In: KALDOR, N. *The theory of capital*. London: Palgrave MacMillan, 1961. p. 177-222.
- KALDOR, N. *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom*. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.
- KALDOR, N. *Strategic factors in economic development*. Ithaca, NY: Cornell University Press, 1967.
- KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, v. 90, n. 1, p. 1-44, 1999.
- KUZNETS, S. Quantitative aspects of the economic growth of nations: II. Industrial distribution of national product and labor force. *Economic Development and Cultural Change*, v. 5, n. 4, p. 1-111, 1957.
- LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.
- LEWIS, W. A. Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, v. 22, n. 2, p. 139-191, 1954.
- LIANG, J.; LONG, S. Government intervention, sectoral productivity growth and structural transformation. *Applied Economics Letters*, v. 24, n. 16, p. 1181-1188, 2017.
- LOKO, B.; DIOUF, M. A. Revisiting the determinants of productivity growth: What's new? *IMF Working Paper*, n. 09/225, 2009.
- LÓPEZ-PUEYO, C.; BARCENILLA-VISÚS, S.; SANAÚ, J. International R&D spillovers and manufacturing productivity: A panel data analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 19, n. 2, p. 152-172, 2008.
- LUCAS JUNIOR, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- MARCONI, N.; REIS, C. F. B.; ARAÚJO, E. C. Manufacturing and economic development: The actuality of Kaldor's first and second laws. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 37, p. 75-89, 2016.
- MARIOTTI, S.; NICOLINI, M.; PISCITELLO, L. Vertical linkages between foreign MNEs in service sectors and local manufacturing firms. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 25, p. 133-145, 2013.
- MASTROMARCO, C.; GHOSH, S. Foreign capital, human capital, and efficiency: A stochastic frontier analysis for developing countries. *World Development*, v. 37, n. 2, p. 489-502, 2009.
- MATSUYAMA, K. Engel's Law in the global economy: Demand-induced patterns of structural change, innovation, and trade. *Econometrica*, v. 87, n. 2, p. 497-528, 2019.
- MCCAUSLAND, W. D.; THEODOSSIOU, I. Is manufacturing still the engine of growth? *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 35, n. 1, p. 79-92, 2012.

- MERLEVEDE, B.; SCHOORS, K.; SPATAREANU, M. FDI spillovers and time since foreign entry. *World Development*, v. 56, p. 108-126, 2014.
- NECMI, S. Kaldor's growth analysis revisited. *Applied Economics*, v. 31, n. 5, p. 653-660, 1999.
- NELSON, R. R.; PACK, H. The Asian miracle and modern growth theory. *The Economic Journal*, v. 109, n. 457, p. 416-436, 1999.
- NURKSE, R. *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. Oxford: Oxford University Press, 1953.
- PACHECO-LÓPEZ, P. A new interpretation of Kaldor's first growth law for open developing economies. *Review of Keynesian Economics*, v. 2, n. 3, p. 384-398, 2014.
- PARK, S.-H.; CHAN, K. S. A cross-country input-output analysis of intersectoral relationships between manufacturing and services and their employment implications. *World Development*, v. 17, n. 2, p. 199-212, 1989.
- PEDRONI, P. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, v. 20, n. 3, p. 597-625, 2004.
- PONS-NOVELL, J.; VILADECANS-MARSAL, E. Kaldor's laws and spatial dependence: Evidence for the European regions. *Regional Studies*, v. 33, n. 5, p. 443-451, 1999.
- PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: A global update. *World Development*, v. 22, n. 9, p. 1325-1343, 1994.
- RODRIK, D. Premature deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, v. 21, n. 1, p. 1-33, 2016.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 2012.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- STOJČIĆ, N.; VOJINIĆ, P.; ARALICA, Z. Trade liberalization and export transformation in new EU member states. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 47, p. 114-126, 2018.
- SU, D. YAO, Y. Manufacturing as the key engine of economic growth for middle-income economies. *Journal of the Asia Pacific Economy*, v. 22, n. 1, p. 47-70, 2017.
- SZIRMAI, A. Industrialisation as an engine of growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 23, n. 4, p. 406-420, 2012.
- SZIRMAI, A.; NAUDÉ, W.; ALCORTA, L. Introduction and overview: The past, present and future of industrialization. In: SZIRMAI, A.; NAUDÉ, W.; ALCORTA, L. (Eds.). *Pathways to industrialization in the twenty-first century: New challenges and emerging paradigms*. Oxford: Oxford University Press, 2013. p. 3-50.
- SZIRMAI, A.; VERSPAGEN, B. Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 34, p. 46-59, 2015.
- THE World Bank. *Global economic prospects 2008: Technology diffusion in the developing world*. Washington, DC: The World Bank Group, 2008. Disponível em: <http://documents.worldbank.org/curated/en/827331468323971985/Global-economic-prospects-2008-technology-diffusion-in-the-developing-world>. Acesso em: 14 ago. 2015.
- THE World Bank. *World Development Indicators*. Washington, DC: The World Bank Group, 2019. Disponível em: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>. Acesso em: 7 jul. 2019.

- THIRLWALL, A. P. *Nicholas Kaldor*. New York: New York University Press, 1987.
- THIRLWALL, A. P. Testing Kaldor's growth laws across the countries of Africa. In: THIRLWALL, A. P. *Essays on Keynesian and Kaldorian Economics*. London: Palgrave MacMillan, 2015. p. 339-351.
- VERSPAGEN, B. A new empirical approach to catching up or falling behind. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 2, n. 2, p. 359-380, 1991.
- WANG, L.; WEN, Y. Escaping the middle-income trap: A cross-country analysis on the patterns of industrial upgrading. *Economic Research: Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series*, 2018-001B, 2018. DOI: <https://doi.org/10.20955/wp.2018.001>.
- WEISS, J. Export growth and industrial policy: Lessons from the East Asian miracle experience. *ADB Institute Discussion Papers*, n. 26, 2005. Disponível em: <https://www.adb.org/sites/default/files/publication/156779/adbi-dp26.pdf>. Acesso em: 2 jun. 2022.
- WESTERLUND, J. New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, v. 24, n. 3, p. 297-316, 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.
- XU, X.; SHENG, Y. Productivity spillovers from foreign direct investment: Firm-level evidence from China. *World Development*, v. 40, n. 1, p. 62-74, 2012.

APÊNDICE A

Quadro A1 – Países da amostra para a especificação original (MOD.I)

África do Sul	Burundi	Essuatíni	Islândia	Mongólia	Ruanda
Albânia	C. do Marfim	Estados Unidos	Israel	Namíbia	Rússia
Alemanha	Camarões	Estônia	Itália	Nepal	Senegal
Arábia Saudita	Camboja	Fiji	Jamaica	Nicarágua	Singapura
Argélia	Canadá	Filipinas	Japão	Níger	Sri Lanka
Argentina	Cazaquistão	Finlândia	Jordânia	Nigéria	Sudão
Austrália	Chile	França	Kuwait	Noruega	Suécia
Áustria	China	Gabão	Letônia	Nova Zelândia	Suíça
Bahrein	Chipre	Gâmbia	Lituânia	Panamá	Tailândia
Bangladesh	Colômbia	Gana	Luxemburgo	Paquistão	Tanzânia
Barbados	Coréia do Sul	Grécia	Madagascar	Paraguai	Togo
Bélgica	Costa Rica	Guatemala	Malásia	Peru	Tunísia
Belize	Croácia	Haiti	Malawi	Polónia	Turquia
Benim	Dinamarca	Holanda	Mali	Portugal	Ucrânia
Bolívia	Egito	Honduras	Malta	Quênia	Uganda
Botswana	El Salvador	Hungria	Marrocos	Reino Unido	Uruguai
Brasil	Equador	Índia	Maurícia	Rep. Centro-Africana	Venezuela
Brunei	Eslováquia	Indonésia	Mauritânia	Rep. Dominicana	Vietnã
Bulgária	Eslovênia	Irã	México	República Checa	Zâmbia
Burkina Faso	Espanha	Irlanda	Moçambique	Romênia	

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B

Tabela B1 – Testes de raiz unitária para o modelo MOD.I de dados em painel

Variáveis	Teste Levin-Lin-Chu	Teste Harris-Tzavalis
	Estatística t ajustado	Estatística rho
CAP_{it}	-22,25***	0,23***
PAM_{it}	-6,96***	0,80***
$IFBCF_{it}$	-3,28***	0,93
GAC_{it}	-4,09***	0,85
$IREU_{it}$	-0,39	0,98
$ICAH_{it}$	10,64	1,01

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.

Tabela B2 – Testes de raiz unitária para os modelos MOD.II e MOD.III de dados em painel

Variáveis	Teste Levin-Lin-Chu	Teste Harris-Tzavalis
	Estatística t ajustado	Estatística rho
CAP_{it}	-22,51***	0,23***
PAM_{it}	-7,01***	0,80***
$IFBCF_{it}$	-3,14***	0,92
$IFBC_{it}$	-3,09***	0,86
GAC_{it}	-3,86***	0,86
$IREU_{it}$	-0,41	0,98
$ICAH_{it}$	10,36	1,00
$IPRD_{it}$	-4,70	0,91

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.

Tabela B3 – Estatísticas dos testes de Kao, Pedroni e Westerlund para verificação de cointegração nos modelos de dados em painel

Teste Kao	MOD.I	MOD.II	MOD.III
Dickey-Fuller t modificado	-37,33***	-36,66***	-36,32***
Dickey-Fuller t	-27,51***	-27,22***	-26,83***
Dickey-Fuller t aumentado	-10,29***	-10,08***	-9,90***
Dickey-Fuller t modificado não ajustado	-39,95***	-39,38***	-38,90***
Dickey-Fuller t não ajustado	-27,83***	-27,54***	-27,14***
Teste Pedroni			
Phillips-Perron modificado	8,03***	10,36***	7,68***
Phillips-Perron	-16,70***	-15,08***	-16,53***
Dickey-Fuller ampliado	-20,14***	-18,54***	-19,70***
Teste Westerlund			
Ratio de Variância	-5,99***	-4,56***	-5,80***

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaboração própria, utilizando *software* Stata 16.