

O advento da desindustrialização: uma análise local do Paraná sob a ótica do emprego industrial, com base em painel de dados espaciais


Alex de Almeida Alves¹

 <https://orcid.org/0009-0005-9998-8243>

Aline de Queiroz Assis Andreotti Pancera²

 <https://orcid.org/0000-0001-9608-3485>

Rodrigo Monteiro da Silva³

 <https://orcid.org/0000-0003-1651-456X>

Recebido em: 17/08/2023

Aprovado em: 17/10/2023

Resumo

O processo de desindustrialização na economia brasileira tem sido tema recente de debates, tanto acadêmico como público, dado a crescente percepção o da decomposição prematura no setor industrial. Inserido nesse contexto, o presente estudo tem como objetivo avaliar a existência desse processo no estado do Paraná entre os anos de 1989 e 2019. A metodologia utilizada foi a Análise Exploratória de Dados Espaciais e estimações econométricas espaciais. Os resultados mostram sintomas de desindustrialização, tanto no estado como também em grande parcela dos municípios que o compõe, dado a redução na representatividade do emprego industrial em relação ao emprego total da economia.

Palavras-chave: emprego industrial; desindustrialização local; desenvolvimento regional. Paraná.

Código JEL: R1, R11, R12

¹Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual do Paraná, campus de Campo Mourão. E-mail: alexalmeidaalves.123@gmail.com

²Doutora. Professora doutora - Universidade Estadual do Paraná (Unespar), campus de Campo Mourão. E-mail: pancera.aline@hotmail.com

³Doutor. Universidade Estadual do Paraná – (Unespar) campus de Campo Mourão E-mail: rodrygomsylva@gmail.com

The advent of deindustrialization: A local analysis of Paraná from the perspective of industrial employment, based on a panel of spatial data

Abstract

The process of deindustrialization in the Brazilian economy has been a recent subject of discussions, both in academic and public spheres, due to the increasing perception of premature decay in the industrial sector. Within this context, the current study aims to evaluate the existence of this process in the state of Paraná between the years 1989 and 2019. The methodology employed encompassed Spatial Exploratory Data Analysis and spatial econometric estimations. The findings reveal indications of deindustrialization, not only at the state level but also across a significant portion of its constituent municipalities, as evidenced by the diminishing significance of industrial employment relative to the overall employment within the economy.

Keywords: industrial employment; local deindustrialization; regional development; Paraná;

JEL CODE: R1, R11, R12

Introdução

Entende-se por desindustrialização, em linhas gerais, o declínio persistente de participação da indústria em detrimento a expansão dos demais setores da economia. Contudo, tal processo, por sua vez, não necessariamente deve ser tido como algo maléfico, isto pois existem diferentes vertentes as quais pode ser avaliado, ponderadas através da natureza de sua incidência, bem como seus efeitos no desenvolvimento de uma determinada região.

O fenômeno abordado por Rowthorn e Ramaswamy (1997) inicialmente foi retratado como algo benéfico, expressando o processo natural de desenvolvimento econômico de um país. Após o setor secundário atingir o ápice de sua maturidade, caracterizado por ampliação de sua base tecnológica, diversificação produtiva, modernização de seus segmentos e ganhos de produtividade, esse passaria a impulsionar os demais setores da economia, através de efeitos em cadeia, principalmente o setor de serviços, que passaria a se ampliar de forma expressiva, ultrapassando o ritmo da própria indústria. No entanto, é importante destacar que tal cenário é próprio de economias avançadas, cujo grau de desenvolvimento justifica uma inversão no eixo econômico.

De outro ponto de vista, há aqueles que apontam a desindustrialização como algo negativo, conforme abordado por Oreiro e Feijó (2010), tal processo ocorreria de forma prematura, antes mesmo do setor ter se desenvolvido e consolidado de fato, sendo característico principalmente de economias emergentes. Nesse sentido, sua antecipação, entre outros fatores, poderia ser atribuída a problemas macroeconômicos enfrentados por uma economia, choques exógenos adversos, bem como uma retração na pauta de exportação de produtos intensivos em tecnologia, mediante a intensificação do processo de abertura comercial, bem como uma forte onda de valorização cambial.

Por sua vez, a indústria representa um dos setores mais influentes no desempenho de uma região, pois tal como indicado por Kaldor (1970) e reforçado por Lamonica e Feijó (2011), ela pode ser compreendida como o “motor” de crescimento de longo prazo de uma economia. Isto pois, as inovações tecnológicas inicialmente são desenvolvidas e captadas pelo próprio setor e, posteriormente, são difundidas aos demais, devido a seus efeitos mais intensos de encadeamento para frente e para trás nessa modernização. Desse modo, sua decomposição prematura afetaria não somente o setor industrial em si, mas também a própria atividade econômica, sendo necessário seu acompanhamento.

No caso brasileiro, passou-se a avaliar a questão da desindustrialização com mais afinco nas últimas décadas. À vista disso, houve atenção especial voltada principalmente para o período que sucede o ano de 1980, pois caracterizou uma retração acentuada no nível de atividade industrial e na representatividade do setor. Contudo, há divergências quanto a sua incidência, ou não, de fato, bem como suas motivações e impactos no desenvolvimento de longo prazo.

Conforme Bresser-Pereira e Marconi (2008) e Oreiro e Feijó (2010), o caso brasileiro ilustra um cenário negativo, acarretando deflagração do setor, antes de sua consolidação efetiva. Segundo tais autores, sua principal causa é reflexo de uma reprimarização na pauta de exportação, isto é, uma marginalização na comercialização de produtos industrializados intensivos em tecnologia, em detrimento a investimentos na comercialização de cestas de produtos de caráter primário, particularmente as *commodities*. Tal comportamento é apontando, principalmente, como consequência de um quadro de desvalorização da moeda nacional durante esse período.

Em contrapartida, Nassif (2008), apesar da identificação de retração na expressividade do setor secundário, não se mostra totalmente favorável a propagação da desindustrialização no país. Conforme o autor, não houve um estreitamento generalizado da indústria, dado que setores mais sofisticados seguiram preservados, inclusive ampliaram sua representatividade na composição do valor adicionado.

Apesar das adversidades, é válido ressaltar que o Brasil apresenta um elevado nível de heterogeneidade populacional, territorial e de renda. Nesse sentido, muito embora possasse atestar existência desindustrialização em um contexto agregado, não necessariamente tal processo será homogêneo em níveis regionais mais desagregados, tornando propício a presença de dissimilaridades, o que ilustra a importância de uma avaliação mais pormenorizada considerando diferentes localidades.

No caso paranaense, a indústria é um dos setores de maior peso, sendo fundamental para seu dinamismo, verificado por intermédio de sua expressividade na geração de empregos, bem como na participação da composição do PIB estadual. Apesar de existirem estudos para a região, tal como indicado por Cruz e Nakabashi (2006), Scatolin (2007), e Wasques (2012), dos quais sugerem que apesar da retração industrial constatada no Paraná a partir de 1990, este não seguiu a mesma trajetória apresentada pelo país, dada recuperação posterior devido a sua própria flexibilização estrutural, tais estudos são escassos e defasados.

Isto posto, considerando que tal como o Brasil, o Paraná também possui uma ampla diversificação territorial, em sua respectiva escala, o estudo em questão busca verificar a existência de desindustrialização no estado, sob a ótica dos empregos

industriais, de 1989 a 2019 pormenorizado em escala municipal, para compreensão mais assertiva acerca dos resultados propostos. Dessa forma, o trabalho justifica-se pela expansão da literatura regional, bem como pela identificação de possíveis gargalos mediante a aglomeração de regiões menos desenvolvidas industrialmente, ou o contrário, compreendendo *clusters* industriais mais relevantes, abrindo espaço para políticas de caráter desenvolvimentistas.

Definição e causalidade da desindustrialização

O processo de desindustrialização apresenta algumas formas principais de avaliação. Segundo a definição clássica apresentada por Rowthorn e Wells (1987), após uma avaliação das principais economias desenvolvidas da época, esse processo remete a redução persistente do emprego industrial em relação ao emprego total de uma região. Nesse sentido, a decomposição contínua da representatividade do quadro de vínculos empregatícios formais da indústria, perante os demais setores econômicos, ilustra sua incidência.

Posteriormente, tal conceito apresentou uma versão ampliada, para além da redução da expressividade dos empregos, como o declínio persistente da participação do valor adicionado da indústria frente ao PIB. Assim sendo, o fenômeno foi avaliado com base nos dois conceitos, considerando a continuidade em suas reduções participativas para ser atestado de fato, haja vista a possibilidade de reversão nesse cenário.

Baseado nos pressupostos de Clark (1940), a desindustrialização pode ser visualizada como um processo natural, descrevendo o próprio ciclo de evolução da atividade econômica. À vista disso, o autor pontua que o lado da demanda exemplifica a evolução no arranjo econômico, no qual inicialmente uma economia é baseada principalmente em atividades agrícolas, devido ao baixo nível de renda *per capita*, cuja demanda é composta basicamente por bens não duráveis. Posteriormente, avanços no nível de renda alteram o padrão de consumo, tendo uma maior procura por bens industrializados, gerando avanço no setor secundário. Todavia, a medida em que a economia se desenvolve, há novamente uma alteração nesse quadro, cujos interesses da população passam a ser direcionados principalmente ao setor de serviços, retratando um novo padrão de procura, bem como a transferência da importância relativa da indústria à atividade terciária.

Fundamentado em tais apontamentos, Kollmeyer (2009) atribui a desindustrialização a dois fatores endógenos. O primeiro deles diz respeito à ampliação da produtividade industrial, refletindo na menor necessidade de mão de obra de fato, para assegurar o mesmo nível, ou superior, de produto gerado. Ademais, o segundo fator está associado à elasticidade da demanda, havendo uma relação inversamente proporcional entre a demanda por manufaturas e o nível de renda, sendo mais elástica em economias avançadas, ampliando a procura por serviços mais qualificados.

O aspecto “positivo” da desindustrialização é característico de países desenvolvidos, cuja elevado nível de renda justifica a transição da importância setorial. Todavia, sua forma negativa é própria de economias emergentes, ilustrando uma decomposição prematura em sua estrutura. Assim

sendo, sua efetivação pode ser atribuída, conforme Cano (2012), por um conjunto de fatores, a saber: câmbio fortemente valorizado, ocasionada pela liberalização comercial e financeira; desestimulando a exportação de bens industrializados; desequilíbrios macroeconômicos providos de uma má gestão; elevadas taxas de juros, que retraem os níveis de investimentos e ocasionam obsolescência da indústria e perda de competitividade por parte do setor e, por fim, uma redução no montante de investimento estrangeiro direto que adentram um determinado país.

Além de tais aspectos, de outro ponto de vista, a desindustrialização não natural pode ser influência de uma reprimarização na pauta de exportação, também denominada de “doença holandesa”⁴. De acordo com Bresser-Pereira (2007), sua ocorrência deve ser tratada como uma falha de mercado por parte da demanda, pois inviabiliza investimentos em atividades mais sofisticadas, mediante a inversão de recursos da indústria para investimentos em produtos primários, comprometendo sua inserção competitiva. Outrossim, o autor destaca que, posteriormente, haverá desequilíbrios entre a taxa de câmbio de mercado e a taxa de câmbio industrial, gerando descompasso no desenvolvimento econômico.

Em suma, a princípio a desindustrialização não deve ser pontuada como estritamente negativa, principalmente quando a redução na expressividade do setor secundário é acompanhada de uma maior demanda por qualificação por parte dos serviços, resultando na geração de empregos mais especializados. Contudo, o cenário não é o mesmo em economias em desenvolvimento, podendo ser resultado de desequilíbrios macroeconômicos, reprimarização na comercialização de bens industrializados, desequilíbrios cambiais e taxas de juros altas. Tais fatores são considerados maléficos e prejudiciais para o crescimento econômico, uma vez que compromete o aspecto propulsivo da indústria, que tangencia todas as demais atividades, devido a sua elevada produtividade e difusão de sua modernização.

Ao se levar em consideração a desindustrialização brasileira, há divergências quanto sua ocorrência, bem como os fatores que lhe deram originalidade. O ponto é que alguma forma de mudança, mesmo que de caráter estrutural, foi visualizada no país. Após a realização de alguns estudos em alguns países da América Latina, como Chile, Argentina, Uruguai e o Brasil, Palma (2005) atestou a sinalização de sintomas de desindustrialização, datada a partir de 1980. Conforme exposto pelo autor, esse processo seguiu uma trajetória em formato de “U invertido”, indicando o padrão da relação entre a renda *per capita* e a participação do emprego industrial. Todavia, isso não se deu de forma natural, aos moldes desempenhados por economias avançadas, mas foi consequência de uma espécie de “doença holandesa”, intensificada após a abertura comercial da década de 90.

Após uma avaliação do desempenho da indústria de transformação brasileira, Marquetti (2002) verificou retração tanto na participação dos vínculos empregatícios formais, quanto em seu valor adicionado, frente aos demais setores da economia. O autor pontua que de 1980 a 1998 a expressividade do pessoal ocupado foi de 31,3%, para apenas 19,1%. Referente a seu motivo causal, é destacado principalmente o baixo nível de investimento realizado na economia, culminando na deflagração precoce do setor, que se mostrou incapaz de sustentar o crescimento de sua produtividade. Ainda retratando o baixo desempenho da indústria brasileira, Bonelli (2005) reforça os indicativos da ocorrência de desindustrialização. Conforme apresentado, em 1976 a indústria representava 30% do produto nacional, acompanhada de taxas de crescimento de 9% ao ano, no

entanto, em 2005 esse ritmo acelerado despencou vertiginosamente, passando para apenas 1,9%. Segundo o autor, tal resultado foi consequência de uma série de problemas enfrentados pelo Brasil, tais como, a crise do petróleo de 1979, crise da dívida externa e desafios para contornar a hiperinflação de 1980, que acarretaram a expansão das taxas de juros.

Feijó, Carvalho e Almeida (2005), também apresentaram evidências contundentes à desindustrialização no país, com desestímulo industrial acompanhado de 1986 e 1998. Nesse período, a composição do produto industrial no PIB foi de 32,1% para apenas 19,7%, ilustrando um decréscimo de 12 pontos percentuais. Adiante, os autores agregam esse comportamento a sobrevalorização cambial da época, de modo que melhores resultados só passaram a ser visualizados a partir de 1999, por intermédio de políticas de valorização do real. De mesmo modo, Bresser-Pereira e Marconi (2008) atribuíram a desindustrialização brasileira ao processo de “doença holandesa”, também indicada como consequência da valorização na moeda nacional após 1990. Os autores destacam que os mecanismos que mitigavam os efeitos de desindustrialização foram eliminados a partir desse período, a saber, controle tarifário, alfandegário e cambial. Isto, resultou na ampliação do saldo comercial de *commodities* em 162,8% entre 1992 e 2007, acompanhados de um saldo deficitário de 62,8% na exportação de artigos industrializados.

Além disso, as análises de Oreiro e Feijó (2010) contribuem para tal conclusão, apresentando indicadores favoráveis alguma forma de doença holandesa. Segundo os autores, mesmo após a adoção do tripé macroeconômico, consagrado por suas metas de inflação, superávit primário e câmbio flutuante, só foi possível observar resultados favoráveis à indústria nos anos 2000, 2003 e 2004, com taxa de expansão da participação da indústria superior a taxa de expansão do PIB. Entretanto, para os anos que sucedem, o processo de deflagração apresentou continuidade, motivada pela retomada da valorização do real e apreciação no valor dos produtos primários.

Referente aos estudos direcionados ao Paraná, embora escassos, os resultados não se mostram conclusivos para desindustrialização. Após avaliar a indústria de transformação do estado, Cruz e Nakabashi (2006) concluem que apesar da tendência de queda da representatividade no valor adicionado industrial a partir de 1990, isso foi oriundo da instabilidade econômica verificada no país, antes da adoção do regime de câmbio flexível. Posteriormente, houve recuperação em sua expressividade, compreendendo 25,3% da composição do PIB em 2003, pouco abaixo dos 27,2% obtidos em 1985, que por si só não são conclusivos para efetivação de desindustrialização.

Segundo Scatolin *et al.* (2007) o Paraná seguiu trajetória distinta ao que se foi observada no país, havendo ainda grande expressividade do setor secundário, apesar da retração, conforme supracitado. Ainda de acordo com o autor, o estado ainda se encontra em processo de industrialização, devido ao progresso apresentado por indústrias intensivas em capital físico, principalmente as de refino de petróleo e automobilística. Tal progresso só foi possível devido a existência de incentivos fiscais, os quais foram fornecidos por empresas instaladas no estado, propiciando a continuidade de seu crescimento.

Wasques (2012) não observou retração contínua na participação dos empregos industriais, nem mesmo na parcela do valor adicionado frente ao produto

estadual, embora este último tenha indicado trajetória de declínio, não se deu de forma intensa. Por conseguinte, explorou a possibilidade de incidência de doença holandesa através da pauta de exportação, cujos resultados não foram conclusivos. Isto pois, embora produtos industrializados de média-baixa e baixa intensidade tecnológica tenham retraído sua participação na cesta de produtos comercializados entre 1996 e 2010, em 21%, os mais especializados, de alta e média-alta intensidade, apresentaram crescimento de 0,5% e 11,4%, respectivamente.

Metodologia

Com o intuito de verificar a presença de desindustrialização no Paraná, avaliando para além do desempenho do estado como um todo, os municípios que o compõe, devido a heterogeneidade dos resultados que podem ser propicias, o estudo em questão utilizara uma das formas tradicionais de sinalização de tal fenômeno. Destarte será utilizado a metodologia baseada na observação da redução contínua da participação do emprego industrial em relação ao emprego total de cada localidade avaliada, conforme os preceitos de Rowthorn e Wells (1987). Além disso, corroborando com a identificação da ocorrência de tal fenômeno no estado, será realizado um teste empírico baseado em dados de painel espacial, visando compreender, caso haja, o padrão adotado pela desindustrialização na região, com base no comportamento dos municípios que o compõe.

Conforme Anselin (1995), com a utilização da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), torne-se possível implementar a questão da dependência espacial, fundamental para assegurar a confiabilidade dos resultados obtidos, bem como para evitar viés, provenientes da desconsideração de padrões de autocorrelação espacial que possam existir entre as variáveis, geograficamente distribuídas. Dessa forma, considera-se o comportamento de uma variável numa região i , mediante aos efeitos dessa mesma variável em uma região j . Para além disso, a AEDE corrobora para a identificação e análise de diferentes distribuições espaciais, seja por meio de aglomerações locais (*clusters* espaciais) ou localidades incomuns (*outliers*), cuja autocorrelação espacial pode ser explorada tanto de forma global, quanto local.

Para a implementação da AEDE se faz necessário a utilização de matrizes de peso espaciais (W), pois estas possibilitam a identificação do padrão de autocorrelação existente entre as localidades, através da contiguidade, ponderadas por intermédio do aspecto de vizinhança. Como abordado por Almeida (2012), existentes diferentes tipos de matrizes espaciais, devido as diferentes possibilidades de se avaliar a relação de vizinhança, sendo as mais usuais a de convenção rainha e a de convenção torre. A primeira delas atribui um valor unitário diferente de zero para regiões contiguas, avaliadas tanto pela existência de fronteiras físicas, quanto àquelas inclusas nos vértices em relação ao espaço avaliado. De outro modo, quanto se considera-se apenas o limite fronteiro, ignorando as localidades inseridas nos vértices, para o estabelecimento da contiguidade, tem-se a matriz de convenção torre.

Há ainda, para atribuição de pesos espaciais via distâncias geográficas, a matriz tinha como convenção K vizinhos próximos, $w_{ij}(k)$, que reverte o desbalanceamento que pode ocorrer em uma matriz binária, uma vez que possa existir localidades com um número superior de vizinhos, se destoando de forma

significativa das demais. Além disso, conforme Almeida (2012), tem-se a matriz de distância inversa, que atribui um maior nível de interrelação entre regiões que se encontrem mais próximas, enquanto a interação entre regiões mais distantes será menor.

Após a definição do tipo de matriz adequada à captação das interações espaciais, com base em sua utilização, o I de Moran auxilia na identificação do padrão de autocorrelação espacial global. Algebricamente, de acordo com Almeida (2012), o I de Moran pode ser expresso como:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} Z_i Z_j}{s_0 \sum_{i=1}^n Z^2}$$

De modo que, n retrata o número de regiões, z a variável de interesse padronizada, $w_{ij} Z_i Z_j$ o valor médio de interesse padronizada nos vizinhos e s_0 a soma de todos os elementos da matriz de peso espacial. A ausência de autocorrelação entre uma variável objeto e esta mesma variável em regiões vizinhas, ocorre quando o valor calculado de I equivale a seu valor esperado de $-[1/(n-1)]$, caso contrário valores acima ou abaixo do esperado, resultam em autorrelações positivas ou negativas.

Para interpretação do I de Moran se faz uso de um diagrama de dispersão, que ilustra a forma pelas quais as interações espaciais ocorrem, sendo divididos em 4 quadrantes, a saber: alto-alto (AA) e baixo-baixo (BB) que indica uma associação linear positiva, formando *clusters* onde regiões mais ou menos desenvolvidas se encontram próximas de localidades com as mesmas características, bem como baixo-alto (BA) e alto-baixo (AB) com autocorrelações negativas, onde regiões menos ou mais desenvolvidas se encontram próximas de localidades com valores distintos.

Com uso do diagrama de dispersão de Moran, atrelados a mapas de significância há ainda a possibilidade de identificar *clusters* espaciais locais, gerando um maior entendimento acerca do conjunto de dados trabalhados. Este, por sua vez, é conhecido com um Indicador Local de Associação Espacial, também denominado de indicador de *clusters* LISA.

Como já indicado, um dos objetivos do presente estudo diz respeito a elaboração de um modelo econométrico baseado em dados em painel espacial, a fim de verificar a existência de desindustrialização em formato de “U invertido”, tal como abordado por Palma (2005). Isto é, compreender o padrão de distribuição existente entre a participação do emprego industrial frente ao emprego total em relação a alterações na renda *per capita* de uma dada região, sendo o PIB *per capita* utilizado como proxy à esta última. Para tanto, o modelo paramétrico, cuja forma funcional segue o padrão abordado por Rowthorn e Ramaswamy (1999), Palma (2005), Cruz e Santos (2011) e Monteiro e Lima (2017), pode ser expresso por:

$$I = a_0 + \beta_1(PIB_{per\ capita}) + \beta_2(PIB_{per\ capita})^2 + \epsilon$$

Com I sendo a participação do emprego industrial em relação ao total, a_0 o intercepto em comum para todos os municípios, β_1 e β_2 os parâmetros do modelo, $PIB_{per\ capita}$ o Produto Interno Bruto *per capita* e ϵ o termo estocástico de erro.

Conforme a teoria, para obter-se o formato em “U invertido” do relacionamento das variáveis analisadas, é necessário que o parâmetro β_1 apresente valor positivo, indicando uma relação diretamente proporcional entre renda *per capita* e participação da indústria. Ao mesmo tempo, para o parâmetro β_2 se espera um valor negativo, correspondente a um relacionamento inversamente proporcional, ocasionado após o ápice do ponto de inflexão no nível de renda *per capita*.

Para o estudo em questão optou-se por trabalhar com dados em painel espacial, pois asseguram maior eficiência em captar as alterações no tempo, da participação do emprego industrial em relação aos 399 municípios que compõem o estado. Em consonância com Driscoll e Kraay (1995), ao trabalharmos com dados geográficos, a questão da dependência espacial não pode ser ignorada, isto pois existem distúrbios comuns observáveis e não observáveis que farão com que os resíduos de um cross-section de uma localidade esteja correlacionado com os de outra, causando problemas de má especificação do modelo e viés nos resultados obtidos.

A dependência espacial pode resultar na influência dos resultados de uma variável numa dada determinada região, mediante ao comportamento dessa mesma variável em regiões vizinhas. Assim sendo, Elhorst (2003) destaca a importância de lidar com a heterogeneidade não observável, que é captada pelo painel espacial, que pode incidir tanto nos interceptos, se alterando conforme se considera diferentes localidades, bem como nos termos de erro do modelo.

Para controlar a heterogeneidade não observável se faz uso de um modelo de efeitos fixos (EF) ou efeitos aleatórios (EA). O primeiro deles, tal como apontado por Wooldridge (2002), manifesta os fatores não observáveis por meio de seu intercepto, captando as diferenças presentes entre as regiões através deste, além disso, realiza o controle dos componentes não observáveis e lida com o viés oriundo da omissão de variáveis relevantes que variam entre as unidades, mas permanecem constantes no tempo. Enquanto o segundo, pressupõe que a heterogeneidade não observável é aleatória e não se relaciona com os regressores, sendo não tendencioso e consistente.

A escolha de qual modelo utilizar se dá com base no teste de Hausman (1978), avaliando diferença estatísticas significativas entre EF ou EA. A hipótese nula do teste indica que os efeitos não observáveis não estão correlacionados com os regressores, ou seja, o modelo de efeitos aleatórios é o ideal a ser utilizado. Posteriormente, para lidar com a endogeneidade gerada, fruto da implementação de defasagem espacial, ambos os modelos precisam ser ajustados, surgindo diferentes variações, tais como Autorregressivo espacial (SAR), Durbin espacial (SDM), Durbin espacial do erro (SDEM), Erro regressivo espacial (SEM) e Erro autorregressivo espacial (SAC), os quais foram considerados neste trabalho. A distinção entre os modelos apresentados reside no ponto em que a defasagem espacial é acrescentada. Tais defasagens podem estar localizadas nas variáveis dependentes, independentes ou até mesmo no termo de erro.

O modelo SAR considera o impacto que o comportamento de uma variável em uma dada região pode exercer, nessa mesma variável em localidades vizinhas em períodos passados (defasagem). Algebricamente pode ser expresso por:

$$y_t = \rho W y + X \beta + \epsilon$$

Sendo Wy o vetor de defasagem espacial da variável dependente, ρ o coeficiente autorregressivo espacial, ϵ o termo de erro e X a matriz das variáveis explicativas.

Por sua vez, o modelo SEM manifesta a dependência a partir dos resíduos, onde a ausência de medida adequada resulta em efeitos não modelados captados pelos termos de erros das regiões. Em suma, o termo de erro da região i , tem correlação com o termo de erro da região j , sendo cada termo de erro individual resultado de uma média de erros nas localidades vizinhas, acrescidas de um componente aleatório. Sua composição pode ser expressa por:

$$\begin{aligned} y_t &= X\beta + \xi \\ \xi &= \lambda W\xi + \epsilon \end{aligned}$$

Em que λ representa o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem do termo de erro, indicado por $W\xi$. Por fim, quando a dependência espacial se manifesta tanto pelo termo de erro, quanto pela variável dependente, temos o modelo SAC, representando a junção de efeitos indicados pelo modelo SAR e SEM, formalmente expresso por:

$$\begin{aligned} y_t &= \rho W_1 y + X\beta + \xi \\ \xi &= \lambda W_2 \xi + \epsilon \end{aligned}$$

Considerando a diversidade de modelos existentes para lidar com a dependência espacial, bem como a heterogeneidade não observável, foi adotado alguns procedimentos indicados por Almeida (2012), para ponderar qual seria o mais adequado. Logo, inicialmente, para definir entre os modelos de painéis tradicionais, como *Pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios é realizado testes de Chow, Breusch-Pagan e Hausman. Posteriormente, segue com a validação de existência de dependência espacial residual, obtida por meio do teste de CD Pesaran. Uma vez confirmada a dependência espacial, realiza-se estimações de diferentes especificações de modelos espaciais, supracitados anteriormente, e entre estes, é selecionado aquele que corrija a dependência espacial presente nos resíduos. Todavia, caso mais de um tenha cumprido tal função, opta-se por aquele que apresentar o menor valor para os critérios de informação selecionados, sendo eles o de Akaike e de Schwarz.

Como já destacado, o presente estudo visa verificar a possível existência de sintomas de desindustrialização no estado do Paraná, avaliando o período entre 1989 e 2019. Para tanto, será utilizado o conceito tradicional de mensuração de tal fenômeno, que por sua vez consiste declínio persistente da participação do emprego industrial em relação ao emprego total, isto é, a redução da expressividade do setor secundário frente aos demais segmentos que compõe a economia de uma região. Outrossim, visando compreender o padrão de desindustrialização existente, por intermédio de estimativas municipais, será desenvolvido um modelo econométrico baseado em dados em painel espacial, para identificar se existe uma relação em formato de “U invertido” entre a renda *per capita* e a participação do emprego industrial.

Isto posto, além de uma análise agregada em nível estadual, será observado a existência de sinais de desindustrialização nos 399 municípios que o compõe, devido aos diferentes resultados propícios, mediante a heterogeneidade territorial própria de cada um. A coleta de dados referentes aos vínculos empregatícios foi proveniente da base da Relação Atual de Informações Sociais (RAIS) de 1989 a 2019, obtida a partir do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

O PIB *per capita*, dada a disponibilidade de dados, foi utilizado como proxy para renda *per capita*, de modo que a observação empírica levou em consideração o intervalo entre 1999 e 2019. Tal variável foi obtida a partir da base de dados do IBGE. Para a verificação do resultado econométrico utilizou-se o software estatístico Stata 16 da Statacorp LP, enquanto os resultados e mapas da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) foram elaborados com base no software Geoda e ArcGIS, respectivamente.

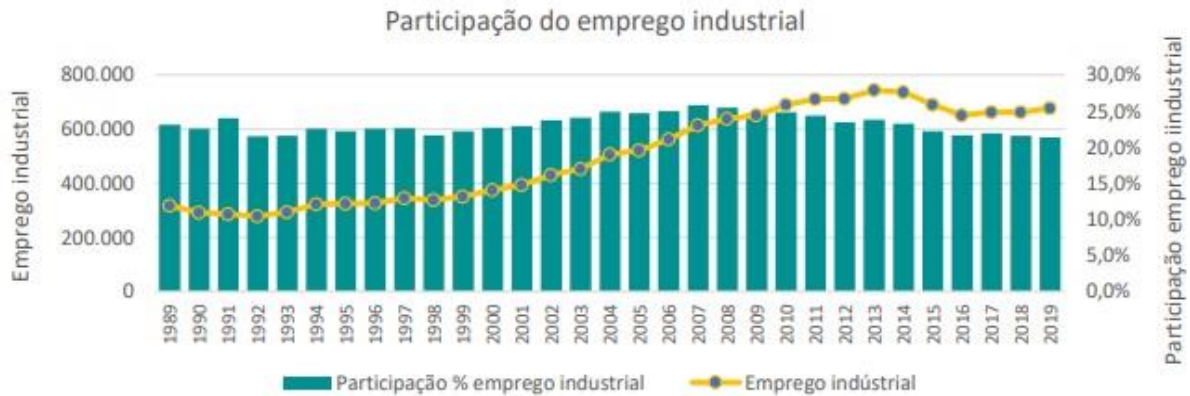
Resultados

Com base nos preceitos tradicionais, uma das formas de se avaliar a desindustrialização se dá por meio do acompanhamento da redução persistente da participação do emprego industrial em relação ao emprego total de uma região. Embora possa ser um processo natural, em que haja a transferência da importância relativa dos vínculos empregatícios, isso é algo característico de economias desenvolvidas, cujo nível de renda *per capita* e desenvolvimento justifica tal processo.

No entanto, em economias emergentes esse fenômeno pode retratar uma decomposição prematura do setor secundário. Considerando sua importância como “motor” de crescimento, mediante a seus efeitos de encadeamento de modernização, a deflagração de desempenho industrial pode culminar em um baixo nível de expansão e desenvolvimento econômico. Nesse sentido, é fundamental realizar o acompanhamento de tal variável, a fim de identificar localidades com maior fragilidade que necessitam de atenção.

Por meio do acompanhamento da evolução da participação do emprego industrial, por intermédio da Figura 1, observa-se que de fato o Paraná apresentou uma redução em sua expressividade. Após um período de expansão iniciado em 1999 e atingir seu ápice em 2007, com uma participação de 25,8%, a indústria adotou tendência de declínio, o que, por sua vez, retrata indicativos de sintomas de desindustrialização no estado.

Cabe destacar, no entanto, que somente uma redução na representatividade industrial não se torna antagônica a seu crescimento, marcando uma fase de estagnação e incapacidade de expansão setorial. Isto é atestado pela própria ampliação da mão de obra empregada, que se deu mesmo durante o período característico que queda em sua participação. Desse modo, em 1989 o estado que contava com 317 mil empregos formais, apresentou um aumento progressivo, que após atingir seu ponto de máxima registrado em 2013, com 743 mil funcionários, findou em 2019 com 677 mil trabalhadores, figurando em um acréscimo de 144% no contingente de trabalhadores em exercício.

Figura 1. Emprego e Participação (%) do emprego industrial em relação ao emprego total no Paraná de 1989 a 2019.

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2021).

Por conseguinte, a queda em termos participativo, acompanhada de um acréscimo no efetivo de empregos industriais, indica que o crescimento da mão de obra da indústria foi superado pelos demais setores da economia. Além disso, apesar do indicativo de desindustrialização, ainda é prematuro inferir sua ocorrência de fato, isso pois o caminho percorrido pelo agregado estadual podem se mostrar condizente com os resultados observados a nível municipal, devido a heterogeneidade apresentada pelo desdobramento industrial nas distintas localidades, sendo importante a realização de uma avaliação pormenorizada neste menor nível de integração.

Cabe destacar que mesmo que haja sinais de desindustrialização no Paraná, em sua totalidade, ela não pode ser atribuída como algo natural. Isto pois, a elevação visualizada nos empregos segue vias contrárias ao princípio de transferência de tal fator trabalho às atividades de serviços, conforme retratado pela teoria, pois se fosse este o caso, o aumento da participação do setor terciário seria acompanhado pela queda da mão de obra industrial, devido a esse processo, resultando em uma alteração no eixo econômico.

Os dados apresentados na Tabela 1, permitem verificar que entre os 399 municípios, apenas 10 deles compreendem, em média, 50% do total o emprego industrial do estado. Com isso em mente, o comportamento da participação industrial de tais localidades contribuem significativamente para explicar boa parcela do desempenho verificado no agregado estadual. Ademais, Curitiba foi o município de maior destaque, e ao mesmo tempo um dos que apresentou maior declínio, visto que em 1989 detinha cerca de 31,5% (99 mil) de todo emprego industrial paranaense, e passou para 13,7% (93 mil) em 2019. No entanto, ainda assim permaneceu mais expressivo que os demais municípios que o antecedem, cujas participações foram inferiores a 5%, com São José dos Pinhais, Londrina e Maringá.

Tabela 1 - Número de empregos formais e participação (%) do emprego industrial em relação ao emprego industrial total do estado, para os anos de 1989, 1999, 2009 e 2019.

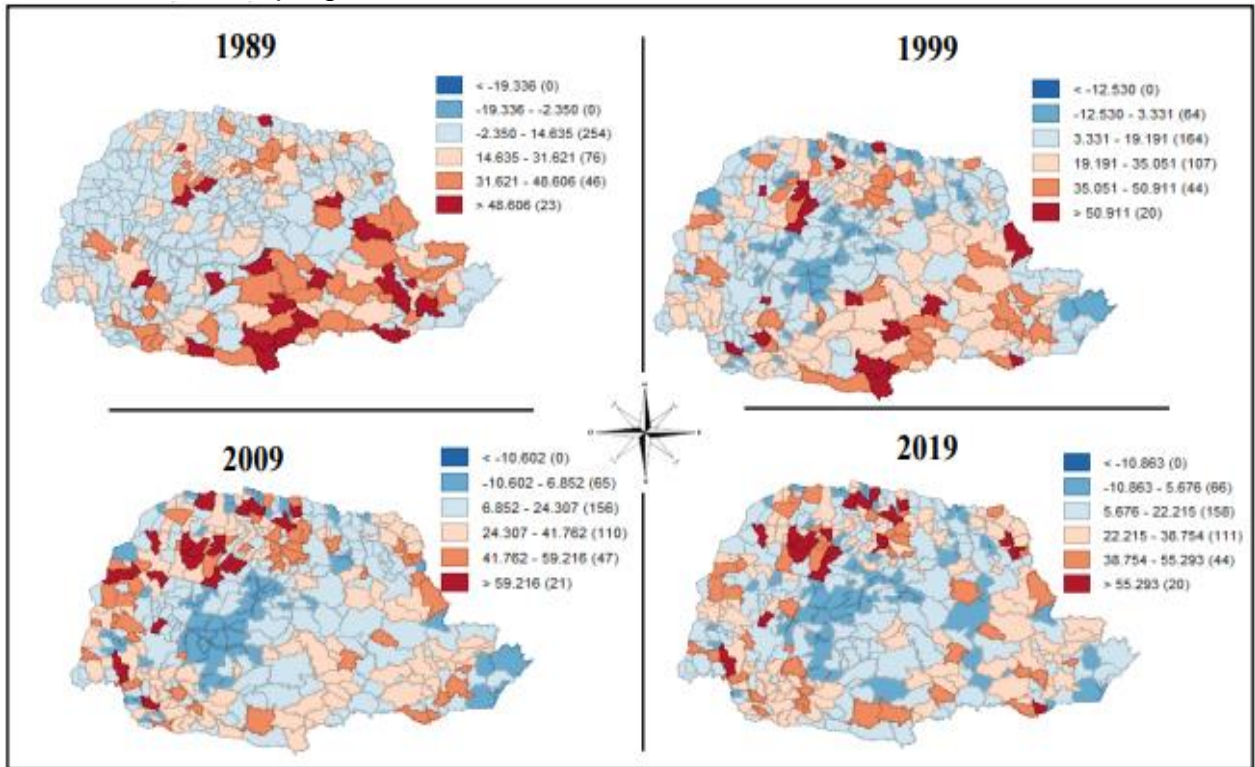
Município	1989		1999		2009		2019	
	Emprego	%	Emprego	%	Emprego	%	Emprego	%
Curitiba	99.794	31,5	77.995	22,2	116.469	17,9	93.094	13,7
São José dos Pinhais	10.573	3,3	14.458	4,1	35.948	5,5	36.256	5,3
Londrina	18.524	5,8	17.218	4,9	27.060	4,2	22.186	3,3
Maringá	11.181	3,5	16.261	4,6	27.464	4,2	27.791	4,1
Ponta Grossa	11.594	3,7	11.456	3,3	13.834	2,1	16.757	2,5
Cascavel	5.320	1,7	6.987	2,0	16.341	2,5	21.001	3,1
Toledo	5.511	1,7	7.553	2,2	15.780	2,4	18.034	2,7
Araucária	6.573	2,1	7.157	2,0	15.302	2,4	17.652	2,6
Arapongas	4.644	1,5	9.160	2,6	15.545	2,4	14.210	2,1
Apucarana	5.619	1,8	7.174	2,0	14.400	2,2	12.053	1,8

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2021).

Destarte, considerando o aspecto de *outlier* de Curitiba, a perda de seu desempenho certamente foi um dos fatores que refletiram na queda participativa da indústria apresentada pelo próprio estado. Outrossim, tal como retratado em nível estadual, o período mais característico de retração na participação industrial se deu justamente entre 2009 e 2019, de modo que, entre os 10 principais representantes da mão de obra estadual, apenas Cascavel, Toledo, Araucária e Ponta Grossa elevaram suas expressividades.

Para uma percepção geral da disposição da participação do emprego industrial, a Figura 2 retrata o comportamento de tal variável nos municípios paranaenses, considerando os anos de 1989, 1999, 2009 e 2019. Conforme ilustra no mapa, mesmo em escala local, novamente há sinais de desindustrialização, pois a concentração de municípios industrializados em termos de emprego apresentou uma descaracterização ao longo dos anos. Inicialmente, em 1989 havia uma maior concentração da importância industrial, principalmente na Região Metropolitana e Sudeste, todavia houve uma desconcentração gradativa, resultando em um deslocamento para Região Noroeste e Norte Central do estado. Além disso, em concordância com os resultados apresentados pelo Tabela 1, 2009 foi o período de maior média da participação de empregos, estando em 24,3%.

Figura 2 - Desvio padrão da participação do emprego industrial em relação ao emprego total nos anos de 1989, 1999, 2009 e 2019.



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2021).

De fato, houve uma redução na intensidade de participação de empregos industriais, além disso, nota-se que desde o princípio a região central do estado (Centro-Ocidental e Centro-Sul) se mostraram apáticas em termos de indústria, não sendo possível falar de desindustrialização, visto que se quer ingressaram na fase de industrialização de fato.

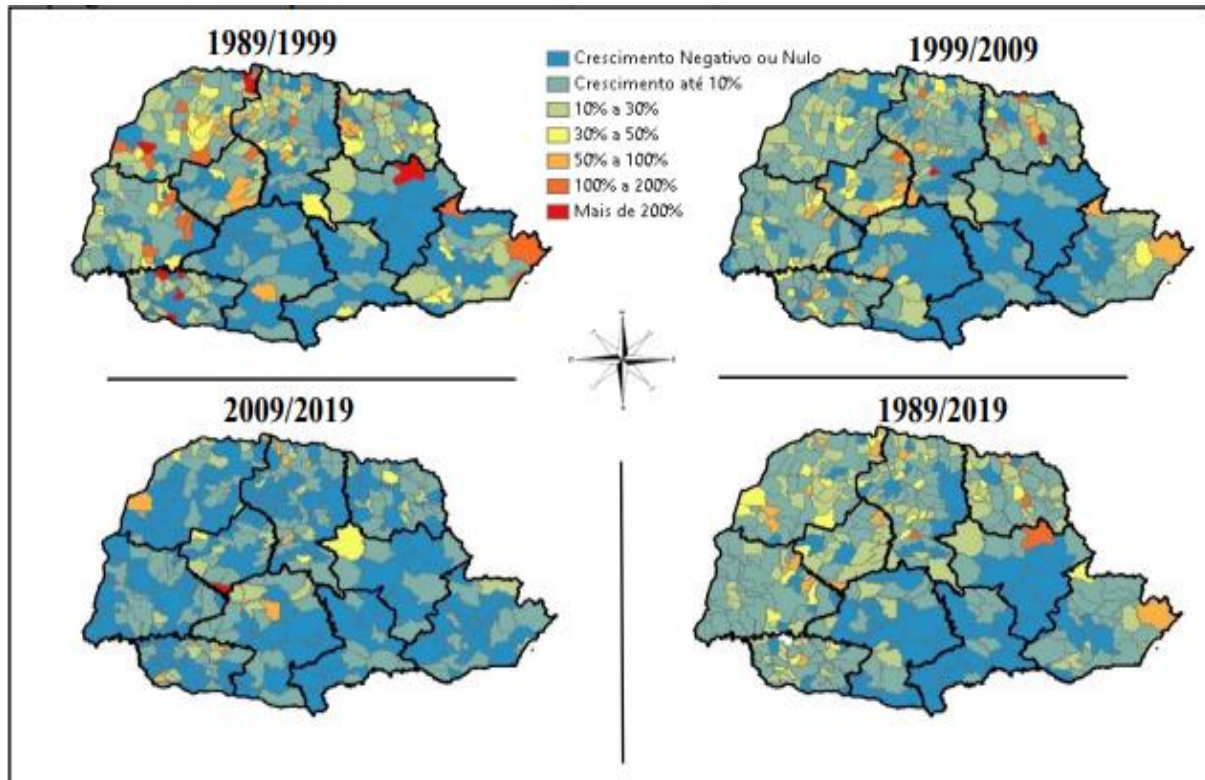
A redução da participação em determinadas regiões, pode ser consequência, entre outros fatores, da menor necessidade de mão de obra de fato, principalmente em municípios mais avançados em termos de indústria. Essa menor necessidade, pode ser reflexo da redução na escala de grandes empresas, oriunda da terceirização certas atividades produtivas, de modo que o emprego e a produção já não mais estariam centrados em uma única indústria, mas por uma composição de empresas satélites que prestem serviços a esta.

Para compreender o desempenho da indústria ao longo do tempo, a Figura 3 apresenta a taxa de crescimento anual média da participação do emprego industrial em relação ao emprego total. Para evitar distorções acentuadas, devido a volatilidade da taxa média anualizada que pode ocorrer em alguns municípios de um ano para o outro, foi considerado, para além do período com um todo (1989 a 2019), mais três intervalos.

Ao considerar o período de 1989 a 2019 cerca de 80% dos municípios apresentaram taxa de crescimento positivas, mas ainda assim, em baixa intensidade. Contudo, avaliando em intervalos de 10 anos, sendo eles 1989/99, 1999/09 e 2009/19 o percentual de municípios que apresentam crescimento caiu para 69,7%, 75,4% e 47,1%, respectivamente. Dessa

forma, há novamente destaque para o intervalo de 2009 a 2019, sendo o período mais característico de queda, tal como verificado na Figura 1 que indica o comportamento do agregado estadual.

Figura 3 - Taxa de crescimento média anual da participação do emprego industrial em relação ao emprego total entre os períodos de 1989/1999, 1999/2009, 2009/2019 e 1989/2019.



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2021).

Adiante, nos últimos 10 anos avaliados mais da metade dos municípios do estado não apresentaram crescimento em sua representatividade de empregos indústrias. Além disso, mesmo aqueles municípios cujas indústrias representam maior parcela dos empregos do setor no Paraná (Tabela 1), não desempenharam taxas positivas, como Curitiba, São José dos Pinhais, Londrina, Ponta Grossa, Maringá, Cascavel, Apucarana, Toledo e Arapongas, com exceção de Araucária que ainda desempenha crescimento. Em suma, há novamente sintomas de desindustrialização, e mesmo aqueles que apresentaram taxas positivas, a intensidade se apresentou inferior ao que se constatava outrora, se dando de forma mais morosa.

Para verificar de forma mais assertiva e detalhada o padrão de autocorrelação que possa existir entre os municípios, isto é, a questão da dependência e heterogeneidade espacial que possam resultar em interferência nos resultados, devido às interações entre as variáveis que pode ocorrer entre as localidades, se faz necessário a utilização de um indicador local. Para tanto, utilizou-se da estatística Lisa, possibilitando uma análise de *clusters*, que auxiliam na identificação de

aglomerações industriais relevantes, seja de regiões mais industrializadas ou mais incipientes que necessitam de atenção.

Antecedendo o mapa de *clusters*, se faz necessário a identificação da matriz adequada para lidar com as relações de vizinhança. Isto se dará através dos resultados do I de Moran, sendo selecionada aquela cujo resultado do indicador for o maior possível, bem como a possibilidade de negação de autocorrelação entre as variáveis for o menor. Os resultados obtidos podem ser verificados através da Tabela 2.

Os resultados do I de Moran indicam a matriz de convenção rainha como a mais adequada para lidar com as interações espaciais, pois apresentou o maior valor para o indicador em todos os anos e rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação a nível de significância de 1%, retratando que os efeitos espaciais não podem ser ignorados, do contrário acarretaria resultados viesados e inconsistentes.

Os valores positivos indicam uma relação diretamente proporcional entre a industrialização sob a ótica dos empregos, ou seja, municípios mais industrializados tendem a estar próximos de contiguidades com as mesmas características. Em contrapartida, municípios menos industrializados tendem a estar cercados por outros que também apresentam baixo desempenho industrial. Cabe destacar que a intensidade do I de Moran global reduziu ao longo dos anos, retratando que essa aglomeração é um pouco menos intensa do que constatava-se anteriormente.

Tabela 2 - I de Moran e Probabilidade para a participação do emprego industrial em relação ao emprego total em 1989, 1999, 2009 e 2019.

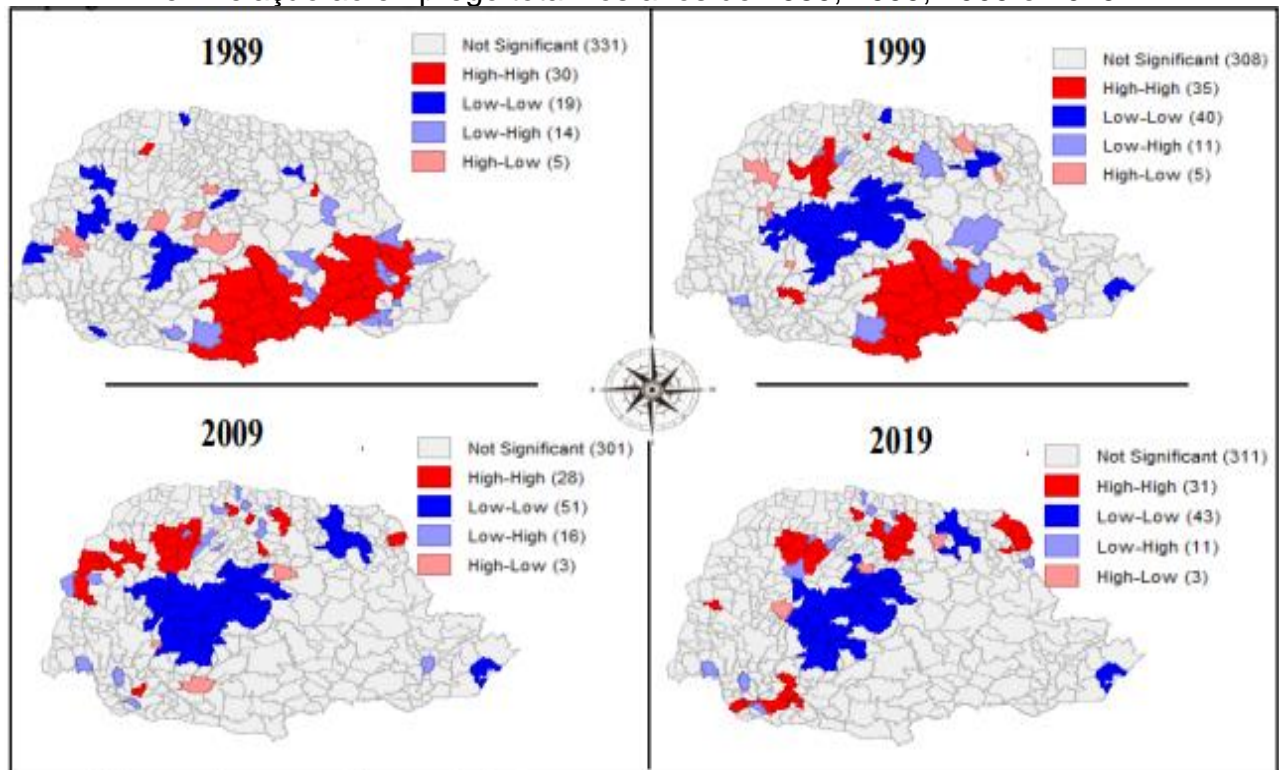
Convenção	Permutação (999)							
	1989		1999		2009		2019	
	I	Prob.	I	Prob.	I	Prob.	I	Prob.
Rainha	0,237	0,001	0,273	0,001	0,24	0,001	0,209	0,001
Torre	0,237	0,001	0,271	0,001	0,238	0,001	0,206	0,001
K- 7 Vizinhos (Binária)	0,224	0,001	0,264	0,001	0,232	0,001	0,207	0,001
K- 7 Vizinhos (Distância Inversa)	0,224	0,001	0,264	0,001	0,232	0,001	0,207	0,001
Distância Específica (Binária)	0,178	0,001	0,107	0,001	0,08	0,001	0,052	0,001
Distância Específica (DistânciaInversa)	0,178	0,001	0,107	0,001	0,08	0,001	0,052	0,001

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2021)

Com a matriz de peso espacial, há condições para desenvolver a análise de *clusters* Lisa, compreendendo melhor a distribuição da indústria no espaço, conforme o padrão de autocorrelação supracitado. A Figura 3 a seguir apresenta tal

associação espacial, existente entre a participação do emprego industrial em relação ao emprego total de cada município.

Figura 4 - Mapa de cluster espacial univariado da participação do emprego industrial em relação ao emprego total nos anos de 1989, 1999, 2009 e 2019



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS (2021).

Conforme verificado na Figura 4, inicialmente havia uma concentração de *clusters* do tipo alto-alto na Região Metropolitana e Sudeste do Paraná, isto é, municípios com maior participação de empregos se encontram próximos de municípios com o mesmo comportamento. Porém, esse padrão foi se dissipando ao longo dos anos, deslocando-se para a região Norte e Noroeste. Isso mostra que os municípios que representavam de forma mais significativa e eram mais importantes para o desempenho da indústria estadual perderam suas características e apresentaram declínio da expressividade da indústria em detrimento aos demais setores internos.

A concentração de indústria inicialmente visualizada na Região Metropolitana é oriunda do próprio processo de formação e consolidação do setor secundário no estado, principalmente devido a atenção especial direcionada a Curitiba. Tal como descrito por Trintin (2006) a região apresentava condições e estruturas favoráveis para a instalação dos primeiros focos industriais, contribuindo para a atração de capital estrangeiro, que foi intensificado a partir de 1990 com o processo de abertura comercial. Destarte, era imprescindível a aglutinação de indústrias na região, cuja alteração em sua composição explica grande parcela do comportamento desempenhado pelo estado. As condições favoráveis, segundo o autor, são atestadas pela fundação da Cidade Industrial de Curitiba (CIC), após criação do CODEPAR em 1962, sendo um projeto com o propósito de estimular a atividade

industrial na região, focando principalmente na infraestrutura básica do transporte rodoviário, energia elétrica e telecomunicações.

Outro ponto de destaque é a concentração de municípios do tipo baixo-baixo na região central do estado, que sofreu ampliação ao longo dos anos, indicando que municípios menos favorecidos se encontram contíguos a vizinhos menos industrializados. Dessa forma, há uma concentração de localidades que se quer se industrializaram de fato, fazendo necessário o direcionamento de políticas públicas que busquem prover o início de sua industrialização, contribuindo com o desenvolvimento da economia local. Isto pode ser feito através do aproveitamento de efeitos de transbordamento da industrialização de regiões vizinhas, contribuindo com um crescimento mais homogêneo ao longo do território.

Até então há sinalização de sintomas de desindustrialização no Paraná, seja em seu comportamento agregado, bem como de forma local, observada pelo baixo desempenho industrial e queda participativa de grande parcela dos municípios que o compõe, tal como observado no mapa de *clusters* industriais. Para que o resultado fique mais claro, com uma compreensão mais apurada, o próximo tópico apresenta um teste empírico para participação do emprego industrial em relação ao emprego total dos municípios paranaense.

Teste empírico: Hipótese do “U invertido”

Outro modo de verificar a desindustrialização, diz respeito ao comportamento adotado pela participação do emprego industrial frente aos resultados da PIB *per capita* de uma região, aqui utilizado como proxy para renda. Conforme a teoria do “U invertido” apresentada por Palma (2005), esperasse que inicialmente acréscimos na renda sejam acompanhados de aumento da participação do emprego industrial, retratando uma relação ascendente positiva. No entanto, a medida em que há novos aumentos na renda ao longo dos anos, após atingir um ponto de máximo de desempenho, tal relação se tornaria negativa, ou seja, novos acréscimos na renda seriam acompanhados por declínio da participação do emprego da industrial em relação ao emprego total.

Esse processo retrata a redução da atividade do setor secundário e aumento da modernização e produtividade do setor de serviços, tornando-os mais qualificados e, conseqüentemente, demandados, de modo que passariam a comportar naturalmente a mão de obra em ociosidade liberada pela indústria. Entretanto, ressalta-se que sua ocorrência de forma antecipada, cujo setor de serviços não desse conta de comportar a mão de obra liberada pela indústria, seria um problema para o crescimento da economia de uma região como um todo, devido a importância do setor secundário em impulsionar as demais atividades devido a seus retornos crescentes de escala, e efeitos em cadeia.

À vista disso, esta seção se compromete em realizar um teste empírico, baseado em dados de painel espacial, a fim de verificar, sob a ótica dos empregos, se o Paraná apresenta sinais de desindustrialização conforme indicado pela teoria. Assim sendo, inicialmente foi realizado uma estimação dos modelos tradicionais sem efeitos espaciais, para determinar o modelo adequado para lidar com os efeitos não observáveis. A tabela 3 apresenta o resultado das estimativas sem efeito espacial, o teste CD de Pesaran para constatação da dependência espacial e as demais estimativas para determinar o melhor modelo a ser adotado.

Conforme atestado pelo teste de Breusch-Pagan, constatou-se a presença de efeitos não observáveis, isto é, a existência de especificidades nos municípios do estado que influenciam o comportamento da participação do emprego industrial. A comprovação de tais efeitos se deu por meio da rejeição da hipótese nula de variância residual igual a zero, a nível de significância de 1%, o que retrata que o modelo de efeitos aleatórios é mais eficiente do que o *pooled*.

Tabela 3 - Estimativas tradicionais sem efeito espacial para os municípios do Paraná

Variáveis	<i>Pooled</i>	Efeitos fixos	Efeitos aleatórios
<i>PIBpc</i>	0,0296843***	0,0132278***	0,0137469***
$(PIBpc)^2$	-8,183826***	-2,978824***	-3,117893***
Constante	1467,757***	1926,716***	1911,856***
Diagnóstico de Regressão			
Nº de obs.	8.739	8.739	8.739
Teste de Chow		86,80***	
Teste de Breusch-Pagan			53305,33***
Teste de Hausman		11,49***	
CD Pesaran		85,176***	

Fonte: Resultado da pesquisa, elaborado pelos autores por meio do *software* Stata15

Obs.: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%

A ineficiência do modelo *pooled* é novamente retratada, expressa pelo resultado do teste de Chow, rejeitando a sua preferência em detrimento ao modelo de efeitos fixos, a nível de significância também de 1%. Posteriormente, foi realizado o teste de Hausman, para decidir entre o modelo de efeitos fixos ou efeitos aleatórios, utilizado para verificar se há diferença estatisticamente significativa entre ambos. Nesse sentido, o modelo de efeitos fixos se mostrou mais adequado, dada a rejeição da hipótese nula H_0 que indica a ausência de autocorrelação entre os regressores e efeitos aleatórios. Cabe destacar, que apesar dos testes, usualmente, na realização de um experimento aleatório que não seja controlado, utiliza-se o modelo de efeitos fixos, pois lida melhor com variáveis omitidas e problemas de especificação que possam surgir.

Já diante dos efeitos não espaciais, observa-se os resultados esperados dos parâmetros conforme indicado pela teoria. De modo que o PIB *per capita* positivo expressa a relação positiva, inicialmente visualizada entre a participação do emprego e renda, enquanto o valor negativo do quadrado do PIB *per capita*, que indica o processo de expansão da renda, caracteriza uma inversão em tal relacionamento, se tornando inversamente proporcional, resultando em perda de expressividade industrial por parte dos vínculos empregatícios do setor.

Tal como supracitado, ao trabalhar-se com regiões geográficas não se pode omitir a importância do aspecto espacial, desconsiderando a interação existente entre uma variável no espaço com esta mesma variável em localidades vizinhas, a

fim de evitar viés. Para tanto, embora tal importância tenha sido verificada anteriormente via AEDE, aqui foi realizado o teste CD de Pesaran para atestar sua existência. Isto posto, é fundamental a adoção de matriz de peso espacial adequada que capte tais interações espaciais. Nesse sentido, utilizou-se da matriz de convenção rainha, pois seguindo as indicações de Baumont (2004), a ideal seria aquela que apresentar o maior valor em módulo para o I de Moran, durante o maior período, sendo os resultados observados na Tabela 2 abordada anteriormente.

Tabela 4 - Modelos estimados, valor das estatísticas I de Moran e critério de informação Akaike e Schuwarz para cada modelo econométrico.

Estatísticas SAR	SAR	SEM	SAC	SDM	SDEM	
	Marginal					
<i>PIB_{pc}</i>	0,0119***	0,0119	0,0286***	0,0290***	0,0146***	0,0292***
<i>(PIB_{pc})²</i>	-2,6645***	-2,6645	-7,7883***	-7,8906***	-3,3112***	-8,1043***
Constante	1502,61***	-	1447,91***	1494,31***	1540,02***	1551,21***
Diagnóstico de regressão***						
Nº de obs.	8.379	8.379	8.379	8.379	8.379	8.379
R2	0.8228	-	0.8169	0.8173	0.8230	0.8177
R2 ajustado	0.8139	-	0.8077	0.8081	0.8140	0.8085
I de Moran	-1,0083	-	1,7059*	1,6075	-1,1293	1,5006
Akaike	509612,08	-	526151,38	525008,94	509335,94	523938,65
Schuwarz	512615,33	-	527478,03	526332,72	513198,43	526142,29

Fonte: Resultado da pesquisa, elabora pelos autores por meio do *software* Stata15

Obs.: *** significativo a 1%, ** significativo a 5% e * significativo a 10%

O teste CD de Pesaran novamente ressalta a importância de se avaliar a questão espacial. O resultado confirma a existência de autocorrelação entre os municípios, a nível de significância de 1%. Posteriormente, comprovada a dependência espacial residual, mediante a existência de defasagem espacial, isto é, o impacto que uma variável pode apresentar sobre si mesma, devido suas variações em regiões vizinhas, foram realizados testes para a definição do tipo de painel a ser utilizado para o controle de tal problema. A tabela 4 apresenta os critérios de seleção entre os modelos autorregressivo espacial (SAR), Durbin espacial (SDM), Durbin espacial do erro (SDEM), Erro regressivo espacial (SEM) e erro autorregressivo espacial (SAC), a saber, I de Moran, critério de informação Akaike e Schuwarz, bem como os resultados obtidos por cada modelo adotado.

Conforme os resultados obtidos, apenas o modelo SEM se mostrou ineficiente para lidar com o problema de endogeneidade, isto pois o valor de seu I de Moran foi significativo em 10%, o que indica a rejeição da hipótese nula de inexistência de autocorrelação, sendo incapaz de contornar a dependência espacial existente. Outrossim, considerando os postulados de Almeida (2012), caso mais de um modelo se mostre eficiente para lidar com a endogeneidade, corrigindo a dependência

espaciais não rejeitar a hipótese nula através do teste em seu I de Moran, opta-se por aquele que apresentar o menor critério de informação, sendo eles Akaike e Schwarz. Assim sendo, adotou-se o modelo Autorregressivo Espacial (SAR) para as análises que sucedem.

O modelo SAR, por ser mais complexo, deve ser avaliado a partir de dois efeitos distintos, o primeiro deles diz respeito a um efeito direto que os regressores exercem sobre o regressando de sua própria região. E um segundo, que representa o efeito indireto que estes mesmos regressores exercem nas variáveis dependentes de regiões vizinhas. Dessa forma a Tabela 4 apresenta o resultado do SAR marginal, que nada mais é do que a soma de ambos os efeitos individuais descritos.

Quando consideramos a heterogeneidade não observável e a própria dependência espacial, através da regressão via modelo SAR, que capta tais efeitos por intermédio de defasagem em sua variável dependente, o resultado se comportou conforme esperado pela teoria. Em suma, foi constatado a presença de desindustrialização em forma de “U invertido”, pois os resultados dos parâmetros PIB *per capita* e quadrado do PIB *per capita* foi positivo e negativo, respectivamente, a nível de significância de 1%.

Entretanto é preciso ponderar que uma parcela mínima dos municípios concentra grande parte dos empregos industriais do estado, conforme constatado na seção anterior. Além disso, foi registrado declínio na participação de seus empregos, sendo fatores que certamente influenciaram nos resultados apresentados pelo modelo econométrico. Nesse sentido, de fato alguns municípios podem estar caminhando em um processo de desindustrialização, porém em seu aspecto positivo, sendo reflexo de maior especialização e modernização do próprio setor industrial, com menor necessidade de utilização do fator trabalho.

Ora, considerando o progresso de municípios como Curitiba e São José dos Pinhais, que representam parcela significativa da industrial estadual em termos de empregos, bem como o fato de inicialmente serem o foco de políticas industrializantes, acompanhados de outros municípios da Região Metropolitana a qual deram início a consolidação industrial, não seria de estranhar um avanço na especialização voltada para o setor de serviços mais qualificados, aos moldes do desenvolvimento econômico regional apresentado por grandes cidades do mundo.

Contudo, esse processo não pode ser tratado como algo pontual a todos os municípios do Paraná, pois como visualizado na AEDE muitos sequer adentraram no processo de industrialização efetivamente, principalmente aqueles localizados na região central do estado.

Considerações finais

O objetivo central deste estudo foi identificar a possível existência do fenômeno de desindustrialização no Estado do Paraná entre 1989 e 2019. Para tal finalidade, considerou-se o conceito de desindustrialização clássica, sob a ótica do efetivo de empregos industriais, de modo que a incidência de tal fenômeno é marcada pela redução da participação do emprego industrial, em relação ao emprego total de uma economia.

No que diz respeito ao estado como um todo, houve sinalização positiva à desindustrialização, retratada por uma tendência de declínio na representatividade da indústria, iniciada a partir de 2007. Destarte, os principais municípios em termos

de industrialização, responsáveis por representar grande parcela da composição de empregos industriais no Paraná, apresentam declínio, principalmente no intervalo mais característico de queda (1999/19), cujas taxas de expansão média anualizada indicaram ausência de crescimento na última década, comportamento apresentado por mais da metade dos municípios do estado.

De fato, os últimos 10 anos foi o período em que mais houve decréscimo na importância industrial via empregos. Em consonância com tal afirmação, houve uma descentralização das regiões mais industrializadas, conforme os resultados apresentados pelos *clusters* espaciais, migrando da Região Metropolitana e Sudeste, principalmente, que foram os alvos iniciais de políticas direcionadas a expansão do setor, para regiões menos desenvolvidas, como a Noroeste Paranaense e Norte Central.

Outro fator de destaque, remete a ampliação na aglutinação de municípios, cuja indústria ainda se mostra muito incipiente, com participações risórias que se mantiveram ao longo de 40 anos. Tal concentração foi registrada na região central do Paraná, particularmente na Centro-Ocidental e Centro-Sul, chamando a atenção para a necessidade de políticas industrializantes que sejam capazes de gerar crescimento no setor secundário, no intuito de contribuir para redução da heterogeneidade regional visualizada, alastrando, via efeito de transbordamento, a importância do setor, que reside em alguns municípios, para os menos favorecidos. Desse modo, contribuindo para um desenvolvimento econômico sustentável no longo prazo, haja vista a importância da indústria nesse processo.

Através de toda robustez dos resultados, a sinalização de desindustrialização novamente se fez presente, indicada através do resultado do modelo econométrico. Onde uma relação de “U invertido” foi identificada, indicando que acréscimos na renda inicialmente elevam a participação do emprego na indústria, todavia ao atingir seu ponto de inflexão, tal relação se torna negativa. Cabe ressaltar que o comportamento do setor no estado foi influenciado por um conjunto restrito de municípios, com destaque a Curitiba, cidade que certamente contribuiu na obtenção de tais resultados, podendo ser reflexo de um processo natural no município em questão, retratando a expansão da importância relativa do setor de serviços, despontando como principal atividade impulsionadora.

Referências

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, Ohio, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models, do house prices capitalizes urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)**. Bourgogne: [s. n.], 2004. Disponível em: <chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://hal.science/hal-01525664/document>. Acesso em: 17 ago. 2023.

BONELLI, R. Industrialização e desenvolvimento. **Notas e conjecturas com foco na experiência do Brasil**. São Paulo: FIESP, 2005.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Doença holandesa e sua neutralização: uma abordagem Ricardiana. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 1, p. 47-71, 2007.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. Existe doença holandesa no Brasil? *In: Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas*, 4., 2008. São Paulo. **Anais** [...]. São Paulo: FGV, 2008. p. 1-21.

CANO, W. A desindustrialização no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 4, p. 831-851, 2012.

CLARK, C. M. A. **The conditions of economic progress**. London: Macmillan, 1940.

CRUZ, B. O.; SANTOS, I. R. S. **Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009**: umavisão regional da desindustrialização. Rio de Janeiro: Ipea, 2011.

CRUZ, M. J. V.; NAKABASHI, L. É possível falarmos em “desindustrialização” no Paraná? **Revista Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 2, n. 2, p. 85-91, 2006.

DRISCOLL, J.; KRAAY, A. (ed.). **Spatial correlations in panel data**: the world bank. Washington: World Bank Group, 1999.

ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, Philadelphia, v. 26, p. 224-268, 2003.

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

KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, New Jersey, v. 17, n. 3, p. 337-348, Nov. 1970.

KOLLMAYER, C. Explaining deindustrialization: how affluence, productivity growth, and globalization diminish manufacturig employment. **American Journal of Sociology**, Chicago, v.114, n. 6, p. 1644-1674, 2009.

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

MARQUETTI, A. A. Progresso técnico, distribuição e crescimento na economia brasileira: 1955-1998. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 32, n. 1, p. 103-124, 2002.

MONTEIRO, F. D. S. C.; LIMA, J. P. R. Desindustrialização regional no Brasil. **Nova Economia**, v. 27, p. 247-293, 2017.

NASSIF, A. Há evidências de desindustrialização no Brasil? **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 28, n. 1 (109), pp. 72-96, Jan-Mar 2008.

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

PALMA, J. G. Quatro fontes de desindustrialização e um novo conceito de doença holandesa. **Conferência de Industrialização, Desindustrialização e Desenvolvimento**, Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, agosto/2005.

RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS (RAIS) - 2020. Ministério da Economia. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/rais>. Acesso em: 25 jul. 2021

ROWTHORN, R.; WELLS, J. R. **Deindustrialization and Foreign Trade**. *Great Britain: Cambridge University Press*, 1987.

ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. Deindustrialization: Its Causes and Implications. **Working Paper**, v. 10, Washington, DC: IMF, 1997.

ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. Growth, trade, and deindustrialization. **IMF Staff papers**, v. 46, n. 1, p. 18-41, 1999.

SCATOLIN, F. D. et al. Desindustrialização? Uma análise comparativa entre Brasil e Paraná. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 35, n. 1, p. 105-120, 2007.

TRINTIN, J. G. A nova economia paranaense: 1970-2000. Maringá: Eduem, 2006.

WASQUES, R. N. O fenômeno da desindustrialização: uma análise do caso paranaense no período 1990-2010. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 8, n. 1, 2012.