

Monasterio, Leonardo; Reis, Eustáquio

Working Paper

Mudanças na concentração espacial das ocupações nas atividades manufatureiras no Brasil: 1872-1920

Texto para Discussão, No. 1361

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Monasterio, Leonardo; Reis, Eustáquio (2008) : Mudanças na concentração espacial das ocupações nas atividades manufatureiras no Brasil: 1872-1920, Texto para Discussão, No. 1361, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/90991>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1361

MUDANÇAS NA CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DAS OCUPAÇÕES NAS ATIVIDADES MANUFATUREIRAS NO BRASIL – 1872-1920

**Leonardo Monasterio
Eustáquio Reis**

Rio de Janeiro, novembro de 2008

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 1361

MUDANÇAS NA CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DAS OCUPAÇÕES NAS ATIVIDADES MANUFATUREIRAS NO BRASIL – 1872-1920*

Leonardo Monasterio**
Eustáquio Reis***

Rio de Janeiro, novembro de 2008

* Trabalho apresentando no Congresso Internacional Perspectivas Históricas sobre Mobilidade Social, promovido pela Pontifícia Universidade Católica de Belo Horizonte em outubro de 2007. Os autores agradecem o apoio do Conselho Nacional de Pesquisa (CNPq), da Fundação de Apoio à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (Faperj)/Programa de Apoio a Núcleos de Excelência (Pronex) e do Núcleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistêmicos (Nemesis).(Proc. E52 168.171/2006). Agradecem também aos assistentes Márcia Pimentel, Ana Isabel Alvarenga, Bárbara Ferreira e Maria do Carmo Horta.

** Da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). leonardo.monasterio@gmail.com

*** Do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). e.reis@ipea.gov.br.

Governo Federal

**Ministro de Estado Extraordinário de
Assuntos Estratégicos** – Roberto Mangabeira Unger

Secretaria de Assuntos Estratégicos

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Administração e Finanças

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

João Sicsú

Diretor de Estudos Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Diretora de Estudos Regionais e Urbanos

Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos Setoriais

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Mário Lisboa Theodoro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Estanislau Maria de Freitas Júnior

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL: N96, R11, O54

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 PERSPECTIVAS HISTÓRICAS	8
3 NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E ESTUDOS HISTÓRICOS DE LOCALIZAÇÃO INDUSTRIAL	12
4 DADOS	14
5 MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS ATIVIDADES ECONÔMICAS NO BRASIL – 1872-1920	17
6 DETERMINANTES DA LOCALIZAÇÃO DAS ATIVIDADES MANUFATUREIRAS	23
7 CONCLUSÕES	28
REFERÊNCIAS	29
ANEXO	32

SINOPSE

O trabalho apresenta perspectivas históricas às desigualdades econômicas regionais no Brasil. São analisadas as mudanças na concentração espacial das atividades econômicas baseadas em dados sobre a distribuição da força de trabalho a partir dos Censos de 1872 e 1920. A Nova Geografia Econômica (NGE) é o arcabouço analítico que mostra como geografia, custos de transporte e dotação de fatores deram impulso à industrialização da cidade de São Paulo e por que o acelerado crescimento industrial teve impacto tão limitado e defasado no restante do país. Em suma, a explicação está na redução dos custos de transporte gerada pelas ferrovias associada à imigração internacional subsidiada como solução institucional para a carência de mão-de-obra. Resultados econométricos mostraram que a Nova Geografia Econômica é uma ferramenta para compreender as raízes das desigualdades regionais no Brasil. O modelo de localização das atividades manufatureiras em 1920 sugere a importância dos custos de transporte, forças aglomerativas e externalidades associadas à imigração na concentração espacial da indústria brasileira.

ABSTRACT

This paper provides historical perspectives on regional economic inequalities in Brazil. It analyzes the changes in the spatial concentration of economic activities based upon data on the municipal distribution of the labor force by occupation from the Censuses of 1872 and 1920. The New Economic Geography provides the analytical framework to show how geography, transport costs and factor endowments gave industrial preeminence to the city of São Paulo and why the accelerated industrial growth had such a limited and delayed effects in the rest of the country. In short, the explanation lies in the significant reduction in transport costs brought by railroads associated with subsidized international migration as an institutional solution to the labor shortage problem. Estimation results show that the New Economic Geography is a tool to understand the roots of regional inequalities in Brazil. The model on the location of manufacturing activities in 1920 indicates the importance of transport cost, agglomeration forces and the externalities associated with overseas immigration in the spatial concentration of Brazilian industrialization.

1 INTRODUÇÃO

Dentre as economias do mundo contemporâneo, o Brasil se destaca pela extrema concentração na sua distribuição de renda. Com efeito, nos últimos trinta anos, o coeficiente de Gini da distribuição de renda familiar *per capita* permaneceu próximo a 0,6, cifra superada apenas por poucos países.

As diferenças regionais nos níveis de produtividade do trabalho são um dos principais fatores explicativos dos altos níveis de concentração de renda no Brasil. (AZZONI, 1997; BARROS; MENDONÇA, 1993). Segundo o Censo de 1996, a produtividade do trabalho na indústria era quatro vezes maior que na agricultura e pelo menos 40% do emprego industrial concentrava-se no Estado de São Paulo com 21%, pelo menos, na área metropolitana de sua capital.

As raízes históricas das desigualdades regionais são objeto de intensos debates na historiografia brasileira (LEFF, 1973; ALBUQUERQUE; CAVALCANTI, 1976; CANO, 1977; FURTADO, 1987; DENSLOW JUNIOR, 1977; BUESCU, 1979; CASTRO, 1977; BÉRTOLA *et al.*, 2006). Esses debates, contudo, carecem de esquema analítico e base empírica adequadas. As evidências históricas disponíveis restringem-se a estatísticas esparsas para as grandes regiões, ignorando as desigualdades significativas em níveis geográficos mais desagregados.

Buscando as raízes históricas das desigualdades regionais no Brasil, este trabalho utiliza dados municipais sobre a distribuição ocupacional da força de trabalho ou população economicamente ativa (PEA) dos Censos de 1872 e 1920 para especificar modelos econométricos dos fatores determinantes das mudanças na distribuição espacial das atividades econômicas nesse período.

A Nova Geografia Econômica (NGE) fornece o esquema analítico mostrando como fatores geográficos, tecnológicos e institucionais combinaram-se para dar à cidade de São Paulo a liderança do processo de industrialização e por que os efeitos desse processo nas demais regiões do país foram limitados e defasados no tempo. Após a descrição dos dados, o trabalho analisa resultados da estimação dos modelos, encerrando com uma discussão das implicações e extensões para a análise.

A hipótese básica de trabalho é que custos de transporte proibitivos inviabilizaram a industrialização brasileira até o final do século XIX, quando as ferrovias penetraram o Planalto Central. A redução dos custos de transportes propiciada pelas ferrovias fez emergir na cidade de São Paulo um mercado potencial que viabilizou a exploração de economias de escalas e de aglomeração nas atividades manufatureiras. Outra conseqüência da redução dos custos de transportes foi a imigração estrangeira, que aportou tecnologia e capital humano. A conjunção desses fatores resultou no primeiro processo auto-sustentado de industrialização da história brasileira.

Para as demais regiões do país, as conseqüências foram diversas. Nessas regiões, as incipientes atividades manufatureiras perderam a proteção dos altos custos de transportes pré-ferroviários. No mercado de trabalho, a imigração internacional subsidiada exacerbou a segmentação regional, retardando os efeitos da industrialização de São Paulo sobre os fluxos de migrações internas e, conseqüentemente, sobre as disparidades regionais nos níveis de salários.

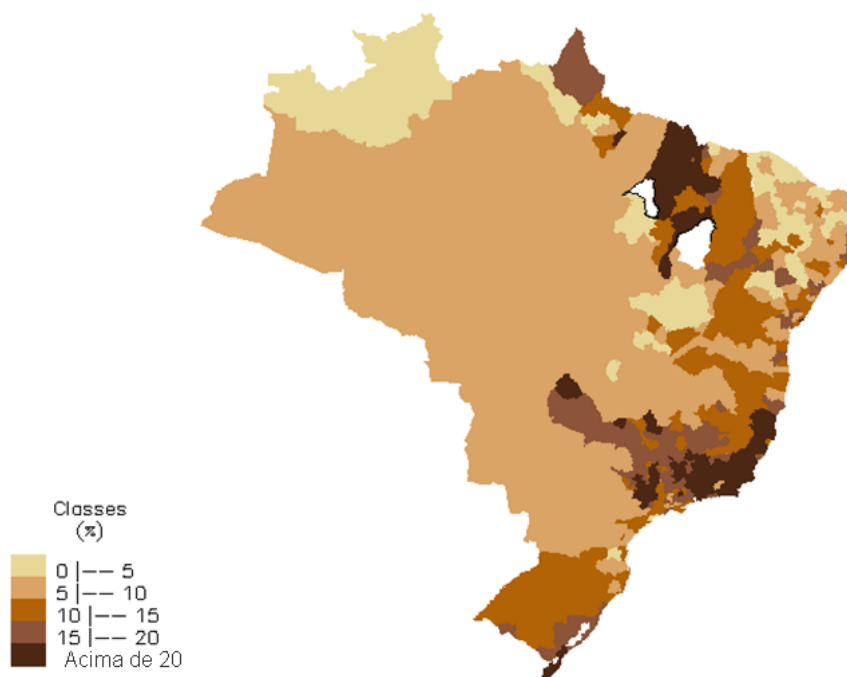
2 PERSPECTIVAS HISTÓRICAS

A história colonial brasileira é uma seqüência de longos ciclos exportadores, destacando-se o pau-brasil no século XVI, o açúcar no século XVII e o ouro no século XVIII. Ao longo desse período, a ocupação econômica baseou-se no trabalho escravo e, devido aos altos custos de transporte, ficou restrita a uma estreita faixa litorânea, exceto no caso do ouro, cujos custos de transporte eram negligenciáveis. Escravidão e custos de transporte foram os pecados originais da economia brasileira na medida em que limitaram a sustentação de seu crescimento no longo prazo.

A escravidão foi talvez a instituição mais marcante da história brasileira. A alta concentração de renda e os baixos níveis educacionais do país na atualidade ainda são, em grande parte, heranças da escravidão, além de revelar a carência de políticas sociais desde a abolição, em 1888. No Censo de 1872, os escravos representavam, aproximadamente, 15% da população brasileira. O mapa 1 mostra que, nessa época, a escravidão já havia perdido sua importância demográfica no Nordeste, concentrando-se nas áreas produtoras de café do Sudeste que, posteriormente, se tornariam a região industrializada do país.

MAPA 1

Percentual de escravos na população em 1872



Fonte: Processamento dos autores, com base nos Censos de 1872 e 1920 agregados por AMC (1872-2000).

As razões geográficas dos altos custos de transporte encontram-se na combinação perversa de solo, relevo, clima, vegetação e hidrografia. Estendendo-se do Rio Grande do Sul à Bahia, as íngremes encostas da Serra do Mar – aproximadamente, 1.000 m de altitude, a 100 km de distância do litoral – com suas florestas tropicais cerradas e chuvas fortes concentradas no verão, inviabilizaram a ocupação econômica do Planalto Central antes do ciclo do ouro. Excluindo-se a bacia do São Francisco, os demais rios navegáveis do Planalto Central desaguam na bacia do Prata, com desvio de rota para os

mercados europeus que os tornava inviáveis, da perspectiva econômica e política. No Nordeste, o Maciço da Borborema, o solo pobre e o clima árido tornaram insustentável a ocupação econômica além da estreita faixa litorânea da Zona da Mata. Finalmente, na Amazônia, onde o transporte fluvial era viável, o clima insuportável e a vegetação impenetrável restringiram a ocupação econômica às áreas ribeirinhas.

Durante os séculos XVI e XVII, devido às dificuldades do trânsito de cavalos e carroças através das declividades da Serra do Mar, o transporte terrestre de longo curso ficou restrito ao ombro de escravos indígenas e africanos. Durante o ciclo do ouro, a tropa de mula gradualmente substituiu os escravos, mas só em meados do século XIX, com as ferrovias, a roda foi introduzida no transporte terrestre de longa distância no Brasil.

Os custos de transporte proibitivos e a escravidão, agravados pelas políticas mercantilistas portuguesas, inviabilizaram a consolidação de atividades manufatureiras durante o ciclo do ouro, não obstante os processos de urbanização e acumulação de riqueza associados às atividades mineradoras. Após a Independência, os ensaios de industrialização permaneceram anêmicos e geograficamente dispersos devido aos custos de transporte e à escravidão, que limitaram os mercados de consumo, inviabilizaram as economias de escala e desestimularam a educação da força de trabalho.

No último quartel do século XIX, o café e as ferrovias impulsionaram grandes transformações sociais, políticas e econômicas. Após a abolição da escravidão, o regime monárquico centralizado daria lugar, em 1889, a uma república federalista. A tabela 1 mostra que São Paulo foi o grande beneficiário das transformações econômicas, destacando-se pela participação nas ferrovias, na produção de café, no influxo de imigrantes e na industrialização emergente (SUZIGAN, 1986; REIS; REIS, 1988).

TABELA 1
Extensão das ferrovias (km), produção de café (milhões de sacas), entrada bruta de imigrantes (milhares), e estabelecimento de unidades industriais – 1850 a 1930

Período	Extensão das ferrovias (km)		Produção de café (milhões de sacas)		Imigrantes (milhares)		Estabelecimentos industriais	
	Brasil	SP (%)	Brasil	SP (%)	Brasil	SP (%)	Brasil	SP (%)
1851-1860	191	0	27,4	n.d.	131	5	24	8
1861-1870	678	21	29,6	n.d.	99	2	54	6
1871-1880	3.182	38	37,6	11	219	6	125	9
1881-1890	9.382	26	54,6	37	601	37	398	20
1891-1900	14.512	23	80,8	61	1.143	67	924	32
1901-1910	20.576	23	136,0	68	698	58	2.438	31
1911-1920	27.428	24	140,1	68	802	60	9.071	32
1921-1930	31.602	22	194,0	57	840	87	n.d.	n.d.

Fontes: Matos (1974) para ferrovias e café; IBGE (1939) para imigração; Cano (1977) para estabelecimentos industriais.
n.d. = não-disponível.

A abertura de 77 km de conexão ferroviária entre o porto de Santos e a cidade de São Paulo, em 1867, propiciou reduções significativas nos custos de transporte no

oeste paulista. A tabela 2 mostra que a introdução das ferrovias mudou drasticamente a competitividade dessa região *vis-à-vis* o Vale do Paraíba. Antes das ferrovias, a maior produtividade dos cafezais das regiões localizadas a mais de 250 km de Santos, ou seja, a oeste de Campinas, era praticamente anulada pelos altos custos de transporte.

TABELA 2

Rendimento do café, custos de transporte e receitas na porta da fazenda com tropas de mula (1838) e ferrovias (1867) no Vale do Paraíba e oeste paulista

	Tropas de mula (1838)		Ferrovias (1867)	
	Vale do Paraíba	Oeste paulista	Vale do Paraíba	Oeste paulista
Rendimento do café (kg/pé)	0,34	0,81	0,34	0,81
Preço de exportação do café (mil réis/ton)	253	205	347	276
Distância média ao mar (km)	120	245	120	245
Frete (mil-réis/t*km)	0,76	0,59	0,20	0,20
Custos de transporte unitários (mil-réis)	91	145	24	49
Custo de transporte (% do preço de exportação)	36	71	7	18
Receita da fazenda (mil-réis/pé de café)	0,06	0,05	0,11	0,18

Fonte: Ellis Júnior (1951).

As conseqüências da redução dos custos de transporte foram, primeiro, a expansão celerada da cafeicultura no oeste paulista. Em duas décadas, São Paulo mais do que triplicou sua participação na produção de café do país e, dentro do estado, a região oeste, com uma participação abaixo de 10%, em 1854, alcança mais de 50%, em 1886 (MILLIET, 1982, p. 21-23). Segundo, a emergência da cidade de São Paulo como a conexão mais importante da rede ferroviária brasileira (mapa 2). As antigas áreas cafeicultoras do Vale do Paraíba perderam repentinamente sua vantagem competitiva em termos de custos de transporte e o Rio de Janeiro deixou de ser o local geográfico de menor custo de transporte.¹

Na década de 1890, o Estado de São Paulo e a cidade de São Paulo em particular absorveram fluxos maciços de imigrantes estrangeiros. Grande parte desses fluxos foi viabilizada pelo custeio da viagem pelo Estado de São Paulo. A transição para o federalismo foi fundamental nesse sentido, possibilitando ao estado maior liberdade e recursos financeiros para implementar políticas de subsídio à imigração estrangeira.² Entre 1891 e 1906, os dispêndios com imigração no Estado de São Paulo representaram 62% dos gastos federais nessa mesma rubrica (IBGE, 1939). A parcela da imigração subsidiada – em oposição à espontânea – foi de mais de 72% (IBGE, 1939). Durante esse período, o fluxo bruto de imigrantes para São Paulo foi

1. Ver Summerhill (1999) para uma estimativa da importância da introdução das ferrovias para a economia brasileira.

2. As políticas imigracionistas foram cruciais no processo político que culminou com a abolição da escravidão. Na aprovação da Lei do Sexagenário, em 1885, os representantes do oeste paulista no Congresso negociaram a concessão de subsídios do Governo Central para a imigração estrangeira o que lhes permitiu apoiar a abolição, aprovada em 1888 sem qualquer indenização aos ex-proprietários de escravos. Para uma discussão das divergências regionais de interesses na abolição da escravidão, ver Reis e Reis (1988).

de mais de 1,13 milhão de pessoas que se compara com uma população total de menos de 1,4 milhão de habitantes em 1890.

MAPA 2
Malha ferroviária brasileira – 1910



Fonte: IBGE (2005).

Além de atenuar a escassez de mão-de-obra, a imigração internacional contribuiu aportando capital financeiro, tecnologia e capital humano, sobretudo para a cidade de São Paulo. Em 1890, a taxa de analfabetismo da população masculina no Brasil e no Estado de São Paulo era, aproximadamente, 81%, e na cidade de São Paulo, 65%. Em 1920, a cifra caiu para próximo de 70% no Brasil e no Estado de São Paulo e para 36% na cidade de São Paulo (DGE, 1876; MAIC, 1927).³

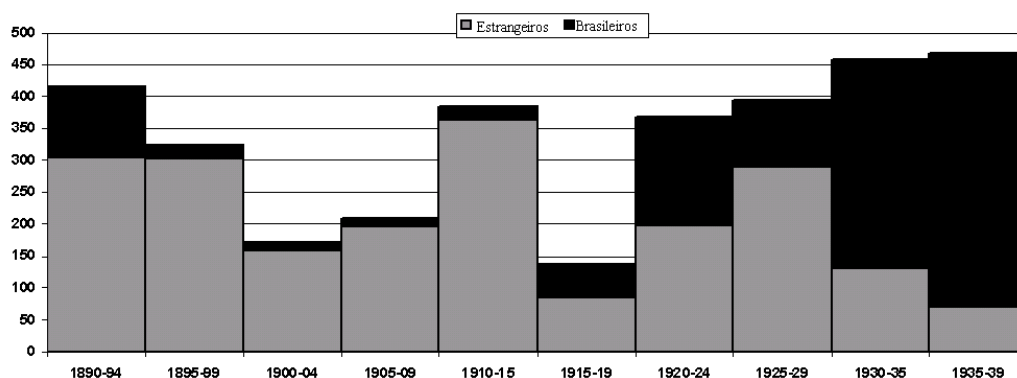
As economias de escala e de aglomeração decorrentes da redução dos custos de transporte e o acúmulo de capital humano e tecnologia possibilitaram à cidade de São Paulo se tornar o epicentro da industrialização brasileira. Em 1919, ela já respondia por mais de 10% dos estabelecimentos e 21% do emprego nas atividades manufatureiras do país. Nesse mesmo ano, o Estado de São Paulo concentrava 40%

3. Dean (1976), contudo, mostrou que, além da maior alfabetização, uma parcela substancial dos imigrantes estrangeiros era familiarizada com ambientes urbanos e industriais. Leff (1991, p. 69), contudo, desqualifica a contribuição do capital humano dos imigrantes como fator da industrialização de São Paulo argumentando que maior parte deles se originava de áreas rurais da Europa.

dos maiores estabelecimentos industriais do país (CANO, 1977). Entre 1907 e 1919, a participação da indústria paulista no valor da produção industrial brasileiro praticamente dobrou, alcançando 32%. Os grandes perdedores foram a cidade do Rio de Janeiro e o Estado do Rio Grande do Sul, que testemunharam reduções de participações de 30% para 21% e de 14% para 11%, respectivamente (CANO, 1977, p. 251).

Finalmente, a imigração internacional subsidiada retardou os fluxos migratórios internos e, dessa forma, amorteceu seus efeitos sobre a redução das disparidades regionais de renda e salário. O gráfico 1 mostra que, entre 1890 e 1930, aproximadamente 2 milhões de estrangeiros imigraram para São Paulo contra apenas 500 mil brasileiros. Só a partir de 1930 os fluxos de migração doméstica tornaram-se significativos. Além disso, nos modelos hedônicos de determinação dos salários rurais dos municípios em 1920, o percentual de estrangeiro na população aparece como o fator mais significativo (MONASTERIO; REIS, 2007).

GRÁFICO 1
São Paulo: número de imigrantes brasileiros e estrangeiros – 1890-1940
(Em milhares)



Fonte: IBGE (1939).

3 NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E ESTUDOS HISTÓRICOS DE LOCALIZAÇÃO INDUSTRIAL

As análises históricas da industrialização brasileira baseiam-se, em geral, em hipóteses *ad hoc*. Diversamente, na tentativa de explicar as origens da concentração industrial em São Paulo, este trabalho confronta empiricamente dois modelos teóricos – Heckscher-Ohlin (H-O) e NGE baseando-se em um painel de dados municipais sobre a distribuição das ocupações por atividades econômicas nos anos de 1872 e 1920.

Nos modelos H-O, a localização industrial é explicada pela relação entre custos de transporte e especialização regional. Com custos de transportes proibitivos, os mercados regionais são segmentados e não há qualquer especialização regional das atividades econômicas. Com a redução dos custos de transporte, os mercados regionais se integram e as escolhas de localização obedecem às vantagens comparativas ditadas pelas dotações relativas de fatores de produção. A implicação básica é quanto menor o custo de transporte, maior a especialização regional nas atividades que utilizam intensamente os fatores relativamente abundantes na região.

Os modelos da NGE possuem implicações mais complexas. Supondo-se uma população exogenamente distribuída em duas regiões, se os custos de transporte forem proibitivos, os empresários construirão fábricas em cada um dos mercados na tentativa de minimizar custos de transporte. Custos de transporte reduzidos (ou economias de escala) levariam à concentração das indústrias na região que tem o maior mercado no momento inicial. Forças centrípetas associadas às economias externas e aos encadeamentos setoriais tenderiam a concentrar ainda mais as atividades industriais em uma única região.

Os modelos da NGE podem também resultar em forças centrífugas e para valores razoáveis de seus parâmetros razoáveis podem gerar padrões centro-periferia não admissíveis no modelo H-O. Maiores salários, aluguéis e deseconomias de aglomeração encorajam a dispersão da produção. Além disso, em concorrência monopolística, a saturação do mercado por produtos substitutos próximos é uma força dispersiva que torna mercados isolados mais atrativos. Historicamente, contudo, esses resultados são mais prováveis em estágios posteriores de desenvolvimento.

Os custos de transporte têm papel crucial nos modelos da NGE e há uma relação não-linear entre custos de transporte e concentração espacial da indústria. Custos muito altos ou muito baixos levam à dispersão das atividades econômicas. Em oposição, níveis intermediários dos custos de transporte associam-se com a aglomeração espacial das atividades econômicas, uma vez que firmas são atraídas por seus compradores/fornecedores e buscam explorar as economias externas de escala (KRUGMAN, 1991). Portanto, as mudanças na infra-estrutura e custos de transporte como ocorreu no Brasil no final do século XIX podem resultar em grandes modificações nos padrões espaciais de localização das ocupações e atividades econômicas.

Empiricamente, nem sempre é possível distinguir as hipóteses derivadas dos modelos H-O e da NGE. Mesmo porque ambas as teorias possuem como resultado básico o aumento da especialização regional devido à redução dos custos de transporte. Os modelos da NGE, contudo, permitem derivar algumas implicações que não se verificam no modelo H-O (HEAD; MAYER, 2003). Destaca-se, nesse sentido, o “efeito do mercado doméstico” (*home market effect*), ou seja, as regiões com maior demanda por um bem produzido com retornos de escala crescentes serão exportadores líquidos e não importadores desse bem (KRUGMAN, 1980). Conseqüentemente, um aumento exógeno da demanda regional por esse bem tende a gerar um aumento mais do que proporcional na localização da indústria produtora desse bem na região.

Vários estudos históricos recentes confrontam o poder explicativo dos modelos H-O e da NGE. Kim (1998), por exemplo, analisa o caso norte-americano, a partir de uma análise de painel para nove regiões, 20 indústrias e sete períodos entre 1840 e 1987. Seus resultados revelam que, apesar de o índice de especialização regional mostrar uma redução desde 1860, a evolução da concentração espacial da indústria manufatureira apresentou uma trajetória de U invertido, crescendo até os meados do século XX, estabilizando por algum tempo e, em seguida, declinando monotonicamente até final do século. Baseando-se no modelo H-O, ele argumenta (KIM, 1995, p. 669) que o aumento na escala de produção fez as manufaturas norte-americanas mais dependentes da dotação localizada de recursos naturais e fontes de

energia, explicando dessa forma o aumento inicial da concentração. Posteriormente, as inovações tecnológicas tornaram a produção menos dependente de recursos naturais localizados e a especialização regional diminuiu.

Tirado *et al.* (2002) utilizaram os modelos econométricos para explicar a concentração da indústria espanhola na região de Catalunha. A especificação empírica utilizada incluiu variáveis como tamanho dos estabelecimentos e concentração espacial do consumo, entre outras, para capturar o papel dos custos de transporte, economias de escala e potencial de mercado na determinação do mapa industrial da Espanha no começo do século XX. Seus resultados, mesmo controlando para os efeitos espaciais, dão forte suporte às hipóteses da NGE. Rosés (2003), por sua vez, analisa as origens da concentração das indústrias nas províncias espanholas, adaptando o arcabouço analítico de Davis e Weinstein (1999) para testar as implicações empíricas dos modelos NGE e H-O. Seus resultados mostram que a localização industrial na Espanha é mais bem explicada por uma combinação de ambas as teorias.

Crafts e Mulatu (2005, 2006) estudam os padrões de especialização regional da industrialização britânica nos períodos que antecedem a Primeira e a Segunda Grande Guerra. Para tanto, utilizam o modelo de Midelfart-Knarvik *et al.* (2000) que combina os modelos H-O e NGE. Como Kim (1995, 1998), eles concluem que a dotação de fatores foi o fator mais importante na determinação dos padrões de especialização regional. Os mecanismos da NGE desempenham, contudo, um papel importante pois, embora a disponibilidade de recurso possa explicar a origem da localização industrial, as economias externas reforçam a concentração regional subsequente (CRAFTS; MULATU, 2005, p. 512).

Concluindo, deve-se notar que os dados necessários para essas análises nem sempre estão disponíveis no caso brasileiro.

4 DADOS

As principais fontes de dados são os Censos de 1872 e 1920. O Censo Demográfico de 1872 foi o primeiro com métodos confiáveis e cobertura abrangente (BOTELHO, 1999). Foram recenseados os 643 municípios então existentes no Brasil, pesquisando-se a distribuição da população de acordo com idade, gênero, nacionalidade, alfabetização, condição legal (escravo/livre) e ocupação profissional (36 categorias). Os Censos Demográficos de 1890 e 1900 são menos confiáveis e em ambos não foram pesquisados dados sobre ocupação.

O Censo de 1920 foi o primeiro a cobrir aspectos demográficos e econômicos. Os dados demográficos incluem gênero, idade, nacionalidade, alfabetização e ocupação (45 categorias) para 1.305 municípios (dados de cor não foram incluídos, infelizmente). Os dados econômicos, contudo, estão restritos aos estaduais, e, exceto na distribuição da força de trabalho por ocupação, a única fonte de informação em nível municipal é o número de unidades industriais.⁴ Para as informações agrícolas é possível ter dados municipais sobre o produto em área plantada para 25 cultivos, estoque de capital e salários em 17 categorias ocupacionais rurais. Infelizmente, os

4. No nível estadual, há dados de salário e empregos para categorias detalhadas dos setores indústrias.

dados da força de trabalho rural estão agregados em apenas duas categorias: agricultura e pecuária.

Os conceitos, e em particular, as categorias ocupacionais dos Censos de 1872 e de 1920 merecem algumas considerações. Observa-se primeiro que, em razão do interesse pelo papel da imigração européia, adotou-se uma definição de estrangeiros em 1872 que não inclui os escravos africanos, considerados, portanto, como parte da população brasileira.⁵

Outro problema é que a categoria “sem ocupação” no Censo de 1872 aplica-se a 39% da população. A razão do percentual elevado é que as categorias de ocupação incluem a população total e não apenas a força de trabalho, sendo impossível distinguir pessoas sem ocupação da população desempregada ou dependente (crianças e idosos). O problema foi ignorado supondo-se que a população com ocupação declarada é uma amostra não-viesada da distribuição ocupacional da força de trabalho.

Por fim, existem inconsistências nas definições das categorias ocupacionais nos Censos de 1872 e de 1920 que se explicam seja pela falta de rigor nas definições, seja pelas mudanças tecnológicas ocorridas entre 1872 e 1920. Nesse sentido, é plausível supor que a introdução do sistema fabril e as inovações técnicas associadas tenham restringido o conceito de ocupações manufatureiras no Censo de 1920, tendendo a subestimá-las em relação ao Censo de 1872, sobretudo nos setores têxteis e alimentícios. Esse problema foi também ignorado supondo-se que os erros sejam não-viesados.

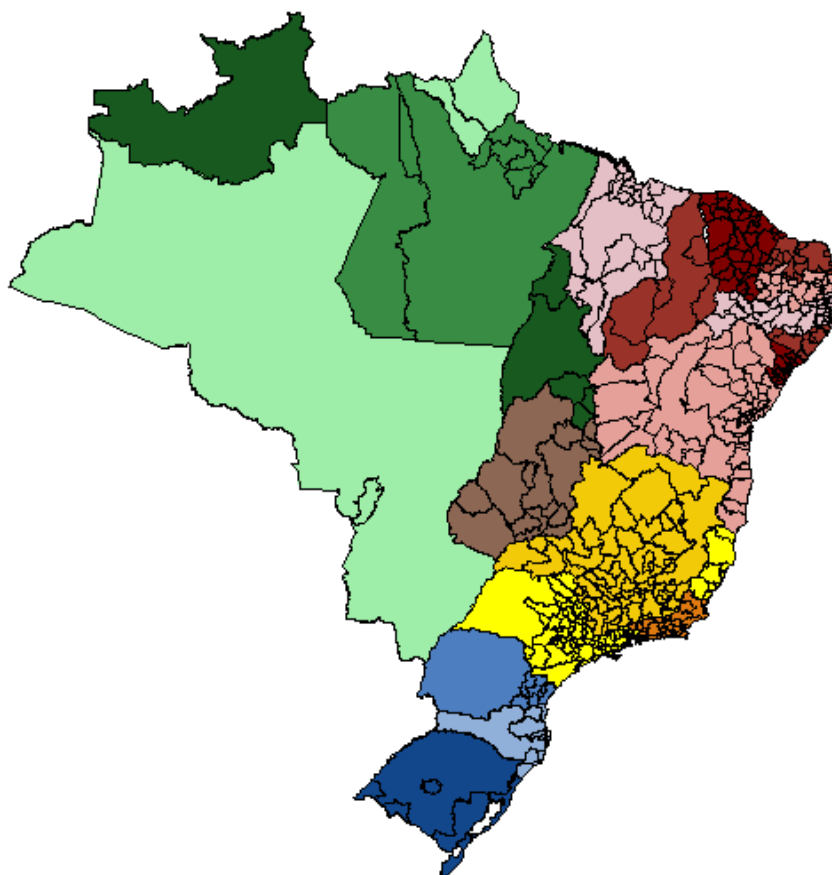
Para análises comparativas, procurou-se obter o maior número de categorias ocupacionais, preservando o conteúdo econômico das mesmas; as ocupações listadas em 1872 e 1920 foram agregadas em 22 categorias comparáveis.⁶

Em termos geográficos, apesar da referência a municípios, a unidade de observação são as áreas mínimas comparáveis (AMC), ou seja, a menor agregação de municípios adjacentes necessária para garantir comparações de uma mesma área geográfica entre diferentes anos censitários. Exceto quando explicitado, o termo município designa as AMCs para o período 1872-2000. Para esse período, o número de AMC é 432, que se compara com 544 para 1872-1920. A justificativa para a escolha desse período é que a superposição de mapas com temas geográficos e fronteiras municipais só é possível para censitários posteriores a 1991 quando sistemas de informações geográficas estão disponíveis.

O mapa 3 representa as AMCs 1872-2000, distinguindo as cinco grandes regiões brasileiras por cores diferentes. Nota-se que nas regiões onde a ocupação foi mais recente, como Norte e Centro-Oeste, o número de AMC é pequeno para fins estatísticos e, portanto, os mapas incluindo essas regiões tendem a distorcer a percepção visual das distribuições das variáveis.

5 Uma razão adicional para a definição adotada é o fato de que a origem africana está provavelmente subestimada para evitar problemas legais decorrentes da sistemática inobservância de uma lei de 1831 que baniu o tráfico transatlântico de escravos. Só a partir de 1852 cessou o tráfico transatlântico de escravos.

6. Ver anexo.



Fonte: Reis, Pimentel e Alvarenga (2007).

Obs.: A AMC para 1872-2000 não inclui o Estado do Acre porque este era parte do território boliviano em 1872.

Os dados dos censos foram complementados por dados geográficos, bem como sobre ferrovias em nível municipal. Os dados geográficos incluem latitude, longitude, altitude, distância ao mar, atributos do solo (erosão, viabilidade agrícola, entre outros). A distribuição municipal dessas variáveis foi obtida pela interseção dos mapas digitais de cada um desses temas com aquele do contorno das AMCs para o período 1872-2000.

A Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foram as fontes dos mapas digitais com dados geográficos. A exceção são os dados climáticos do Climate Research Unit (CRU) of the University of East Anglia (UEA) onde foram obtidas as médias de precipitação e temperatura observadas no período 1961-1990. A suposição é que médias não mudaram significativamente nos últimos 150 anos (ANDERSON; REIS; SPERANZA, 2007)

Finalmente, os dados sobre ferrovias incluem as localização municipal das estações ferroviárias e suas respectivas datas de inauguração. A tabela 3 apresenta as estatísticas básicas das variáveis usadas no estudo.

TABELA 3

Estatísticas descritivas para variáveis selecionadas – 1872 e 1920

	Min	Mediana	Média	Max
População – 1872	1.397	16.891	26.067	274.972
População – 1920	2.917	44.133	82.150	1.494.587
Força de trabalho – 1872	700	10.608	16.139	182.876
Força de trabalho – 1920	892	12.478	24.526	478.938
Força de trabalho na manufatura – 1872	27	384	908	17.995
Força de trabalho na manufatura – 1920	29	1.078	3.214	150.790
IHH – 1872	0,208	0,388	0,403	0,770
IHH – 1920	0,103	0,628	0,596	0,929
Força de trabalho na manufatura – 1872 (%)	0,6	4,4	5,5	24,4
Força de trabalho na manufatura – 1920 (%)	0,9	8,2	9,9	44,2
Escravos na força de trabalho – 1872 (%)	1,0	14,5	17,4	62,8
Estrangeiros na manufatura -1872 (%)	0,0	1,7	6,5	86,5
Estrangeiros na força de trabalho – 1872 (%)	0,0	0,8	2,4	66,4
Estrangeiros na força de trabalho – 1920 (%)	0,0	0,9	5,7	50,0
Taxa de alfabetização da força de trabalho – 1872 (%)	1,8	12,9	14,8	62,5
Taxa de alfabetização da força de trabalho – 1920 (%)	3,9	18,8	20,8	61,3
Densidade demográfica – 1872 (hab/km ²)	0,001	0,070	0,117	2,180
Densidade demográfica – 1920	0,002	0,083	0,177	9,160
Idade da estação ferroviária em 1920 (anos)	0	7	17	66
Distância ao mar (km)	0	77	158	998
Altitude (m)	1	342	387	1.179
Qualidade do solo	0,000	0,000	0,086	1,000
Precipitação	158	473	453	1050

5 MUDANÇAS NA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS ATIVIDADES ECONÔMICAS NO BRASIL – 1872-1920

Esta seção explora os dados sobre a distribuição espacial da força de trabalho nos diversos setores das atividades econômicas no Brasil entre 1872 e 1920, utilizando medidas clássicas de concentração espacial e de correlação dos padrões espaciais de concentração observados.

5.1 A CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DA FORÇA DE TRABALHO

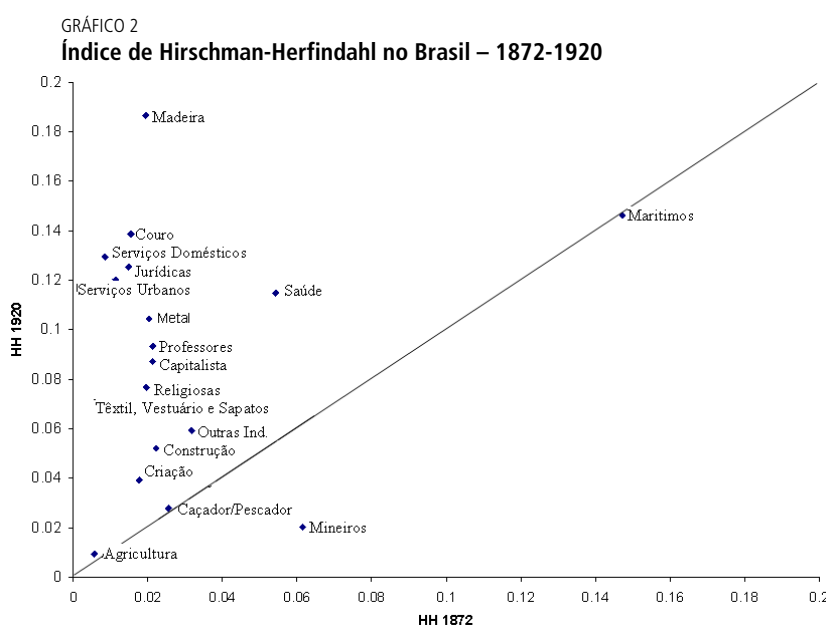
O Índice de Herfindahl-Hirschman – Herfindahl-Hirschman Index (HHI) – mede a intensidade da concentração municipal da força de trabalho de diversos setores em um dado momento no tempo pela fórmula:

$$HHI_k = \sum_i (s_{ki})^2 \quad (1)$$

onde s_{ki} é o percentual da força de trabalho no setor k na região I .

Variando entre 0 e 1, valores maiores indicam que um maior percentual da força de trabalho de um setor encontra-se concentrado em um mesmo número de municípios.

O gráfico 2 mostra o HHI para todas as ocupações entre 1872 e 1920. Quase todos os pontos encontram-se acima da reta de 45 graus, indicando concentração da força de trabalho no período. A força de trabalho das atividades “agrícola”, “caça/pesca”, “marítima” e “mineração”, que se caracterizam pela dependência de recursos naturais localizados de forma dispersa, foram as exceções. Todas as atividades manufatureiras e urbanas ficaram mais concentradas, indicando que forças centrípetas prevaleceram no período.



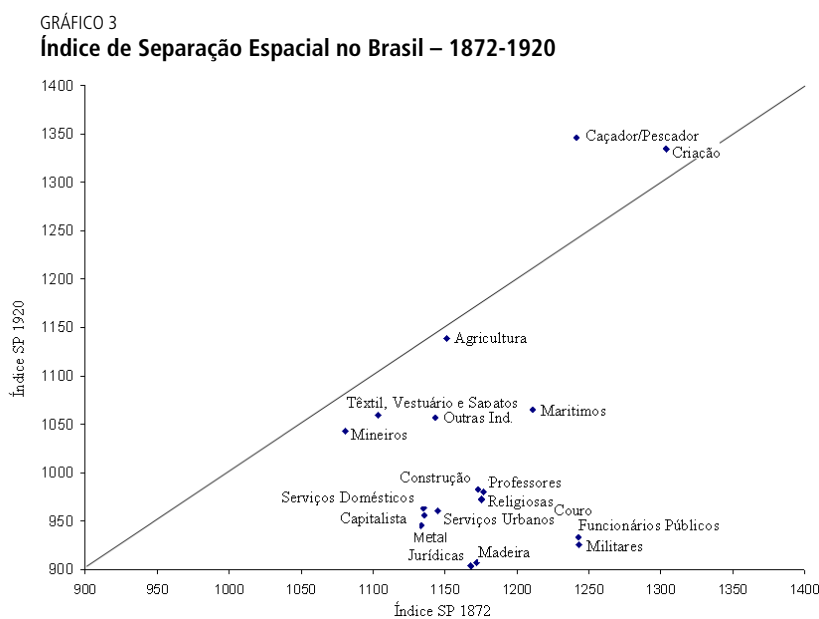
Como medida de concentração espacial, o HHI deixa a desejar por não considerar a distância geográfica entre as unidades. Assim, o valor do índice é o mesmo se a indústria estiver concentrada em municípios vizinhos ou distantes milhares de quilômetros. Para contornar esse problema, Midelfart-Knarvik *et al.* (2002) propuseram o que ficou conhecido como índice de separação espacial (ISP):

$$ISP^k = \sum_i \sum_j (s_i^k s_j^k \delta_{ij}) \quad (2)$$

onde s_i^k e s_j^k são os percentuais da indústria k na localização i e j , e δ_{ij} é a distância entre duas localizações. As distâncias de um determinado setor com as ponderações dadas pelo produto dos percentuais foram medidas entre os centróides dos municípios (AMC). O ISP é, portanto, uma média ponderada das distâncias entre municípios onde se localizam os empregos da força de trabalho nos respectivos pares de localidades. Seu intervalo de variação é dado pela distância observada entre os

pares de municípios (AMC) brasileiros. Quanto menor o valor do ISP, mais concentrada espacialmente encontra-se a força de trabalho do setor.

Resultados do ISP para 1872 e 1920 apresentados no gráfico 3 reforçam o que o HHI já havia indicado: a força de trabalho nos setores de serviços e manufatura ficou realmente mais agregada no período; além disso, os empregos no setor de serviços parecem mostrar maior aumento da concentração espacial no período do que a força de trabalho nas atividades manufatureiras. A redução dos custos de transporte é um dos fatores explicativos do aumento de concentração. As diferenças entre a força de trabalho nas atividades de serviços e manufatureiras estão possivelmente associadas ao aumento na densidade populacional do país, muito embora seja difícil determinar o sentido da causalidade nesse caso.⁷



Fonte: Processamento dos autores, com base nos Censos de 1872 e 1920 agregados por AMC (1872-2000).

Nas atividades manufatureiras, a experiência dos setores foi heterogênea: “têxteis, vestuários e calçados” e “outras indústrias” permaneceram algo dispersas, enquanto “metal” e “madeira” tornaram-se ainda mais concentradas. Como hipóteses explicativas sugere-se a maior orientação para fontes de matérias-primas das indústrias têxteis, que também se associa com uma sobrevivência maior de ocupações artesanais rurais. Em contraste, a indústria do “metal” e a da “madeira” (móveis) têm fortes encadeamentos setoriais, além de serem mais intensivas em tecnologia e capital humano, beneficiando-se em maior grau, portanto, da maior concentração espacial.

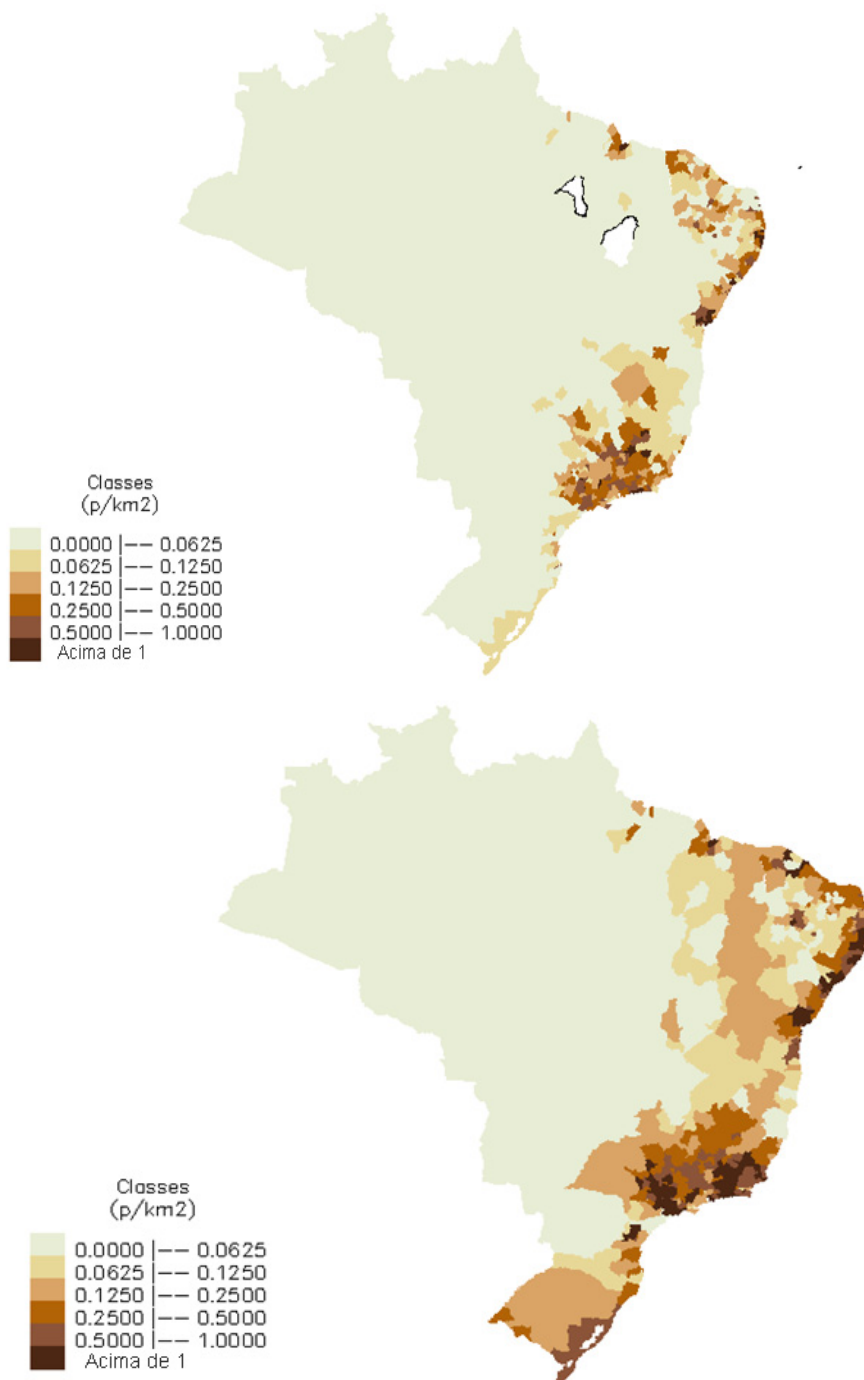
7. É possível que a concentração espacial da manufatura seja, na verdade, simples decorrência do processo de concentração industrial, tal como mostraram Ellison e Glaeser (1997). Contudo, os dados presentes não permitem que seja calculado o indicador, imune a tal distorção, sugerido por tais autores.

5.2 A AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL DA FORÇA DE TRABALHO NAS ATIVIDADES MANUFATUREIRAS EM 1872 E 1920

O mapa 4 mostra a densidade geográfica da força de trabalho em atividades manufatureiras em 1872 e 1920. Visualmente percebe-se o adensamento da força de trabalho manufatureiro nas regiões próximas às cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo e, em menor grau, das capitais litorâneas do Nordeste.

MAPA 4

Densidade da força de trabalho manufatureira em 1972



Fonte: Processamento dos autores, com base nos Censos de 1872 e 1920 agregados por AMC (1872-2000).

Para se obter uma medida estatística mais precisa foram calculados os valores do quociente locacional da força de trabalho nas atividades manufatureiras de cada município em 1872 e 1920 e, a partir disso, estimada a autocorrelação espacial desses indicadores utilizando a estatística-I de Moran (O'SULLIVAN; UNWIN, 2003, p. 197).

O quociente locacional da força de trabalho nas atividades manufatureiras para o município i , $LQ_{manuf,i}$, é dado por:

$$LQ_{manuf,i} = s_{manuf,i} / s_{manuf,Brasil} \quad (3)$$

O numerador e o denominador são os percentuais da força de trabalho com ocupações manufatureiras no município (AMC) e no Brasil, respectivamente.

A estatística-I de Moran mede a dependência espacial positiva (negativa) da distribuição de uma variável entre unidades geográficas. Seu valor, variando entre +1 e -1, é uma medida da correlação entre os valores de uma unidade geográfica com seus vizinhos.⁸ Seu cálculo é feito pela fórmula:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (4)$$

onde:

n = número de áreas;

$y_{i,j}$ = valores da variável y nas áreas i ou j ;

\bar{y} = média da variável y ; e

w_{ij} = elemento i, j da matriz de contigüidade W .

O valor estimado do I de Moran para o quociente locacional da força de trabalho nas atividades manufatureiras no Brasil foi 0,23 em 1872 e 0,21 em 1920. Esses valores mostram que, embora haja dependência espacial positiva, não se caracteriza uma forte concentração espacial. Mais importante talvez, a concentração espacial teria se reduzido ou permanecido constante no período em questão, contrariando nossas hipóteses de trabalho. Com já observado, provavelmente há uma subestimação relativa da força de trabalho manufatureiro no Censo de 1920. Isto porque a introdução do sistema fabril qualifica como rurais (ou mesmo não qualifica) algumas atividades e ocupações (por exemplo, fiação e tecelagem caseira ou artesanal) que eram anteriormente qualificadas como manufatureiras.

8. AMCs são consideradas vizinhas quando possuem ao menos um ponto de fronteira comum. Esse critério de contigüidade denomina-se *Queen* de primeira ordem. A matriz de contigüidade W foi criada usando o Geoda 0,95 (ANSELIN, 2004).

Outro problema é que a estatística-I de Moran é uma medida de autocorrelação espacial global e, portanto, aplica-se a toda a amostra, não distinguindo que áreas específicas são mais fortemente correlacionadas com seus vizinhos. Para mensurar esse aspecto, estatísticas de autocorrelação foram desenvolvidas por Anselin (1995), que propôs um Local Indicator of Spatial Association (LISA). As propriedades desejáveis dessa medida seriam: *a*) mostrar quais as unidades específicas que apresentam valores similares aos seus vizinhos; *b*) a soma dos LISAs individuais deve ser proporcional ao indicador global de autocorrelação. A estatística-I de Moran localizada (I_i) cumpre os dois requisitos (O'SULLIVAN; UNWIN, 2003, p. 203-204), como se demonstra nas duas equações a seguir:

$$I_i = z_i \sum_{j \neq i}^n w'_{ij} z_j, \quad (5)$$

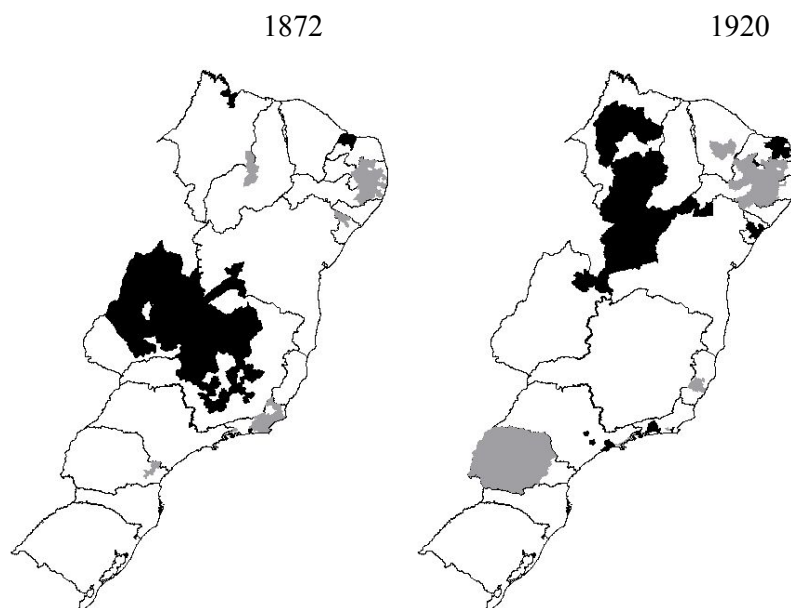
$$z_i = \frac{y_i - \bar{y}}{s}, \quad (6)$$

sendo z , valores padronizados de y e w' , os valores normalizados da matriz W .

Intuitivamente, o valor do I de Moran localizado equivale ao valor do atributo I no local multiplicado pela média ponderada dos seus vizinhos. Os valores de I_i estatisticamente maiores de 0 sugerem autocorrelação espacial positiva, enquanto menores que 0 indicam autocorrelação espacial negativa. O mapa 5 mostra os *clusters* de autocorrelação com valores relativamente altos (*High-High*) e baixos (*Low-Low*) para 1872 e 1920. É notável a diferença dos mapas. Entre 1872 e 1920, o *cluster* de altos valores (*High-High*) no centro do país desaparece e um novo surge no Nordeste.

A explicação intuitiva para os mapas seria que, em 1872, as províncias do interior de Goiás e Minas Gerais teriam custos de transporte muito elevados devido ao relevo e às distâncias até os principais portos e centros produtores ou consumidores. A proteção natural dos custos de transporte resultava, portanto, em uma estrutura econômica diversificada com um percentual significativo da força de trabalho nas atividades manufatureiras ou artesanais que explica os *clusters* de autocorrelação com altos valores (*High-High*). O declínio dos custos de transporte entre 1872 e 1920 acarretou na integração dos mercados regionais, levando à especialização do Rio de Janeiro e São Paulo em supridores de manufaturas, enquanto Goiás e Minas Gerais se especializaram nas atividades agropecuárias e extrativas.

MAPA 5
Clusters com valores altos e baixos para 1872 e 1920



Fonte: Processamento dos autores, com base nos Censos de 1872 e 1920 agregados por AMC (1872-2000).

Nota: Estados selecionados das regiões Norte e Centro-Oeste não foram incluídos na construção dos índices e, portanto, não foram representados nos mapas.

Clusters com altos valores em preto e com baixos valores em cinza.

No mapa de 1920, o *cluster* de autocorrelação com altos valores (*High-High*) no Maranhão e Piauí sugere que, nessa época, essas áreas ainda não haviam se integrado às demais regiões do país e, portanto, mantinham um alto percentual de ocupações nas atividades manufatureiras ou artesanais, em particular naquelas relacionadas com fiação e tecelagem de algodão.

6 DETERMINANTES DA LOCALIZAÇÃO DAS ATIVIDADES MANUFATUREIRAS

Baseando-se no painel de dados municipais para o período 1872-1920, esta seção estima dois modelos econométricos alternativos para quantificar os fatores determinantes da distribuição municipal da força de trabalho nas atividades manufatureiras.

6.1 MODELOS DINÂMICOS DE CONVERGÊNCIA

O primeiro modelo especifica processos dinâmicos de convergência no longo prazo nos quais o crescimento do percentual da força de trabalho nas atividades manufatureiras do município entre 1872 e 1920 é condicionado por suas características estruturais no início do período. Sua especificação básica é:

$$M_{1920} = f(M_{1872}, X_{1872}, T_{1920}, G) \quad (7)$$

onde M é a parcela da força de trabalho em ocupações manufatureiras nos Censos de 1920 e 1872, respectivamente; X_{1872} é o vetor de variáveis demográficas que caracterizam os municípios em 1872, incluindo população, força de trabalho,

população escrava, alfabetização e nacionalidade, entre outras; T_{1920} é o vetor que representa a infra-estrutura ferroviária municipal em 1920, que inclui uma *dummy* para a existência de estação ferroviária no município em 1920 e outra para o número de anos desde a inauguração da primeira estação no município (AMC); G é o vetor de variáveis geográficas do município, ou AMC, que inclui área, latitude, longitude, altitude, distância para o mar, qualidade do solo, temperatura, precipitação; variáveis essas supostamente constantes no tempo.

A tabela 4 apresenta os resultados das estimações de quatro especificações alternativas. A especificação I apresenta o conjunto mais amplo de variáveis explicativas, incluindo, além daquelas explicitadas na primeira coluna e dos seus termos interativos, 16 *dummies* estaduais ou provinciais não explicitadas. A especificação II que simplifica a anterior com base em um procedimento *stepwise* baseado no critério de informação de Akaike (AIC).⁹ A especificação III difere da especificação I pela exclusão dos termos interativos e a especificação IV é o resultado do mesmo procedimento *stepwise* aplicado à especificação III.

As estimativas da tabela 4 são relativamente robustas. Salvo exceções apresentadas adiante, os coeficientes das variáveis relevantes não apresentam diferenças significativas, mantendo seus sinais e níveis de significância em todas as especificações.

Os valores positivos dos coeficientes relacionados com população e densidade demográfica em 1872 indicam que efeitos significativos de tamanho dos mercados e das economias de aglomeração nas origens da industrialização brasileira. Em outras palavras, mesmo com os controles apropriados, quão mais populosas e densas as AMCs em 1872, maiores parcelas de suas forças de trabalho encontravam-se ocupadas em atividades manufatureiras em 1920.

Os coeficientes do IHH de distribuição ocupacional da força de trabalho em 1872 indicam que uma estrutura produtiva diversificada no período inicial teve efeitos positivos sobre o percentual da força de trabalho nas atividades manufatureiras do município em 1920. Assim, embora fatores locais ou políticos, como o fato de se tratar de uma capital estadual ou de um porto, possam ter exercido impacto sobre os resultados, a evidência apóia a hipótese de Jacobs (1961) segundo a qual as economias mais diversificadas estimulam a industrialização e o crescimento econômico.

As especificações estimadas não apresentam evidências significativas dos efeitos da escravidão em 1872 sobre a importância das ocupações manufatureiras na força de trabalho em 1920. Esse resultado parece sensato quando se considera que parte substancial da população escrava em 1872 estava concentrada nos municípios cafeicultores que, posteriormente, tornaram-se as áreas industriais mais importantes do país. Naturalmente, a questão requer análises mais rigorosas.

9. Os coeficientes foram estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizando o programa computacional R 2.5.1. Todas as variáveis *dummies* e a variável dependente no período inicial, isto é, a parcela da manufatura na força de trabalho em 1872, estiveram presentes em todas as regressões.

TABELA 4

Estimativas do modelo de convergência condicional da localização das atividades manufatureiras entre 1872 e 1920

(Variável dependente: percentual da força de trabalho – PEA – em ocupações manufatureiras em 1920)

	I	II	III	IV
População – 1872	0,006 (1,61)	0,007. (1,90)	0,007. (1,83)	0,008* (1,98)
IHH – 1872	-0,085* (-2,40)	-0,084* (-2,41)	-0,087* (-2,43)	-0,090** (-2,62)
Força de trabalho na manufatura – 1872	-0,307. (-1,69)	-0,292. (-1,66)	0,167. (1,76)	0,175. (1,92)
Escravos na força de trabalho – 1872 (%)	0,002 (0,05)		-0,005 (-0,14)	
Estrangeiros na manufatura –1872 (%)	0,105 (1,58)	0,142*** (3,98)	0,079 (1,38)	0,081 (1,47)
Estrangeiros na força de trabalho –1872 (%)	0,078 (0,45)		0,208 (1,61)	0,217. (1,77)
Taxa de alfabetização da força de trabalho –1872 (%)	-0,093 (-1,35)	-0,104 (-1,57)	0,027 (0,63)	
<i>Dummy</i> estação ferroviária em 1920	-0,012 (-0,57)		-0,008 (-0,39)	
Idade da estação ferroviária em 1920 (anos)	0,006 (0,83)	0,002 (0,67)	0,010 (1,6)	0,008*** (3,71)
Densidade demográfica – 1872	0,050* (2,38)	0,051* (2,53)	0,063** (3,03)	0,064** (3,23)
Distância ao mar	0,002 (0,4)		0,001 (0,31)	
Latitude	-0,021 (-0,91)		-0,016 (-0,7)	
Qualidade do solo	0,009 (0,34)		0,012 (0,67)	
Precipitação	-0,561* (-1,98)	-0,607* (-2,25)	-0,617* (-2,2)	-0,655* (0152,41)
Precipitação ao quadrado	0,051* (2,13)	0,054* (2,41)	0,055* (2,34)	0,059* (2,57)
Altitude	-0,002 (-0,89)		-0,002 (-0,91)	
Altitude*qualidade do solo	0,001 (0,19)			
Força de trabalho na manufatura *alfabetizados	2,656 (2,25)	2,853 (2,54)		
Força de trabalho na manufatura * estrangeiros na força de trabalho	0,131 (0,11)			
Força de trabalho na manufatura * idade da estação ferroviária em 1920 (anos)	0,102 (2,12)	0,102 (2,31)		
R^2	0,445	0,439	0,426	0,421
R^2 ajustado	0,377	0,389	0,364	0,373
Valor-F	6,512	8,733	6,862	8,818

As especificações III e IV mostram que, por si mesmo, o percentual da força de trabalho em ocupações manufatureiras em 1872 não possui efeitos significativos sobre seus valores em 1920. A especificação II capta efeitos positivos através de suas interações com outras variáveis como alfabetização e infra-estrutura de transporte. Isso indica que efeitos locais de *lock-in* foram mais fortes nos municípios com populações mais alfabetizadas. Em outras palavras, os lugares que tinham *ao mesmo tempo* maiores indicadores de emprego nas atividades manufatureiras, populações alfabetizadas e infra-estrutura de transporte foram aqueles que desenvolveram processos auto-sustentados de industrialização.

O papel desempenhado por imigrantes europeus em 1872 no desenvolvimento industrial é apoiado pelos coeficientes estimados. Duas variáveis foram incluídas na regressão para capturar a sua atuação: o percentual de estrangeiros na força de trabalho nas atividades manufatureiras em 1872 e o percentual de estrangeiros na população em 1872. A especificação II mostra que uma parcela maior de estrangeiros nas ocupações manufatureiras em 1872 impacta positivamente sobre o crescimento relativo dessas ocupações. A multicolinearidade entre as duas variáveis é alta ($r = 0,8$) e, portanto, torna-se difícil identificar efeitos significativos quando ambas são especificadas simultaneamente, como nas especificações III e IV.

Um resultado surpreendente da análise é a ausência de efeitos significativos da escolaridade. O analfabetismo em 1872 não é significativo em ambas as regressões. Seu efeito talvez seja capturado pelas variáveis relacionadas, como a presença de imigrantes.

A existência de ferrovias em 1920 não possui efeitos significativos, sugerindo que os custos de transporte não foram um fator crucial para o desenvolvimento das atividades manufatureiras. Nas especificações I e II, contudo, a interação entre idade da estação ferroviária em 1920 e participação das ocupações manufatureiras em 1920 é positiva e significativa. As especificações III e IV, sem termos de interação, reforçam a idéia de que, *ceteris paribus*, quanto mais pioneiro foi o município no desenvolvimento da infra-estrutura ferroviária, mais atrativo ele terá sido para as atividades manufatureiras.

A variável “força de trabalho” na manufatura em 1872, ou seja, a dependente defasada, tem sinal negativo nas especificações I e II, mas sinal positivo nas III e IV. Ao que parece, a inclusão dos termos de interação (na I e II) revelou os mecanismos que fizeram com que uma industrialização maior das AMCs em 1872 fosse um fator favorável a sua industrialização posterior.

Por fim, as variáveis geográficas revelaram-se, em geral, não significantes. A exceção foi a precipitação, que parece ter uma relação em formato de U com as ocupações manufatureiras em 1920. Uma especulação possível é supor que as áreas com níveis de chuva intermediária seriam mais atrativas para as atividades agrícolas em detrimento das manufatureiras, que ocupariam aquelas com níveis mais extremos de chuvas. Certamente, existem outros fatores subjacentes aos resultados, mas, de qualquer forma, os resultados econométricos preliminares não apóiam hipóteses climáticas ou geográficas para explicar a localização da indústria.

6.2 MODELOS ESTÁTICOS DE *CROSS-SECTION* MUNICIPAL PARA OS ANOS DE 1872 E 1920

O segundo modelo supõe um equilíbrio estático de longo prazo no qual o percentual da força de trabalho manufatureira no município é determinado em conjunto por suas características estruturais – demográficas, geográficas e econômicas, destacando-se as ferrovias – no mesmo momento de tempo. Para estimar o modelo especificam-se *cross-sections* municipais para os anos de 1872 e 1920. Problemas de endogeneidade e de autocorrelação espacial são particularmente severos nesses modelos e, portanto, as interpretações merecem cuidados.

A especificação básica do segundo modelo é:

$$M_t = f(X_t, T_t, G) \quad (8)$$

onde M é a parcela da força de trabalho em ocupações manufatureiras no período t ($t = 1872$ e 1920); X_t é o vetor de variáveis demográficas em t incluindo, população, força de trabalho, população escrava, alfabetização, nacionalidade, entre outras; T_t é o vetor que representa a infra-estrutura ferroviária municipal em t que inclui uma *dummy* para a existência de estação ferroviária e outra para o número de anos desde a inauguração da primeira estação no município (AMC); G é o vetor de variáveis geográficas do município ou AMC que inclui área, latitude, longitude, altitude, distância para o mar, qualidade do solo, temperatura, precipitação; variáveis estas supostamente constantes no tempo. Sua estimação é feita para 1872 e 1920.

A tabela 5 apresenta os resultados das estimações por MQO para 1872 e 1920. As especificações V e VI são as mais genéricas incluindo o conjunto mais amplo de variáveis explicativas para 1872 e 1920, respectivamente. Tendo em vista obter resultados comparáveis, as especificações VII e VIII reduzem o conjunto de variáveis da especificação da especificação VI, referente a 1920, adotando-se para tanto um processo *stepwise*. Destaque-se que, devido aos problemas de simultaneidade e endogeneidade das variáveis explicativas, os coeficientes podem estar viesados, dificultando a interpretação dos resultados.

Não obstante os possíveis problemas de estimação, o contraste entre o modelo VIII e o VII indica mudanças relevantes nos fatores determinantes da distribuição espacial das atividades manufatureiras entre 1872 e 1920. Assim, em 1872, a dimensão “população municipal” não afetava de forma significativa o percentual da população nas atividades manufatureiras em 1872 (especificação VII), enquanto, para 1920, esse efeito é positivo e significativo, sugerindo que os efeitos do mercado doméstico e os encadeamentos produtivos tornaram-se significativos na localização das atividades manufatureiras.

Analogamente, o coeficiente do percentual de alfabetizados foi significativo em 1920, mas não em 1872, sugerindo mudanças no efeito do capital humano que provavelmente associam-se às mudanças tecnológicas ocorridas no período.

Finalmente, a latitude foi significativa em todas as regressões, apesar de as razões para esse resultado não serem claras.

TABELA 5

Estimativas dos modelos de *cross-section* para localização municipal das atividades manufatureiras em 1872 e 1920

(Variável dependente: percentual da força de trabalho com ocupações manufatureiras em 1872 e 1920)

	V	VI	VII	VIII
	1872	1920	1872	1920
População	0,0002 (0,05)	0,007** (2,72)	0,0004 (0,16)	0,007** (3,14)
Estrangeiros na manufatura (%)	0,124* (2,19)	-0,024 (-0,64)		
Taxa de alfabetização da força de trabalho (%)	-0,037 (-1,25)	0,581*** (16,17)	-0,009 (-0,33)	0,556*** (19,86)
<i>Dummy</i> estação ferroviária em 1920	0,013 (0,77)	-0,003 (-0,19)		
Idade da estação ferroviária em 1920 (anos)	-0,005 (-0,56)	-0,001 (-0,15)		
Densidade demográfica	0,017 (1,17)	0,002 (0,35)		
Distância ao mar	0,006 (1,94)	-0,003 (-0,93)		
Latitude	-0,034* (-2,11)	-0,035* (-2,17)	-0,035* (-2,22)	-0,034* (-2,21)
Qualidade do solo	0,006 (0,33)	0,010 (0,57)		
Precipitação	-0,204 (-1,03)	0,116 (0,55)	-0,002 (-0,29)	0,017 (1,82)
Precipitação ao quadrado	0,017 (1,03)	-0,008 (-0,47)		
Altitude (m)	-0,003 (-1,69)	0,003 (1,73)		
Altitude*qualidade do solo	-0,0004 (-0,22)	-0,0002 (-0,07)		
R^2	0,262	0,695	0,227	0,690
R^2 ajustado	0,190	0,665	0,176	0,670
Valor-F	3,658	23,476	4,514	34,228

Notas: Valores-t entre parênteses: significativo a 0,10; * significativo a 0,05; ** significativo a 0,01; *** significativo a menos que 0,001. Todas as variáveis se referem ao ano indicado no topo da coluna, exceto quando especificada ou quando se referem a aspectos geográficos.

Constantes e *dummies* provinciais foram incluídas na regressão, mas omitidas dos resultados.

7 CONCLUSÕES

Este trabalho procura explicar as origens da desigualdade regional no Brasil baseando-se em modelos simples da NGE, que destacam a importância dos fatores geográficos na determinação dos custos de transportes e suas implicações para a concentração das atividades manufatureiras. Para se testar empiricamente os modelos utilizam-se dados censitários municipais para os anos de 1872 e 1920. Nesse sentido, o trabalho simplifica e aprofunda as explicações que enfatizam a importância dos fatores tecnológicos, sociológicos, políticos ou culturais da industrialização brasileira.

Apesar do caráter preliminar dos resultados, o trabalho mostra que a NGE pode ser uma ferramenta útil no entendimento das desigualdades regionais no Brasil. O

modelo de localização das atividades manufatureiras em 1920 sugere a importância dos custos de transporte, das forças aglomerativas e das externalidades associadas à presença de imigrantes europeus no início do processo de concentração espacial da industrialização brasileira. Deve-se notar, contudo, que apesar de os efeitos previstos nos modelos da NGE não serem falseados pelos dados, no estágio atual da pesquisa é impossível distinguir esses efeitos daqueles previstos no modelo H-O. Isso porque, em ambos os modelos, a redução dos custos de transporte gera também maior concentração espacial. As limitações atuais dos dados impedem que sejam testados modelos estruturais que possibilitem a identificação daqueles fenômenos que são previstos exclusivamente pela NGE.

Merecem discussão algumas limitações e possíveis prosseguimentos da pesquisa. Destaca-se a falta de uma medida dos custos de transportes espacialmente desagregada. As *proxies* utilizadas – quais sejam, a *dummy* para a existência de estação ferroviária no município e o seu ano de inauguração – são incapazes de caracterizar adequadamente os gradientes nos custos de transporte. Avanços nesse sentido requerem dados sobre a evolução histórica das rotas e seus custos de transporte antes e depois da introdução das ferrovias.

Outro problema empírico está relacionado com a comparação das categorias ocupacionais entre os Censos de 1872 e 1920. Destaca-se, nesse sentido, a distinção entre a manufatura e o artesanato, particularmente no setor de alimentos e têxteis. Para o último, o Censo de 1920 fornece informação sobre o número de estabelecimentos rurais, sobre o seu produto e a sua maquinaria, informação esta que poderia servir de variável de controle para determinar a localização das indústrias manufatureiras.

Finalmente, duas questões econométricas a serem superadas são a autocorrelação espacial e a endogeneidade dos regressores. Essa última é sem dúvida a mais árdua, pelas dificuldades de se encontrar variáveis instrumentais adequadas em estudos históricos. No longo prazo, tudo depende de tudo.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, R. C. de; CAVALCANTI, C. D. V. *Desenvolvimento Regional no Brasil*. Brasília: Ipea, 1976.
- ANDERSON, K. G., REIS, E.; SPERANZA, J. The effects of climate change on profitability and land use in Brazilian agriculture: a municipal cross-section analysis. Apresentado no XV Congresso Brasileiro de Agrometeorologia, Aracaju, 02 a 05, julho 2007.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- _____. *Geoda: geodata analysis software*. Urbana: University of Illinois, 2004.
- _____. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- AZZONI, C. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil: 1960, 1970, 1980 e 1991. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 251-278, 1997.

- BARROS, R.; MENDONÇA, R. Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. *Perspectivas da economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, p. 471-490, 1993.
- BÉRTOLA, L. *et al.* *An exploration into the distribution of income in Brazil, 1839-1939*. XIV International Economic History Congress, Helsinki-Finland, 2006.
- BOTELHO, T. R. *População e nação no Brasil do século XIX*. São Paulo: Programa de Pós-Graduação em História Social, USP, 1999.
- BUESCU, M. *Brasil: disparidades de renda no passado*. Rio de Janeiro: Saraiva, 1979.
- CANO, W. *Raízes da concentração industrial em São Paulo*. Rio de Janeiro: Difel, 1977.
- CASTRO, A. B. de. *Sete ensaios sobre a economia brasileira*. Rio de Janeiro: Forense, 1977.
- CRAFTS, N.; MULATU, A. What explains the location of industry in Britain, 1871-1931? *Journal of Economic Geography*, v. 5, n. 4, p. 499, 2005.
- _____. How did the location of industry respond to falling transport costs in Britain before world war I? *Journal of Economic History*, v. 66, n. 03, p. 575-607, 2006.
- DAVIS, D. R.; WEINSTEIN, D. E. Economic geography and regional production structure: an empirical investigation. *European Economic Review*, v. 43, n. 2, p. 379-407, 1999.
- DEAN, W. *With Broadax and Firebrand – the destruction of the Brazilian atlantic forest*. Los Angeles: University of California Press, 1995.
- _____. *A industrialização de São Paulo*. São Paulo: Difel, 1976.
- DENSLOW JUNIOR, D. As origens da desigualdade regional no Brasil. In: VERSIANI, F. R.; BARROS, J. R. M. de. *Formação econômica do Brasil*. São Paulo: Saraiva, 1977.
- DGE, D. G. de E. *Recenseamento geral do império de 1872*. Rio de Janeiro, Typ. Leuzinger/Tip. Commercial, 1876.
- _____. *Synopse do recenseamento de 31 de dezembro de 1890*. Rio de Janeiro: Officina da Estatística, 1898.
- ELLIS JÚNIOR, A. O café e a paulistânia. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1951.
- ELLISON, G.; GLAESER, E. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 5, p. 889-927, 1997.
- FURTADO, C. *Formação econômica do Brasil*. São Paulo: Cia. Editora Nacional, 1987 (primeira edição 1959).
- HEAD, K.; MAYER, T. The empirics of agglomeration and trade. In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J. F. *Handbook of regional and urban economics*. London: Elsevier, 2003.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Anuário Estatístico do Brasil – 1939*. Rio de Janeiro: IBGE, 1939.
- _____. *Atlas Geográfico Nacional CD-Rom*. Rio de Janeiro: IBGE, 2005.
- JACOBS, J. *The life and death of great American cities*. New York: Random House, 1961.
- KIM, S. Expansion of markets and the geographic distribution of economic activities: the trends in US regional manufacturing structure, 1860-1987. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 881-908, 1995.

- _____. Economic integration and convergence: U.S. regions, 1840-1987. *Journal of Economic History*, v. 58, n. 3, p. 659-683, 1998.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.
- _____. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *The American Economic Review*, v. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.
- LEFF, N. H. Tropical trade and development in the nineteenth century: the Brazilian experience. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, 1973.
- _____. *Subdesenvolvimento e desenvolvimento no Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1991.
- MAIC. Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio. *Recenseamento do Brasil realizado em 1 de setembro de 1920*. Rio de Janeiro: Typ. da Estatística, 1927. Vários volumes.
- MATOS, O. N. de. *Café e ferrovias*. São Paulo: Alfa-Omega, 1974.
- MONASTÉRIO, L.; REIS, E. J. *The roots of regional inequalities in Brazil, 1872-1920*. Trabalho apresentado no Economic History Association Meetings, Sep. 6-9, Austin, Texas, 2007.
- MIDELFART-KNARVIK, K. *et al.* Integration and industrial specialisation in the European Union. *Revue Économique*, v. 53, n. 3, p. 469-481, 2002.
- _____. *et al.* *The location of European industry*. Brussels, European Commission, 2000.
- MILLIET, S. *Roteiro do café e outros ensaios: contribuição para o estudo da história econômica e social do Brasil*. São Paulo: Hucitec, 1982 (primeira edição 1937).
- O'SULLIVAN, D.; UNWIN, D. *Geographic information analysis*. NJ: Wiley Hoboken, 2003.
- REIS, E. J.; REIS, E. P. As elites agrárias e a abolição da escravidão no Brasil. *Dados: Revista de Ciências Sociais*, v. 31, n. 3, p. 309-341, 1988.
- REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. I. *Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000*. 2007. Disponível em: <www.nemesis.org.br>.
- ROSÉS, J. R. Why Isn't the whole of Spain industrialized? New economic geography and early industrialization, 1797-1910. *The Journal of Economic History*, v. 63, n. 4, p. 995-1.022, 2003.
- SUZIGAN, W. *Indústria brasileira: origem e desenvolvimento*. São Paulo: Brasiliense, 1986.
- SUMMERHILL, W. R. *Order against progress*. Stanford: California, Stanford University, 1999.
- TIRADO, D. *et al.* Economic integration and industrial location: the case of Spain before World War I. *Journal of Economic Geography*, v. 2, p. 343-363, 2002.

ANEXO

Reclassificação dos grupos de ocupações profissionais dos censos de 1872 e 1920

Grupos de ocupações profissionais	1872	1920
Religiosas	Religiosos seculares, religiosos regulares (homens, mulheres)	Religiosas
Jurídicas	Juízes, advogados, notários e escrivães, procuradores, oficiais de justiça	Judiciárias
Saúde	Médicos, cirurgiões, farmacêuticos	Médicas
Professores	Professores e homens de letras	Magistério, ciências, letras e artes
Militares	Militares	Militares (Exército, Armada, Polícia, Bombeiros, oficiais e praças)
Servidor público	Empregados públicos	Administração pública (federal, estadual e municipal)
Marítimos	Marítimos	Marítimos e fluviais
Caçador/pescador	Pescadores	Caça e pesca
Capitalista	Capitalistas e proprietários	Pessoas que vivem de sua renda
Serviços urbanos	Artistas, comerciantes, guarda-livros e caixeiros	Bancos, câmbio, seguro, comissões etc./ comércio propriamente dito/outras espécies de comércio, administração particular correios, telégrafos e telefones
Madeira	Em madeiras	Madeira, mobiliário
Metal	Em metais	Metais
Construção	De edificações	Edificação
Couro	Em couros e peles	Couros, peles etc.
Texto, vestuário e sapatos	Costureiros de vestuário de calçados	Vestuário e toucador
Outras indústrias	Manufatureiros e fabricantes em tinturaria de chapéus	Cerâmica, produtos químicos e análogos, alimentação, produção e transmissão de forças físicas relativos às ciências, letras e artes, indústrias de luxo, outros
Agricultura	Lavradores	Agricultura
Criação	Criadores	Criação
Serviços domésticos	Criados e jornaleiros	Serviço doméstico
Mineiros	Mineiros	Pedreiras, minas, salinas etc.

Fonte: Compilação dos autores baseada nos Censos de 1872 e 1920.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Lucia Duarte Moreira

Alejandro Sainz de Vicuña

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Luiz Gustavo Mendonça Paape

Míriam Nunes da Fonseca

Editoração

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Camila Guimarães Simas

Carlos Henrique Santos Vianna

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

9º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50/609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8402

Fax (21) 3515-8585

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 135 exemplares