

- EFEITOS DO METRÔ SOBRE A ESPECIALIZAÇÃO SETORIAL E FUNCIONAL NA ÁREA URBANA DE SALVADOR** 465-486
Thiago de Jesus Rodrigues
- DEMOGRAFIA COMO CONDICIONANTE DA LOCALIZAÇÃO RESIDENCIAL: UMA ANÁLISE PARA A REGIÃO METROPOLITANA DO RECIFE** 487-512
Maria Catarina Araújo Cunha, Raul Silveira Neto, Célio Henrique Pereira Belmiro
- AS RELAÇÕES INTERSETORIAIS DOS RECURSOS HÍDRICOS NA ECONOMIA BRASILEIRA** 513-536
Marco Antonio Montoya, Eduardo Belisário Finamore
- SOFISTICAÇÃO DAS EXPORTAÇÕES, CRESCIMENTO ECONÔMICO E CONVERGÊNCIA DE RENDA NOS ESTADOS BRASILEIROS ENTRE 2016 E 2019** 537-560
Thiago Fernandes Ladeira, Leonardo Chaves Borges Cardoso
- ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE DESENVOLVIMENTO MULTIDIMENSIONAL PARA REGIÕES INTERMEDIÁRIAS DE MINAS GERAIS** 561-580
Ana Paula Nunes Silva, Hilton Manoel Dias Ribeiro, Suzana Quinet de Andrade Bastos
- DESIGUALDADE E DESENVOLVIMENTO: REVISITANDO A HIPÓTESE DE KUZNETS APÓS A REDUÇÃO DA DESIGUALDADE NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS** 581-605
Gian Paulo Soave, Fábio Augusto Reis Gomes, Fernando Barros Junior
- DISPERSÃO CONCENTRADA DO EMPREGO INTRA-URBANO: MODELOS TEÓRICOS E ABORDAGENS EMPÍRICAS** 606-627
Rodger Barros Antunes Campos, Carlos Roberto Azzoni

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

ISSN 2447-7990

A **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)** é uma publicação oficial da **Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER)**. A revista tem por objetivo divulgar trabalhos que representam contribuição científica para o campo do conhecimento sobre os fenômenos regionais e urbanos com ênfase para a realidade brasileira. A perspectiva multidisciplinar é valorizada pela revista e os artigos publicados podem representar contribuições teóricas, aplicadas ou de política.

Os temas de interesse da revista incluem, de forma não necessariamente exclusiva: teoria e metodologia em economia regional e urbana, localização e concentração das atividades econômicas, análise estatística espacial, desenvolvimento regional e crescimento econômico, competitividade regional, infraestrutura regional e urbana, estudos urbanos e metropolitanos, meio ambiente e recursos naturais, turismo e indústrias culturais, desenvolvimento urbano e uso da terra, empreendedorismo e inovação, políticas sociais, pobreza, migração e mercado de trabalho regional e finanças públicas locais.

A revista é publicada pela Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER) com objetivo de divulgar estudos socioeconômicos com destaque para as temáticas regional e urbana.

EDITORES

Alexandre Alves Porsse, UFPR.
Weslem Rodrigues Faria, UFJF.

EDITOR ASSISTENTE

Inácio Fernandes de Araújo Junior, USP.

CONSELHO EDITORIAL

Alexandre Rands, UFPE.
Carlos Roberto Azzoni, USP.
Cássio Rolim, UFPR.
Eduardo Haddad, USP.
Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.
Geoffrey J. D. Hewings, UIUC.
Jan Oosterhaven, University of Groningen.
João Francisco de Abreu, PUC-MG.
Joaquim José Martins Guilhoto, USP.
Juan R. Cuadrado-Roura, Universidad de Alcalá.
Marcos Holanda, UFCE.
Mauro Borges, UFMG.
Michael L. Lahr, Rutgers.
Patricio Aroca, Universidad Adolfo Ibáñez.
Raul da Mota Silveira Neto, UFPE.
Roberta Capello, Politecnico di Milano.
Sabino da Silva Porto Júnior, UFRGS.
Tatiane Almeida de Menezes, UFPE.
Werner Baer - *In memoriam*.

**EFEITOS DO METRÔ SOBRE A ESPECIALIZAÇÃO SETORIAL E FUNCIONAL NA
ÁREA URBANA DE SALVADOR***

Thiago de Jesus Rodrigues

Departamento de Economia, Universidade Federal da Bahia (UFBA)

E-mail: thiagojrodrigues87@gmail.com

RESUMO: O objetivo do artigo é avaliar o efeito do sistema de transporte metroviário da cidade de Salvador-BA sobre a criação de estabelecimentos e a especialização setorial e funcional nas áreas que circunscrevem a localização das estações da linha 1. A literatura aponta que a localização dos estabelecimentos tem relação direta com a eficiência do sistema de transporte. A hipótese levantada no presente trabalho é que esta linha alterou positivamente a economia urbana e o respectivo equilíbrio espacial da cidade. A Teoria Econômica Urbana aponta que em um ambiente de concorrência imperfeita, as externalidades de aglomeração podem ser causadas por melhorias de transporte se estas causarem co-localização das firmas. Empregaram-se os métodos de regressão logística, *poisson* e diferenças em diferenças para verificar a variação na dinâmica setorial dos estabelecimentos nas proximidades das estações de metrô da linha 1. A base de dados utilizada foi proveniente dos microdados georreferenciados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Os resultados mostram que houve o aumento no número de abertura dos estabelecimentos bem como especialização de atividades. Observou-se também a atratividade na região do centro histórico de Salvador.

Palavras-chave: Metrô; Economia urbana; Regressão logística; Salvador.

Classificação JEL: R32; R51; L91.

**EFFECTS OF THE SUBWAY ON SECTORAL AND FUNCTIONAL SPECIALIZATION
IN THE URBAN AREA OF SALVADOR**

ABSTRACT: The objective of the article is to evaluate the effect of the subway transportation system in the city of Salvador-BA on the establishment of establishments and the sectorial and functional specialization in the areas that circumscribe the location of line 1 stations. The literature points out that the location of the establishments has a direct relationship with the efficiency of the transport system. The hypothesis raised in the present work is that this line has positively altered the urban economy and the respective spatial balance of the city. Urban economic theory points out that in an environment of imperfect competition, agglomeration externalities can be caused by transportation improvements if they cause co-location of firms. The methods of logistic regression, *poisson* and differences in differences were used to verify the variation in the sectorial dynamics of establishments in the vicinity of the line 1 subway stations. The database used was derived from the georeferenced microdata from the Annual list of social information (RAIS). The results show that there was an increase in the number of establishments as well as specialization of activities. It was also observed the attractiveness in the region of the historic center of Salvador.

Keywords: Subway; Urban economics; Logistic regress; Salvador.

JEL Codes: R32; R51; L91.

1. Introdução

As grandes cidades apresentam amenidades urbanas, como uma rica variedade de bens de consumo e serviços, velocidade nos deslocamentos e empregos com maiores salários. Essas amenidades interferem diretamente no bem estar dos agentes econômicos. Recentemente, diversas intervenções urbanas ocorreram em Salvador, e o seu Metrô foi a que mais modificou todo o sistema de transporte. O Metrô de Salvador começou a operar em 2014 com a Linha 1, ligando a estação da Lapa à estação Acesso Norte. Busca-se com este trabalho investigar se após sua implantação ocorreu aumento de amenidades na cidade.

Segundo Carvalho (2016), a acessibilidade pode ser entendida como um conceito que expressa a relação entre a atividade econômica de uma região qualquer e a infraestrutura de transporte que serve à mesma. A localização das atividades urbanas tem relação direta com a eficiência do transporte. Logo, as áreas que recebem intervenções urbanas de melhorias que provocam melhor acessibilidade podem potencializar as atividades econômicas. Por sua vez, a mobilidade urbana refere-se ao conjunto de facilidades de deslocamentos de pessoas e bens no espaço urbano, realizados através de veículos, vias de acesso e toda a infraestrutura relacionada. A promoção de melhorias de mobilidade eleva o bem estar geral na vida urbana, seja através do barateamento do transporte de mercadorias, seja através da promoção da qualidade de vida por intermédio da proximidade dos bens públicos e do local de trabalho.

Salvador, na década de 1920, teve uma expansão urbana do centro histórico para o centro do Camaragibe. Esse movimento ocorreu com o carro como um principal vetor de transporte na cidade. Após várias décadas depois e com a popularização do uso do carro, a cidade ficou com vários nós de congestionamento, como por exemplo a rótula do abacaxi, a região do shopping Iguatemi, dentre vários outros locais. Com o planejamento do metrô buscou-se diminuir esses congestionamentos, através da substituição dos modais, principalmente da redução da frota de ônibus, mas também com a diminuição do número de carros em circulação.

A literatura sobre acessibilidade e mobilidade está relacionada à Teoria Econômica Urbana, que passa por Marshall (1890), Fujita e Thisse (1996), Duranton e Puga (2004) e Glaeser et al. (2001). Quanto à literatura sobre o efeito de sistemas de metrô no ambiente urbano, ela é bastante ampla. Cabe destacar as pesquisas empíricas de Chiang (2016), Holl (2004), Chatman e Noland (2011), Baum-Snow e Kahn (2000), Hess e Almeida (2007), Gibbons e Machin (2005), Bowes e Ihlanfeldt (2001), Gonzalez-Navarro e Turner (2016).

Salvador é o município que possui o 9º maior PIB do Brasil, população estimada em 2018 de 2.857.329 pessoas. Foi a primeira cidade planejada no Brasil e primeira capital, ocupando essa posição entre 1549 e 1763. Dada a localização e projeto urbano inicial, surgiram iniciativas de projetos de transportes inovadores desde a sua fundação. Os portugueses escolheram inicialmente ocupar a cidade por ser um porto natural e apresentar uma falha geológica que auxiliaria as funções de defesa. Com esses encaminhamentos e o rápido crescimento da cidade, os planejadores desenvolveram os ascensores que ligam a Cidade Baixa e a Cidade Alta, distinguindo-se o Elevador Lacerda que chegou a ser considerado o maior elevador urbano no mundo. No período recente, destacam-se dentre os empreendimentos de transporte o Metrô de Salvador, a Via Expressa, bem como a construção da ponte Salvador-Itaparica.

A literatura empírica sobre a implementação do sistema de metrô em cidades é ampla. No entanto, os estudos geralmente referem-se à análise da relação do sistema metroviário com *housing*. De um modo geral, o aumento da acessibilidade provocado pela implementação do sistema metroviário diminui o custo de suportar os congestionamentos. Além disso, também possibilita a obtenção de traslados e melhores condições de vida para as pessoas que moram longe dos centros de emprego.

Diante desse contexto, o objetivo do presente artigo é o de avaliar o efeito da implantação do Metrô de Salvador sobre a criação de estabelecimentos nas regiões que circunscrevem as áreas do entorno das estações do metrô. A metodologia aplicada nessa pesquisa utiliza microdados georreferenciados de estabelecimentos comerciais e industriais da RAIS localizados na área urbana

da cidade. O trabalho buscou verificar se ocorreu a especialização setorial urbana nas áreas de influência da Linha 1 do metrô.

Na próxima seção serão apresentadas características de Salvador e do seu Metrô. A terceira seção aponta a revisão da literatura da Economia Urbana, além de exibir o modelo teórico a ser usado para dar sustentação às hipóteses a serem testadas empiricamente no trabalho e a revisão da literatura empírica que trata dos efeitos de melhorias nas infraestruturas urbanas sobre atividades econômicas. A quarta seção expõe a metodologia e o banco de dados utilizado na pesquisa empírica. Na quinta seção divulgam-se os resultados empíricos. Finalmente, a sexta seção são relatadas as considerações finais.

2. Mobilidade urbana e o sistema de metrô na cidade de Salvador

Os planejadores de transporte utilizam em suas metodologias meios de identificar padrões de localização e de concentração da densidade populacional. Através desse reconhecimento, é possível propor ações no intuito de garantir mobilidade sustentável nos centros urbanos. Do mesmo modo, o padrão de localização de empregos também cumpre um papel importante na atração de viagens intracidade. Isso faz com que a localização ou as centralidades de empregos sejam tomados como pontos de partida para fins de planejamento do sistema de transporte urbano.

Duas questões de grande importância na temática da mobilidade sustentável passam pelo controle da demanda de viagens por automóvel e pelo estímulo ao uso de modos não motorizados e transporte público coletivo. Nesta seção, busca-se tratar tanto sobre a oferta de serviços de transporte quanto de algumas características da infraestrutura, como a qualidade, segurança, acessibilidade e modicidade tarifária. Essas questões terão rebatimentos importantes sobre a localização das densidades populacionais, de empregos e de atividades produtivas.

Uma teoria estabelecida no planejamento de transportes é a do desenvolvimento orientado ao transporte sustentável (DOT). Segundo Vicente Neto (2011) e Delgado (2016) o DOT consiste na definição de um padrão de ocupação denso, compacto e diversificado em termos do uso do solo. As demandas de transporte identificam locais onde se concentram bens e serviços. Essas concentrações são conhecidas como centralidades urbanas. Uma das formas de se calcular essas centralidades é através de índice de centralidade: distância física, temporal ou número de caminhos entre i e j . A identificação das centralidades¹ é uma tarefa de extrema relevância para a economia, pois através dessa identificação é possível realizar avaliações de impacto de gastos públicos, dentre diversos outros estudos. Cabe ressaltar que existe uma simultaneidade no círculo destas ações, de forma que o uso do solo tem influência sobre o transporte, assim como as facilidades de transporte influenciam o uso do solo (FONTES, 2012).

O tema da mobilidade urbana está muito associado à questão do desenvolvimento econômico sendo discutido entre os teóricos da engenharia de transporte, arquitetura e urbanismo. Logo, faz-se necessário compreender como as intervenções urbanas moldaram a espacialidade e a centralidade, bem como a alocação das atividades na área urbana de Salvador. O Metrô de Salvador é um ponto de referência importante no histórico dessas intervenções.

A relação entre a mobilidade urbana e a formação de centros é antiga em Salvador. O primeiro centro da cidade, o Centro Tradicional, data do século XVI. O ápice do desenvolvimento da mobilidade urbana ocorreu no século XVIII e XIX, através da integração entre os diversos modos de transportes, como os bondes, ascensores e os pedestres. O bonde foi nesse período o grande responsável pela integração e expansão dos núcleos urbanos na cidade que até então era constituída

¹ A medida de centralidade pode ser utilizada, por exemplo, como uma técnica de avaliação das estações metroferroviárias: as comparações podem ser feitos em representações de sistemas de grafos, onde a centralidade é um atributo dos elementos representados pelos vértices e sua medida é associada à importância, ao prestígio e à influência de atuação de cada elemento. Como um vértice se relaciona com os demais, este identifica a sua centralidade, ou seja, o seu poder dentro da rede (BITTENCOURT, 2013).

pelo Centro Tradicional e um conjunto de núcleos dispersos (SANTOS, 2010; FONTES, 2012). Segundo Stiel (1921), o transporte coletivo sobre rodas começou a operar na cidade de Salvador em 1912. No entanto, os bondes elétricos se mantiveram como a melhor opção nesse período.

A formação do Centro do Camaragibe em alguma medida foi orientada por um modelo de transporte intenso no uso de automóveis. Essa expansão contribuiu para a descentralização da atividade econômica terciária em sua maior proporção e se estendeu do Centro Tradicional e formou pequenos sub-centros especializados. A literatura aponta que o centro perdeu muito de seu ambiente econômico com este evento. Segundo Santos (2008), isso decorreu da ausência de terrenos livres na região do Centro Tradicional, além dos preços de terras mais baixos praticados na área da expansão.

A partir do Plano Diretor de Desenvolvimento Urbano (PDDU) de 2004, surgiu a previsão da formação do centro Retiro / Acesso Norte com a linha 1 do metrô. Com esse plano, Salvador se transformaria numa cidade “policentralizada”, possuindo três centros. O terceiro centro que será entre o Retiro / Acesso Norte ainda está em fase de formação, mas já incorporou altas taxas de investimento público e privado. Através da implementação de condomínios de apartamentos, torres comerciais e *shopping centers*, assim como do Metrô de Salvador e da Linha Expressa Baía de Todos os Santos (SANTOS, 2010). Dentro desse contexto, a implantação do metrô de Salvador se constitui num elemento central para a consolidação de estrutura policêntrica, já que a região do Acesso Norte localiza a estação de conexão entre as linhas do metrô.

2.1 O sistema de metrô de Salvador e suas estações

A utilização do sistema de metrô em uma cidade é um fator de elevação da qualidade de vida e aumento da eficiência econômica. Dentre outras questões, o sistema proporciona ganhos em forma de tempo, segurança e conforto aos usuários, bem como a possibilidade de aglomerações produtivas. Isso faz com que a compreensão dos detalhes sobre a implantação desse sistema em Salvador permita a geração de um conjunto de hipóteses acerca dos potenciais impactos na economia da cidade.

Segundo o Plano Nacional de Mobilidade Urbana (PNMU), o metrô é reconhecido mundialmente como uma solução eficiente para o transporte de massa nas grandes metrópoles. Este possui características importantes, como: a possibilidade de integração entre os modais; a não sobrecarga da infraestrutura viária; e possibilita o transporte de grandes contingentes de usuários, com alta velocidade, e boas condições de segurança em função do sistema de controle e sinalização adotados. Portanto, é um sistema de transporte que intervém em Salvador com a possibilidade de gerar grandes modificações no design da cidade.

As características da localização do entorno das estações são importantes para que ocorra uma concentração de atividades econômicas. Buscou-se através deste trabalho verificar os benefícios econômicos do sistema, considerando todos os tipos de usuários que circulam no entorno das estações de metrô, sejam estes os usuários do sistema, pedestres sejam usuários de automóveis.

Para destacar a importância do entendimento dessas características, pode-se citar o efeito da concentração residencial. O aumento da velocidade do sistema de transporte da cidade com a implantação do metrô pode fazer com que os usuários prefiram morar em regiões mais distantes, desde que perto das estações, ao mesmo tempo em que pode aumentar o contingente de passageiros por km de linha. Outro efeito importante é a aceleração do desenvolvimento em uma determinada região caso a eficiência geral do sistema de transporte seja significativamente afetada (GERMANI, 1979). O resultado desse processo é a concentração de atividades setoriais específicos em localidades de maior acesso dos consumidores.

Nesse contexto, o Sistema Metroviário de Salvador e Lauro de Freitas (SMSL), conhecido como metrô de Salvador foi inaugurado com a Linha 1, Tramo 1, em 11 de junho de 2014, em fase de testes e ligando a Estação da Lapa à Estação Acesso-Norte. O Tramo 2, que liga o Acesso-Norte à Estação Pirajá foi inaugurada em 22 de dezembro de 2015.

Conforme a Figura 1, o trecho Lapa ↔ Pirajá, da Linha 1, conta com oito estações e uma extensão total de 12,2 quilômetros (SEDUR). Em janeiro de 2020 se encontra em construção o tramo 3 da linha 1 que liga Pirajá com as estações Brasilgás e Águas Claras/Cajazeiras. Em trabalho futuro será adicionado essas estações afim de identificar se ocorreu um aumento de decisões locacionais nessas regiões.

Figura 1 - Linhas 1 e 2 do metrô e a linha de trem do subúrbio



Fonte: UrbanRail, 2018.

A relação da mobilidade urbana e o desenvolvimento econômico urbano está muito focada na diminuição do tempo de duração de viagens ao longo da cidade, entretanto é fundamental entender como ocorre novas dinâmicas através de inovações de transporte. A especialização funcional e setorial de Salvador é um dos caminhos apontados pela Teoria Econômica Urbana.

Gonçalves e Portugal (2008) destacam a importância das estações centrais de metrô das cidades para a transformação das áreas do entorno em grandes centros econômicos. Isso implica no uso diversificado do solo, acolhendo diversos empreendimentos de comércio e serviços. Essas características implicam numa aglomeração das atividades econômicas, assim como numa maior eficiência na alocação de terras ao longo dessas regiões fortalecendo tanto os empreendimentos existentes, quanto a criação de novos.

A concentração de atividades terciárias junto às estações busca, de maneira simultânea, obter o máximo retorno para os empreendimentos, além de otimizar a utilização dos sistemas de transportes, agregando demanda durante todo o período (DELGADO, 2016). O aumento na acessibilidade aos pontos próximos às estações provoca frequentemente uma elevação nos preços dos terrenos devido à intensificação do uso do solo. Cabe destacar que não é o transporte por si só que garante o desenvolvimento. Entretanto, é necessário enfatizar que fatores prioritários para os resultados econômicos passam pelas condições de mercado como a infraestrutura, a facilidade de financiamento, as condições da economia regional e nacional e zoneamento urbano (GERMANI, 1979).

3. Revisão da literatura

Para a Economia Neoclássica, o surgimento de centros urbanos evidencia externalidades entre os agentes econômicos. Entender esse movimento já é objetivo na Economia desde o início do século XVIII, com os precursores da Economia da Localização, como Von Thunen e Weber. Para entender o impacto do Metrô de Salvador sobre as atividades econômicas é importante buscar inicialmente o conceito de Externalidades Marshallianas, pois será possível contabilizar os benefícios associados à formação de *clusters* de atividades econômicas.

As externalidades de aglomeração têm sido utilizadas para calcular propostas de avaliação de projetos de transporte. Segundo Chatman e Noland (2011), essas são potencialmente importantes para explicar a estrutura espacial urbana, o crescimento urbano e a competitividade regional. Tais externalidades descrevem de duas formas a interação do tempo de viagem como determinante para a origem das economias de aglomeração. Na primeira forma, a redução do tempo de viagem pode aumentar a conectividade entre as firmas e as famílias. Na segunda, pode causar densificação espacial perto dos nós da rede de transporte.

Segundo Fujita e Thisse (1996), a Economia Urbana considera as externalidades marshallianas como fatores que afetam positivamente a produtividade local através da acumulação de alguns produtos de fornecedores disponíveis na mesma área. Para Chipman (1970), assumindo que as firmas pertencem ao mesmo setor, estas se beneficiam de uma maior produtividade quando estão alocadas juntas. Nesta pesquisa, torna-se fundamental compreender alguns modelos que relacionam o estudo das externalidades marshallianas com a compreensão das cidades e respectivas relações com as infraestruturas de transporte.

3.1 Modelos microfundamentados de economia de aglomeração

Apresenta-se aqui um histórico dos modelos microfundamentados de economia de aglomeração, para em seguida descrever o surgimento de centros urbanos através do modelo de competição imperfeita de produtos criado por Fujita e Thisse. Nesse contexto, Anas et al. (1998) apontam que as Economias de Aglomeração ocorrem quando acontece uma queda no custo médio e mais produção ocorre dentro de uma área geográfica específica. Henderson (1974) foi o primeiro a microfundamentar economicamente a aglomeração marshalliana para os sistemas de cidade. Abdel-Hahman e Fujita (2006) formalizaram a fundamentação microeconômica da aglomeração marshalliana com introdução da competição monopolística Chamberliana no modelo de cidade padrão. Essa corrente de autores permitiu que a atividade econômica intraurbana pudesse ser modelada no contexto dos modelos de equilíbrio geral que consideram as interações e o equilíbrio espacial nas cidades.

Fujita e Thisse (1996) descrevem a formação de *clusters* de lojas que vendem bens similares, além de centros de emprego que possuem diferentes tipos de trabalho. Nesses casos as forças de aglomeração são criadas através da interação de mercado entre firmas e consumidores. Portanto, torna-se necessária a utilização de um modelo de retornos crescentes de escala e competição imperfeita. Este modelo é importante pois reconhece a emergência de áreas comerciais que envolvem um grande número de lojas, dentre outros estabelecimentos. Isso ocorre quando as cidades oferecem uma diversidade suficiente de produtos, quando os consumidores suportam os custos de transporte, ou quando ocorrem os dois movimentos. Este movimento também é conhecido como Modelo de *Shopping*, pois os consumidores visitam as firmas e suportam todo o custo de transporte.

Segundo Nelson (1970), no contexto do modelo de *shopping* a clusterização de estabelecimentos é baseada na economia dos consumidores com seu custo de busca. Muitas dessas lojas podem se aglomerar espacialmente por conta do desejo dos compradores por variedade de produtos. Considerando a assimetria de informação em relação à variedade dos produtos ofertados em determinado local esta é uma força de aglomeração, pois reduz o custo de busca por parte do consumidor indo para esses locais. Portanto, os consumidores são afetados diferentemente de

acordo com suas distâncias em relação aos locais e tamanhos de mercado. Por outro lado, as firmas podem manipular a estrutura do custo de busca entrando em mercados existentes ou estabelecendo novos mercados.

Neste contexto, tomando o modelo microeconômico apresentado por Fujita e Thisse (1996), pode-se utilizá-lo para entender o surgimento de centros urbanos sob competição imperfeita de produtos ou de mercado de trabalho numa grande cidade e tirar algumas conclusões para um exercício empírico sobre a dinâmica setorial de uma grande cidade na presença de alterações na acessibilidade urbana, decorrente da implantação de um sistema de metrô.

O modelo de Fujita e Thisse (1996) pode ser usado para a compreensão da formação de áreas de subcentros de emprego. Desse modo, é importante observar que não é apenas o preço que está determinando as escolhas ótimas tanto da firma, quanto dos consumidores. Considerando que as firmas agem estrategicamente em relação a proximidade espacial entre si, esse modelo tem alguns ajustes, de forma que quando as firmas escolhem localizações e preços sequencialmente, a competição de preços é uma forte força de dispersão suficiente para destruir a aglomeração na competição espacial. Por outro lado, quando o produto é diferenciado e os consumidores gostam de variedade, a resposta agregada de uma queda de preços não vai ser abrupta, uma vez que a qualidade do produto corresponde à necessidade dos consumidores. Assim, a diferenciação dos produtos alivia a competição de preços. Nesse contexto, quando existem firmas suficientes em determinada localidade, ou as variedades são suficientemente diferenciadas, ou ambos, a vantagem da firma isolada tende a desaparecer, e o centro do mercado torna-se crescentemente atrativo.

Como resultado dessa mudança, os benefícios de explorar um mercado local podem exceder aqueles associados a localização central. Esse efeito pode ser compensado pelo aumento da diferenciação de produtos, uma queda nos custos de transporte, ou ambos. Em síntese, um alto grau de diferenciação de produtos, uma baixa tarifa de transporte, ou ambos, sustenta a aglomeração de firmas no centro de mercado. A aglomeração aumenta quando a competição de preços é relaxada através da diferenciação de produtos ou da queda do custo de transporte. Se o grau da diferenciação de produtos aumenta, a distância ótima entre as firmas cai. Isso ocorre porque a distância importa menos para os consumidores em relação à preferência por variedade. Como resultado, a mudança das lojas em direção a localizações centrais torna-se crescentemente mais desejável. Esse deslocamento permite um aumento da acessibilidade dos consumidores dispersos ao longo de todo o segmento de mais variedades.

Os resultados encontrados por Fujita e Thisse (1996) fortalecem, teoricamente, a tese que a formação e o tamanho de *clusters* de lojas no centro de mercado é ótimo socialmente quando a diferenciação de produtos é suficientemente forte. Por outro lado, quando os custos de transporte são altos, ou existe pouca diferenciação de produtos o agrupamento de firmas torna-se não ótimo. Desse modo, o modelo abre a oportunidade para testar hipóteses acerca dos efeitos da implantação do sistema de transporte sobre as aglomerações de firmas, considerando que uma mudança no sistema afete os custos de transporte.

3.2 Literatura empírica

Segundo Chatman e Noland (2011), as melhorias no transporte podem aumentar a densidade da aglomeração, bem como a magnitude das externalidades de economias de aglomeração. A aglomeração depende dos *trade-offs* entre tempo de viagem e distância com as várias amenidades disponíveis. A redução no tempo de viagem beneficia a relação entre as firmas e famílias e aumenta a escala espacial sobre as quais as interações podem ocorrer. As externalidades da economia de aglomeração podem ser causadas por melhorias de transporte se estas causarem co-localização das firmas ou se o aumento na velocidade da viagem torna esses mecanismos mais fáceis. Para as famílias, a redução nos custos de transporte pode diminuir o custo da busca por emprego assim como tornar o *commuting* mais barato, aumentando a participação no emprego e as horas trabalhadas, assim sendo ampliando a produtividade da firma. Pelo lado da cidade, a redução nos custos de transporte pode ajudar no crescimento e na diversificação de atividades. Por sua vez, pode

umentar também a externalidade de economia de aglomeração para o consumo das famílias e das economias de urbanização para as firmas.

Na literatura sobre a implementação do sistema de metrô em cidades destaca-se uma parte que trata do impacto positivo do metrô no preço de imóveis como Baum-Snow e Kahn (2000), Gibbons e Machin (2005) e Hess e Almeida (2007). Snow e Kahn (2000) utilizaram dados em painel para estimar se o impacto do metrô afetou os valores dos imóveis em cinco grandes cidades nos Estados Unidos, usando a variável de distância como *proxy* de acesso ao trânsito. Os autores encontraram um impacto positivo capitalizado pelo preço dos imóveis e dos aluguéis, um aumento no *commuting* principalmente devido ao aumento da população da cidade, além de uma mudança no uso dos modais de transporte.

Gibbons e Machin (2005) estudaram a construção de novas estações de metrô em Londres para analisar o efeito do preço dos imóveis após a inovação de transporte ter alterado a distância à estação mais próxima da vizinhança. O estudo concluiu que os efeitos das distâncias das estações nos preços dos imóveis locais, identificados através das mudanças nas distâncias induzidas pela inovação de transporte, sugerem que as famílias valorizaram o acesso ao transporte sobre trilhos e a valorização é comparável a outras amenidades locais.

Bowes e Ihlanfeldt (2001) estudando os efeitos das estações de metrô em relação aos preços de imóveis e em relação a ocorrência de crimes nas vizinhanças, além do aumento de atividades de varejo, usaram dados em painel da densidade do emprego no varejo nos EUA. Os autores encontraram que setores censitários entre um quarto (0.402336km) e um meio de milha (0.804672km) de distância para uma estação de metrô constituem a faixa de distância que teve o maior aumento na densidade de emprego no varejo. Esse efeito diminui com a distância do centro da cidade. Por outro lado, os autores também encontraram uma alta taxa de poluição sonora e de crimes no entorno das estações.

Gonzalez-Navarro e Turner (2016) estudaram a extensão da rede de metrô de uma cidade, sua população e sua configuração espacial. Eles investigaram 632 grandes cidades no mundo, e construíram um painel descrevendo as extensões de metrô por cidade de cada um de 138 sistemas de metrô, suas populações e suas medidas de centralidade calculadas com dados de iluminação noturna. Os resultados mostraram que os sistemas de metrô têm efeitos insignificantes em relação ao crescimento populacional urbano.

Zheng et al. (2016) analisando uma grande quantidade de investimentos em trânsito sobre trilhos em Beijing, utilizaram os dados do site *dianping.com* para identificar as variações ocorridas nas amenidades de consumidores locais. O estudo analisou como as amenidades de consumo local reagiram em relação ao desenvolvimento do transporte urbano sobre trilho. O trabalho foca na quantidade e diversidade dos serviços de restaurantes, sem considerar amenidades como outros tipos de estabelecimentos, assim como desamenidades como crime e tráfico por exemplo. Os autores encontraram que uma nova estação de metrô contribui positivamente em relação a quantidade, diversidade e a demanda de consumo de alimentação próximas e de serviços de bebida. Estes efeitos são heterogêneos espacialmente e em termos de tipo de refeições.

4. Metodologia da pesquisa e banco de dados

4.1 Modelagem econômica

Para identificar o impacto de uma nova estação aberta em relação à quantidade de aberturas de novos estabelecimentos na vizinhança de uma determinada estação de metrô, utilizou-se a modelagem empregada no trabalho de Zheng et al. (2016), e foi introduzido uma adaptação para a cidade de Salvador. Este trabalho inova ao utilizar uma base de dados mais ampla, incorporando uma diversidade de estabelecimentos grande, e não apenas de restaurantes. O ponto de partida é a equação geral (1) na sua formulação genérica:

$$openings_{ikt} = f\left(connect_{it}; Est_{f_{li}}; pop_{density_{wi}}; d_{cbd_{zi}}\right) \quad (1)$$

Na equação (1), $openings_{ikt}$ representa a variável dependente, e mede o número de estabelecimentos na vizinhança k , da estação i , no ano t . Essa variável também foi substituída pela variável *estoque*. A variável $connect_{it}$ indica se a estação i foi criada no ano t . Essa variável tem o valor 1 se ela foi aberta no ano t e 0 caso contrário.

A unidade espacial chave de análise ao longo da linha 1 do metrô neste trabalho se configura em 3 faixas de distância específicas dos estabelecimentos em relação à estação do metrô mais próxima e está representada na equação através da variável $Est_{f_{li}}$. Para o cálculo das faixas de variáveis de distâncias, foi necessário fazer o georeferenciamento dos dados de estabelecimentos.

Foram criadas duas variáveis de controle invariantes no tempo, $pop_{density_{wi}}$ e d_{cbd_z} . A variável $pop_{density_{wi}}$ mede a densidade populacional do setor censitário w , no qual situa a estação i . A variável d_{cbd_z} mede a distância da estação ao centro z . Estas variáveis medem a distância do estabelecimento em relação ao Centro Antigo e ao Centro do Camaragibe.

4.2 Banco de dados

A base de dados utilizada na pesquisa empírica é composta por microdados da RAIS entre os anos de 2012 e 2014, dados do Censo 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e os dados entre 2012 e 2015 do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED). A série de dados da RAIS tem início antes e termina depois da implementação da linha 1 do Metrô de Salvador, que foi no ano de 2014, o que facilitará na identificação de efeitos causais. Os dados georreferenciados utilizados da RAIS englobam de forma censitária todos os estabelecimentos formais cadastrados na cidade de Salvador, tendo as seguintes variáveis: o número de funcionários; o setor da empresa segundo a Classificação Nacional de Atividade Econômica do IBGE (CNAE 2.0); data de abertura; data de encerramento; e endereço da empresa.

Quadro 1 - Variáveis do banco de dados

Variável	Código	Tipo
Representa se uma determinada empresa foi aberta em um determinado ano	<i>opening</i>	<i>dummy</i>
Quantidade de trabalhadores de um determinado estabelecimento	<i>estoque</i>	discreta
Representa se uma determinada estação de metrô foi aberta em um determinado ano	<i>connect</i>	<i>dummy</i>
Representa se uma determinada empresa foi fechada em um determinado ano	<i>closing</i>	<i>dummy</i>
Faixa geográfica que compreende a área de um círculo entre 0m e 400m de uma determinada estação	<i>est_f1</i>	<i>dummy</i>
Faixa geográfica que compreende a área de um círculo entre 400m e 800m de uma determinada estação	<i>est_f2</i>	<i>dummy</i>
Faixa geográfica que compreende a área de um círculo entre 800m e 1200m de uma determinada estação	<i>est_f3</i>	<i>dummy</i>
Classificação dos estabelecimentos segundo a CNAE 2.0	<i>clasnae20</i>	qualitativa
Densidade demográfica da população (hab. por km ²) para o ano de 2010	<i>dens_pop</i>	contínua
Distância física (em quilômetros) para o CBD ² – região do Centro Histórico	<i>dist_cbd_1</i>	contínua
Distância física (em quilômetros) para o CBD – região do Centro do Camaragibe	<i>dist_cbd_2</i>	contínua

Fonte: Elaboração própria, com base em dados da RAIS de 2012/ 2014; IBGE, 2011.

² CBD é o nome dado a um centro de negócio (*Central business district*).

Antes de iniciar o processo de georreferenciamento dos estabelecimentos foi necessário um pré-tratamento da base de dados. Utilizou-se de *Regex*³ para gerar consistência nos dados de abertura, fechamento e endereço dos estabelecimentos. Os registros de estabelecimentos que se encontravam com grandes inconsistências ou repetidos foram retirados da base de dados.

No processo de pré-tratamento, assim como no georreferenciamento e na análise dos dados dos estabelecimentos foram utilizados *scripts*, de autoria própria, criados em linguagem Python. A *API Geopy* do Google foi utilizada para gerar dados longitudinais de todos os estabelecimentos da RAIS, durante os períodos de 2012 a 2014. Em seguida, foram calculadas as distâncias de cada estabelecimento a pontos específicos no entorno das estações de metrô da linha 1 do metrô de Salvador.

O banco de dados em painel foi construído para os anos de 2012 e 2014. Para a utilização desses dados utilizou-se o georreferenciamento das bases de dados separadas por ano entre 2012 e 2014, de forma que foram adotados apenas os dados contidos nas três bases. Após o georreferenciamento dos dados foi identificado que o painel estava desbalanceado e para garantir a robustez foi utilizado um *script* para normalizar o painel, através da extensão dos dados dos estabelecimentos de um ano para o outro. Segue abaixo a Tabela 1 contendo informações quantitativas sobre o percentual da base que foi georreferenciado:

Tabela 1 – Quantidade de estabelecimentos georreferenciados

	Quantidade de estabelecimentos georreferenciados	Valor percentual
Dados georreferenciados	77.083	88,93%
Dados descartados	9.595	11,07%
Total	86.678	100%

Fonte: Elaboração própria, com base em dados de RAIS, 2012 a 2014; IBGE, 2011.

Segundo a Tabela 1, 88,93% dos dados foram georreferenciados. Desses dados, 66,85% foram georreferenciados utilizando o endereço dos estabelecimentos e os 33,15% restantes foram georreferenciados utilizando o bairro dos estabelecimentos. Foi adotado esse método pois os dados do último apresentaram erros não tratáveis em relação aos endereços dos estabelecimentos.

A Figura 2 apresenta as linhas 1 e 2 do Metrô de Salvador com as respectivas localizações das estações, para as quais foi confrontada a localização do metrô com a concentração de atividades econômicas. A linha 1 do metrô é a linha que segue do Centro Histórico, caracterizado no mapa pelo ponto mais a esquerda, e que acompanha o sentido Noroeste. Em 2014, apenas 5 dessas estações estavam prontas, com a sexta concluindo no início de 2015. É possível observar que o ponto de encontro entre as duas linhas é o terceiro centro da cidade. (PDDU 2016, ver capítulo 2). Segue na Figura 2, as estações de Metrô de Salvador instaladas em 2014: Lapa, Campo da Pólvora, Brotas, Bonocô (2015), Acesso Norte e Retiro. As estações da Lapa e do Campo da Pólvora (as duas mais a esquerda) são as que estão mais próximas ao Centro Antigo. As estações que ficam mais próximas ao Centro do Camaragibe são as estações da linha 2. As estações da linha 2 começaram a funcionar em 2015 e como os dados deste trabalho foram de 2012 a 2014 não foram utilizados para a identificação dos efeitos, apenas como um contrafactual da linha 1.

³ Através desse mecanismo é possível transformar dados que não estão no formato padrão em um formato padronizado. Por exemplo, transformando o endereço “R Raul Leite” em “Rua Raul Leite”.

Figura 2 – Trajeto das linhas 1 e 2 do mapa do metrô de Salvador

Fonte: Elaboração própria.

A análise descritiva dos dados consiste na apresentação comparativa dos estoques de trabalhadores, assim como da abertura e do fechamento de estabelecimentos nas regiões descritas na seção 4.1. entre os anos de 2012 e 2014. Estas análises estão divididas de duas formas. Na primeira, são comparados todos os dados de abertura de estabelecimentos nas 3 faixas de distância em relação a todas as 6 estações. Na segunda, são analisados os dados agregados de frequências de estabelecimentos nos setores censitários das estações.

Estes dados destacam determinados setores ao longo das estações e são evidências novas para a investigação do efeito econômico do metrô. Entretanto, não podem ser considerados como impactos diretos da implementação do metrô, e, portanto, é indispensável uma estratégia para poder identificar o impacto.

4.3 Estratégia empírica

A escolha das estações de metrô envolve a Pesquisa de Origem e Destino que tratam de viagens definidas pelos usuários do sistema de transporte. Essas viagens na pesquisa não mudam ao longo dos dias para cada pesquisado. Nesse sentido, a previsão dos locais de destino da linha 1 são realizados para Salvador nos anos de 1995 e 2012 e conseqüentemente não foi possível aleatorizar os dados para identificar o efeito, já que o próprio processo de definir a localização das estações do metrô não são aleatórios. Desta forma foi utilizada a estratégia de identificação de Diferenças em Diferenças (DID) para estimar os efeitos do Metrô de Salvador sobre a abertura de estabelecimentos e sobre o aumento no estoque de trabalhadores.

A estrutura do banco de dados construída contempla um painel entre os anos de 2012 e 2014 com 20.862 estabelecimentos para as áreas do entorno das estações de metrô da linha 1. A diferenciação, assim como a exatidão da distância das três faixas, seguem o modelo utilizado em Zheng et al. (2016). No entanto, o Banco de Dados da presente pesquisa não contém somente

restaurantes, como no referido trabalho, mas inova contendo diversos tipos de estabelecimentos, podendo assim identificar setores localizados.

A partir dessa estrutura de dados, foi estimada a equação 2 através da regressão Logística controlando por efeitos fixos – a descrição das variáveis segue no Quadro 1. A estimação foi realizada no primeiro momento para toda a cidade de Salvador e no segundo momento para as três faixas estabelecidas. Em seguida, foi utilizada a mesma estimação para cinco setores específicos. A escolha dos setores foi realizada após a etapa da análise descritiva dos dados, pois foi possível encontrar algumas evidências de empresas que aumentaram em quantidade acima de 20 estabelecimentos. Os resultados estão descritos na próxima seção.

$$\begin{aligned} openings_{ikt} = & \beta_0 + \beta_k^0 \cdot connect_{it} + \beta_k^1 \cdot Est_f1_i + \beta_k^2 \cdot Est_f2_i + \beta_k^3 \cdot Est_f3_i \\ & + \beta_k^4 \cdot Dist_{cen1} + \beta_k^5 \cdot Dist_{cen2} + \beta_k^6 \cdot Dens_{pop} + c_i + \varepsilon_{ikt} \end{aligned} \quad (2)$$

Será utilizado um conjunto de regressões em painel para tentar identificar alguma variação atípica, especialmente nas variáveis de abertura de estabelecimentos. Utilizou-se a substituição da variável *openings* para a variável estoque e foi realizado Regressão de *Poisson* para identificar variação no número de empregos.

Além do conjunto de estimações apresentado, também foi aplicada a estratégia de Diferenças em Diferenças (*Diff-in-Diff*) para identificar o impacto da abertura de uma nova estação de metrô sobre a concentração de estabelecimentos na respectiva vizinhança. Esse método é muito utilizado no processo de análise de viabilidade econômica de projetos, e compõe a literatura de avaliação de impacto. Essa técnica permite isolar o efeito de interesse através da comparação entre o grupo de tratamento e o grupo de controle antes e depois de determinado efeito de interesse. O grupo de tratamento representa a área afetada pela implantação do metrô e a área de controle, também chamada de *contrafactual*, representa uma região que não sofreu influência do metrô, mas que possui características comparáveis e com potencial condição de receber uma estação. A análise, no caso deste artigo, consiste em verificar a primeira diferença entre as regiões de tratamento e as regiões de controle no ano de 2014, para em seguida realizar a segunda diferença entre as mesmas regiões no ano de 2012, e concluir realizando uma diferença da primeira diferença em relação a segunda. Caso esse saldo seja positivo, significa que ocorreu um impacto positivo na região do metrô.

A equação estimada em *Diff-in-Diff* segue descrita através da equação (3):

$$\begin{aligned} estoque_{ikt} = & \beta_0 + \beta_k^0 \cdot connect_{it} + \beta_k^1 \cdot Dist_{cen1} + \beta_k^2 \cdot Dist_{cen2} + \beta_k^3 \cdot Dens_{pop} + c_i \\ & + \varepsilon_{ikt} \end{aligned} \quad (2)$$

Neste contexto, a variável *connect* é o coeficiente de interesse, e visa identificar se ocorreu mudanças no estoque de trabalhadores antes e depois da abertura das estações. Utilizou-se duas variações, substituindo a variável estoque por *openings* e *closing*. Foram utilizados dois *contrafactuais* para se comparar os resultados. O primeiro se dá através da comparação da Linha 1 com ela mesma comparando a 1ª e 2ª região de influência com a 3ª, de forma que é analisado apenas o próprio eixo da Linha 1. Quanto ao segundo *contrafactual*, foram considerados cinco estações da Linha 2 do metrô comparadas com cinco estações da Linha 1.

5. Resultados: efeitos do metrô sobre a atividade econômica

5.1 Análise descritiva dos dados

A análise do banco de dados permite a obtenção de informações quantitativas adicionais sobre a cidade de Salvador, pois é possível visualizar dados de estabelecimentos especializados. A Tabela

2 apresenta os dados de abertura de estabelecimentos georreferenciados para os anos de 2012 e 2014 em relação às três faixas de influência para as seis estações da Linha 1.

Na Tabela 2 estão descritos os dados de abertura de estabelecimentos no período ao longo das seis estações por faixa de influência. É possível observar que todas as faixas apresentaram abertura de estabelecimentos ao longo dos três anos, com exceção da Estação Retiro na primeira faixa. Em média, a 3ª faixa foi a que obteve o maior aumento na abertura de estabelecimentos. Entre as estações, a do Campo da Pólvora foi a que obteve o maior aumento ao longo da primeira e da terceira faixa. Por outro lado, a Estação da Lapa, foi a que apresentou o maior aumento ao longo da segunda faixa. Cabe ressaltar que apesar do número de abertura de estabelecimentos ter sido positivo em todos os anos, não ocorreu um aumento crescente em relação a quantidade de aberturas de estabelecimentos ao longo dos três anos.

Tabela 2 - Abertura de estabelecimentos / faixa de influência da estação x ano

Abertura dos estabelecimentos / faixa de influência x Ano	Estação	2012	2013	2014
0km – 0,4km	01 – Lapa	52	40	45
	02 – Campo da Pólvora	60	54	53
	03 – Brotas	17	13	9
	04 – Bonocô	19	10	19
	05 – Acesso Norte	60	17	20
	06 – Retiro	0	0	0
0,4km – 0,8km	01 – Lapa	180	189	156
	02 – Campo da Pólvora	104	113	114
	03 – Brotas	60	55	51
	04 – Bonocô	43	47	67
	05 – Acesso Norte	17	14	9
	06 – Retiro	26	19	8
0,8km – 1,2km	01 – Lapa	67	71	44
	02 – Campo da Pólvora	454	396	336
	03 – Brotas	71	79	73
	04 – Bonocô	75	116	114
	05 – Acesso Norte	46	111	81
	06 – Retiro	47	48	26
Total		1398	1392	1225

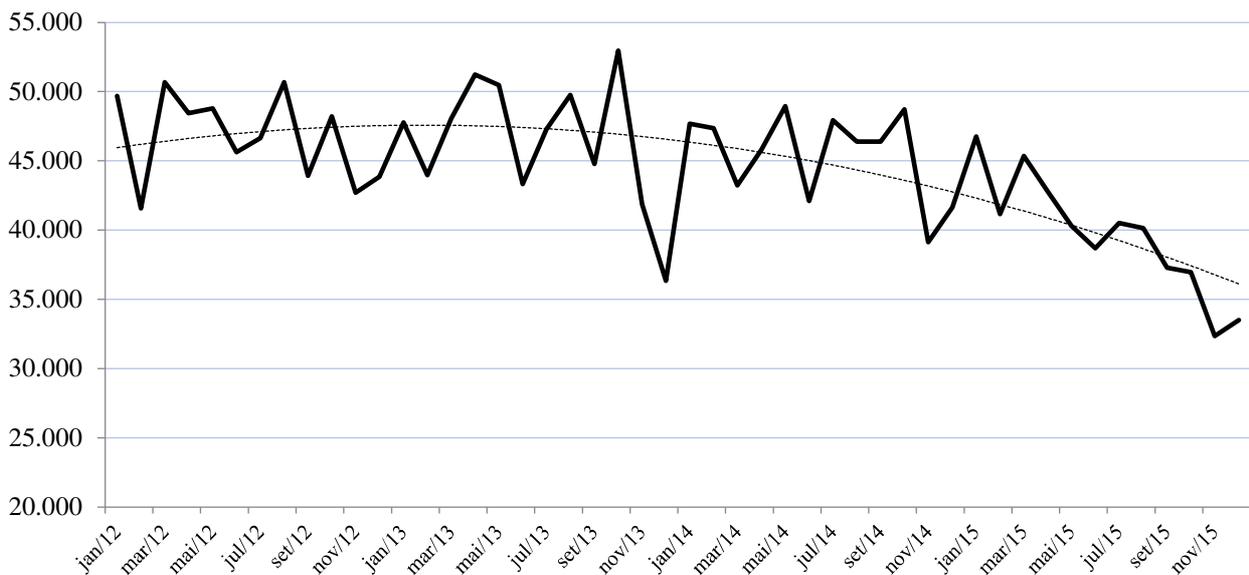
Fonte: Elaboração própria.

Em relação aos dados agregados de fechamento de estabelecimentos ao longo das seis estações por faixa de influência, a 3ª faixa foi a que mais apresentou aumento no número de fechamentos de estabelecimentos. Entre as estações, a do Acesso Norte foi a que teve o menor número de fechamentos de estabelecimentos em todos os três anos, seguido pela Estação do Retiro. Destaca-se que, apesar do número de fechamentos de estabelecimentos ter sido positivo em todos os anos, não ocorreu uma diminuição decrescente em relação a quantidade de fechamentos de estabelecimentos ao longo dos três anos. Ou seja, a relação entre abertura e fechamento de estabelecimentos foi bastante heterogênea, de forma que não foi possível identificar uma relação linear ao longo dos anos, nem para a abertura de estabelecimentos, nem para o fechamento dos estabelecimentos.

Para comparar com os dados de abertura e fechamento, foram levantados dados da evolução do emprego formal agregado, para a cidade de Salvador, através do CAGED. Desse modo, é possível verificar se o cenário econômico no período (2012-2014) era de maior fechamento ou abertura de estabelecimentos. Conforme a Figura 3, verifica-se que ocorreu uma desaceleração da geração do número de empregos para a cidade de Salvador no período. Este resultado foi reforçado através da variação percentual da população economicamente ativa utilizando a Pesquisa Mensal de Emprego – PME.

Essa tendência se acentuou ao longo do ano de 2015. Isso mostra que os efeitos do metrô serão avaliados em um cenário de redução da atividade econômica em Salvador.

Figura 3 - Evolução do número de empregos formais na cidade de Salvador entre 2012-2015



Fonte: Elaboração própria com dados do CAGED.

Quadro 2 - Variação percentual da população economicamente ativa, para a região metropolitana de Salvador

Período	Percentual
2012-2013	4,3
2013-2014	3,2
2014-2015	-0,2

Fonte: IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Mensal de Emprego.

Em virtude da heterogeneidade da classificação de serviços, de uma ausência na literatura de como aglomerar de uma forma padronizada esses setores para a cidade, optou-se por utilizar uma aglomeração setorial urbana tomando como base a frequência de determinados setores de estabelecimentos com uma frequência maior ou igual a média de estabelecimentos por setor, que foi igual à 20. Esse valor foi adotado pois seguiu a média de estabelecimentos por setor. Segue na Tabela 3 a distribuição dessas aglomerações setoriais urbanas.

A partir da Tabela 3 é possível realizar comparação de agrupamento de estabelecimentos em relação a determinados setores censitários, próximos às estações do metrô na Linha 1 entre os anos de 2012 e 2014. A seleção dos setores censitários considerou os setores que estavam na vizinhança direta do setor que inclui determinada estação. Em virtude do setor censitário 2144 ter apresentado

uma grande expansão de estabelecimentos, foram colocadas apenas as 5 maiores aglomerações setoriais.

Tabela 3 - Aglomeração de estabelecimentos por setor em 2012 e 2014

Estação	Setor censitário	Setor	Frequência de empresas 2012	Frequência de empresas 2014	Variação %
Acesso norte	1813	Serviços médicos	42	54	28,6%
Acesso norte	1813	Serviços jurídicos e de Tecnologia da Informação	24	32	33,3%
Acesso Norte	1813	Comércio varejista de vestuário	<20	30	50,0%
Acesso Norte	1813	Serviços de compra, venda e aluguéis de imóveis e terrenos	<20	30	50,0%
Acesso norte	1813	Serviços de assessoria, consultoria e gestão empresarial	21	26	23,8%
Acesso Norte	1813	Serviços de alimentação e bares	<20	23	15,0%
Brotas	287	Comércio varejista de vestuário	39	45	15,4%
Brotas	287	Serviços de alimentação e bares	33	39	18,2%
Brotas	287	Serviços médicos	23	33	43,5%
Brotas	649	Serviços automotivos	28	33	17,9%
Brotas	287	Serviços de condomínio prediais	28	30	7,1%
Lapa	2144	Serviços médicos	219	444	102,7%
Lapa	2144	Serviços jurídicos e de Tecnologia da Informação	202	233	15,3%
Lapa	2144	Serviços de assessoria, consultoria e gestão empresarial	183	211	15,3%
Lapa	2144	Serviços de engenharia	158	191	20,9%

Fontes: Elaboração própria, com base nos dados da RAIS 2012, 2014.

Foi possível observar que, com exceção da Estação do Retiro, todas as demais apresentaram aumento no número de estabelecimentos médicos. Destaca-se o aumento significativo de 102,7% ocorrido nesse setor na região próxima à Estação da Lapa. Para serviços de alimentação e bares, todas as estações também obtiveram aumento. As Estações da Lapa e do Acesso Norte foram as que obtiveram um maior aumento no número de aglomerações setoriais urbanas de estabelecimentos de serviços. Isso mostra que a centralidade no entorno da região dessas duas estações pode ter ganhado destaque com a implantação do metrô, com a aglomeração de setores de serviços. No agregado ocorreu uma diminuição no número de abertura dos estabelecimentos, conforme já apresentado pela Tabela 2.

5.2 Resultados para a abertura de estabelecimentos

As estimações econométricas foram feitas através dos dados em painel agregados para Salvador com o modelo Logit para a abertura e fechamento de estabelecimentos e com o modelo de *Poisson* para o estoque de trabalhadores. Essas regressões foram feitas para as três faixas de distância do metrô e depois analisadas para o agregado dos 5 setores selecionados que apresentam as maiores aglomerações setoriais de serviços a fim de verificar se as estações de metrô tendem a fortalecer as

aglomerações existentes. A composição desses cinco setores pode variar entre as estimações. No entanto, de um modo geral, estes setores foram: Serviços médicos, Serviços jurídicos e de Tecnologia da Informação, Serviços de alimentação e bares, Comércio varejista de vestuário e Serviços de assessoria, consultoria e gestão empresarial.

Estimou-se a equação (2) utilizando regressão Logit para os dados em painel para toda Salvador. Foi identificado um efeito positivo da abertura de estabelecimentos em relação à abertura das estações, estatisticamente significativa a 1%. Em relação às faixas de influência, a segunda faixa (entre 400m e 800m das estações) foi a única que apresentou significância estatística a 10%. As distâncias ao centro também apresentaram resultados estatisticamente significantes. Cabe destacar que a abertura de estabelecimento foi maior no Centro 1, pois quanto maior a distância do estabelecimento em relação ao Centro 1 menor será a abertura dos estabelecimentos no período. Quanto à densidade populacional, a despeito da significância apresentada, esta foi muito baixa. Embora os resultados façam sentido e sejam intuitivos, estes indicam apenas possíveis correlações iniciais que apontam para a necessidade de aprofundar as análises.

Para reduzir a amostra de Salvador para apenas as três faixas de distância no entorno das estações de metrô o painel ficou desbalanceado. Além disso, a amostra diminuiu de 88.846 observações para 21.193, conforme segue na Tabela 4.

Tabela 4 - Modelo Logit, para dados em painel, por faixas de distância das estações de Metrô

Variáveis	(II) <i>Opening</i>	(III) <i>Opening</i>	(IV) <i>Opening</i>	(V) <i>Opening</i>
<i>Abertura da estação (Connect)</i>	0,254*** (0,0428)	0,254*** (0,0428)	0,254*** (0,0428)	0,254*** (0,0428)
<i>Estação i na faixa 1(est_f1)</i>		0,0990* (0,0564)		-0,0227 (0,0620)
<i>Estação i na faixa 2(est_f2)</i>		0,122** (0,0494)	0,0227 (0,0620)	
<i>Estação i na faixa 3(est_f3)</i>			-0,0990* (0,0564)	-0,122** (0,0494)
<i>Distância ao centro 1(Dist_cen_1)</i>	-0,00445 (0,0279)	-0,00291 (0,0282)	-0,00291 (0,0282)	-0,00291 (0,0282)
<i>Distância ao centro 2(Dist_cen_2)</i>	0,0204 (0,0264)	0,0228 (0,0266)	0,0228 (0,0266)	0,0228 (0,0266)
<i>Densidade populacional do setor censitário da estação do metrô (DENSI_POP)</i>	0,00515 (0,00660)	0,0118* (0,00706)	0,0118* (0,00706)	0,0118* (0,00706)
<i>Constant</i>	3,557*** (0,140)	-3,298*** (0,166)	-3,199*** (0,163)	-3,176*** (0,165)
R ²	0,001	0,02	0,02	0,02
Observações	62.582	62.582	62.582	62.582
Número de <i>newid</i>	21.193	21.193	21.193	21.193

O Erro padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fonte: Elaboração própria.

É possível perceber, através da Tabela 4, que os resultados sem utilizar as variáveis *dummies* que representam as faixas de distância do metrô foram consistentes em relação à variável *connect*, enquanto os resultados para a abertura de estações de metrô ficaram mais localizados quando adicionadas as variáveis de faixa, sendo positivos e persistentemente relevantes na faixa entre 400m e 800m da estação. Na faixa entre 800m e 1200m foi negativo e na faixa entre 0 e 400m não foi significativo. Para reduzir a amostra de Salvador para o agregado dos 5 setores selecionados no entorno das estações de metrô, a amostra diminuiu de 21.193 observações para 21.016.

Foi estimada a equação (2) utilizando regressão Logit para os dados em painel para Salvador dos cinco setores selecionados. Identificou-se um efeito positivo da abertura de empresas em relação à abertura das estações, no ano de 2014, estatisticamente significativa a 1%. Em relação às faixas de influência, a primeira (entre 200m e 400m) e a segunda faixa (entre 400m e 800m das estações) registraram um aumento de abertura de estabelecimentos desses setores, com significância a 1%. As distâncias ao centro também apresentaram resultados significantes, mas destaca-se que a abertura de estabelecimento foi maior no Centro 1, ressaltando novamente que no Centro 1 a dinâmica econômica, em relação à abertura de empresas, foi inversa em relação ao Centro 2.

A seleção da amostra de Salvador para apenas os 5 setores selecionados no entorno das três faixas de distâncias das estações de metrô, implicou na redução da amostra de 88.846 observações para 4.266, conforme segue na Tabela 5.

Tabela 5 - Modelo Logit dos dados em painel agregados para as três faixas de distância das estações de metrô, com estabelecimentos para o agregado de 5 setores selecionados

Variáveis	(VII) <i>Opening</i>	(VIII) <i>Opening</i>	(IX) <i>Opening</i>	(X) <i>Opening</i>
<i>Abertura da estação (Connect)</i>	0,387*** (0,0945)	0,386*** (0,0946)	0,386*** (0,0946)	0,386*** (0,0946)
<i>Estação i na faixa 1 (est_f1)</i>		0,604*** (0,111)	0,323*** (0,117)	
<i>Estação i na faixa 2 (est_f2)</i>		0,280** (0,115)		-0,323*** (0,117)
<i>Estação i na faixa 3 (est_f3)</i>			-0,280** (0,115)	-0,604*** (0,111)
<i>Distância ao centro 1 (Dist_cen_1)</i>	-0,0565 (0,0597)	-0,0480 (0,0607)	-0,0480 (0,0607)	-0,0480 (0,0607)
<i>Distância ao centro 2 (Dist_cen_2)</i>	0,0687 (0,0569)	0,0978* (0,0589)	0,0978* (0,0589)	0,0978* (0,0589)
<i>Densidade populacional do setor censitário da estação do metrô (DENSI_POP)</i>	-0,00367 (0,0148)	0,0111 (0,0158)	0,0111 (0,0158)	0,0111 (0,0158)
<i>Constant</i>	-3,073*** (0,343)	-3,464*** (0,359)	-3,184*** (0,356)	-2,861*** (0,352)
Observações	12.056	12.056	12.056	12.056
Número de <i>newid</i>	4.266	4.266	4.266	4.266

O Erro padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 5 apresenta os resultados das estimações da equação (7) utilizando regressão Logit para os dados em painel para as três faixas de distância das estações de metrô analisadas para os cinco setores selecionados. Foi identificado um efeito positivo de abertura de estabelecimentos em relação à abertura das estações, estatisticamente significativa a 1%, para o ano de 2014. Em relação às faixas de influência, a primeira (entre 0m e 400m) e a segunda faixa (entre 400m e 800m das estações) registraram um aumento de abertura de estabelecimentos desses setores, com significância a 1%.

5.3 Estratégia empírica de estimação por diferenças em diferenças

Foram geradas três estimações por *Diff-in-Diff*. As regressões, assim como a estratégia de diferenças em diferenças foram feitas utilizando o software *Stata* 13. Em todas as três estimações presentes nesta seção a região de tratamento consiste nas três faixas de distância no entorno das seis estações analisadas de uma forma agregada.

Tabela 6 - Estimações dos efeitos para a Linha 1 para o agregado dos cinco setores selecionados (Linha 2 como contrafactual)

Variáveis	(XXV) <i>Estoque</i>	(XXVI) <i>Opening</i>	(XXVII) <i>Closing</i>
<i>ano_dif</i>	-0,139 (0,346)	0,0391*** (0,00652)	0,00173 (0,00249)
<i>Tratamento</i>	-1,251** (0,510)	0,0349*** (0,00960)	-0,00290 (0,00367)
<i>_dif</i>	-0,0192 (0,435)	-0,0395*** (0,00820)	-0,00342 (0,00314)
<i>Dist_cen_1</i>	-0,364*** (0,0848)	-0,00713*** (0,00160)	0,00133** (0,000612)
<i>Dist_cen_2</i>	-0,131 (0,0846)	0,00327** (0,00159)	-0,000338 (0,000610)
<i>DENSI_POP</i>	0,0424 (0,0404)	0,000760 (0,000762)	-0,000273 (0,000292)
<i>Constant</i>	5,742*** (0,638)	0,0326*** (0,0120)	0,00735 (0,00460)
Observações	12.704	12.704	12.704
R ²	0,007	0,007	0,001

O Erro padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 6, a região de controle consiste na agregação dos dados da Linha 2 do Metrô para os cinco setores selecionados. Realizou-se estimações com a região de controle na agregação de todos os dados de Salvador para os cinco setores selecionados, com exceção dos dados da região de tratamento, porém neste caso não ocorreram resultados significativos.

Os resultados na Tabela 6 mostram que apesar de Salvador apresentar uma redução da atividade econômica no período, considerando a redução do número de empregos no período de

2012 a 2014, ocorreu uma melhora na acessibilidade proporcionada pelo metrô e pela redução do tempo de viagem para determinadas áreas da cidade. Esse resultado é visível através da relação negativa da variável *dist_Cen_1* que no nível de 99% significância apresentou uma relação inversa, já que quanto maior a distância ao centro 1 menor o estoque de pregos. Essa conclusão é consistente para a variável de abertura e fechamento de estabelecimentos. Essa melhora ocorreu na região próxima do Centro Histórico percebido através dos dados no entorno da Estação da Lapa. Os serviços médicos e de bares e restaurantes foram aglomerados ao longo das estações. Isso revela indícios de que a escolha das firmas desses setores para se localizarem no entorno das estações pode ser explicada pela redução do custo de busca dos consumidores. Estas áreas apresentam maior variedade de produtos e serviços. Em virtude da assimetria de informação enfrentada por esses estabelecimentos, a tendência é que prefiram áreas com maior variedade.

Os resultados dialogam positivamente com os trabalhos de Holl (2004) e Chatman e Noland (2011). Determinados grupos de firmas surgem em áreas que apresentam uma diversificação maior de serviços, inclusive com maior ênfase nas regiões em maior proximidade com os centros urbanos, tais como o setor censitário 2144, próximo à Estação da Lapa.

6. Considerações finais

O objetivo desse artigo foi de realizar uma avaliação de política sobre como a implantação do Metrô de Salvador afetou a criação de estabelecimentos nas regiões que circunscrevem as áreas das estações do metrô. O aumento do estoque de trabalhadores, ou a redução dos fechamentos de estabelecimentos, também foi utilizado para testar a robustez dos resultados.

A pesquisa permitiu a compreensão de como novas dinâmicas proporcionadas por inovações de transporte puderam afetar o design urbano da cidade de Salvador. A Teoria Econômica Urbana apontou para a especialização funcional e setorial de Salvador ao longo deste trabalho.

A análise do modelo teórico de Fujita e Thisse (1996) propiciou a compreensão sobre a existência dos centros de emprego e como são formados *clusters* de estabelecimentos na cidade. Além disso, também possibilitou o entendimento do comportamento do consumidor de um modo geral e principalmente em relação aos custos de transportes urbanos. Como a implantação do sistema de metrô implica na melhoria da acessibilidade, e em possíveis formações de centros de emprego e *clusters* de firmas no entorno das estações de metrô, esses supostos puderam ser testados empiricamente.

As observações prévias a partir da estatística descritiva viabilizou a verificação de especialização urbana de setores, tomando a maior frequência de estabelecimentos como uma medida de aglomeração. Apesar do número de abertura de estabelecimentos ter sido positivo em todos os anos, não ocorreu um aumento crescente ao longo dos três anos. Identificou-se que as estimações referentes aos efeitos da criação de novas estações apresentaram resultados positivos sobre a abertura de estabelecimentos. Pode-se considerar que para a cidade de Salvador ocorreu um aumento no número de estabelecimentos após a abertura das estações de metrô da Linha 1, em relação às 3 faixas de distâncias para as seis estações analisadas. Essa verificação mostrou que apesar de Salvador vir numa tendência de aumento do desemprego no período em questão, ocorreu o aumento no número de abertura de estabelecimentos nas regiões que circunscrevem a Linha 1 do metrô.

O exame dos efeitos do metrô sobre o número de trabalhadores dos estabelecimentos mostrou que o surgimento de novos estabelecimentos formais ocorreu com poucos ou nenhum dos trabalhadores. Propõe-se que esses estabelecimentos apresentam uma formação de grupos de profissionais liberais ao longo das regiões que circunscrevem o metrô.

Quanto a investigação dos efeitos para a redução no número de fechamento, através da análise das estimações de diferenças em diferenças, foi possível verificar que as regiões que circunscrevem a região do metrô apresentaram uma retenção no fechamento de estabelecimentos. Esse resultado pode ter ocorrido em virtude das externalidades de aglomeração existentes nessas localidades. O número de passageiros que transitam pelos locais analisados pode ter feito com que se preservasse a

dinâmica e a respectiva viabilidade econômica da centralidade do Centro Histórico, por exemplo, resultando no menor número de fechamento de estabelecimentos. Quanto aos resultados para o agregado dos cinco setores mais aglomerados, foi possível notar que o respectivo quantitativo aumentou significativamente nas regiões do entorno das estações. Destaca-se também através da análise descritiva que as regiões da Estação da Lapa e da Estação do Acesso Norte foram as que obtiveram maior aumento para esses setores, em relação aos demais. Os resultados reforçam que determinados grupos de firmas surgem em áreas que já apresentam uma diversificação maior de serviços.

Observou-se, neste trabalho que a expansão da cidade para o centro do Camaragibe com o desenvolvimento orientado ao indivíduo usuário de carro agora está se revertendo para um sistema policêntrico multimodal com o metrô com o eixo central. Futuramente será interessante trabalhar o deslocamento da rodoviária e do tramo 3 do metrô que podem criar novas oportunidades, principalmente em regiões mais distantes do centro, como Águas Claras e Cajazeiras.

Pretende-se que em trabalhos futuros, seja feita a análise para a região metropolitana de Salvador e para os municípios médios do Estado da Bahia, e também a ampliação da base de dados para mais anos. É interessante que seja investigado a relação dos tipos de criminalidade ocorridos antes e depois da inserção do metrô, como ficou a relação dos assaltos a ônibus e nas regiões do entorno das estações.

Referências

- ABDEL-RAHMAN, H.; FUJITA, M. Product Variety, Marshallian Externalities, and City Sizes. *Journal of Regional Science*, n. 30, v. 2, p. 165-183, 2006.
- ANAS, A.; ARNOTT, R.; SMALL, K. A. Urban Spatial Structure. *Journal of Economic Literature*, v. 36, n. 3, p. 1426-1464, 1998.
- BAUM-SNOW, N.; KAHN, M. E. The Effects of New Public Projects to Expand Urban Rail Transit. *Journal of Public Economics*, v. 77, n. 2, p. 241-263, 2000.
- BITTENCOURT, F. S.; BRIZON, L. C. *Estações como Pólos de Desenvolvimento*. Companhia Brasileira de Trens Urbanos – CBTU, 2013.
- BOWES, D. R.; IHLANFELDT, K. Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values, *Journal of Urban Economics*, v. 50, v. 1, p. 1-25, 2001.
- CARVALHO, D. S. A. *Transporte e Densidade Populacional na Área Urbana de Salvador*. Dissertação (Mestrado em Economia). Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2016.
- CERVERO, R.; KANG, C. D. Bus Rapid Transit Impacts on Land Uses and Land Values in Seoul, Korea. *Transport Policy*, v. 18, n. 1, p. 102-116, 2011.
- CHATMAN, D. G.; NOLAND, R. B. Do Public Transport Improvements Increase Agglomeration Economies? A Review of literature and an Agenda for Research. *Transport Reviews*, v. 31, n. 6, p. 725-742, 2011.
- CHIPMAN, J. S. External Economies of Scale and Competitive Equilibrium. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 84, n. 3, p. 347-385, 1970.
- DELGADO, J. P. M. A Rede de Transporte de Alta Capacidade como Indutor da Descentralização de Atividades Urbanas na Região Metropolitana de Salvador. In: MELLO, S. (Ed.) *Transformações Metropolitanas no Século XXI: Bahia, Brasil e América Latina*. EDUFBA, 2016. 383 p.
- DURANTON, G.; PUGA, D. (2000). Diversity and Specialisation in Cities: Why, Where and When does it Matter?. *Urban Studies*, v. 37, n. 3, p. 533-555.

- DURANTON, G.; PUGA, D. Micro-foundations of urban Agglomeration Economies. In HENDERSON, J. V. AND THISSE, J. F. (Eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 4, 2004.
- FONTES, E. S. Transporte Urbano em Salvador: Uma Análise Crítica dos Planos Diretores da Cidade. Tese (Doutorado em Arquitetura). Faculdade de Arquitetura, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2012.
- FUJITA, M; THISSE, J. *Economics of agglomeration*. CEPR, 1996. (Discussion papers, n. 1344)
- GERMANI, E. *Impactos da Implantação do Metrô sobre a Estrutura Urbana*. Apresentado no seminário sobre uso do solo ao longo das linhas do metrô, organizado pela EBTU, em janeiro de 1979, na cidade de São Paulo, 1979.
- GIBBONS, S.; MACHIN, S. Valuing Rail Access Using Transport Innovations. *Journal of Urban Economics*, v. 57, n. 1, p. 148-169, 2005.
- GLAESER, E. L; KOLKO, J., SAIZ, A. Consumer City, *Journal of Economic Geography*, v. 1, n. 1, p. 27-50, 2001.
- GONÇALVES, J. A. M.; PORTUGAL, L. S. *Classificando Estações Metro-Ferroviárias como Pólo Promotor do Desenvolvimento Socioeconômico*. 2º lugar no 4º Concurso de Monografia CBTU 2008 – A Cidade nos Trilhos, 2008.
- GONZALEZ-NAVARRO, M; TURNER, M. *Subways and Urban Growth: Evidence from Earth*. LSE Research Online Documents on Economics, London School of Economics and Political Science, LSE Library, 2016.
- HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J.; PORSSE, A. A.; VAN LEEUWEN, E. S.; VIEIRA, R. S. The underground economy: tracking the higher-order economic impacts of the São Paulo subway system. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, v. 73, p. 18-30, 2015.
- HENDERSON, J. V. The Sizes and Types of Cities, *American Economic Review*, v. 64, n. 4, p. 640-56, 1974.
- HOLL, A. (2004). Transport Infrastructure, Agglomeration Economies, and Firm Birth: Empirical Evidence from Portugal. *Journal of Regional Science*, v. 44, n. 4, p. 693-712, 2004.
- HESS, D. B.; ALMEIDA, T. M. Impact of Proximity to Light Rail Rapid Transit on Station-Area Property Values in Buffalo, New York. *Urban Studies*, v. 44, n. 5-6, p. 1041-1068, 2007.
- MARSHALL, A. *Principles of economics*. McMaster University Archive for the History of Economic Thought, 1890.
- MEJIA-DORANTES, L.; PAEZ, A.; VASSALLO, J. M. Transportation infrastructure impacts on firm location: the effect of a new metro line in the suburbs of Madrid. *Journal of Transport Geography*, v. 22, p. 236-250, 2012.
- MELO, P. C.; GRAHAM, D. J.; NOLAND, R. B. Impact of Transport Infrastructure on Firm Formation: Evidence from Portuguese Municipalities. *Transportation Research Record*, v. 2163, n. 1, p. 133-143, 2010.
- METRÔ de Salvador. In: *Wikipedia*. Disponível em: <https://pt.wikipedia.org/wiki/Metr%C3%B4_de_Salvador>. Acesso em: 03 de outubro de 2017.
- BRASIL. Ministério das Cidades. *PlanMob: Caderno de Referência para Elaboração do Plano de Mobilidade Urbana*. Secretaria Nacional de Transporte e da Mobilidade Urbana, 2015.
- NELSON, P. Information and Consumer Behavior. *Journal of Political Economy*. v. 78, n. 2, p. 311-329, 1970.

- NETO, V. C. L. *Desenvolvimento Orientado ao Transporte: O Potencial de Aplicação pela Companhia Brasileira de Trens Urbanos*. IPEA, Boletim Regional, Urbano e Ambiental, 2011.
- SANTOS, D. V. C. *Evolução das Centralidades e os Impactos sobre a Mobilidade da Cidade do Salvador*. XVI PANAM, p. 15-18, 2010 – Lisboa, Portugal, 2010.
- SANTOS, M. *O Centro da Cidade do Salvador: Estudo de Geografia Urbana*. 2. ed. São Paulo: Edusp; Salvador: Edufba, 2008.
- STIEL, W. C. *História do Transporte Urbano no Brasil*. São Paulo: PINI, 1921.
- UrbanRail. *Mapa contendo as estações metroviárias e ferroviárias de Salvador*. Disponível em <http://www.urbanrail.net/am/salv/salvador.htm>. Acesso em: 16/01/2018, às 12h.
- ZHENG, S.; HU, X.; WANG, J.; WANG, R. Subways Near the Subway: Rail Transit and Neighborhood Catering Businesses in Beijing. *Transport Policy*, v. 51, p. 81-92, 2016.

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

DEMOGRAFIA COMO CONDICIONANTE DA LOCALIZAÇÃO RESIDENCIAL: UMA ANÁLISE PARA A REGIÃO METROPOLITANA DO RECIFE*

Maria Catarina Araújo Cunha

Universidade Federal de Pernambuco
E-mail: mcatarinacunha@hotmail.com

Raul Silveira Neto

Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES), Universidade Federal de Pernambuco
E-mail: rau.silveira@uol.com.br

Célio Henrique Pereira Belmiro

Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES), Universidade Federal de Pernambuco
E-mail: c_eliohenrique@hotmail.com

RESUMO: Motivado pelas mudanças demográficas verificadas no país associadas ao seu perfil etário, o artigo analisa a dispersão das pessoas por faixa etária na Região Metropolitana do Recife e discute possíveis variáveis que possam influenciar tal configuração espacial. Nessa tarefa, a pesquisa utiliza informações dos setores censitários do Censo Demográfico do IBGE (2010) e constata que a demografia tem um efeito próprio na decisão locacional das famílias. Os resultados, obtidos através de estimações paramétricas e semi-paramétricas, mostram consideráveis diferenças entre os gradientes da relação entre densidade demográfica e distância ao CBD para diferentes grupos etários, sendo os menores e maiores gradientes encontrados, respectivamente, para famílias com maior presença de crianças e adolescentes e para famílias com forte presença de idosos, o que é consistente com maior demanda por espaço e a relevância do acesso a serviços para estes respectivos grupos. Os resultados sugerem, assim, que as mudanças na atual estrutura etária brasileira no sentido de maior envelhecimento e menor participação de crianças e adolescentes na população podem favorecer maior adensamento urbano nas regiões centrais dos centros urbanos, o que colocaria novos desafios ao planejamento urbano destes.

Palavras-chave: Estrutura familiar; Localização residencial; Distância ao CBD.

Classificação JEL: R20; R23.

DEMOGRAPHY AS A CONDITION FOR RESIDENTIAL LOCATION: AN ANALYSIS FOR THE METROPOLITAN REGION OF RECIFE

ABSTRACT: Considering the quick Brazilian demographic transition, the article characterizes and analyzes the dispersion of people by age group in the Metropolitan Region of Recife and discusses possible variables that may influence this spatial configuration. The research uses the information from census tracts of the IBGE Demographic Census (2010) and demonstrates that demography has a effect on family location no explained, for example, by income differentials. Obtained using both parametric and non-parametric methods, the results indicate the existence of substantial differences between the gradients for the relationship between demographic density and distance to the CBD according to groups of age, being the highest and lowest values found, respectively, for families with more children and with strong presence old people. These patterns are consistent with higher demand for space and the importance of accessibility to services for both groups. The set of results suggest, thus, that the current changes of Brazilian demography (increasing importance of the oldest population and decreasing relevance of child and teenagers) may generate higher urban density in central locations, putting new challengers for urban planning of cities.

Keywords: Family structure; Residential location; Distance to CBD.

JEL Codes: R20; R23.

1. Introdução

Como já anotado por diferentes analistas, nas últimas décadas, o Brasil tem passado por uma rápida transição demográfica. A evolução das taxas de natalidade, fecundidade e mortalidade a partir de 1950 ilustra esse processo no país. A população está passando de essencialmente jovem para predominantemente idosa. Segundo dados do IBGE (Instituto Brasileiro de Demografia e Estatística), de 2000 para 2010, a taxa de fecundidade total passou de 2,4 filhos para 1,87, ou seja, em 2000, as mulheres tinham em média 2,4 filhos, enquanto em 2010 esse número cai para 1,87 filhos por mulher. Para o mesmo período, a taxa de mortalidade passou de 6,67 para 6,03 (por mil habitantes), e a taxa de natalidade passou de 20,86 para 15,88 (por mil habitantes), ou seja, de 2000 para 2010 a quantidade de pessoas (a cada mil habitantes) que faleciam e nasciam passou de aproximadamente 7 e 21 pessoas, respectivamente, para aproximadamente 6 e 16 pessoas.

Tais dados apontam para o envelhecimento da população brasileira e implicam uma redução significativa no tamanho das famílias do país. Associado a fatores como o melhoramento de serviços urbanos, maior acesso a saúde e a informação, aumento da escolarização das mulheres bem como sua inserção no mercado de trabalho, esse fenômeno no Brasil se deu tardiamente se comparado, por exemplo, com os países europeus (PAIVA; WAJNMAN, 2005; VASCONCELOS; GOMES, 2012). Contudo, tal dinâmica chama atenção por sua intensidade e, sobretudo, velocidade. Mesmo que já esteja em grau relativamente avançado, esse processo ainda não se concluiu e não ocorre de forma homogênea em todas as regiões do país, ou seja, algumas regiões estão mais avançadas que outras. Isso ocorre, em grande parte, devido a diferenças históricas do processo de desenvolvimento socioeconômico, industrial e urbano.

É interessante notar que tal transição demográfica tem ocorrido em meio ao forte movimento de urbanização do Brasil, que já em 2010 apresentava cerca de 85% de sua população residindo nas cidades. Há, assim, dois importantes movimentos associados às populações das cidades brasileiras nas últimas décadas; por um lado, tais centros urbanos tem sido e continuam sendo destino das migrações de origem rural, por outro lado, no mesmo período, estas populações têm apresentado rápidas mudanças demográficas no sentido de redução do tamanho das famílias e envelhecimento. Ambos os movimentos parecem fundamentais para o entendimento das dimensões e estruturas das cidades. Como já haviam mostrado Weathon (1974) e Fujita (1985), sob a perspectiva do modelo econômico tradicional, por afetar a demanda por espaço, a expansão populacional afeta positivamente a cobertura urbana das cidades. Por sua vez, as variações das preferências quando às localidades para residência associadas às mudanças etárias e na estrutura familiar ao longo do ciclo de vida das pessoas são já reconhecidamente importantes determinantes da localização residencial dos indivíduos (SPEARE, 1970; SPEARE et al., 1974; CLARK; ONAKA, 1983). No mesmo sentido, como mostraram Beckmann (1973) e Fujita (1989), mesmo dentro de faixas etárias específicas, as preferências locais dos indivíduos são afetadas pela estrutura familiar e laboral de seus membros, uma vez que tais características afetam os termos de troca entre acesso a emprego e demanda por espaço.

As mudanças na estrutura etária e na estrutura familiar associadas à transição demográfica brasileira podem, assim, influenciar a estrutura das cidades do país a partir de seus efeitos sobre a localização espacial das famílias. Primeiro, porque altera o peso das diferentes faixas etárias que apresentam diferentes preferências locais. Especificamente, por um lado, as mudanças na estrutura etária favorecendo os grupos de idade mais avançada e fortemente dependentes de serviços urbanos (sobretudo saúde), dada a elevação da expectativa de vida, tendem a exercer pressão adicional sobre localidades com melhores acessibilidades a serviços, caso, em geral, de localidades mais centrais; por outro lado, o crescimento de domicílios habitados por única pessoa, produto da perda de força de estruturas familiares tradicionais ou do retardo na mudança do estado civil, representa diminuição adicional da necessidade de espaço urbano residencial e, ao menos potencialmente, tende a liberar recursos para habitação em sítios de melhor acesso ao emprego, em geral, localidades em regiões centrais. Segundo, porque tais mudanças indicam diminuição do tamanho das famílias (redução no número de filhos), afetando, sob a ótica da teoria tradicional da

Economia Urbana, a decisão da localização residencial das famílias condicionada pelo *trade-off* entre acessibilidade (aos locais de trabalho, serviços e interações sociais), espaço físico e amenidades locais (BECKMANN, 1973; FUJITA, 1989; FUJITA; THISSE, 2013). Assim, nesta perspectiva, a redução no tamanho das famílias diminui a necessidade por espaço e eleva a importância dos gastos com o deslocamento para o trabalho. Com menores necessidade de espaço, famílias menores tendem a se concentrarem próximas ao centro da cidade, o que pode gerar elevação da densidade demográfica nessa região.

Longe de inconsequente, o maior adensamento urbano, que, em geral, vem acompanhado de verticalização das construções devido à maior valorização das localizações centrais, está associado a importantes mudanças na qualidade de vida das pessoas, com destaque para o impacto sobre a infraestrutura, que tende a ficar sobrecarregada (por exemplo, lixo, saneamento básico, abastecimento de água e escassez de espaços livres), e a elevação da externalidade negativa do uso do transporte individual (congestionamento), externalidade essa que pode não ser corrigida pelo mercado. Não se pode ignorar, também, que tais tendências ocorrem em meios urbanos já caracterizados por significativo grau de segregação residencial (VILLAÇA, 2011; OLIVEIRA; SILVEIRA NETO, 2015). Na medida em que tais novas forças sejam mais efetivas para famílias de mais alta ou média rendas (dado seu maior poder de arbitragem) e que aumente a flexibilidade da política pública, é possível que tais níveis de segregação se acentuem ou que se eleve a pressão para ocupação de espaços mais bem situados ocupados por habitações precárias de famílias de mais baixa renda. Neste sentido, é interessante perceber que no caso particular da RMR, a histórica presença das Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS) (CALDAS, 2009; MORAES, 2017) na Cidade do Recife parece representar, ao mesmo tempo, uma oportunidade e uma resistência a tais movimentos de maior adensamento da cidade.

Como já bem documentadas para os países desenvolvidos, as evidências a respeito da influência das variações nas estruturas etárias e nas estruturas familiares associadas ao ciclo de vida confirmam a importância empíricas de tais fatores (SPEARE, 1970; SPEARE et al., 1974; CLARK; ONAKA, 1983; KENDIG, 1984; NIJKAMP et al., 1993). Neste sentido, Speare et al. (1974) e Clark e Onaka (1983) estão entre os pioneiros a mostrar que os deslocamentos residenciais intra-urbanos das famílias estão fortemente associados às mudanças na composição familiar e do no ciclo de vida das pessoas. Evidências mais recentes também confirmam a relevância destes fatores. Casais ou indivíduos sem filhos, por exemplo, tendem a optar por residências menores e com maior acessibilidade a serviços urbanos e ao local de trabalho, priorizando a redução dos custos de deslocamento (VAN OMMEREN et al., 1999). Por outro lado, famílias com crianças atribuem maior valor a opções residenciais com acesso ao ambiente natural, áreas de recreação, escolas de qualidade e baixa taxa de criminalidade (BAYOH et al., 2006). Consistente com tais variações, Krizek e Waddell (2002) argumentam que a escolha da localização residencial é muito afetada pelo estágio de vida no qual a pessoa se encontra (solteira, casada, criando filhos, se aposentando, etc.). Kim et al. (2005) e Fischer e Khorunzhina (2014), no mesmo sentido, reafirmam a relevância do ciclo de vida que, ao modificarem as características das famílias, condicionariam fortemente o processo da escolha da localização residencial. Mais recentemente, Moos (2015), em estudo para três cidades canadenses, ressalta a importância da idade na distribuição espacial, apresentando que jovens adultos são mais propensos a residir em áreas de maior densidade do que os demais grupos etários. Jung e Yang (2016), por sua vez, ressaltam as diferentes estruturas domésticas presentes nos subúrbios e nas regiões centrais para as áreas metropolitanas dos Estados Unidos, encontrando especificamente que os domicílios de uma pessoa são mais comuns nas regiões centrais, enquanto as pessoas casadas tendem a residir nos subúrbios em detrimento do centro.

Embora os fatores associados à expansão populacional das cidades brasileiras sejam mais bem conhecidos (DA MATTA et al., 2005; SILVA et al., 2017), pouco se conhece a respeito da influência de fatores demográficos associados ao perfil etário da população e às estruturas familiares sobre caracterização da estrutura espacial dos centros urbanos brasileiros. Na verdade, apesar de existirem muitos estudos referentes a diferentes aspectos da demografia da população

brasileira, há escassez de trabalhos sobre a distribuição da população ao longo do território ou cidades do país a partir de suas estruturas etárias e estruturas familiares. Entre os poucos estudos, Monsueto et. al. (2015), para o estado de Goiás, e Silveira Neto e Duarte (2016), para a cidade de São Paulo, tendo como base a teoria econômica urbana tradicional, argumentam que a redução de membros não-trabalhadores implica uma menor demanda por espaço e permite que essas famílias residam mais próximas aos locais de trabalho, reduzindo seu tempo de *commuting*. Tais estudos, contudo, não apresentam uma caracterização da distribuição espacial da população a partir de suas estruturas etárias.

O objetivo deste artigo é dar início ao preenchimento desta lacuna a partir de um estudo específico para a Região Metropolitana do Recife (RMR). Pretende-se caracterizar a distribuição espacial da população da RMR a partir de diferentes grupos etários e analisar em que medida tal característica demográfica atua como um condicionante para a localização desta população. O foco na RMR é motivado por três razões. A região, trata-se, primeiro e mais trivialmente, do maior centro urbano do Nordeste do Brasil, sendo a quinta maior região metropolitana do país. Em segundo lugar, embora apresente alguma descentralização do emprego, a RMR pode ainda ser caracterizada como eminentemente monocêntrica (BELMIRO et al., 2018). Seu centro principal do emprego é situado na Cidade do Recife, a mais antiga entre as capitais do país (fundada em 1537), que se configurou desde o princípio como uma importante peça para o desenvolvimento do Brasil. Devido às suas características físicas favoráveis, o local passou a abrigar um porto, sob o qual a atividade comercial se desenvolveu, como apresentado por Seabra (2014), e pautou o crescimento do povoado que ali surgiu. O desenvolvimento da cidade se apoiou no comércio externo e já no século XIX, a região apresentava um tecido densamente urbanizado. Tal característica torna a influência de subcentros sobre a distribuição da população menos importante permitindo maior aderência analítica ao modelo tradicional. Finalmente, outro aspecto analiticamente interessante da região de interesse é que não há, ao menos para o Recife, zoneamento para o tipo de uso do solo (comercial, industrial, residencial unifamiliar ou multifamiliar). Trata-se, assim, de um ambiente urbano em que o mercado exerce maior influência no que diz respeito às formas de uso do solo urbano o que, novamente, facilita a análise a partir do modelo tradicional.

Os dados utilizados foram obtidos dos setores censitários do Censo Demográfico do IBGE (2010). A estratégia utilizada para a obtenção dos resultados parte do agrupamento da população da RMR em quatro faixas etárias (0 a 18, 19 a 24, 25 a 55 e 56 ou mais anos), do cálculo percentual da participação de cada faixa na população dos setores censitários e do cálculo das distâncias de cada uma dessas unidades espaciais ao CBD (*Central Business District*) para estudar os diferentes níveis de correspondentes densidades em relação à distância ao CBD. As evidências, obtidas a partir de regressões paramétricas e não-paramétricas, indicam tendência a uma maior concentração de população mais jovem na periferia da RMR e da população mais idosa nas proximidades do centro. Ou seja, os resultados indicam que a demografia é um fator decisivo para a escolha residencial para a Região Metropolitana do Recife. Tais influências são, além do mais, robustas à incorporação de outros fatores que afetam na decisão de localização das famílias, como a renda e as diferentes amenidades da RMR.

O restante do artigo está organizado em mais cinco seções. Na seção dois, é apresentado o referencial teórico. Na seção três, há a discussão dos dados e a estratégia empírica. A seção quatro apresenta os resultados obtidos por meio da pesquisa, incluindo a influência da renda e uma discussão acerca da questão do adensamento urbano, tendo em vista a relação entre a estrutura familiar e a localização residencial. E, por fim, a seção cinco, traz as considerações finais do artigo.

2. Ciclo de vida, estrutura familiar e localização residencial: os argumentos teóricos

Dois são os principais canais a partir dos quais as características demográficas afetam a decisão de localização residencial dos indivíduos nas cidades, ambos já bem reconhecidos nas abordagens teóricas e trabalhos empíricos, sobretudo para os países desenvolvidos. Por um lado, há claro reconhecimento de que as diferentes preferências locacionais associadas às diferentes fases etárias

das pessoas ao longo da vida exercem um importante papel na escolha locacional destas no meio intra-urbano. Ao mesmo tempo, as mudanças na estrutura familiar ocorridas também ao longo do ciclo de vida geram modificações adicionais nas preferências quanto à localização espacial. Por sua vez, variações nas preferências ocorridas decorrente de variações nos arranjos familiares ocorridas dentro de faixas etárias (por exemplo, maiores ou menores) representam fator específico, não diretamente vinculado ao ciclo de vida, a influenciar nas decisões locacionais dos indivíduos.

Speare et al. (1974) e Nijkamp et al. (1993) propõem modelos semelhantes para entender como as características dos indivíduos e das famílias ao longo do ciclo de vida influenciam nas decisões de localização residencial intra-urbana. Em ambos os casos, por um lado, a mais forte inserção do mercado de trabalho, principalmente entre jovens adultos, e idade mais avançada dos indivíduos favorecem a decisão de localização residencial em regiões centrais das cidades. Por outro lado, a expansão do número de pessoas (por exemplo, filhos e casamento) que acompanha a constituição e evolução de novos agregados familiares estão associados a preferências locacionais favoráveis a regiões mais periféricas. Em ambas as perspectivas, é clara a importância das características associadas às diferentes fases do ciclo de vida sobre a decisão locacional dos indivíduos. Em particular, nestes modelos, o acesso ao emprego para jovens adultos e o acesso serviços para mais idosos atuam no sentido de localizações residenciais próximas às regiões centrais; por outro lado, o aumento do número de membros da família associado à presença de filhos favorece a localização nas regiões periféricas.

Mas mudanças na estrutura familiar, como destacado, também podem exercer influência na decisão locacional das famílias dentro de cada fase do ciclo de vida. Comumente atribui-se a Beckmann (1973) a incorporação direta da influência da estrutura das famílias na decisão da localização residencial, ou seja, por apresentarem demandas distintas por espaço e acessibilidade, a demografia das famílias e seu ciclo de vida influem significativamente no processo de escolha da residência. Fujita (1989) expande a proposta de Beckmann afirmando que, quanto maior o número de membros não trabalhadores no domicílio, menor o valor atribuído a acessibilidade ao trabalho pela família e maior a relevância do espaço residencial, ou seja, as famílias priorizam o espaço em detrimento da acessibilidade, pois é aumentada a importância relativa do espaço residencial no bem-estar da família. Uma vez em que o espaço é mais barato nas áreas suburbanas, famílias maiores tendem a residir mais longe do CBD. Para as cidades americanas, Madden (1981) foi um dos primeiros a mostrar que as mulheres casadas, comparadas com as solteiras, tendiam a morar em casas maiores e mais distante dos centros urbanos. Kim et al. (2005) também destacaram a importância do número de crianças para a decisão da localização residencial para Oxfordshire no Reino Unido.

O modelo tradicional pode ser expandido para incluir efeitos das necessidades das crianças (além do espaço), como, por exemplo, a demanda por educação, tais efeitos se tornam mais expressivos quanto maior for a quantidade de filhos. Um maior número de filhos aumenta a demanda por localidades mais próximas às escolas que, em geral, distam do centro devido a necessidade de espaço. Estudos sobre a importância das escolas na escolha residencial para Brasil ainda são escassos, contudo, para os Estados Unidos e Europa, encontram-se diversos trabalhos sobre a temática (BLACK, 1999; BOGART; CROMWELL, 2000; GAMSU, 2016; BRASINGTON, 2017). Guo e Bhat (2001) e Bayoh et al. (2006) reconhecem o impacto da qualidade da escola na escolha da localização residencial para a região de Dallas e Ohio (EUA), respectivamente, Gibbon e Machin (2005) em um estudo para Londres, Inglaterra, argumentam que a qualidade da escola é capitalizada nos preços das casas.

O número de crianças também tende a afetar o nível de participação de pelo menos um dos cônjuges no mercado de trabalho, devido as necessidades de serviços domésticos e cuidados com os filhos. Segundo Angrist e Evans (1998), por exemplo, quanto maior o número de filhos, mais fraco é o envolvimento das mulheres casadas com o mercado de trabalho, uma vez em que, os homens casados mudam pouquíssimo sua relação com este mercado frente ao nascimento de mais filhos, ou seja, frente a uma mudança no tamanho da família. A redução da carga de trabalho de pelo menos

um dos cônjuges é suficiente para minimizar a necessidade de morar perto do local de trabalho (CBD), diminuindo a importância dos custos com o deslocamento e aumentando o tempo de *commuting* do outro cônjuge. McLafferty e Preston (1997), novamente para as cidades americanas, mostraram que os homens casados, em comparação com os solteiros, apresentavam maior tempo de *commuting*, sendo tal condição associado ao maior tempo dedicado ao trabalho doméstico por suas esposas.

Em resumo, seja devido às mudanças das preferências locacionais das pessoas em função das diferentes fases do ciclo de vida ou das estruturas familiares que afetam tais preferências, há bem estabelecidos argumentos teóricos (suportados por evidências) para se observar diferentes distribuições dos indivíduos no espaço urbano de acordo com as faixas etárias. Que isto contraste com a quase ausência de investigações sobre tais influências para configuração das cidades brasileiras, é digno de nota. Uma das únicas exceções neste sentido, Silveira Neto e Duarte (2017) consideram o processo de transição demográfica no Brasil, que se traduz na redução do tamanho das famílias, e, utilizando o instrumento proposto por Angrist e Evans (1998), fornecem evidências de uma relação causal positiva entre o número de filhos e o tempo de *commuting* do chefe da família para a Região metropolitana de São Paulo.

3. Estratégia empírica e dados

A pesquisa tem como foco a Região Metropolitana do Recife (RMR), a mais importante mesorregião do estado de Pernambuco. Segundo o Censo Demográfico de 2010, elaborado pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), a RMR é a maior região metropolitana do Norte-Nordeste e ocupa o sexto lugar nacional. Atualmente ela é composta por 16 municípios: Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Paulista, Igarassu, Abreu e Lima, Camaragibe, Cabo de Santo Agostinho, Goiana (incluída em 2018), São Lourenço da Mata, Araçoiaba, Ilha de Itamaracá, Ipojuca, Moreno, Itapissuma e Recife. Apesar de representar apenas cerca de 3,3% da área total de Pernambuco, segundo o IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), 41,7% da população do estado localizava-se nessa região em 2010.

A Figura 1, a seguir, apresenta um mapa da RMR em 2010 onde são identificados os seus municípios, o litoral (presença do mar), o Rio Capibaribe, principal rio da RMR, e as principais rodovias federais que cortam tais municípios (com destaque para a BR 101, que vai de Itapissuma ao Cabo de Santo Agostinho) – note que o município de Goiana ainda não havia sido incluído. Embora não marcado no mapa, o CBD (*Central Business District*) da RMR coincide exatamente com a foz do Rio Capibaribe e o Porto do Recife, na parte norte do litoral do município do Recife e desempenha papel fundamental da estrutura urbana da região (BELMIRO et al., 2018).

As informações utilizadas foram obtidas dos microdados do Censo Demográfico do ano de 2010 (IBGE), e o nível de agregação escolhido foi o setor censitário. A amostra selecionada é composta por toda a população residente em 4.535 setores censitários da Mesorregião Metropolitana do Recife, bem como a renda e o número de moradores dos domicílios dessa região. Apesar de integrarem a RMR, foram excluídos da amostra os 3 setores censitários que compõem a Microrregião de Fernando de Noronha, por localizarem-se no arquipélago distante cerca de 545 quilômetros da capital do estado de Pernambuco, Recife. Como Goiana foi incluída na mesorregião apenas em 2018, os dados de 2010 não contemplam os setores censitários deste município.

Para cada setor, foi feito o agrupamento das idades de seus habitantes em quatro faixas distintas: 0 a 18 anos, os jovens (29,45% da população), 19 a 24 anos, jovens adultos (10,74%), 25 a 55 anos, adultos maduros (46% da população), e 56 ou mais anos, adultos idosos (13,82% da população). Posteriormente foi calculada a participação percentual de cada faixa na composição da população total de cada setor. Para o cálculo das distâncias ao centro, foram gerados, para cada setor censitário, centroides que possibilitaram a obtenção de tais dados.

Figura 1 - Municípios da RMR, litoral, Rio Capibaribe e principais rodovias.



Fonte: Banco de Informações de Transportes – BIT e IBGE.

Para estimar a associação entre distância ao centro e a densidade populacional geral e para diferentes faixas etárias, será utilizado um modelo de regressão que possui a seguinte forma funcional:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_0 x_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

A equação (1) será estimada através de MQO, onde x_i representa a distância do centroide do setor censitário i ao centro, α e β_0 são os parâmetros do modelo, ε_i é o termo de erro e a variável dependente y_i é a densidade populacional de cada setor censitário. Segundo McMillen (2008), a equação (1) pode não ser suficientemente flexível em relação a algumas relações espaciais urbana, já que o meio é marcado por heterogeneidades geográficas ou sociais locais. Neste trabalho, tal relação é flexibilizada de duas formas. Primeiro, adicionaremos termos quadráticos e cúbicos da distância ao centro, com o objetivo de garantir um melhor ajuste do modelo. Seguindo a seguinte equação:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \beta_2 x_i^3 + \varepsilon_i \tag{2}$$

onde, x_i representa a distância do centroide do setor censitário i ao centro, x_i^2 e x_i^3 representam respectivamente essa distância elevada ao quadrado e ao cubo, α e β são os parâmetros do modelo, ε_i é o termo de erro e a variável dependente y_i é a densidade populacional de cada setor censitário. Contudo, deve-se reconhecer a influência de outros fatores fundamentais associados à escolha locacional das famílias, além do acesso ao CBD, entre estes, destacam-se os níveis de renda e o conjunto de amenidades naturais e sociais presentes nos centros urbanos. Neste sentido, tais influências são incorporadas na análise a partir de da especificação representada pela equação (3) abaixo:

$$\ln y_i = \alpha + \beta_0 x_i + \beta_1 x_i^2 + \beta_2 x_i^3 + Z_i \gamma + \varepsilon_i \quad (3)$$

onde, x_i é a distância do centroide do setor censitário i ao centro, x_i^2 e x_i^3 representam respectivamente essa distância elevada ao quadrado e ao cubo, α , β e γ são os parâmetros a serem estimados, Z_i representa um conjunto de fatores que afetam a densidade do setor censitário, ε_i é o termo de erro e a variável dependente y_i é a densidade populacional de cada setor censitário. Todas as três regressões foram estimadas por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). Além disso, as regressões (1), (2) e (3) foram calculadas para cinco densidades distintas: densidade populacional total e densidade da população de 0 a 18 anos, 19 a 24 anos, 25 a 55 anos e 56 anos ou mais. Entre os fatores incluídos em Z , destacamos a renda média domiciliar per capita e quatro amenidades particularmente importantes para a RMR: a distância do setor censitário à praia, aos rios, aos parques da cidade e às Zonas Especiais de Interesse Sociais (ZEIS), que reúnem a maioria das localidades pobres da região (inclusive, mas não só, as favelas). Tais distâncias são mensuradas utilizando-se mapas digitais e *software* de georecenseamento de informações espaciais (QGis), medidas em metros e calculadas como a menor distância entre os centroides dos setores censitários e as amenidades.

Obviamente, tais amenidades representam heterogeneidades espaciais que podem afetar decisão de localização dos indivíduos e, assim, permitem a obtenção mais precisa de relações entre a densidade demográfica e a distância ao CBD. Note-se, particularmente, que a consideração simultânea da influência da renda e da localização das ZEIS permite, em boa medida, capturar a segregação residencial presente na RMR, o que pode ser fundamental para a análise, uma vez que há evidente variação, por exemplo, no número de filhos por família de acordo com a renda ou condição social.

A segunda estratégia considera uma estimação semi-paramétrica e permite ainda mais flexibilidade para a influência da distância sobre a densidade. Apesar da estimação em MQO ser amplamente utilizada na literatura para verificar a estrutura urbana das cidades, ela pode levar a resultados imprecisos, uma vez que não permite que os coeficientes variem em diferentes pontos da cidade, considerando fatores espaciais que se distinguem de um lugar para outro. Dessa forma, se faz necessário o uso de uma metodologia que permita capturar possíveis heterogeneidades locais. A regressão geograficamente ponderada (GWR) é uma técnica de análise espacial que leva em consideração variáveis não estacionárias e modela as relações locais entre esses preditores e um resultado de interesse, adicionando um nível de sofisticação de modelagem, permitindo que as relações entre as variáveis independentes e dependentes variem de acordo com a localidade. Resumidamente, o GWR constrói uma equação OLS separada para cada localização no conjunto de dados, que incorpora as variáveis dependentes e explicativas dentro da largura da janela de cada localização de destino.

No presente trabalho, utilizaremos a regressão geograficamente ponderada, onde os pesos dados para cada observação durante a estimação dos coeficientes são baseados na distância geográfica das observações. Assim como McDonald e McMillen (2007) e Barr e Cohen (2010), o parâmetro estimado para cada observação i é dado pela equação (4) abaixo:

$$\beta_i = \left(\sum_i \sum_j w_{ij} X_i X_j' \right)^{-1} \left(\sum_j w_{ij} X_j Y_j \right) \quad (4)$$

onde, X_j é um vetor de variáveis de controle incluindo a distância de cada observação até i ; Y_j é a variável dependente (logaritmo neperiano da densidade – total e para cada faixa) de todas as observações, exceto i ; w_{ij} é o peso dado da observação j em i . A função de ponderações utilizada para a densidade populacional dos setores censitários, será uma Kernel gaussiana como mostrado na equação abaixo:

$$w_{ij} = K \left(\frac{d_{ij}}{b} \right) = e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{d_{ij}}{b} \right)^2} \quad (5)$$

onde, d_{ij} é a distância euclidiana entre as observações i e j . O parâmetro b se refere a largura da janela usada nos pesos (*bandwidth*). Essa largura, determina a variância dada aos pesos, ou seja, tudo mais constante, quanto maior b , maior será o peso dado a observações mais distantes de i . O parâmetro de *bandwidth* será selecionado através do critério de *cross-validation*.

A Tabela 1 apresenta, de forma preliminar, algumas características dos dados utilizados. Dividiu-se a distância ao CBD em quartis e foi calculado o percentual da população de cada faixa contida em cada quartil. Ou seja, nos 25% dos setores mais próximos ao centro (Q(0,25)), por exemplo, reside 29,62% de toda a população com mais idade (56 ou mais anos) da Região Metropolitana do Recife, enquanto nos 25% dos setores mais distantes do centro (Q(1,0)) reside somente 18,81% dessa mesma faixa. A tabela nos fornece, assim, dados preliminares sobre o perfil da distribuição da população na RMR. É perceptível, por exemplo, que nos setores mais próximos do CBD existe uma participação maior das faixas 25 a 55 anos e 56 ou mais anos, participação que se torna mais modesta nos dois últimos quartis da distribuição. Tais padrões contrastam com aquele obtido para a população mais jovem (faixa 0 a 18 anos), onde a distribuição de tal população se faz relativamente mais presente nos setores censitários localizados a maiores distâncias do CBD (quartis Q(0,75) e Q(1,0)).

Ainda, a Tabela 1 também apresenta estatísticas descritivas para as densidades demográficas dos setores censitários por faixa etária e para toda a população na RMR em 2010. É interessante notar que os valores da referida tabela indicam maiores densidades populacionais para faixa etária mais jovem e para aquela dos adultos maduros (25 a 55 anos de idade), contudo, as dispersões das densidades dos setores censitários, medidas pelos coeficientes de variação mais elevados (razão desvio padrão/média), são maiores para as faixas etárias polares (mais jovens e mais idosos), sugerindo já maior especialização espacial para tais grupos.

4. Resultados

A presente seção divide-se em duas subseções distintas. Na primeira, mais descritiva, são apresentados padrões gerais de localização encontrados para a distribuição da população sobre o território da RMR a partir de seus setores censitários considerando-se as diferentes faixas etárias dos indivíduos. O fito é descrever como os diferentes grupos etários compõem a população local a diferentes distâncias e posicionamentos em relação ao CBD. Na segunda, a análise centra-se na densidade demográfica local dos diferentes grupos etários a diferentes distâncias do CBD e estima os diferentes gradientes para tal relação para tais grupos. Complementar à análise inicial e mais analítica, esta segunda abordagem permite evidenciar os distintos padrões de associação entre acesso ao CBD e localização urbana dos grupos etários considerados, mesmo quando são considerados diferentes tipos de amenidades e características sociais das localidades.

Tabela 1 - Distribuição da população por quartis de distância ao CBD (%) e densidade demográfica – Setores Censitários da RMR – 2010

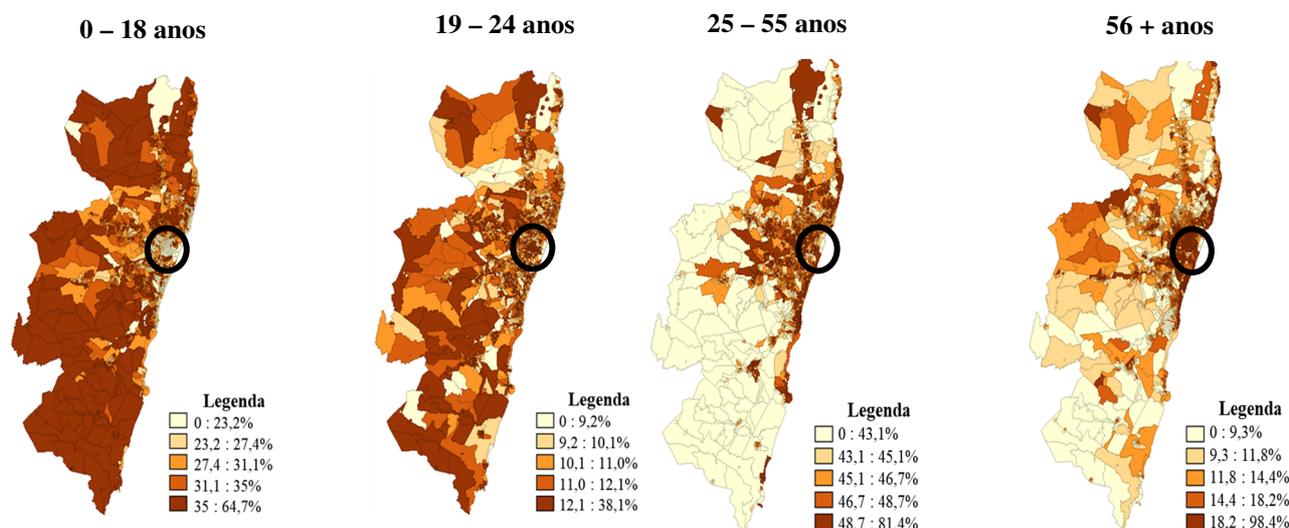
Faixas etárias	Estatísticas	Q(0,25)	Q(0,5)	Q(0,75)	Q(1,0)	Total
	%	23,9%	25,2%	25,6%	25,3%	100%
0 a 18 anos	Dens. Média	5.594,02	4.604,98	4.168,79	2.746,57	4.284,44
	DP	4.388,06	3.354,51	3.258,02	3.122,47	3.711,08
	%	25,2%	26,2%	24,9%	23,7%	100%
19 a 24 anos	Dens. Média	2.104,63	1.794,96	1.546,43	985,33	1.610,34
	DP	1.586,98	1.460,20	1.367,21	1.130,92	1.455,79
	%	25,9%	26,4%	25,7%	22,0%	100%
25 a 55 anos	Dens. Média	9.157,90	7.847,90	6.847,83	3.956,98	6.964,37
	DP	6.365,66	6.237,38	5.876,32	4.406,42	6.085,24
	%	29,6%	27,3%	24,3%	18,8%	100%
56 ou mais	Dens. Média	2.929,14	2.482,85	1.952,03	1.070,11	2.113,02
	DP	1.890,13	2.300,48	1.702,70	1.244,62	1.952,89
	%	25,8%	26,1%	25,4%	22,7%	100%
Total	Dens. Média	19.785,70	16.730,69	14.515,08	8.758,99	14.972,16
	DP	13.408,05	12.397,91	11.840,07	9.648,18	12.571,01

Fonte: Cálculo dos autores a partir de informações do Censo Demográfico de 2010. “Dens. Média” corresponde à densidade demográfica média do respectivo quartil, medida em pessoas por km²; “DP” corresponde à ao desvio-padrão da densidade no respectivo quartil.

4.1 Localização e estrutura etária: padrões gerais

A Figura 2, a seguir, apresenta, de início, a porcentagem que cada faixa etária representa na composição da população de cada setor censitário a partir da localização dos setores censitários em relação ao CBD (marcado nos mapas). Apesar de não mostrar os valores das distâncias de cada setor ao centro, é possível visualizar com facilidade a presença mais forte de cada faixa em regiões específicas da Região Metropolitana do Recife (considere a área dentro dos círculos como uma aproximação da região correspondente ao CBD).

No mapa que apresenta a faixa etária de 0 a 18 anos é notável que à medida que nos afastamos da região circulada, os setores censitários ficam com a coloração cada vez mais escura; em outras palavras, é clara uma concentração de áreas vermelhas – que indicam que a população do setor censitário é composta de 35,0% a 64,7% pelos mais jovens – nas regiões mais periféricas do CBD. Em contrapartida, nos gráficos correspondentes as faixas 25 a 55 e 56 ou mais anos, é facilmente perceptível que ao caminhar das regiões suburbanas da RMR em direção ao centro, há um aumento percentual da participação destas faixas na composição da população. Tal padrão de distribuição espacial já sugere a importância do ciclo de vida para a escolha residencial das famílias na RMR e parece em linha com as evidências sobre a relevância deste fator documentada para os países desenvolvidos, por exemplo, por Speare et al. (1974), Clark e Onaka (1983) e Nijkamp et al. (1993). Que isto ocorra mesmo em situações de mais baixa renda familiar (caso de uma RM de país em desenvolvimento) parece reforçar a importância de variações na estrutura etária da população para a distribuição espacial das famílias.

Figura 2 - Distribuição da população por faixa etária - Região Metropolitana do Recife, 2010

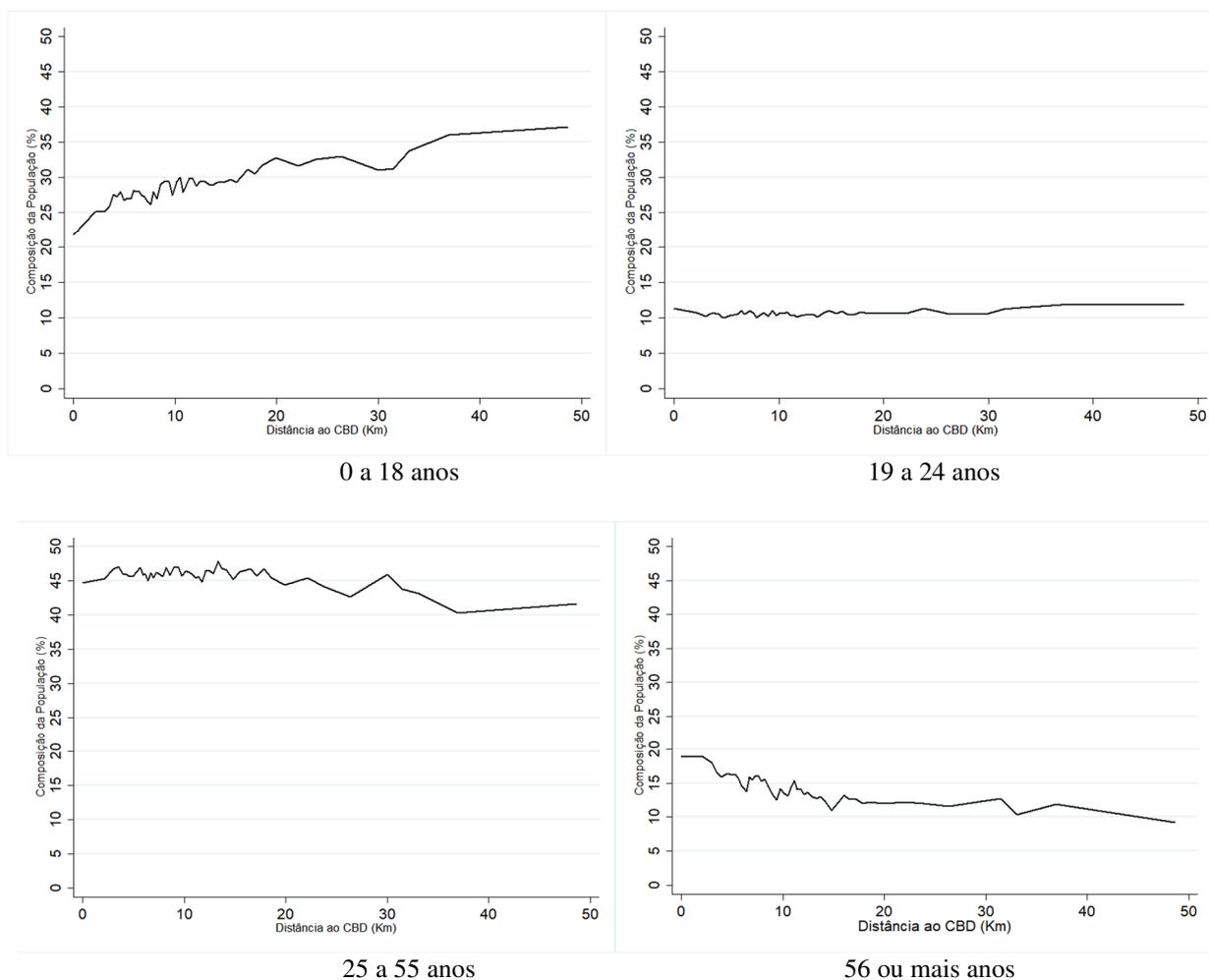
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados obtidos do Censo Demográfico 2010 (IBGE).

Na Figura 3, a seguir, estão apresentados os percentuais de cada faixa etária que compõe a população a cada distância do CBD (medida em metros), representado pelo ponto (0,0). Tal representação permite a comparação da presença relativa das faixas etárias a cada distância do CBD, complementando, assim, as evidências apresentadas a partir da Figura 1. Mesmo em uma análise inicial, é perceptível que, nas faixas 0 a 18 e 19 a 24 anos, há um aumento do percentual à medida em que a distância ao CBD aumenta, embora mais suave em 19 a 24 e mais acentuado em 0 a 18. Em contraste, é também notável uma redução do percentual de indivíduos nas faixas 25 a 55 anos e 56 ou mais anos quando o observador se afasta do CBD. Tal padrão é semelhante ao apresentado por Edlund et al. (2015) para as cidades americanas e Moos (2015), para três cidades canadenses, com uma única importante ressalva: enquanto para as cidades americanas a distribuição dos jovens adultos (19 a 24 anos) se aproxima daquelas para grupos de mais idade, no caso na RMR, como visto, indivíduos desta faixa etária tem padrão de distribuição espacial mais próximas daquela das crianças e adolescentes. Tal diferença é consistente com a menor independência financeira dos jovens na RMR, o que os faria residir por mais tempo com os pais que os jovens das cidades americanas.

Como já argumentado, é possível elencar três principais razões que podem estar por trás do comportamento da faixa mais jovem (crianças e adolescentes). A primeira tem sua base no *trade-off* entre acessibilidade e espaço. A aproximação ao CBD faz a acessibilidade aumentar, assim como o preço da terra; como famílias maiores, sobretudo com mais crianças, necessitam de mais espaço, e este se torna mais barato na periferia, é justificado que o percentual da população jovem seja maior a maiores distâncias do CBD. A segunda razão se origina no aumento de demandas domésticas em famílias com mais crianças e adolescentes. A exigência de cuidados com os filhos e trabalhos domésticos pode fazer com que pelo menos um dos cônjuges apresente um envolvimento mais fraco com o mercado de trabalho, o que, conseqüentemente, reduz a necessidade da localização mais perto do trabalho, diminuindo a importância dos custos com o deslocamento. Assim, esse panorama minimiza a relevância da acessibilidade. Por fim, a terceira razão está associada à demanda por serviços educacionais de famílias com crianças e adolescentes, que favorece a residência mais próxima a escolas que, de forma geral, dada a demanda por espaço, não se localizam nas proximidades do CBD. Em suma, essas três razões facilitam a decisão das famílias com um maior número de crianças de morar em áreas suburbanas e, como já citado, tendem a ser confirmadas pelas evidências disponíveis para os países desenvolvidos (BLACK, 1999; BOGART; CROMWELL, 2000; GAMSU, 2016; BRASINGTON, 2017; GUO; BHAT; 200; BAYOH et al.,

2006). Considerando que o tempo de *commuting* é um reflexo da distância em que se reside do local de trabalho, Duarte e Silveira Neto (2017), por exemplo, encontraram que um filho a mais aumenta em 21,3 pontos percentuais a probabilidade do chefe da família apresentar um tempo de *commuting* de mais de 30 minutos na Região Metropolitana de São Paulo, ou seja, uma influência bastante significativa.

Figura 3 - Distribuição dos indivíduos por faixa etária para diferentes distâncias ao CBD (%) RMR (2010)



Nota: A cada distância ao CBD, a soma dos percentuais de cada gráfico perfaz 100%.

Fonte: Elaboração própria.

Por outro lado, as evidências mostram que a população mais idosa se concentra nas áreas mais próximas ao centro, isso talvez possa ser explicado, em parte, pelo valor dado por essa faixa à acessibilidade e mobilidade. No centro há uma maior oferta de serviços urbanos, principalmente os ligados a saúde. A abundância de hospitais, postos de saúde, comércio, agências bancárias e farmácias, por exemplo, acabam sendo fatores de grande importância na escolha residencial dos mais velhos. Tal evidência para o país se assemelha, assim, aquela disponível na literatura. Dokmeci e Berkoz (2000), por exemplo, em um estudo realizado para Istambul, mostram que pessoas de meia-idade e mais velhas escolhem locais urbanos para residir visando o maior benefício no que tange sua mobilidade, enquanto os mais jovens tendem a se concentrar em áreas mais periféricas. Os resultados obtidos são consistentes com tais fatores.

Os habitantes com idade entre 25 e 55 anos, que correspondem a população economicamente ativa, dominam o núcleo da cidade e apresentam participação percentual decrescente ao afastar-se do CBD. Para essa faixa a acessibilidade apresenta grande peso na escolha residencial. Residências

com boa acessibilidade normalmente influem alto preço pelo espaço, contudo, essa parcela da população, além de não apresentar grande necessidade de espaço, possui, geralmente, um poder de compra mais elevado que o das outras faixas.

Note-se, contudo, que, dados os níveis de segregação residencial das cidades brasileiras, caracterizados, em geral, pela maior presença de famílias de mais baixa renda nas áreas periféricas e famílias de mais alta renda nas regiões centrais, o padrão de localização observado acima para crianças e jovens também pode refletir o fato das famílias mais pobres apresentarem maior número de filhos e menor contingente de idosos. Além disto e mais obviamente, tais padrões observados de distribuição populacional, em alguma medida, podem refletir a localização de amenidades urbanas valorizadas diferentemente pelos grupos etários considerados.

Sabe-se que famílias com renda mais baixa tendem a ser maiores que famílias com rendimentos *per capita* mais elevados. Ou seja, as famílias dos estratos de renda inferiores, geralmente, possuem mais filhos que as dos estratos superiores. Ferrario e Cunha (2012), por exemplo, em um estudo realizado para todo o Brasil, encontraram que, em 2007, a proporção de famílias com cinco membros pertencentes aos cinco primeiros décimos da distribuição da renda per capita era cerca de 77%. Já a quantidade das famílias com cinco membros, nos décimos superiores da renda per capita era de cerca de 23%. Ou seja, as evidências indicam que as famílias mais numerosas são as que possuem, em média, a menor renda *per capita*. Dessa forma, é razoável pensar que a distribuição da população a diferentes distâncias do centro observada na pesquisa seria, na realidade, um reflexo da renda. Ou seja, se poderia pensar que famílias de baixa renda possuem mais filhos e localizam-se na periferia devido ao preço da terra, por isso os resultados encontrados. Contudo, ao realizar os mesmos procedimentos utilizados na construção da Figura 3, tanto nas famílias mais pobres, como nas famílias mais ricas, a tendência da distribuição populacional se apresenta a mesma descrita na Figura 3. Tanto nas famílias mais ricas, como nas famílias mais pobres, nas faixas 0 a 18 e 19 a 24 anos há um aumento percentual ao distanciar-se do (0,0). Em oposição, há uma redução percentual quanto mais afasta-se da origem nas faixas 25 a 55 e 56 ou mais anos. Ou seja, a renda das famílias não altera a tendência apresentada nesta seção (4.1)¹.

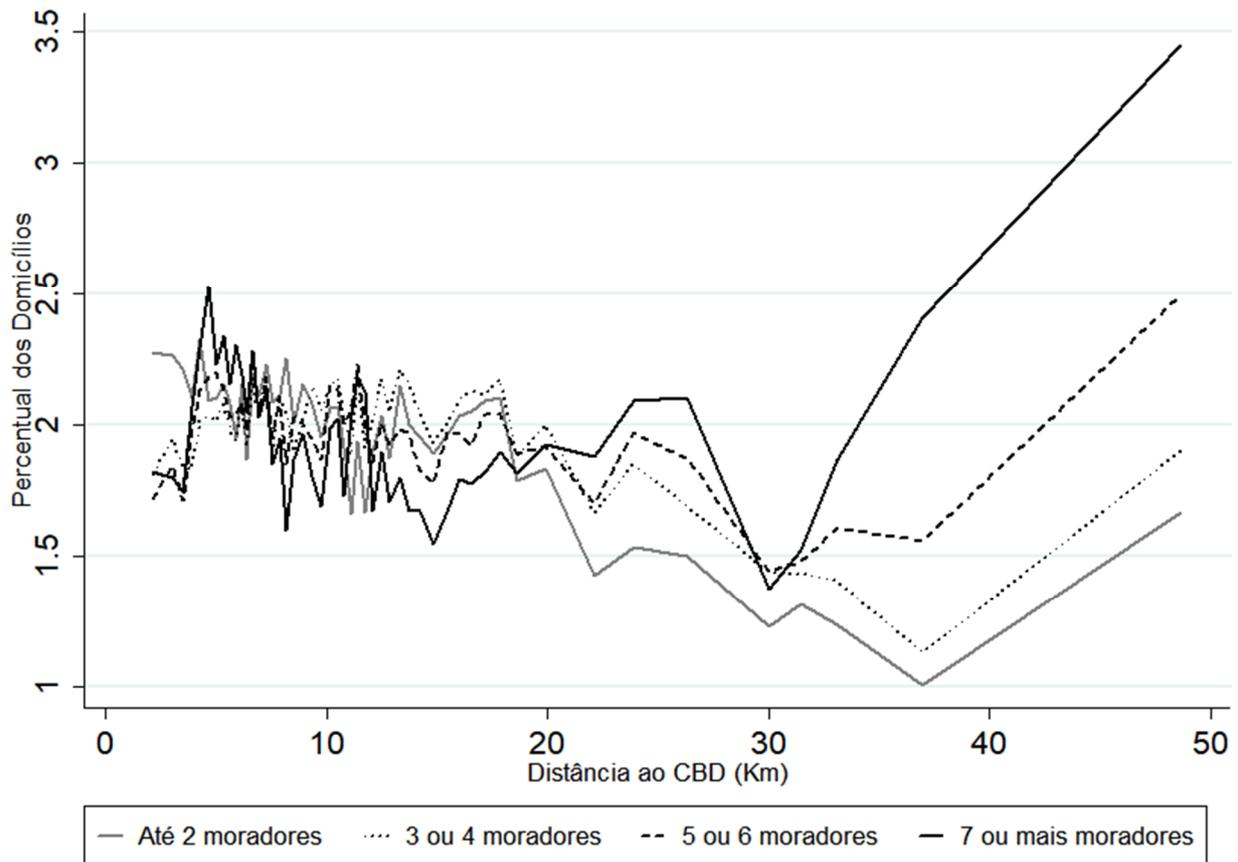
Em resumo, apesar da renda influenciar na escolha residencial, ela aparentemente não se mostra como suficiente para explicar toda a distribuição populacional encontrada. A demografia parece ter um efeito próprio, uma vez que, tanto entre os mais ricos como entre os mais pobres, famílias maiores tendem a residir em locais mais afastados do CBD. Assim, seja o rendimento da família alto ou baixo, quanto mais filhos, mais longe ela vive do centro e, conseqüentemente, maior seu tempo de *commuting*. Na próxima seção, que analisa os gradientes da relação entre a densidade demográfica e a distância ao CBD para diferentes faixas, considera-se uma análise mais específica e rigorosa da influência das condições sociais sobre a localização segundo as faixas etárias.

Por fim, com respeito a este conjunto inicial de resultados, deve-se observar que os padrões mostrados a partir da Figura 2 não informam especificamente sobre o padrão de localização dos domicílios de acordo com o número de moradores em relação ao CBD, mas a importância relativa da localização das pessoas de acordo com a faixa etária. Neste sentido, na Figura 4, apresentado seguir, é possível observar a variação da participação de diferentes tipos domicílios, de acordo com o número de habitantes, em relação à distância ao centro de negócios da Região Metropolitana (CBD). No eixo horizontal está a distância ao CBD (origem) em quilômetros, enquanto, no eixo vertical está a porcentagem de domicílios de cada categoria. Por exemplo, a 48,6 km do centro localiza-se por volta de 1,6% dos domicílios onde habitam até duas pessoas. Duas evidências merecem destaque. Primeiro, é clara a forte influência exercida pelo CBD da RMR, localizado na Cidade do Recife, sobre a localização dos domicílios, independentemente do tipo de domicílio, ou seja, qualquer o grupo de domicílio considerado, há uma tendência de queda de sua participação quando se eleva a distância em relação ao CBD até ao menos 30 km. Sobretudo para domicílios com maior número de pessoas, tal padrão de comportamento é revertido (a relação é, assim, não

¹ Este gráfico adicional não é apresentado aqui por restrição de espaço, mas pode ser imediatamente disponibilizado pelos autores.

linear), sendo possível notar que a maiores distâncias do centro encontram-se relativamente mais domicílios com maior número de residentes. Como a maior parte dos membros das famílias maiores tendem a ser filhos, tal evidência é consistente com aquela da Figura 1.

Figura 4 - Distribuição dos domicílios de acordo com número de moradores (%) em relação a distância ao CBD – setores censitários – RMR – 2010



Nota: A soma dos percentuais ao longo de cada curva perfaz 100%.

Fonte: Elaboração própria.

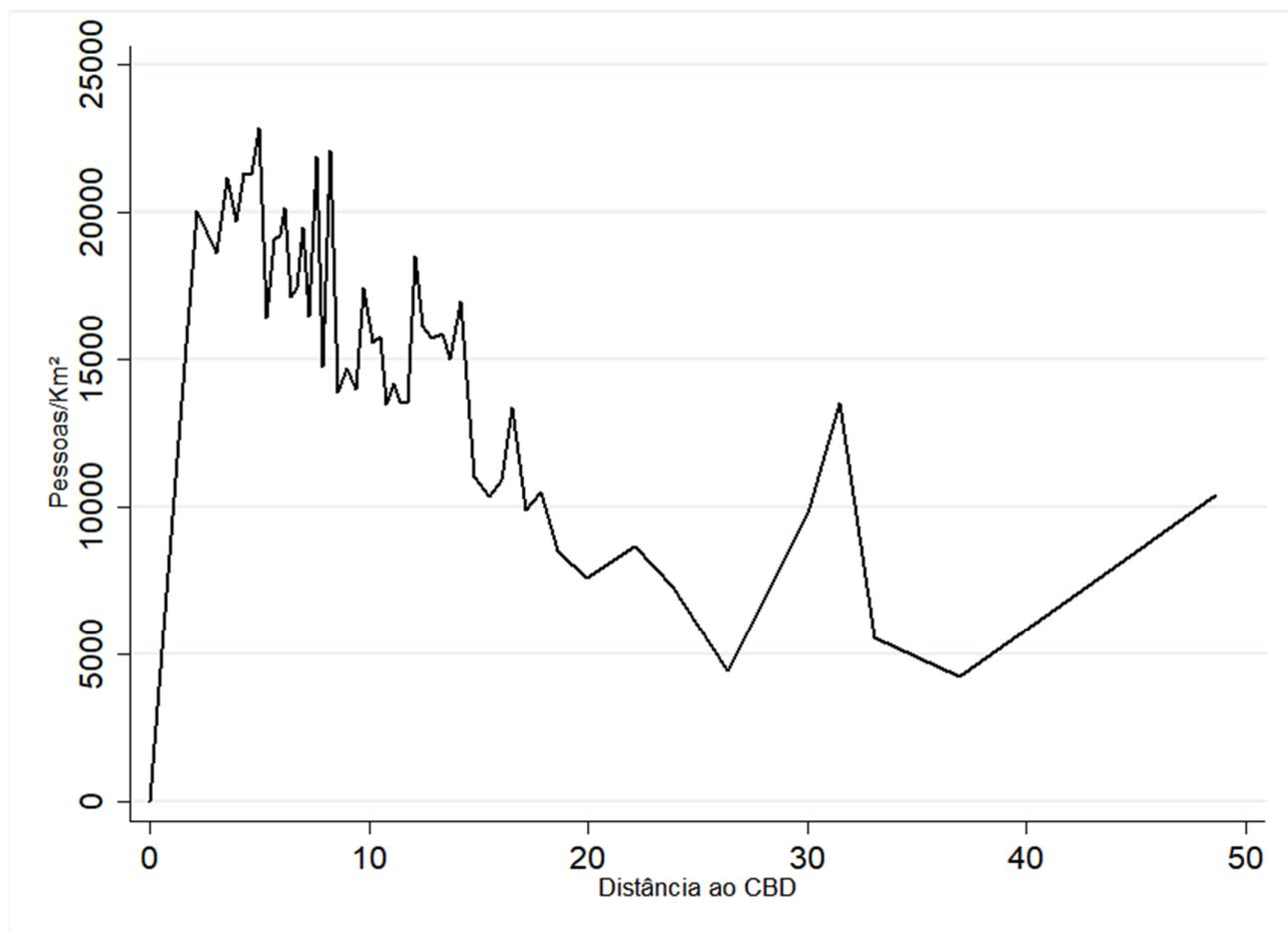
4.2 Densidade demográfica e localização: gradientes para diferentes grupos etários

De acordo com as evidências anteriores, a estrutura etária da população parece representar uma variável fundamental na decisão de localização residencial na RMR. Como visto, na referida RM, é claro o aumento da participação de famílias com crianças ao afastar-se do CBD, ou seja, as famílias com mais filhos tendem a residir a maiores distâncias deste; por outro lado, a população idosa opta relativamente por residir nas localidades centrais. De acordo com o modelo tradicional da Economia Urbana, é sabido que à medida que se distancia do CBD: o valor do metro quadrado cai, a altura dos imóveis diminui e a área destes aumenta, reduzindo a densidade demográfica (BRUECKNER, 2011). Tais regularidades caracterizam a fisionomia das cidades e afetam o bem-estar da população, uma vez que condicionam as escolhas econômicas, como a escolha da localização residencial, e constituem os espaços públicos. Nesta subseção, são analisadas as dinâmicas da densidade demográfica de acordo com a distância ao CBD para a população em geral e para os diferentes grupos etários considerados no trabalho. Diferentemente da subseção anterior (Figuras 1 e 3), o foco é, pois na distribuição dos indivíduos (geral e por faixa etária) ao longo do espaço e não no peso relativo das faixas etárias em cada localidade. Complementar à análise anterior, as evidências aqui

apresentadas procuram entender os diferentes padrões de adensamento em relação ao CBD dos grupos considerados.

De início, a Figura 5 apresenta simplesmente a densidade demográfica (pessoas/km²) para população como um todo a diferentes distâncias do centro, ou seja, diferentemente das evidências anteriores, também considera a área dos setores censitários. Três regularidades podem ser facilmente inferidas do gráfico. Em acordo com o modelo monocêntrico tradicional, a densidade demográfica é baixa nas regiões imediatamente no entorno do centro, mas cresce acentuadamente em uma curta distância, é maior nas regiões mais próximas do CBD que nas demais regiões e volta a crescer, com inclinação notável, por volta dos 35 quilômetros do centro.

Figura 5 - Densidade demográfica (pessoas/km²) de acordo com a distância ao CBD – RMR - 2010



Nota: Valores calculados de acordo com a população dos Setores censitários – Distância em km.

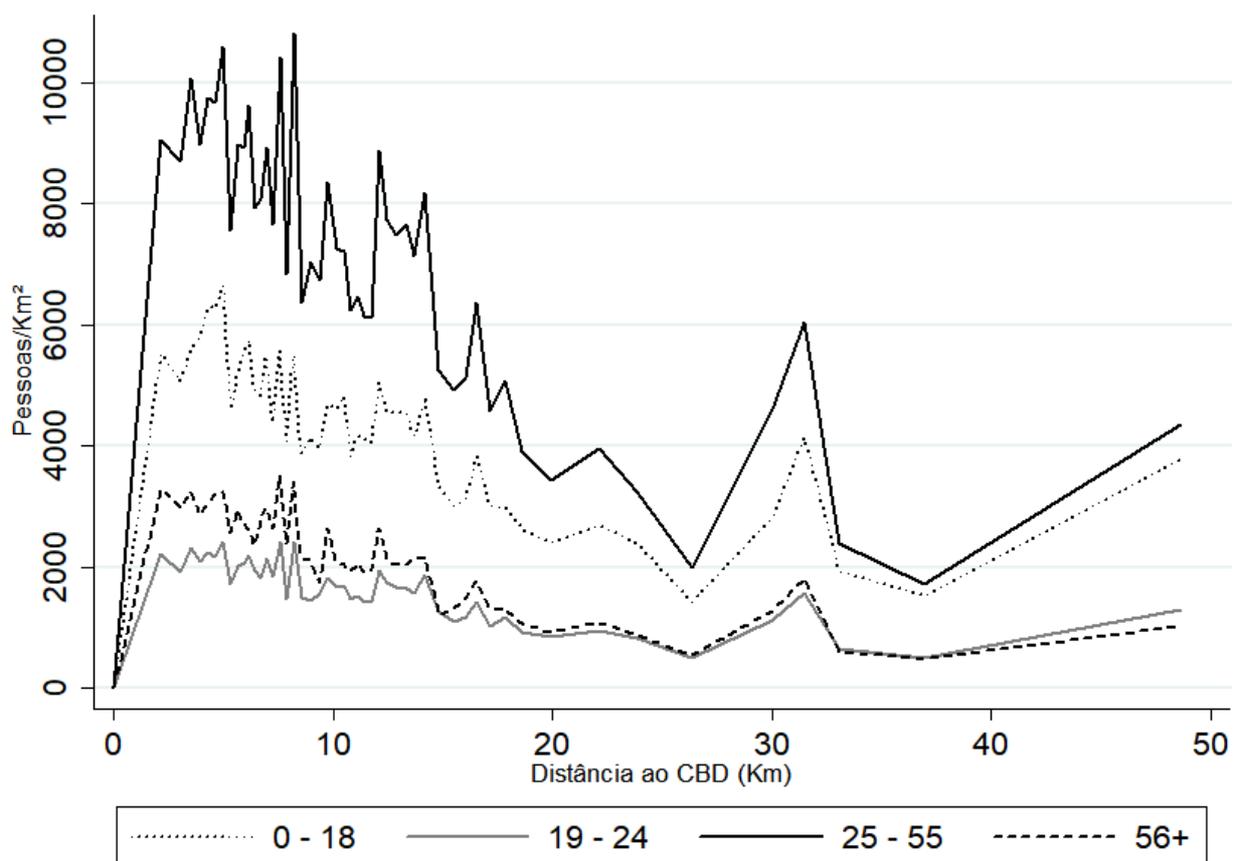
Fonte: Elaboração própria.

A baixa densidade demográfica a distâncias mínimas do centro que, posteriormente, cresce acentuadamente, pode ser explicada pela questão do capital residencial durável. Construções antigas coexistem com as mais novas, as primeiras, tendem a ter uma altura mais baixa e, para o caso do Recife, muitas não possuem caráter residencial, mas sim comercial. Os custos para construções novas no centro são, em geral, elevados, e vão além do alto valor monetário da terra, uma vez que há o custo de eliminação das construções antigas já existentes, que, muitas vezes, traz também a dificuldade imposta pela proteção do patrimônio por lei. Isso contribui para a baixa densidade nessas regiões imediatamente próximas do centro. Por sua vez, a elevada densidade demográfica nas regiões próximas do centro é consistente tanto com abundância de residências menores e edifícios mais altos, como pela preferência das pessoas de 25 a 56 ou mais anos, que constituem 59,82% da população da RMR, de residir mais perto do CBD.

A Figura 6 apresenta a relação entre a densidade demográfica e a distância ao CBD, agora para cada faixa etária. Observa-se, assim, um mesmo padrão comum aos grupos etários, com a densidade demográfica em geral se reduzindo com o crescimento da distância ao CBD. Ou seja, embora, como visto, a presença relativa das diferentes faixas etárias apresente forte variação com a distância, o fato das famílias dos diferentes tipos estarem em maior número (absoluto) nas proximidades do CBD gera um padrão de variação da densidade com a distância semelhante aos grupos etários. Mais uma vez, tal evidência reforça a importância do CBD do Recife para o entendimento da estrutura espacial da RMR. Percebe-se também que a faixa de 25 a 55 anos contribui significativamente para as altas densidades demográficas no entorno do CBD, decai ao distanciar-se dele e volta a subir juntamente com a faixa de 0 a 18 anos nas regiões suburbanas. Tal parcela da população ativa que reside na periferia corresponde em grande parte, provavelmente, aos chefes das famílias maiores, uma vez que, como visto, a densidade demográfica dessa faixa nessa região é acompanhada pela da faixa mais jovem.

Na Figura 6, percebe-se que por volta dos 25 e 35 quilômetros de distância do centro, a densidade demográfica volta a crescer, com inclinação bastante acentuada em todas as faixas. Tal aumento da densidade pode estar relacionado à existência de outros centros ou de subcentros municipais.

Figura 6 - Densidade demográfica (pessoas/km²) de acordo com a distância ao CBD por faixas etárias - Região Metropolitana de Recife, 2010



Nota: Valores calculados a partir da população dos setores censitários do Censo Demográfico de 2010.
Fonte: Elaboração própria.

Com o objetivo de cotejar mais rigorosamente os diferentes gradientes para densidade dos diferentes grupos etários, são estimados os parâmetros das especificações econométricas das equações (2) e (3). Os resultados das estimativas são apresentados na Tabela 2, a seguir. Note-se que enquanto as colunas ímpares se referem às estimativas dos parâmetros do modelo simples que

associa as densidades, total e por faixa etária, às distâncias ao CBD, aquelas correspondentes a números pares também consideram outras variáveis que afetam a localização dos diferentes tipos de famílias na cidade, especificamente e como discutido, a renda e variáveis de distâncias à praia, ao rio, aos parques e às ZEIS. Note-se que, a fins de flexibilização para o comportamento ou influência das distâncias ao centro sobre as variáveis de densidade, utilizou-se uma especificação com polinômios de segundo e terceiro grau na variável distância (McMILLEN, 2008).

De acordo com os valores expressos na Tabela 2, à medida que aumenta a distância ao centro, decresce a densidade populacional para todas as gerações, o que é perfeitamente coerente com a teoria, de forma geral, todas as faixas optam por residir quanto mais próximo do centro, um resultado semelhante àquele obtido por McMillen (2008), por exemplo, para Chicago. Considerando-se os valores das colunas (1), mais jovens, e (9), para faixa de 56 ou mais anos, um quilômetro a mais de distância ao CBD está associado a uma redução de cerca de 16,1% e de 22,7% da densidade, respectivamente, para os dois grupos. De forma geral, percebe-se que a densidade da faixa etária mais elevada (56 anos ou mais) decresce, assim, mais rapidamente quando o observador se afasta do CBD quando comparada as outras faixas. Em contrapartida, a densidade populacional dos mais jovens (0 a 18 anos) decresce mais lentamente a medida que se aumenta a distância do centro. Tais comportamentos podem ser mais facilmente observados a partir das Figuras 7 e 8, apresentado a seguir, que utiliza os coeficientes estimados apresentados nas colunas pares da Tabela 2 para projetar o comportamento das densidades nas diferentes faixas etárias.

Como se pode aprender a partir do referido gráfico, são bastante claros os diferenciais de gradientes (inclinações) encontrados para a faixa mais nova (linha contínua) e para a mais velha (linha tracejada). Especificamente, a curva para a população de 56 anos ou mais anos se apresenta bem mais inclinada, enquanto para a população de 0 a 18 anos aparece mais suave. Tais evidências são consistentes tanto com as diferentes preferências locais associadas ao ciclo de vida, como o modelo monocêntrico tradicional, que sugere diferentes preferências para indivíduos em uma mesma fase do ciclo de vida. Assim, famílias com população mais jovem, uma vez que demandam mais espaço ou tem maior presença no domicílio, tendem a trocar com maior facilidade a acessibilidade pelo espaço, conseqüentemente, regiões mais próximas ao centro por regiões mais distantes, o que é perfeitamente consistente com o modelo monocêntrico tradicional. Como já discutido, tal padrão de localização para mais jovens é tanto consistente com a maior demanda por espaço, como com a maior necessidade de residir próximo a escolas e o menor envolvimento de pelo menos um dos cônjuges com o mercado de trabalho decorrente da influência exercida pelo maior número de crianças. Por outro, a maior presença de pessoas idosas (fase mais elevada do ciclo de vida) nas famílias tende a fazer com que estas privilegiem o acesso aos serviços urbanos (sobretudo a serviços de saúde e comércio).

É interessante notar que tal conjunto de evidências obtidas para RMR é consistente com aquelas recentemente obtidas por Jung e Yang (2016) para as cidades americanas e Moo (2015) para um conjunto de cidades do Canadá. Ambos os trabalhos indicam que pessoas casadas e com filhos tendem a preferir residências em regiões mais periféricas. Por sua vez, o padrão de localização das pessoas de mais idade aqui encontrado está de acordo com aquele apontado por Krizek e Waddell (2002).

Deve ser claro que os gradientes estimados para a relação entre densidade e distância para os diferentes grupos etários podem ser afetados por outros fatores que, além do acesso ao emprego, simultaneamente, afetam as preferências locais dos indivíduos. No caso da RMR, dada a presença de diferentes amenidades naturais e sociais e a significativa segregação residencial, tais fatores podem ser ainda mais importantes. Neste sentido, uma vez que afetam de forma importante a composição das famílias, particularmente relevante tende a ser este último fator. As estimativas apresentadas nas colunas pares da Tabela 2, incorporam o conjunto de mais importantes amenidades da RMR (distância à praia, ao rio e aos parques) e distância às ZEIS; o exercício procurar verificar em que medida o controle para influência de tais condicionantes alteram o padrão já encontrado para os gradientes da relação entre a densidade e a distância ao CBD (colunas ímpares).

Tabela 2 - Associação entre densidade populacional e distância ao CBD – Região Metropolitana do Recife, 2010

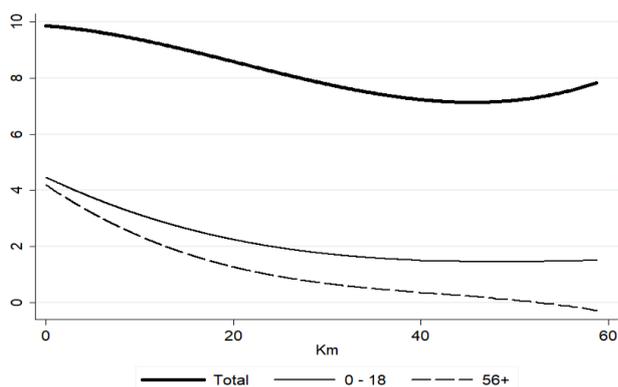
	Densidade		Densidade 0 – 18 anos		Densidade 19 – 24 anos		Densidade 25 – 55 anos		Densidade 56 ou mais anos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Distância	-0,0254 (0,0174)	-0,0244 (0,0158)	-0,161*** (0,00887)	-0,183*** (0,007701)	-0,183*** (0,00792)	-0,181*** (0,00748)	-0,177*** (0,00775)	-0,170*** (0,00741)	-0,227*** (0,00873)	-0,199** (0,00799)
Distância²	-0,00282*** (0,00091)	-0,0013 (0,00081)	0,00278*** (0,00048)	0,00351*** (0,00047)	0,00341*** (0,00043)	0,00357*** (0,00039)	0,00302*** (0,0004)	0,00282*** (0,0004)	0,0048*** (0,00047)	0,0036*** (0,00041)
Distância³	0,00005*** (0,00001)	0,00003*** (0,00001)	-0,00002** (0,00001)	-0,00002*** (0,00001)	-0,00002*** (0,00001)	-0,00002*** (0,00001)	-0,00002*** (0,00001)	-0,00002*** (0,00001)	-0,00004*** (0,00001)	-0,00003*** (0,00001)
Renda		-0,05191* (0,03095)		-0,3183*** (0,01507)		-0,0110*** (0,01512)		0,00845 (0,01450)		0,3085*** (0,01565)
Praia		-0,01822* (0,01020)		-0,01582** (0,00496)		-0,01789*** (0,00498)		-0,01297** (0,00477)		-0,01220** (0,005149)
Rio		0,03980*** (0,01095)		-0,002466 (0,005328)		-0,01140** (0,005345)		-0,00434 (0,005139)		-0,01405** (0,005531)
Parques		-0,07359*** (0,02198)		0,007518 (0,01069)		0,007745 (0,01072)		0,005228 (0,01029)		0,03085*** (0,01110)
ZEIS		0,006602 (0,01681)		0,007013 (0,008177)		0,01114 (0,008199)		0,009145 (0,007871)		0,006459 (0,008487)
Constante	9,865*** (0,0793)	10,031*** (0,02604)	4,474*** (0,0435)	7,046*** (0,1267)	3,646*** (0,0379)	4,563*** (0,01272)	5,114*** (0,0371)	5,095*** (0,1220)	4,200*** (0,0423)	1,822*** (0,1316)
N	4392	4392	4386	4368	4383	4365	4390	4368	4385	4364
R²	0,211	0,236	0,527	0,586	0,594	0,606	0,629	0,651	0,644	0,678
R² adj.	0,210	0,235	0,527	0,585	0,594	0,605	0,629	0,650	0,643	0,677
F	390,6	168,8	163,0	772,2	213,3	839,2	241,0	1019,0	263,9	1148,0

Nota: A unidade de análise é o setor censitário do Censo Demográfico de 2010. “Praia” representa menor distância à praia, “Rio” representa menor distância ao rio, “Parque” representa menor distância a parques e “ZEIS” representa menor distância a Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS). “*” indica significância estatística a 10%, “**” indica significância estatística a 5%, “***” indica significância estatística a 1%. Desvio padrão robusto entre parênteses. Para os cálculos foram utilizadas as distâncias em quilômetro e o log da renda.

Há um conjunto de evidências interessantes a destacar destas novas estimativas apresentadas que incorporam condicionantes locais adicionais, além da distância da distância, na Tabela 2. Primeiro, note-se, que em todos os casos, há pouca mudança do grau de explicação da variação da densidade com a incorporação destas novas variáveis, como capturado pelo coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado); ou seja, embora relevantes, tais fatores adicionais não parecem agregar substancial poder explicativo adicional quando as distâncias já são consideradas. Segundo, enquanto a localização mais distante da praia e do Rio, em geral, tende a diminuir a densidade (algo perfeitamente de acordo com a noção de que se tratam de amenidades valorizadas pelos habitantes e em linha com Seabra et al. (2015)), a maior proximidade aos parques ou às ZEIS parecem não afetar a densidade das localidades. Este último resultado para distância às ZEIS talvez possa ser influenciado pelo fato de que tal variável é correlacionada com a renda (também incluída) e que localidades pobres podem também apresentar alta densidade demográfica. Terceiro, as estimativas para o coeficiente da renda indicam efeitos positivos (para grupos mais jovens) e negativos (para grupos de mais idade), o que é perfeitamente consistente com o fato de que as famílias mais ricas têm menos filhos e maiores expectativas de vida. Finalmente e não menos importante para os propósitos deste trabalho, embora a inclusão de novos condicionantes da densidade diminuam as diferenças dos gradientes para a relação entre densidade e distância ao CBD, como pode ser percebido para as estimativas dos coeficientes das distâncias apresentados nas colunas ímpares em comparação com as pares da Tabela 2, persistem as diferenças entre tais gradientes para os diferentes grupos etários, ou seja, os valores das estimativas continuam a apontar relações com as descritas na Figura 7².

As Figura 7 e 8 ilustram o comportamento observado nas regressões (1), (3), (5), (7) e (9), ele permite visualizar o efeito da distância sobre as quatro gerações, que é maior para a faixa mais velha (56 ou mais anos – linha tracejada da Figura 7) e menor para os mais jovens (0 a 18 anos – linha contínua da Figura 7). É perceptível pela Figura 8 que as faixas intermediárias de idade (19 – 55 anos), apresentam inclinações semelhantes.

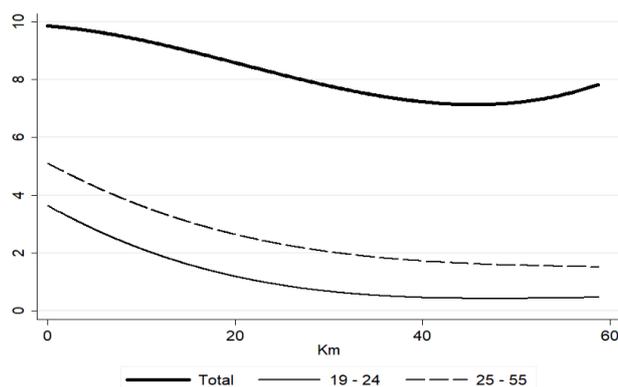
Figura 7 - Densidade populacional e distância ao CBD - faixas 0 – 18 e 56+ anos



Nota: Relação estimada a partir de polinômio cúbico e distância (eixo horizontal) em km.

Fonte: Elaboração própria.

Figura 8 - Densidade populacional e distância ao CBD - faixas 19 – 24 e 25 – 55 anos



Nota: Relação estimada a partir de polinômio cúbico e distância (eixo horizontal) em km.

Fonte: Elaboração própria.

Como discutido na seção 3, os resultados obtidos acima, ainda que incluam diferentes controles para determinação das densidades demográficas, não consideram plenamente a possibilidade de

² Testes de Wald (utilizando estatísticas Chi²) também rejeitam a hipótese de a hipótese de igualdade dos coeficientes das distâncias nas regressões para as gerações mais nova e mais velha.

heterogeneidades urbanas locais influenciarem os gradientes estimados para densidade. O exercício final do trabalho considera, pois, a estimação destes gradientes a partir de regressões ponderadas geograficamente (GWR). A ideia é verificar se, mesmo num contexto mais flexível, os resultados encontrados ainda se fazem presentes. As estatísticas descritivas dos coeficientes estimados utilizando tais regressões são apresentados a partir da Tabela 3 e das Figuras 9 e 10, a seguir.

A partir dos valores da referida tabela, há um conjunto de evidências dignas de nota. De início, note-se que, mesmo num contexto mais flexível, é perceptível que à medida que aumenta a distância ao centro, decresce, em média, a densidade populacional para todas as gerações, mesmo resultado encontrado por meio da OLS (Tabela 2). Em segundo lugar, a presença de valores positivos, para o gradiente da densidade em algumas localidades, também em todos os grupos etários, indica a presença de circunstâncias locais favorável ao adensamento populacional que mais que compensam a perda de acessibilidade urbana. Talvez mais importante para os propósitos do trabalho, note-se, adicionalmente, que, a partir da média ou mediana dos coeficientes estimados, a densidade da faixa etária mais elevada (56 anos ou mais), em média, decresce mais rapidamente com aumento da distância ao CBD quando comparada ao seu comportamento para demais faixas etária, sendo particularmente mais pronunciada a diferença em relação à faixa etária dos mais jovens (0 a 18 anos). o comportamento oposto. Ou seja, tais novas evidências, obtidas a partir de regressões geograficamente ponderadas, estão em linha com os resultados obtidos a partir de estimações iniciais da OLS e reforçam os padrões diferenciados de gradientes da densidade entre os grupos etários revelados.

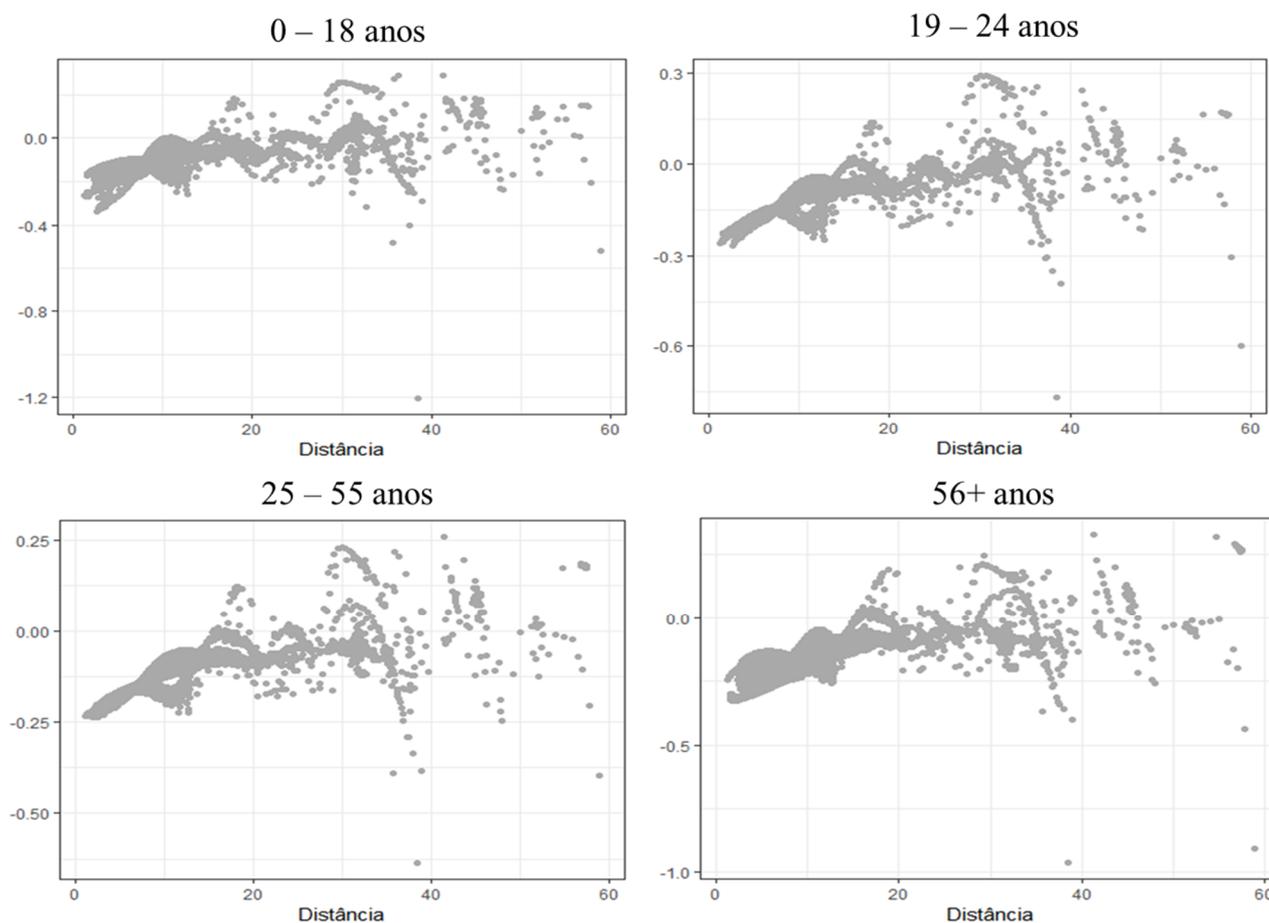
Tabela 3 - Gradientes para relação densidade demográfica e distância ao CBD – Regressões Geograficamente Ponderadas (GWR) - RMR - 2010

Grupo etário	Variáveis	Mínimo	Mediana	Média	Máximo
Densidade – total	Distância	-3,059	-0,046	-0,049	3,037
	Constante	-137,830	9,915	9,572	122,553
Densidade 0 – 18 anos	Distância	-1,204	-0,097	-0,092	0,288
	Constante	-10,532	4,129	3,734	46,845
Densidade 19 – 24 anos	Distância	-0,768	-0,114	-0,107	0,293
	Constante	-9,738	3,266	2,879	33,994
Densidade 25 – 55 anos	Distância	-0,635	-0,114	-0,114	0,260
	Constante	-9,208	4,754	4,497	25,775
Densidade 56+ anos	Distância	-0,961	-0,1429	-0,1435	0,331
	Constante	-17,677	3,836	3,510	51,096

Fonte: Elaboração própria.

Com o fito de ampliar a percepção dos resultados discutidos, na Figura 9 estão plotados os coeficientes encontrados pela GWR para as quatro faixas etárias utilizadas no artigo. No eixo vertical são apresentados os coeficientes estimados a cada distância do CBD (expressada no eixo horizontal). A partir de aproximadamente 40 quilômetros, o CBD “perde força” como centro, ou seja, os setores censitários mais distantes do CBD passam possivelmente a sofrer a influência de subcentros urbanos (fator também perceptível a partir dos resultados obtidos pela estimação da OLS). Um outro ponto a ser elencado é que os coeficientes, além de mais próximos de zero, apresentam maior variância a maiores distâncias ao CBD, sendo tal comportamento observado para todas as faixas. Em oposição, até os 40 quilômetros, a relação entre os coeficientes é clara e sua variância é menor. Tais resultados, reforçam o fato de que a distância ao CBD possui uma maior influência sobre a densidade populacional de todas as faixas quanto menor ela for.

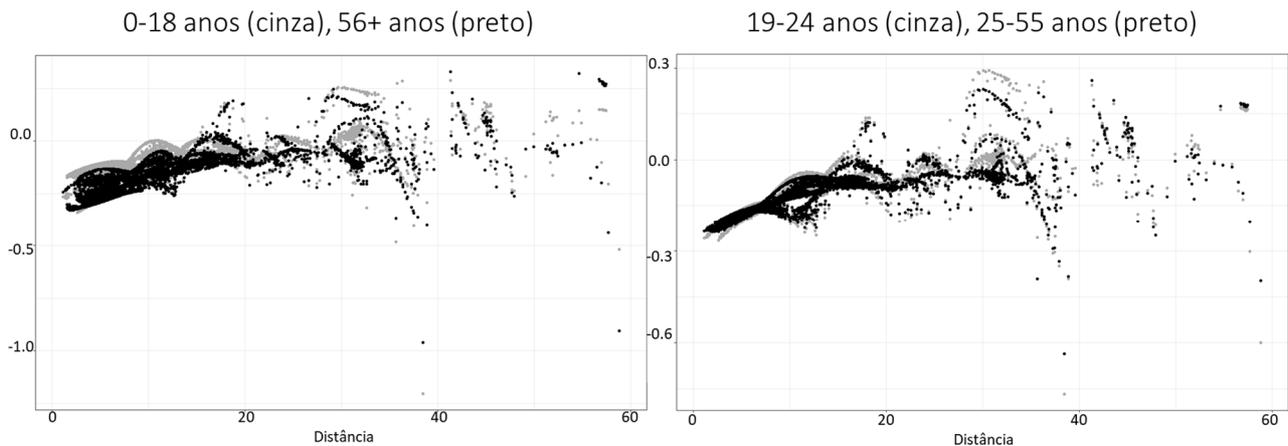
Figura 9 - Coeficientes estimados para a relação entre densidade e distância ao CBD a partir da GWR de acordo com a distância ao CBD



Nota: Pontos representam coeficientes estimador pela GWR e distância (eixo horizontal) em km.
 Fonte: Elaboração própria.

No sentido de tornar mais claras as diferenças entre os coeficientes estimados para as diferentes faixas etárias, a Figura 10 nos apresenta os resultados anteriores (expostos na Figura 9) mas plotados em dois planos cartesianos ao em vez de quatro: no primeiro à esquerda, temos os coeficientes estimados pela GWR para as faixas dos grupos etários polares (0 a 18 e 56 ou mais anos) e, em outro, à direita, os coeficientes para as faixas intermediárias (19 a 24 e 25 a 55 anos). Tal gráfico evidencia claramente i) a semelhança de comportamento das densidades para as duas faixas etárias intermediárias (coeficientes nas cores cinza e preta, em geral, apresentam valores muito próximos) e ii) a maior diferença dos gradientes da densidade entre as faixas etárias dos mais jovens e mais idosos, sendo, em geral mais significativo (em valor absoluto) o gradiente do segundo grupo (coeficientes na cor cinza, pelo menos até 30 km do CBD, estão, em geral, mais próximos de zero que coeficientes na cor preta), como já anotado acima.

Figura 10 - Coeficientes estimados para a relação entre densidade e distância ao CBD a partir da GWR de acordo com a distância ao CBD



Nota: Pontos representam coeficientes estimador pela GWR e distância (eixo horizontal) em km.

Fonte: Elaboração própria.

5. Considerações finais

Motivado pela rápida transição demográfica pela qual passa o país, que tende a elevar a participação de idosos na população nos próximos anos, e pela escassez de investigações sobre a relação entre aspectos demográficos e localização intra-urbana, o presente trabalho apresentou evidências a respeito da associação entre estrutura etária e localização urbana, tendo como foco específico o caso específico da Região Metropolitana do Recife (RMR), a maior região metropolitana da região Nordeste do Brasil. Utilizando informações dos setores censitários do Censo Demográfico de 2010, dois conjuntos de evidências complementares foram discutidos: primeiro, descreveu-se a importância relativa dos diferentes grupos etários em diferentes localidades da RMR; segundo, a partir da estimação de gradientes da relação entre densidade e distância ao CBD da RMR, que revelam a importância do acesso a ocupações para a localização, foram analisadas as diferenças entre tais gradientes dos grupos etários.

Os resultados obtidos no trabalho permitem ressaltar dois conjuntos de evidências principais. O primeiro se refere às diferenças com respeito à presença dos grupos etários nas diferentes localidades da RMR. Como se mostrou, há um padrão bastante marcado de localização da população de acordo com as faixas etárias: localidades mais periféricas (em relação ao CBD) tendem a apresentar presença relativamente maior de crianças e adolescentes, já as localidades mais centrais apresentam maior presença relativa de pessoas de maior idade. Em linha com a literatura para os países desenvolvidos, tais evidências indicam a relevância das diferentes preferências locais associadas ao ciclo de vida, onde as mudanças decorrentes da estrutura familiar e a necessidade de acesso a serviços tem papel fundamental. O segundo resultado diz respeito às disparidades entre os grupos etários em relação encontradas para a relação entre a densidade demográfica e distância ao CBD das localidades, comumente, vista com uma medida da importância do acesso às ocupações e serviços para os indivíduos. Consistente com o primeiro conjunto de evidências, os resultados indicam, de forma robusta, que o gradiente da densidade para tal grupo etário de maior idade (56 anos ou mais) é sempre mais alto que aquele encontrado para grupo etário mais jovem (até 18 anos). Tal resultado adicional é, novamente, perfeitamente consistente com o fato de que a população de maior idade tende a trocar com menor facilidade a acessibilidade a serviços urbanos por espaço e com o fato de que famílias com maior número de filhos demandam mais espaço, pode ter um dos conjuges com menor envolvimento no mercado de trabalho ou privilegiam a localização das escolas na decisão de escolha residencial. O fato de ambos os resultados serem robustos à consideração de outras influências (como aquela da renda e

amenidades urbanas), sugere que a composição etária da população é relevante para o entendimento dos padrões espaciais de localização das famílias e que as transições demográficas pelas quais passa o país podem ter importantes impactos sobre a qualidade de vidas das cidades.

Na verdade, há uma série de implicações possíveis sobre a qualidade de vida da RMR associadas, direta ou indiretamente, aos resultados desta pesquisa e à transição demográfica pela qual passa o país. O aumento da demanda por residências no centro como consequência da redução do tamanho das famílias e do envelhecimento da população podem favorecer maior adensamento urbano nas regiões centrais dos centros urbanos, o que colocaria novos desafios ao planejamento urbano destes. Tal adensamento pode reforçar a tendência a verticalização da região verificada na RMR. Esse fenômeno, quando exacerbado e não acompanhado de planejamento urbano adequado, pode degradar a paisagem urbana, criar ilhas de calor (extremamente presentes e intensas para alguns bairros da Região Metropolitana do Recife), e reduzir a cobertura vegetal dentro das cidades, levando a uma maior impermeabilização do solo, que tem como consequência uma maior dificuldade na drenagem da água da chuva, o que ocasiona os muito conhecidos alagamentos que Recife sofre nos períodos mais chuvosos (CISNEIROS, 2014). O aumento da densidade demográfica nas áreas centrais devido à mudança estrutural das famílias pode induzir, além disto, à intensificação dos congestionamentos na RMR, externalidade negativa que já apresenta patamares extremamente elevados. O Índice 99 de Tempo de Viagem (ITV 99)³ de 2018, revelou que, pelo segundo ano consecutivo, Recife foi eleita a cidade brasileira que possui pior trânsito nos horários de pico, ultrapassando metrópoles como São Paulo e Rio de Janeiro. Silveira Neto e Barbosa (2015) encontraram que a RMR apresentava, em 2013, o terceiro maior tempo de *commuting* entre as maiores RM's brasileiras e o maior crescimento do tempo de *commuting* entre 2003 e 2013 para o conjunto das dez maiores cidades do país. Os autores fornecem evidências quanto a influência do adensamento urbano sobre o tempo de deslocamento para a Região Metropolitana do Recife.

Evidentemente, análises semelhantes à realizada nesta pesquisa para outros anos forneceria evidências sobre o quão recorrente é essa distribuição da população ou lançar luz sobre como ela evoluiu ao longo dos anos e permitiria a apreensão de um quadro mais amplo para as metrópoles brasileiras. Além disso, é importante estudar causalidades para os resultados descritos no presente artigo, como por exemplo, a relação causal entre a necessidade de espaço, a demanda por educação (escolas), o envolvimento de um dos cônjuges com mercado de trabalho e a distribuição espacial da população encontrada. Tais direções de pesquisa serão perseguidas pelos autores nos próximos trabalhos.

Referências

- ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation In Family Size. *The American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 450-477, 1998.
- BARR, J.; COHEN, J. P. The Floor Area Ratio Gradient: New York City, 1890–2009. *Regional Science and Urban Economics*, v. 48, p. 110-119, 2014.
- BAYOH, I.; IRWIN, E.; HAAB, T. Determinants of Residential Location Choice: How Important are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central City Locations? *Journal of Regional Science*, v. 46, n. 1, p. 97-120, 2006.
- BELMIRO, C.; RODRIGUES, F.; SILVEIRA NETO, R. *Monocentrismo e Estrutura Urbana: Uma Análise Empírica Para a Cidade do Recife*. 46º Encontro Nacional de Economia, 2018.

³ Estudo realizado por um aplicativo de transporte urbano. O índice funciona como termômetro dos congestionamentos do país.

- BLACK, S. E. Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 2, p. 577-599, 1999.
- BOGART, W. T.; CROMWELL, B. A. How Much is a Neighborhood School Worth? *Journal of Urban Economics*, v. 47, n. 2, p. 280-305, 2000.
- BRASINGTON, D.. What Types of People Sort To Which Public Services? *Papers in Regional Science*, v. 96, p. 537-553, 2017.
- BRITO, F. A Transição Demográfica no Brasil: as Possibilidades e os Desafios para a Economia e a Sociedade. Belo Horizonte, UFMG/Cedeplar: 29-45, 2007. (Texto para Discussão, n. 318).
- BRUECKNER, J. K. *Lectures on Urban Economics*. Cambridge, MIT Press, 2011.
- CALDAS, N.M.P. Os Novos Instrumentos de Política Urbana: Alcance e Limitações das ZEIS. Tese (Doutorado em Arquitetura), Faculdade de Arquitetura e Urbanismo, Universidade de São Paulo, 2009.
- CISNEIROS, L. *Qual o Problema da Verticalização?*. Direitos Urbanos, Recife, 2014.
- DA MATA, D.; DEICHMANN, U.; HENDERSON, J. V., LALL, S. V.; WANG, H. G. Determinants of city growth in Brazil. *Journal of Urban Economics*, 62: 252–272, 2007.
- BARBOSA, M. R.; SILVEIRA NETO, R. Adensamento Urbano como Condicionante da Mobilidade nos Centros Urbanos Brasileiros: O Caso da Região Metropolitana do Recife. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 11, n. 2, p. 233-259, 2017.
- CLARK, W. A.; ONAKA, J. L. Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility. *Urban Studies*, v. 20, n. 1, p. 47-57, 1983.
- DÖKMECI, V.; BERKÖZ, L. Residential-Location Preferences According to Demographic Characteristics in Istanbul. *Landscape and Urban Planning*, v. 48, n. 1, p. 45-55, 2000.
- GISLEIA, G.; SILVEIRA NETO, R. Estrutura Familiar e Escolha da Localização de Residência nas Cidades: Uma Análise Empírica para o Caso da Região Metropolitana de São Paulo. *Desenvolvimento em Questão*, v. 33, p. 43-54, 2016.
- GISLEIA, G.; SILVEIRA NETO, R. Fewer Children, Shorter Commuting Time: Family Structure and Residential Location In Brazilian Urban Centers. 45º Encontro Nacional de Economia, 2017.
- FELLENBERG, G. *Introdução aos Problemas da Poluição Ambiental*. EPU, 2003.
- FERRARIO, M. N.; CUNHA, M. S. Estrutura e Renda Familiar no Brasil. *Ensaio FEE*, v. 33, n. 1, p. 123-142, 2012.
- FISCHER, M.; KHORUNZHINA, N. Family Composition and the Optimal Demand for Housing over the Life Cycle. mimeo, 2014.
- FIRMINO, D.C.S.; ELHORST, J.P.; SILVEIRA NETO, R. Urban and Rural Population Growth in a Spatial Panel of Municipalities. *Regional Studies*, v. 51, n. 6, p. 894-908, 2017.
- FUJITA, M. *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*. Cambridge, Cambridge University Press, 1989.
- GIBBONS, S.; MACHIN, S. Paying for Primary Schools: Admission Constraints, School Popularity or Congestion? *The Economic Journal*, v. 116, n. 510, p. 77-92, 2006.
- GAMSU, S. Moving up and Moving out: the Re-location of Elite and Middle-Class Schools from Central London to the Suburbs. *Urban Studies*, v. 53, p. 2921-2938, 2016.

- GUO, J.; BHAT, C. *Residential Location Choice Modeling: Accommodating Sociodemographic, School Quality and Accessibility Effects*. University of Texas at Austin, Department of Civil Engineering, 2002.
- JUNG, G.; YANG, T. C. Household Structure and Suburbia Residence in US Metropolitan Areas: Evidence from the American Housing Survey. *Social Sciences*, v. 5, n. 4, p. 1-17, 2016.
- KENDIG, H. L. Housing Careers, Life Cycle and Residential Mobility: Implications for the Housing Market. *Urban Studies*, v. 21, n. 3, p. 271-283, 1984.
- KIM, J.H.; PAGLIARA, F.; PRESTON, J. The Intention to Move and Residential Location Choice Behavior. *Urban Studies*, v. 42, n. 9, p. 1621-1636, 2005.
- KIM, T. K.; HORNER, M.W.; MARANS, R.W. Life Cycle and Environmental Factors in Selecting Residential and Job Locations. *Housing Studies*, v. 20, n. 3, p. 457-473, 2005.
- KRIZEK, K.; WADDELL, P. Analysis of Lifestyle Choices: Neighborhood Type, Travel Patterns, and Activity Participation. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, v. 1807, p. 119-128, 2002.
- LENA, E., MACHADO, C., SVIATSCHI, M.M. *Bright Minds, Big Rents: Gentrification and the Rising Returns to Skill, 2015*. (NBER Working Paper, n. 21729).
- MADDEN, J.F. Why Women Work Closer to Home. *Urban Studies*, v. 18, p. 181-194, 1981.
- MCMILLEN, D. P. Testing for Monocentricity. In: MCDONALD, J. F., MCMILLEN, D. P. (Eds.), *A Companion to Urban Economics*, 2006. p. 128-140.
- MONSUETO, S. E.; GOVEIA, J.M.A.; CARRIJO, B.C.P.S. *Tempo de Deslocamento do Domicílio até o Trabalho e Salaries em Goiás, Brasil*. VI Congresso de la Asociación Latinoamericana de Población, Lima, Peru, 2014.
- MORAES, D. *Revistando as ZEIS e o PREZEIS no Recife: entre o "Reformismo" e o Direito à Cidade*. XVII Encontro Nacional da Associação de Pós-Graduação e Pesquisa em Planejamento Urbano e Regional, São Paulo, 2017.
- MCLAFFERTY, S.; PRESTON, V. Gender, Race, and the Determinants of Commuting: New York in 1990. *Urban Geography*, v. 18, n. 3, p. 192-212, 1997.
- NIJKAMP, P.; VAN WISSEN, L.; RIMA, A. A Household Life Cycle Model for Residential Relocation Behaviour. *Socio-Economic Planning Sciences*, v. 27, n. 1, p. 35-53, 1993.
- OLIVEIRA, T. G., SILVEIRA NETO, R. Segregação Residencial na Cidade do Recife: um Estudo de sua Configuração. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 9, n. 1, p. 71-92, 2015.
- PAIVA, P. T. A.; WAJNMAN, S. Das Causas às Consequências Econômicas da Transição Demográfica no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 22, n. 2, p. 13-15, 2005.
- SEABRA, D., SILVEIRA NETO, R.; MENEZES, T. Amenidades Urbanas e Valor das Residências: Uma Análise Empírica para a Cidade do Recife. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 1, p. 143-169, 2016.
- SPEARE, A. Home Ownership, Life Cycle Stage, and Residential Mobility. *Demography*, v. 7, n. 4, p. 449-458, 1970.
- SPEARE, N., GOLDSTEIN, S., FREY, W.H. Residential Mobility, Migration, and Metropolitan Change. Ballinger Publishing Company, 1974.

- SOARES, R., Recife, a Capital com o Trânsito mais Lento do País. Disponível em: <<https://jc.ne10.uol.com.br/blogs/deolhonotransito/2018/03/27/recife-capital-com-o-transito-mais-lento-do-pais-de-novo/>>. Acesso em: 12, dezembro de 2018.
- SEABRA, D. *Mercado Imobiliário e Amenidades: Evidências para a Cidade do Recife*. Universidade Federal de Pernambuco, mimeo, 2014.
- VAN OMMEREN, J; RIETVELD, P.; NIJKAMP, P. Job Moving, Residential Moving, and Commuting: a Search Perspective. *Journal of Urban Economics*, v. 46, n. 2, p. 230-253, 1999.
- VASCONCELOS, A. M. N.; GOMES, M. M. F. Transição Demográfica: a Experiência Brasileira. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 21, n. 4, p. 539-548, 2012.
- VILLAÇA, F. São Paulo: Segregação Urbana e Desigualdade. *Estudos Avançados*, v. 25, n. 71, p. 37-58, 2011.

ORCID

Maria Catarina Araújo Cunha  <https://orcid.org/0000-0002-3750-6019>

Raul Silveira Neto  <https://orcid.org/0000-0003-0328-4806>

Célio Henrique Pereira Belmiro  <https://orcid.org/0000-0001-8440-099X>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

v. 13, n. 4, p. 513-536, 2019

<http://www.revistaaber.org.br>

AS RELAÇÕES INTERSETORIAIS DOS RECURSOS HÍDRICOS NA ECONOMIA BRASILEIRA*

Marco Antonio Montoya

Doutor em Economia Aplicada. Professor Titular da Universidade de Passo Fundo. Universidade de Passo Fundo, Faculdade de Ciência Econômicas Administrativas e Contábeis (UPF/FEAC), Campus I
E-mail: montoya@upf.br

Eduardo Belisário Finamore

Doutor em Economia Aplicada. Professor Titular da Universidade de Passo Fundo (UPF)
E-mail: ebfina@gmail.com

RESUMO: O artigo avalia as relações intersetoriais que se estabelecem entre os fluxos da água e as atividades econômicas da economia brasileira. Para isso, foi construído um modelo insumo-produto ecológico que incorpora um vetor ambiental de fluxos físicos do uso e do consumo de água em cada setor. Os indicadores de encadeamentos setoriais evidenciaram que o setor eletricidade estimula fortemente o uso de água no país e o setor agropecuário, o maior consumo de água. Verificou-se que pouco mais de um terço da água consumida pelas atividades econômicas do país são exportadas, principalmente por meio da agropecuária de exportação que responde por 88,79% da “água virtual”.

Palavras-chave: Insumo-produto; Setor água; Produção setorial; Meio ambiente.

Classificação JEL: C67; Q25; E23; Q50.

THE INTERSECTORAL RELATIONSHIPS OF WATER RESOURCES IN THE BRAZILIAN ECONOMY

ABSTRACT: The article evaluates the intersectoral relations that are established between water flows and the economic activities of the Brazilian economy. For this, an ecological input-product model was built that incorporates an environmental vector of physical flows of water use and consumption in each sector. Sectoral linkage indicators showed that the electricity sector strongly encourages water use in the country and the agricultural sector the highest water consumption. Just over one third of the water consumed by the country's economic activities is exported. Mainly through export agriculture that accounts for 88.79% of “virtual water”.

Keywords: Input-output; Water sector; Sectoral production; Environment.

JEL Codes: C67; Q25; E23; Q50.

*Recebido em: 08/10/2019. Aceito em: 14/04/2020.

1. Introdução

O Brasil é um país que possui uma das maiores reservas de água doce (12%) do planeta, sendo um componente-chave para as atividades econômicas e um elemento vital para o bem-estar da população (PENA, 2018). Nas atividades econômicas, a água contribui permanentemente com o crescimento econômico do país, na medida em que é utilizada para o consumo humano e animal, produção de alimentos, como insumo de processos produtivos da indústria da mineração e da indústria de transformação, bem como é usada na geração de energia elétrica, navegação, turismo e lazer, ou como local para descarte e diluição de afluentes domésticos e industriais. Cabe salientar que, no sistema econômico, segundo a Agência Nacional de Águas - ANA (2018), o uso total da água considera toda a água retirada do meio ambiente e das atividades econômicas para ser utilizada pelos setores produtivos e pelas famílias. Já o consumo total de água constitui a parcela da água retirada para uso que não retorna ao ambiente, pois, durante o uso, foi incorporada nos produtos, consumida pelas famílias ou rebanhos.

Nesse sentido, não é difícil imaginar que, com a expansão das atividades econômicas, necessariamente aumenta a demanda de água para o uso e o consumo dos diversos setores produtivos da economia do país e, com isso, aumenta também os temores sobre a exploração dos recursos hídricos que degradem o meio ambiente. Razão pela qual a comunidade internacional e as autoridades ambientais vêm questionando de forma crescente sobre a necessidade de adequar os processos produtivos e o consumo das famílias com a preservação do meio ambiente.

Embora a água seja um recurso abundante no Brasil, muito se tem discutido sobre sua escassez em algumas regiões, seu mal-uso e, principalmente, sua exploração que degrada o meio ambiente como os fatores de maior probabilidade de risco para o crescimento econômico sustentável. Todavia, uma questão de suma importância e ainda pouco discutida de forma empírica no país é: dada a interação da água com o sistema econômico, quais são as relações intersetoriais insumo-produto que se estabelecem entre os fluxos de água e os setores produtivos? De que maneira os componentes da demanda final afetam o uso e o consumo da água nos diversos setores da economia? Certamente, respostas sobre o uso e o consumo setorial da água no fluxo circular da economia tornam-se necessárias para entender de que maneira o sistema econômico impacta o meio ambiente no país.

Em razão da falta de evidência empírica sobre essa problemática, a ANA, em 2018, divulgou os primeiros resultados das Contas Econômicas da Água (CEAA) para os períodos de 2013 a 2015. Tais informações descrevem de forma integrada a interação entre a economia e os fluxos de água, o que possibilita uma avaliação sistêmica das relações intersetoriais da água nos processos de produção e de consumo do país. Assim, considerando que o Modelo Insumo-Produto (MIP) tem a capacidade de retratar as relações setoriais em diferentes níveis de complexidade, acredita-se, nesta pesquisa, que ele é um instrumento adequado para avaliar as relações setoriais do uso e do consumo de água na economia brasileira.

O presente artigo, com base na inserção de um vetor linha ambiental no modelo insumo-produto, que registra em 2015 os fluxos físicos do uso e do consumo total da água das atividades produtivas do Brasil, tem como objetivo avaliar os requerimentos e os multiplicadores setoriais, os setores-chave, bem como os impactos dos componentes da demanda final sobre o uso e o consumo de água em cada setor produtivo. Com isso, espera-se fornecer subsídios para entender a abrangência dos fluxos de água com os diferentes setores determinantes do crescimento econômico do país, bem como, a partir da identificação dos setores que exercem maior pressão sobre os recursos hídricos, fornecer subsídios para a construção e a implementação de políticas públicas ambientais relacionadas ao uso e ao consumo de água nos próximos anos.

Este artigo, além desta introdução, está dividido da seguinte maneira: na seção 2, é feita uma breve revisão de alguns aspectos conceituais inerentes à análise ambiental da água bem como de estudos que avaliam, no Brasil, os recursos hídricos que utilizam modelos insumo-produto; na seção 3, é apresentado o modelo insumo-produto ecológico que incorpora os fluxos de água, os procedimentos para identificar os requerimentos setoriais de água, os multiplicadores, os

encadeamentos relevantes, bem como as relações entre o uso e o consumo de água com os componentes da demanda final; a seção 4 caracteriza os estoques e os fluxos setoriais da água na economia brasileira; a seção 5 avalia os requerimentos e os multiplicadores de água; a seção 6 identifica, por meio de índices de ligações e de coeficientes de dispersão, os setores-chave no uso e no consumo de água; a seção 7 analisa o uso e o consumo induzido pelos componentes da demanda final; na última seção, são apresentadas as principais conclusões obtidas no decorrer da análise.

2. Revisão bibliográfica

A seguir, apresenta-se uma breve revisão de alguns aspectos conceituais clássicos e modernos inerentes à análise ambiental da água bem como dos modelos insumo-produto utilizados para avaliar os recursos hídricos no sistema econômico.

2.1 Os recursos hídricos nos modelos insumo-produto

A importância de avaliar os recursos hídricos está associada aos riscos e às incertezas ambientais decorrentes da escassez de água doce *versus* o crescente consumo de água no sistema econômico. A expansão da atividade econômica e da população nas nações e a maior necessidade de recursos hídricos destacam-se como problemas de maior probabilidade de risco para o desenvolvimento sustentável. Avaliar o volume de água que é usada e incorporada nos produtos e serviços torna-se, por conseguinte, premente para a melhor gestão dos recursos hídricos de um país.

Cabe salientar, entretanto, que uma séria limitação da análise de impactos ambientais é a tendência a lidar isoladamente com cada produto ou setor (indústria), sem reconhecer a importância das relações setoriais. Embora não seja difícil conceber a existência dessas relações econômicas, no mundo real, elas tendem a ser bastante complexas, envolvendo vários grupos de produtos e de setores, diferentes formas de encadeamentos e várias hierarquias de ramificações. O modelo insumo-produto de Leontief (1970) tem a capacidade de retratar essas relações em diferentes níveis de complexidade; assim sendo, é uma ferramenta que vem sendo utilizada para avaliar problemas relacionados ao meio ambiente, visto que recursos como terra, energia e água, dentre outros, são incorporados na produção de bens e serviços. Em particular, para avaliar os recursos hídricos no sistema econômico, tradicionalmente são utilizados indicadores insumo-produto clássicos, tais como índices de ligações setoriais, requerimentos de água por unidade produzida, multiplicadores, etc., bem como simuladores para analisar problemas de impacto econômico-ambiental.

Em analogia à pegada ecológica, como medida da apropriação humana das áreas biologicamente produtivas, Hoekstra e Huang (2002) introduziram o conceito de pegada hídrica como um indicador do volume total de água doce incorporada (consumida) no processo de produção de bens e serviços finais de um país. Todavia, considerando que muitos dos produtos finais são consumidos no mercado doméstico e outros no mercado internacional, Allan (1998), ao avaliar as commodities agrícolas, introduz o conceito de água virtual como o volume de água incorporada nos produtos comercializados no mercado internacional. Assim, ao estimar o volume de água incorporada, existe uma relação complementar entre a pegada hídrica e o conceito de água virtual, razão pela qual, na literatura, a pegada hídrica também é definida como o volume de “água virtual” ou “água incorporada” nos bens e serviços finais consumidos pelos indivíduos e pelas nações. No modelo insumo-produto, rapidamente foi incorporada esta nova categoria de análise, os cálculos da água virtual e a pegada hídrica decorrem dos coeficientes de água direto e total do sistema econômico. Por consequência, a pegada hídrica pode ser derivada da multiplicação do coeficiente total de água pela demanda final do país ou região; desse modo, o consumo da água é captado de forma sistêmica no processo circular da economia (ZHAO et al., 2009; ZHANG et al., 2011).

Nesse contexto, segundo Hoekstra *et al.* (2009), a pegada hídrica total está composta pela somatória da pegada hídrica verde, azul e cinza. A pegada hídrica verde representa a água proveniente da chuva, que não é retirada nem armazenada pelos mananciais, mas, sim, armazenada

temporariamente na superfície no solo úmido ou vegetação. Ela representa o volume de água da chuva consumida ou incorporada nos produtos durante o processo de produção. A pegada hídrica azul está constituída pelas águas superficiais (rios, córregos, reservatórios artificiais, lagos e geleiras) e subterrâneas (aquíferos), que são consumidas ou incorporadas no processo de produção de um bem. Já a pegada hídrica cinza é aquela que se tornou poluída durante o processo produtivo, sendo definida como a quantidade de água necessária para diluir a carga de poluentes a níveis aceitáveis, estabelecidos nos padrões de qualidade e de potabilidade existentes.

Considerando essas categorias conceituais, para avaliar o impacto ambiental decorrente dos fluxos hídricos no sistema econômico, por exemplo, Dietzenbacher e Velazquez (2007) utilizam o modelo insumo-produto inter-regional para avaliar na Andaluzia, Espanha, o comércio virtual regional. Nessa linha de análise, Zhang et al. (2011) utilizam o modelo insumo-produto inter-regional de Pequim, China, para mensurar a pegada hídrica e o comércio virtual entre regiões do mesmo país. Os resultados apontam que o país possui abundantes recursos hídricos e o consumo regional de água virtual é concentrado. Já Zhi et al. (2014) utilizam o modelo insumo-produto para estimar a pegada hídrica nacional da China bem como o comércio de água virtual no mercado internacional. Ficou evidente, na balança comercial, um saldo líquido exportador de água virtual, influenciado, principalmente, pelos setores têxtil e vestuário.

Nesses trabalhos, a pegada hídrica nacional está composta pelos recursos hídricos de origem nacional e origem importada incorporada na produção dos bens e serviços finais do país. Assim sendo, a água incorporada nos produtos exportados não é considerada, na medida em que ela faz parte da pegada hídrica de outras nações.

Para a economia brasileira, em função da falta de dados que integrem os recursos hídricos com as atividades econômicas, Picoli (2016) inicialmente estima o consumo total de água verde na agricultura e de água azul na indústria, para logo, por meio do modelo insumo-produto para o ano de 2009, avaliar setorialmente a pegada hídrica verde e azul. O consumo de água total, em nível setorial, destaca como as mais relevantes as atividades da Soja, Cana-de-açúcar, Fabricação de óleos vegetais. Já em termos agregados, evidenciam que 38% de toda água consumida na economia está incorporada nos produtos destinados à exportação, representando a soja 49% deste total. O Consumo das famílias representa 58%, e o consumo da administração pública e formação bruta de capital, juntos, 4%. Cabe salientar que, quando se estima a pegada hídrica verde ou azul no modelo insumo-produto é necessário considerar a água embutida nos produtos importados destinados como insumos para a demanda intermediária e como produtos para a demanda final. Entretanto, como isso não foi levado em conta, a água virtual nas pegadas ficou subestimada, em particular nos produtos industrializados; na verdade, o trabalho avalia o consumo de água induzido pela demanda final.

Considerando que algumas regiões do Brasil enfrentam escassez de água devido à distribuição espacial da água diferir da concentração regional de atividades econômicas, Visentin e Guilhoto (2019), a partir da construção de um modelo insumo-produto inter-regional para o ano de 2009, identificam as principais regiões e os setores que utilizam água virtual azul, bem como avaliam o padrão de exploração regional da água no Brasil. Entre os principais resultados, a bacia hidrográfica Tietê foi identificada como a responsável pelo maior uso de água azul virtual, enquanto a bacia hidrográfica Litoral, como sendo um importante fornecedor de água virtual. Esses resultados sugerem também que o comércio inter-regional da água virtual azul prejudica o abastecimento local de água em algumas regiões.

Por sua vez, Ussami e Guilhoto (2018) avaliam a dependência econômica e hídrica entre as regiões do Estado de São Paulo. Para isso, estimam um modelo insumo-produto inter-regional para o ano de 2009, no qual os coeficientes do uso de água estimados levam em consideração as características endo-climáticas de suas regiões. Os resultados mostram nas Unidades de Gerenciamento de Recursos Hídricos do Estado de São Paulo e do resto do Brasil que, apesar de a região do Alto Tietê apresentar, em termos econômicos, superávit comercial, ela evidencia simultaneamente um déficit comercial de água virtual, na medida em que os bens que importa são mais intensivos no uso da água do que os bens que exporta. Embora o modelo utilizado incorpore a distribuição espacial dos recursos hídricos, em função da indisponibilidade de dados, a pesquisa, ao

trabalhar somente com a captação da água, abandona a categoria de análise da pegada hídrica e foca sua avaliação especificamente nos fluxos de água usados nas regiões e no resto do país.

Na falta de dados oficiais que combinem informações hidrológicas e econômicas, em geral, verifica-se que os trabalhos desenvolvidos para a economia brasileira são o resultado de estimativas que descrevem a interação entre os fluxos de água e as atividades econômicas. Embora as informações geradas sejam de extrema relevância ao mensurar a contribuição dos recursos hídricos para os processos produtivos das atividades econômicas, elas, além de datar para o ano de 2009, em suas estimativas, não levam em consideração de forma sistêmica os fluxos de água usados e consumidos na economia brasileira. Desse modo, no fluxo circular do sistema econômico, não estão concatenados o uso total de água - composto pela retirada total de água do meio ambiente mais a água proveniente de outras atividades que circula dentro do próprio sistema econômico -, à água que retorna ao meio ambiente após ser usada e à água consumida (incorporada) nos produtos das atividades econômicas que não retorna ao meio ambiente.

A respeito, a Agência Nacional de Águas do Brasil (ANA), no ano de 2018, disponibilizou os primeiros resultados das Contas Econômicas da Água (CEAA) para os anos de 2013, 2014 e 2015. Os dados das Tabelas de Recursos e Usos Hídricos descrevem de forma integrada a interação entre a economia e o meio ambiente, possibilitando mensurar a contribuição da água para os processos de produção das atividades econômicas e para o consumo das famílias, bem como os impactos do sistema econômico sobre os estoques de recursos hídricos. As informações das CEAA foram compiladas segundo as recomendações metodológicas internacionais do *System of Environmental-Economic Accounting for Water* (SEEA-Water), desenvolvida e publicada pela Divisão de Estatísticas das Nações Unidas (*United Nations Statistics Division* - UNSD).

Com os novos dados das CEAA e o modelo insumo-produto do ano de 2015, Finamore e Montoya (2019) avaliam a evolução dos estoques de água subterrânea e artificiais, bem como o fluxo circular da água no Brasil. Para atender à crescente demanda de água e corrigir a distribuição natural das chuvas e dos rios, as informações geradas evidenciam a necessidade de políticas públicas sobre o dimensionamento, localização e construção de reservatórios artificiais. Os indicadores também evidenciaram na agropecuária eficiência no consumo de água e no agronegócio eficiência no uso da água não *consuntivo*.

Com fins de mensurar o uso e o consumo de água no agronegócio brasileiro, bem como avaliar, em suas atividades, o nível de eficiência e intensidade da água com relação à renda e ao emprego, Montoya e Finamore (2019), desagregam o setor indústria de transformação das CEAA, em setor indústria e setor agroindústria. Os resultados por meio do modelo insumo-produto do ano de 2015, apontam que as atividades do agronegócio respondem por 18,85% do uso da água e por 90% do consumo da água do país. Os melhores índices de eficiência e de intensidade na geração de renda e de emprego destacaram, no uso da água, a agroindústria e, no consumo da água, os agrosserviços. As taxas de consumo e as taxas de retorno da água ao meio ambiente evidenciam que os alimentos *in natura* e processados incorporam grandes volumes de água.

Nesse contexto, a utilização conjunta das matrizes insumo-produto do país com a nova base de dados dos recursos e usos hídricos possibilita, neste artigo, que se desenvolva uma avaliação sistêmica dos fluxos da água nas relações intersetoriais da economia do país. Em particular, espera-se, pela metodologia de compilação dos dados das CEAA, poder diferenciar de forma direta e indireta, para cada setor da economia brasileira, quanto de água é usada para produzir um produto e quanto dessa água é incorporada (consumida) no mesmo produto, identificar as ligações setoriais relevantes da água, os multiplicadores, os setores-chave e avaliar de que maneira os componentes da demanda final induzem o maior uso e consumo de água nos setores produtivos, visto que são indicadores clássicos necessários para uma melhor gestão dos recursos hídricos do país.

Cabe salientar que a ANA, em seu primeiro relatório de resultados com base nas Tabelas de Recursos e Usos, disponibiliza, dentre outros, indicadores híbridos de eficiência que relacionam de forma direta nas atividades econômicas, unidades de renda com volumes de água usados e consumidos (R\$/m³); desse modo, os indicadores não levam em consideração os requerimentos indiretos de água das atividades produtivas. Assim, com a análise intersetorial insumo-produto

proposta nesta pesquisa, pretende-se também complementar as informações inéditas das CEAA, até porque o uso e o consumo de água ocorre de duas maneiras: de forma direta, quando alguém abre a torneira para realizar atividades produtivas e/ou domésticas; e de forma indireta, por intermédio da aquisição de insumos e bens de consumo finais (matéria-prima, vestuário, produtos alimentícios, etc.). O problema do uso e do consumo indireto de água é que ela passa despercebida pelas pessoas por ser “invisível”; por conseguinte, ignoram-se as enormes quantidades de água usadas e consumidas (embutidas) ao longo dos processos de produção de bens e serviços no país.

3. Metodologia

Nas atividades econômicas, as relações setoriais tendem a ser bastante complexas, envolvendo vários grupos de setores, diferentes formas de encadeamentos e várias hierarquias de ramificações. O modelo insumo-produto desenvolvido por Leontief (1970) tem a capacidade de retratar essas relações em diferentes níveis de complexidade e pode ser estendido para avaliar, no caso desta pesquisa, o uso e o consumo setorial da água em virtude de incorporar um vetor linha que registra os fluxos físicos da água para o uso e o consumo dos setores do sistema econômico.

3.1 Modelo insumo-produto em unidades monetárias

Os fluxos intersetoriais do modelo de insumo-produto podem ser representados da seguinte maneira. A equação (1) mostra que a soma da demanda intermediária e da demanda final é igual a demanda total do produto do setor i . A equação (2) mostra que o consumo intermediário mais as contribuições dos fatores de produção (Valor Adicionado) é igual a produção bruta do setor j . Finalmente, a equação (3) mostra a condição de equilíbrio entre a oferta e a demanda para cada um dos setores produtivos da economia.

$$\sum_{j=1}^n X_{ij} + \sum_{s=1}^n Y_{is} = X_i \quad (1)$$

Demanda intermediária + Demanda final = Demanda Total

$$\sum_{i=1}^n X_{ij} + \sum_{r=1}^n V_{rj} = X_j \quad (2)$$

Consumo intermediário + Fatores primários (Valor adicionado) = Oferta Total

$$X_i = X_j \quad (3)$$

Demanda Total = Oferta Total

No modelo de insumo-produto, supõe-se que os coeficientes de produção são fixos; desse modo, os requerimentos de insumos intermediários têm uma participação fixa em relação à produção bruta dos setores. Os coeficientes técnicos (a_{ij}) representam a quantidade do produto do setor i requerida para produzir uma unidade do produto do setor j . Assim:

$$a_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_j} \quad \text{ou} \quad X_{ij} = a_{ij}X_j \quad (4)$$

Substituindo a equação (4) na equação (1), e fazendo $\sum_{s=1}^n Y_{is} = Y_i$, obtém-se o sistema de equações (5).

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} X_j + Y_i = X_i \quad (5)$$

A solução do modelo insumo-produto clássico para estudar as interdependências dos setores de uma economia pode ser expressa matricialmente pelas equações (6), cuja solução é dada pela equação (7):

$$AX + Y = X \quad \text{ou} \quad X - AX = Y \quad (6)$$

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (7)$$

Os coeficientes da matriz inversa de Leontief $(I - A)^{-1}$ são chamados de requerimentos totais de produção, ou seja, os requerimentos diretos e indiretos de produção. Eles indicam, em unidades monetárias, as mudanças na produção setorial necessárias para atender a uma determinada variação da demanda final. Note-se que a demanda final do modelo é exógena, o que permite que se analisem de forma sistêmica o perfil da estrutura de transações, os efeitos multiplicadores decorrentes da demanda final, diferentes tipos de problemas que envolvem programas de investimentos, aumento do consumo, tributação, mudança tecnológica etc.

Existem várias extensões possíveis da análise de insumo-produto, dentre as quais está a hipótese de incorporar unidades físicas ao modelo para avaliar a dimensão ambiental. Segundo Montoya e Finamore (2019), quando os fluxos monetários (vetor linha) de um setor são substituídos na matriz de transações interindustriais por unidades físicas, o modelo é conhecido como insumo-produto híbrido. A vantagem dessa abordagem, que incorpora as unidades físicas “por dentro do modelo”, pressupõe que os fatores de conversão e os preços sejam diferentes entre os setores, o que torna o modelo consistente. Já, quando as unidades físicas são inseridas, por meio de um vetor linha, como parte dos fatores primários, são conhecidas como modelos insumo-produto ecológicos. A vantagem desse procedimento que incorpora as unidades físicas “por fora do modelo” permite, de maneira convencional, calculando a inversa de Leontief, converter as unidades monetárias em unidades físicas. Contudo, pressupõe que os fatores de conversão sejam os mesmos entre os setores e que os preços sejam os mesmos para os vários setores que a utilizam.

3.2 Modelo insumo-produto ecológico

A inserção da dimensão ambiental na matriz de insumo-produto foi efetivada pela inserção de um vetor linha $H_{(nx1)}$, no lado dos fatores primários que registra os fluxos físicos do uso total da água e do consumo total da água das atividades produtivas estimada pela ANA (2018).

3.2.1 Requerimentos de água no modelo ecológico aberto

Na estrutura da matriz de insumo-produto, o cálculo dos requerimentos de água total em unidades físicas, às vezes chamados intensidade de água, é análogo ao cálculo do modelo tradicional de insumo-produto de Leontief em unidades monetárias. Assim, para obter a matriz de requerimentos diretos de água e a matriz de requerimentos totais de água, é necessário converter as unidades monetárias de A e $(I - A)^{-1}$ em unidades físicas, por intermédio de uma matriz de coeficientes técnicos da água.

Os coeficientes técnicos (h_i) representam a quantidade de água do setor i requerida para produzir uma unidade do produto do setor j . Assim:

$$h_i = \frac{H_{ij}}{X_j} \quad (8)$$

Diagonalizando o vetor dos coeficientes de água, obtém-se a matriz de coeficientes de água $\hat{h}_{(n \times n)}$, que, ao multiplicar as matrizes de requerimentos diretos e de requerimentos totais, convertem as unidades monetárias do modelo em unidades físicas, o que permite calcular setorialmente a intensidade do uso e do consumo de água.

Logo, os coeficientes representam os requerimentos diretos (δ) e os requerimentos totais de água (α):

$$\delta = \hat{h}A \tag{9}$$

$$\alpha = \hat{h}(I - A)^{-1} \tag{10}$$

Os requerimentos indiretos de água (γ) são obtidos da diferença entre diretos δ e totais α :

$$\gamma = \hat{h}[(I - A)^{-1} - A] \tag{11}$$

3.2.2 Multiplicadores de água

Quando os efeitos de multiplicação se restringem somente à demanda intermediária do insumo de água, eles são chamados de multiplicadores tipo I. O multiplicador de água tipo I (ME_j^I) obtém-se por meio da divisão direta dos requerimentos totais de cada setor (10) com cada elemento correspondente do vetor linha de coeficientes técnicos da água (h_i) na equação (8) ou na forma de impactos; conforme Montoya e Pasqual (2015), pela divisão direta dos requerimentos totais pelos requerimentos diretos da equação (9); desse modo:

$$ME_j^I = \sum_i \alpha_i \div h_i \quad \text{ou} \quad ME^I = \alpha \div \delta \tag{12}$$

3.2.3 Índices de encadeamento e seus coeficientes de dispersão

Os índices de ligações de Rasmussen (1956) e Hirschman (1958) permitem identificar os setores que teriam maior poder de encadeamento dentro da economia. Os índices de ligações para trás dizem o quanto um setor demanda dos outros, e os índices de ligações para frente dizem o quanto esse setor é demandado pelos outros. Assim, valores maiores que 1 indicam setores acima da média e, portanto, setores-chave para o crescimento da economia.

A fim de complementar esses índices, pode-se associar a cada um deles os coeficientes de dispersão de Bulmer (1982). Um valor baixo de dispersão significa que o impacto de uma variação da produção em um dado setor estimularia os outros setores de uma maneira uniforme, enquanto um valor alto de dispersão significaria que o estímulo seria concentrado em poucos setores. Desse modo, a partir da equação (10), define-se b_{ij} como sendo um elemento da matriz inversa de Leontief em unidades físicas de água $\hat{h}(I - A)^{-1}$ ou simbolizado também como B ; sendo B^* a média de todos os elementos de B ; B_{*j} e B_{i*} como sendo, respectivamente, a soma de uma coluna e de uma linha típica de B . Temos então que os índices serão:

Índices de ligações para trás

$$U_j = [B_{*j}/n]/B^* \tag{13}$$

Dispersão dos índices de ligações para trás

$$V_j = \frac{\sqrt{\frac{\sum_i^n (b_{ij} - \frac{B_{*j}}{n})^2}{(n-1)}}}{\frac{B_{*j}}{n}} \quad (14)$$

Índices de ligações para frente

$$U_i = [B_{i*}/n]/B^* \quad (15)$$

Dispersão dos índices de ligações para frente

$$V_i = \frac{\sqrt{\frac{\sum_j^n (b_{ij} - \frac{B_{i*}}{n})^2}{(n-1)}}}{\frac{B_{i*}}{n}} \quad (16)$$

3.2.4 O uso e o consumo de água induzido pelos componentes da demanda final

Para calcular os efeitos derivados dos componentes da demanda final sobre o uso e o consumo setorial da água, ou seja, o vetor que contém a água induzida em j pelo componente k da demanda final (H_j^k), utiliza-se a equação (17).

$$H_j^k = \hat{h}(I - A)^{-1}Y_{kj} \quad (17)$$

com k_j = exportação, gastos do governo, consumo das famílias e investimentos, alternativamente.

Estabelecidos os montantes do uso e do consumo setorial induzido, é possível também estabelecer, conforme Montoya et al. (2014), os níveis de dependência ou incidência setorial na produção (H_i^k) do i -ésimo setor pelo k -ésimo componente da demanda final; assim:

$$H_i^k = H_{ik}/H_i \quad (18)$$

em que H_{ik} representa a água induzida em i pelo componente k da demanda final; H_i representa o total de a água induzida em i . Com esses cálculos, é possível examinar e distinguir o grau de influência que cada componente da demanda final exerce sobre o uso e o consumo de água.

3.3 Base de dados

Os dados econômicos utilizados, nesta pesquisa, foram extraídos das Matrizes de Insumo-Produto (MIP) de 2015, elaboradas a partir das Contas Nacionais n. 62, fornecidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2018b). Já os dados sobre a água foram extraídos das Contas Econômicas Ambientais da Água (CEAA) de 2015, elaboradas com base nas Contas Nacionais n. 60, fornecidas pelo IBGE (2018a), com informações das Tabelas de Recursos e Usos Físicas construídas de acordo com o SEEA-Water e com informações de produção, consumo Intermediário e consumo Final.

Embora as CEAA e as MIP apresentem setores compatíveis com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 do IBGE, o nível de agregação é diferente. Enquanto as CEAA apresentam uma Tabela de Recursos e Usos composta por sete fluxos hídricos e seis setores ou atividades econômicas em unidades físicas, a Tabela de Recursos e usos das MIP apresenta 127 produtos e 67 setores consumidores em unidades monetárias. Em decorrência disso, a compatibilização das informações gera apenas seis setores e/ou atividades – um reduzido número de

setores e/ou atividades consumidoras, o que limita os resultados e as análises do sistema. Contudo, em termos agregados, a nova base de dados disponibilizada pelas CEAA permite avaliar, na economia brasileira, a contribuição dos fluxos de água nos processos de produção da demanda intermediária e no consumo dos componentes da demanda final.

Para a compilação das matrizes, adotou-se o modelo de tecnologia do setor cuja hipótese central é que a tecnologia é uma característica das atividades, em que cada setor produz um único produto. Assim sendo, na estrutura do modelo insumo-produto, cada setor representa apenas a produção de um único produto.

Com fins de diferenciar os resultados da pesquisa de acordo com o uso e o consumo da água no sistema produtivo, foram construídos dois modelos ecológicos: um que considera o uso de água em cada setor, o que permite determinar quanto de água é utilizada para produzir um produto; e outro modelo que considera o consumo de água em cada setor, o que permite mensurar quanto de água é incorporada em cada produto. Certamente, a diferença entre o uso de água e o consumo de água no sistema econômico representará a água que retorna ao meio ambiente. As informações das MIP estão a preços básicos e em milhões de reais de 2015, e as informações físicas das CEAA estão em hectômetros cúbicos (hm^3), o que corresponde a um milhão de metros cúbicos (m^3) ou um bilhão de litros de água.

4. Os estoques e os fluxos setoriais da água na economia brasileira

Os estoques de recursos hídricos consideram as águas superficiais (rios, reservatórios artificiais, lagos, glaciares, neve e gelo), águas subterrâneas (aquíferos) e água no solo. A principal entrada de água no sistema ocorre via precipitação e volumes de água oriundos de outros territórios. A retirada de água ocorre por processos hidrológicos, como evapotranspiração e descargas líquidas para outros territórios em bacias hidrográficas transfronteiriças, podendo ocorrer de forma permanente ou temporária. Assim, pela dinâmica do meio ambiente, os estoques considerados pelo SEEA-Water alteram-se permanentemente, conforme mostra a Tabela 1.

Tabela 1 - Estoques de água subterrânea e de reservatórios artificiais – 2013 a 2015

Estoques inicial e final (hm^3/ano)	Água subterrânea	Reservatórios artificiais	Total
Estoque inicial 2013	1.067.769	211.583	1.279.352
Estoque final 2013/Estoque inicial 2014	1.060.475	218.202	1.278.677
Estoque final 2014/Estoque inicial 2015	1.053.285	225.324	1.278.609
Estoque final 2015	1.046.262	230.708	1.276.970
Variação média anual (hm^3/ano)	-7.169	6.375	-794
Variação média anual (%)	-0,68%	2,93%	-0,06%

Fonte: Elaborada por Finamore e Montoya (2019) com base no IBGE, Ministério do Meio Ambiente, ANA (2018).

De acordo com o volume de água inicial em 2013 e final de 2015, o estoque de água no território brasileiro, composto pelas águas subterrâneas e reservatórios artificiais, sofreu em média um decréscimo de 0,06% ou -794 hm^3 no período. No entanto, verifica-se que, embora haja um decréscimo do estoque de água subterrânea de -7.169 hm^3 , que equivale a uma queda de -0,68% ao ano, há simultaneamente uma elevação dos estoques dos reservatórios artificiais de 6.375 hm^3 , que equivale a um acréscimo de 2,93% ao ano. Nessa velocidade, em apenas dois anos, as elevações dos estoques artificiais seriam maiores do que os decréscimos nas águas subterrâneas. Além disso, a água subterrânea, salvo novas descobertas, duraria em torno de 150 anos, enquanto os estoques artificiais dobrariam a cada 33 anos (FINAMORE; MONTOYA, 2019).

Embora aparentemente escasso o recurso hídrico, segundo as tabelas de estoques da ANA (2018), existe abundância de água no território nacional. Por exemplo, em 2015, o volume de

entrada de água vindo dos rios e dos riachos foi de 9.276.760 hm³ e das precipitações (água do solo) foi de 13.127.952 hm³, sendo, portanto, uma questão de política pública o dimensionamento, a localização e a construção dos estoques artificiais necessários para a irrigação e a ocupação plena do solo agricultável brasileiro.

Com relação aos fluxos setoriais da água, as contas econômicas e ambientais da água no Brasil mostram como eles interagem com as atividades econômicas e com as famílias (Tabela 2), a saber: a) fluxos de água retirados do meio ambiente para o sistema econômico; b) fluxos reutilizados que circulam dentro do próprio sistema econômico; e c) fluxos do sistema econômico que retornam para o meio ambiente. Assim, a conta ambiental é construída do ponto de vista do meio ambiente, visto que os usos diminuem os estoques de água do planeta, e os recursos aumentam os estoques de água do planeta. Dessa maneira, as interações insumo-produto dos recursos hídricos com as atividades econômicas, neste trabalho, são visualizadas pelo uso e pelo consumo de água no sistema econômico.

A Tabela 2 mostra a composição final dos recursos e dos usos físicos de água na economia brasileira no ano de 2015. Observa-se que o uso total de água na economia brasileira alcança 3.219.507 hm³ ao ano (coluna 9). Esse volume representa o total de água retirada do meio ambiente (3.201.731 hm³) mais as águas provenientes de outras atividades econômicas (17.775 hm³). Chama atenção que, do total de água utilizada no país, em sua grande maioria, 3.188.907 hm³ ou 99,05%, retornou ao meio ambiente (3.171.131 hm³) e às próprias atividades produtivas (17.776 hm³); e apenas 30.600 hm³ ou 0,95% foram consumidas pelas atividades (30.554 hm³) e pelas famílias (46 hm³).

Nesse contexto, verifica-se, no fluxo do uso total da água nas atividades econômicas e nas famílias (linha 3), que o setor Eletricidade e Gás concentra 96,73% ou 3.114.300 hm³ do fluxo, certamente em função de sua necessidade de turbinar grandes quantidades de água nas hidrelétricas do país. No entanto, também é o setor que apresenta a taxa de 100% de retorno da água ao meio ambiente (linha 11 e coluna 4). Em virtude disso, a água utilizada para geração de eletricidade é considerada como uso *não consuntivo*, já que toda a água que foi usada na atividade retorna a seu curso. Cabe salientar também que as taxas de retorno ao meio ambiente são elevadas na Indústria extrativa, com 73,01% (linha 11 e coluna 2), e nas Demais atividades, com 63,45% (linha 11 e coluna 6).

Com relação ao fluxo do consumo total de água (linha 7), verifica-se também elevada concentração na medida em que o setor Agropecuário consome 77,46% ou 23.704 hm³ dessa água no país, seguido de longe pelo setor indústria de Transformação com 11,27% ou 3.450 hm³. A avaliação conjunta da taxa setorial do consumo de água (linha 10) e a taxa setorial do retorno de água ao meio ambiente (linha 11) permitem visualizar melhor o papel da água na produção da agropecuária e da indústria de transformação, ou seja, quanto da água utilizada foi consumida ou incorporada na produção e quanto foi devolvida ao meio ambiente.

A agropecuária apresenta uma taxa de consumo de 70,46% e uma taxa de retorno ao meio ambiente de 29,54%, indicando em conjunto que, na produção agrícola e pecuária, a água é incorporada em grandes volumes. Essa característica, em menor intensidade, aparece também na indústria de transformação, uma vez que, em seu processo produtivo, apresenta uma taxa de consumo de 53,99% e uma taxa de retorno de 46,01%. Cabe salientar que grande parte da indústria de transformação processa produtos da agropecuária, o que certamente influencia sua taxa de consumo setorial.

Tabela 2 - Os fluxos relativos do uso e consumo da água na economia brasileira - 2015 (hm³/ano e percentuais)

Fluxos	Recursos e usos (hm ³ /ano)	Atividades econômicas						Famílias (8)	Total (9)	
		Agro. (1)	Ind. Extrativa (2)	Ind. Trans. e construção (3)	Eletricidade e gás (4)	Água e esgoto (5)	Demais atividades (6)			Total das atividades (7)
Do meio ambiente	1. Retirada total	32.505	1.037	6.112	3.114.293	47.085		3.201.032	699	3.201.731.
Dentro da economia	2. Uso de água proveniente de outras atividades econômicas	1.138	7	277	7	6.914	2.045	10.389	7.387	17.775
	3. Uso total da água (1+2)	33.643	1.044	6.389	3.114.300	53.999	2.045	3.211.421	8.086	3.219.507
Dentro da economia	4. Suprimento para outras atividades econômicas	0	4	171	4	10.862	1.298	12.340	5.436	17.776
Retorno para o meio ambiente	5. Retorno total	9.938	758	2.768	3.114.195	40.868		3.168.527	2.604	3.171.131
Retorno para o meio ambiente	6. Total fornecido (4+5)	9.939	762	2.939	3.114.199	51.730	1.298	3.180.867	8.040	3.188.907
	7. Consumo total (3-6)	23.704	282	3.450	101	2.270	748	30.554	46	30.600
	8. Participação no Uso total da água (3/coluna 9).	1,04%	0,03%	0,20%	96,73%	1,68%	0,06%	99,75%	0,25%	100,00%
	9. Participação no Consumo total da água (7/coluna 9).	77,46%	0,92%	11,27%	0,33%	7,42%	2,44%	99,85%	0,15%	100,00%
	10. Taxa setorial do Consumo de água (7/3).	70,46%	26,99%	53,99%	0,00%	4,20%	36,55%	0,95%	0,57%	0,95%
	11. Taxa setorial do Retorno da água ao meio ambiente (6/3).	29,54%	73,01%	46,01%	100,00%	95,80%	63,45%	99,05%	99,43%	99,05%
	12. Taxa setorial total (3/3).	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Fonte: Elaborada com base no IBGE, Ministério do Meio Ambiente, ANA (2018).

5. Os requerimentos e os multiplicadores setoriais de água

As informações das Tabelas 3 e 4 mostram a composição dos requerimentos totais de água para uso e para consumo de cada setor, bem como seus multiplicadores, respectivamente. Os requerimentos diretos representam a quantidade de água inicial usada e/ou consumida na produção de um setor para satisfazer a demanda final; os requerimentos indiretos refletem o maior uso e/ou consumo de água nos fluxos de compras e vendas dos setores para atender à demanda final; e os multiplicadores indicam em cada setor a geração de água necessária, direta e indireta, por cada unidade monetária produzida para a demanda final.

5.1 Requerimento e multiplicadores de água para uso

Observa-se, na Tabela 3, que a atividade econômica mais intensiva no uso da água é o setor Produção e distribuição de eletricidade e gás com um requerimento total de 17,9520 hm³ devido certamente à grande quantidade de água turbinada pelas hidrelétricas. Assim, o aumento de um milhão de reais na demanda final provocará, no setor, um aumento total de 17.952.000 m³ de água para ser usada em seu processo produtivo. Os demais setores apresentam requerimentos totais relativamente pequenos, dentre eles destacam-se o setor Água, esgoto e gestão de resíduos (1,6809 hm³) e o setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura (0,6195 hm³).

Tabela 3 - Composição do requerimento total do uso da água e os multiplicadores na economia brasileira - ano de 2015, em hm³/ano e percentuais

MIP ÁGUA 2015 BR - Setor	Requerimentos de Água para Uso em hm ³ /ano						Participação setorial no Uso total de água	
	Direto		Indireto		Total		hm ³	%
	hm ³	%	hm ³	%	hm ³	%		
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	0,2832	45,7	0,3363	54,3	0,6195	100,0	33,643	1,05
Indústrias extrativas	0,1173	39,3	0,1813	60,7	0,2986	100,0	1,044	0,03
Indústrias de transformação e construção	0,1278	33,0	0,2596	67,0	0,3874	100,0	6,389	0,20
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	3,9556	22,0	13,9963	78,0	17,9520	100,0	3.114.300	96,98
Água, esgoto e gestão de resíduos	0,4868	29,0	1,1941	71,0	1,6809	100,0	53,999	1,68
Demais atividades	0,1006	44,3	0,1264	55,7	0,2271	100,0	2045	0,06
Total	5,0713	24,0	16,0941	76,0	21,1654	100,0	3.211.421	100,00
Multiplicadores do uso de água	Direto		Indireto		Total ou Tipo I			
	hm ³	hm ³	hm ³	hm ³	hm ³	hm ³		
		impacto		impacto		impacto	impacto	
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	4,03	1	4,79	1,1875	8,82	2,1875		
Indústrias extrativas	29,27	1	45,25	1,5460	74,52	2,5460		
Indústrias de transformação e construção	68,20	1	138,47	2,0306	206,67	3,0306		
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	0,33	1	1,17	3,5383	1,50	4,5383		
Água, esgoto e gestão de resíduos	0,57	1	1,39	2,4532	1,96	3,4532		
Demais atividades	283,08	1	355,78	1,2568	638,87	2,2568		

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Contudo, a pressão relativa que os diversos setores da economia podem exercer sobre a necessidade de água somente pode ser estabelecida analisando em separado a relação dos requerimentos em termos de efeitos diretos *versus* indiretos que mostra no processo produtivo, o poder de um setor sobre o uso de água de outros setores. Por exemplo, se, na composição dos impactos totais, os efeitos diretos, que representam o uso inicial de água por unidade de produção, forem pequenos em relação aos efeitos indiretos, que refletem o maior uso de água decorrente dos

fluxos de compras e vendas dos setores para atender à demanda final, o poder que exerce um setor sobre o uso de água no sistema econômico será grande. Assim, setores com alto peso na demanda de água e que, ao mesmo tempo, apresentam uma baixa relação de requerimentos diretos *versus* indiretos, tendem a produzir as mais fortes pressões de necessidade de água. No outro extremo, estariam setores com baixo peso na demanda de água e, com alta relação, requerimentos diretos *versus* indiretos, que, nesse caso, produziriam pequenas pressões sobre a necessidade de água. Entre ambos os extremos, configuram-se setores com graus variados de importância na pressão que exercem (PEROBELLI; MATTOS; FARIA, 2011; MONTOYA; PASQUAL, 2015).

Na estrutura setorial dos requerimentos, a composição direto *versus* indireto mostra na economia brasileira, como um todo, requerimentos diretos de água (24,0%), significativamente menores que os requerimentos indiretos (76,0%). Dessa forma, a baixa relação requerimentos diretos *versus* indiretos ($5,0713 \text{ hm}^3 \div 16,0941 \text{ hm}^3 = 0,3151$) indica, em termos gerais, que os diversos setores exercem, por meio de suas atividades produtivas, significativa pressão sobre a necessidade de recursos hídricos do país.

A partir de uma análise mais particularizada, verifica-se que o setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades, além de ter um peso significativo no uso total de água do país (96,98%), apresentam as mais baixas relações requerimentos diretos *versus* indiretos (22,0% *versus* 78,0% ou $3,9556 \text{ hm}^3 \div 13,9963 \text{ hm}^3 = 0,2826$), indicando que exerce forte pressão sobre a necessidade de água. Embora os demais setores apresentem baixa participação no uso de água do país, dentre eles destaca-se o setor Água, esgoto e gestão de resíduos, por apresentar uma baixa relação requerimentos diretos *versus* indiretos, o que evidencia o poder que exerce sobre o maior uso de água no sistema econômico.

Considerando que o uso de água representa 99,05% ou 3.211.421 hm^3 dos recursos hídricos destinados às atividades produtivas do país, os multiplicadores do setor Demais atividades uso da água (638,87 hm^3), setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades (206,67 hm^3) e setor Indústrias extrativas (74,52 hm^3), geram grande necessidade de volumes de água para uso por unidade produzida no sistema econômico.

Contudo, em termos relativos ou de impactos, o setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades apresenta o maior multiplicador da economia brasileira, indicando que gera a necessidade de usar 4,5383 hm^3 de água por cada hm^3 que atende à demanda final. Essa evidencia certamente se dá em função das características de seu processo produtivo, pautado pela necessidade de usar grandes quantidades de água nas turbinas das hidrelétricas do país.

5.2 Requerimento e multiplicadores de água para consumo

Com relação aos requerimentos totais de água para consumo, ou seja, a parcela da água retirada para uso que não retorna ao ambiente, pois, durante seu uso, foi incorporada pelos setores em produtos e consumida pelas famílias e rebanhos, verifica-se que os requerimentos totais para consumo setorial da água (Tabela 4) diferem significativamente dos requerimentos totais para uso da água (Tabela 3).

Dentre os requerimentos totais de água para consumo do país, observa-se que dois setores exercem pressão significativa sobre os recursos hídricos. Em primeiro lugar, aparece o setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura com um requerimento total de 0,0532 hm^3 ; desse modo, para cada milhão de alimentos na demanda final são consumidos 53.200 m^3 de água. Em segundo lugar, destaca-se o setor Água, esgoto e gestão de resíduos com um requerimento total de 0,0378 hm^3 , indicando que, no fornecimento de seus serviços para atender à demanda final, provocará, em suas atividades, um consumo de 37.800 m^3 de água.

Já a baixa relação de requerimentos direto *versus* indireto do país (7,2% *versus* 92,8% ou $0,0075 \text{ hm}^3 \div 0,0954 \text{ hm}^3 = 0,0786$) mostra que, em média, os diversos setores produtivos do país exercem significativa pressão sobre o consumo de água, inclusive maior do que o observado no uso da água (24,0% *versus* 76,0% na Tabela 3). Assim sendo, embora o volume de água utilizado no

sistema é significativamente maior do que o consumido, em termos relativos a necessidade ou a pressão de água para o consumo no sistema produtivo nacional é maior do que para o uso.

Tabela 4 - Composição do requerimento total do consumo da água na economia brasileira - ano de 2015, em hm³/ano e percentuais

MIP ÁGUA 2015 BR - Setor	Requerimentos de Água para Consumo em hm ³ /ano						Participação setorial no Consumo total de água	
	Direto		Indireto		Total		hm ³	%
	hm ³	%	hm ³	%	hm ³	%		
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	0,0022	4,2	0,0510	95,8	0,0532	100,0	23.704	77,58%
Indústrias extrativas	0,0003	11,3	0,0021	88,7	0,0024	100,0	282	0,92%
Indústrias de transformação e construção	0,0036	53,8	0,0031	46,2	0,0066	100,0	3.450	11,29%
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	0,0003	15,4	0,0014	84,6	0,0016	100,0	101	0,33%
Água, esgoto e gestão de resíduos	0,0007	1,9	0,0371	98,1	0,0378	100,0	2.270	7,43%
Demais atividades	0,0004	37,3	0,0007	62,7	0,0011	100,0	748	2,45%
Total	0,0075	7,2	0,0954	92,8	0,1028	100,0	30.554	100,00%

Multiplicadores do consumo de água	Direto		Indireto		Total ou Tipo I	
	hm ³	hm ³ impacto	hm ³	hm ³ impacto	hm ³	hm ³ impacto
	Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	0,0448	1	1,0295	22,978	1,0743
Indústrias extrativas	0,2471	1	1,9430	7,8636	2,1901	8,8636
Indústrias de transformação e construção	3,5265	1	3,0344	0,8605	6,5609	1,8605
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	0,6489	1	3,5510	5,4727	4,1998	6,4727
Água, esgoto e gestão de resíduos	0,0199	1	1,0281	51,587	1,0480	52,5877
Demais atividades	3,2933	1	5,5407	1,6824	8,8340	2,6824

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Em nível setorial, as atividades da Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura (77,58%) e da Água, esgoto e gestão de resíduos (7,43%), além de deter um peso significativo no consumo total de água do país, destacam-se por apresentarem as mais baixas relações de requerimentos diretos *versus* indiretos - 4,2% *versus* 95,8% ou $0,0022 \text{ hm}^3 \div 0,0510 \text{ hm}^3 = 0,0431$ e 1,9% *versus* 98,1% ou $0,0007 \text{ hm}^3 \div 0,0371 \text{ hm}^3 = 0,0188$, respectivamente. Em virtude disso, pode-se afirmar que se trata de setores que, em conjunto, exercem pressão sobre a necessidade de maiores volumes de água para consumo e, simultaneamente, sobre os recursos hídricos na medida em que grande parte da água que utilizam não retorna ao meio ambiente.

Por sua vez, os multiplicadores dos setores Demais atividades (8,8340 hm³), Indústrias de transformação e construção (6,5609 hm³) mostram-se os mais relevantes na geração de consumo de água. Contudo, os impactos relativos desses multiplicadores no sistema econômico são mais relevantes nos setores Água, esgoto e gestão de resíduos (52,5877 hm³) e Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura (23,9784 hm³), na medida em que geram maior necessidade de consumo de água no sistema econômico, por cada unidade de água consumida de forma direta para atender à demanda final.

6. Os encadeamentos setoriais da água no Brasil

A análise do processo de interdependência setorial permite determinar quais seriam os setores que teriam maior poder de encadeamento dentro da economia para promover o crescimento econômico, ou seja, os setores-chave. A identificação desses setores está associada à ideia de estabelecer prioridades na alocação de recursos e na estratégia de promoções industriais. Isso porque se espera que os recursos alocados em setores-chave, dependendo da política a ser implementada, estimulem um crescimento mais rápido da produção e da interdependência econômica do que se fossem alocados em outros setores. Assim, considerando estritamente a estrutura interna da economia, resta saber qual é o poder de encadeamento que apresentam os setores nos recursos hídricos.

6.1 Índices de ligações e seus coeficientes de dispersão no uso de água

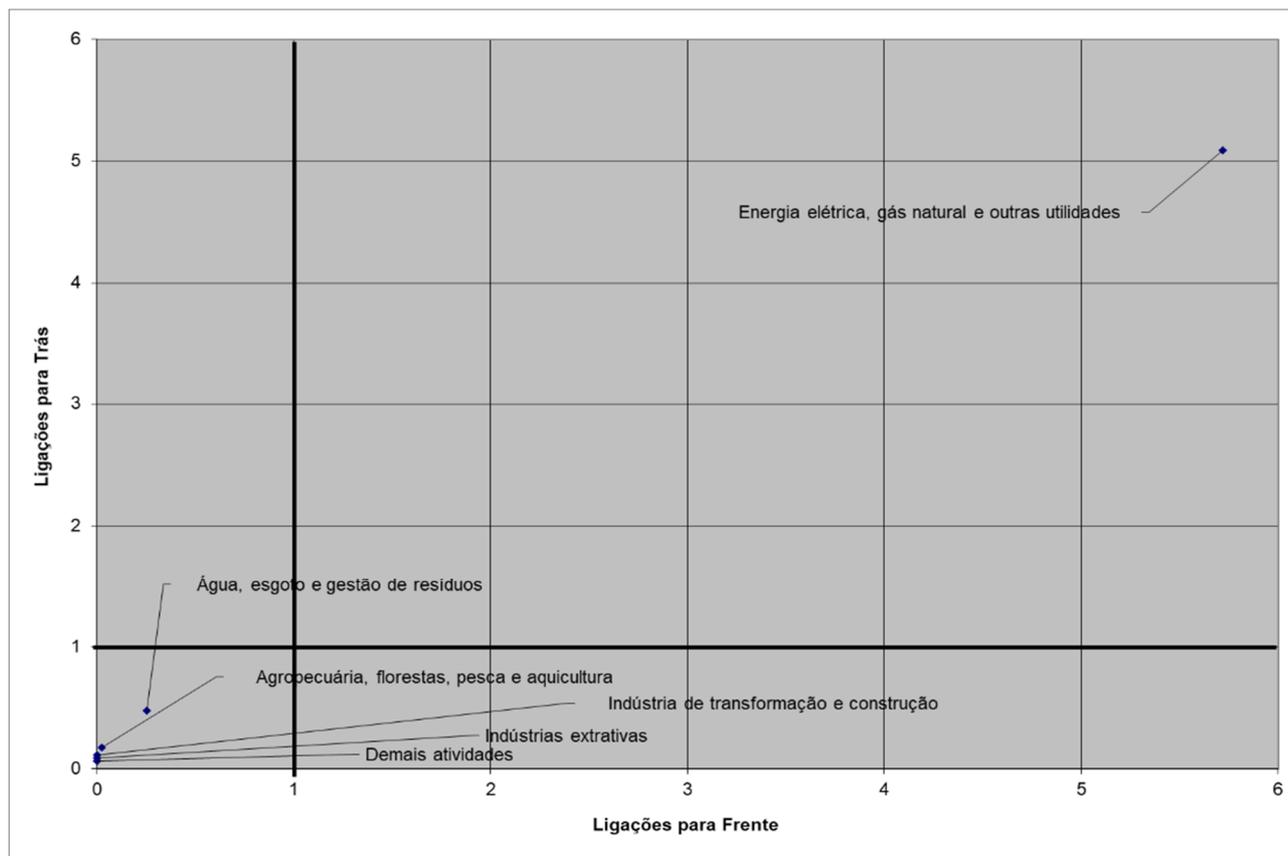
A seguir, são apresentados, na Tabela 5 e no Gráfico 1, os índices de ligações para frente e para trás do uso da água nos setores da economia brasileira. Os índices de ligações para frente indicam quanto um setor promove o uso de água, quando é demandado pelos outros; e os índices de ligações para trás indicam quanto um setor promove o uso de água, quando demanda dos outros. Já esses índices de ligações associados aos coeficientes de dispersão baixos mostram que a variação da produção no setor estimula aos outros setores o uso da água, de uma maneira abrangente e uniforme, enquanto um índice de dispersão alto mostra que o estímulo do uso da água setor será concentrado em poucos setores.

Tabela 5 - Índices de ligações de Rasmussen-Hirschman e coeficientes de dispersão de Bulmer para o uso da água em 2015

MIP ÁGUA 2015 BR - Setor	Ligações para frente				Ligações para trás			
	Índice	Ordem	Dispersão	Ordem	Índice	Ordem	Dispersão	Ordem
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	0,02432	3	2,07948	4	0,17563	3	2,10219	5
Indústrias extrativas	0,00136	5	2,12503	3	0,08464	5	2,35931	2
Indústrias de transformação e construção	0,00137	4	1,19428	5	0,10981	4	2,33530	4
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	5,72009	1	2,12559	2	5,08905	1	2,44888	1
Água, esgoto e gestão de resíduos	0,25258	2	2,38990	1	0,47650	2	1,54853	6
Demais atividades	0,00028	6	0,88803	6	0,06436	6	2,35534	3
Média			1,80039				2,19159	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Dentre os diversos setores da economia, percebe-se, por um lado, que os índices de ligações para frente do setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades são os maiores da economia, com 5,72009, ocupando a primeira posição (ordem 1^a); e, por outro, que os coeficientes de dispersão são altos, com 2,12559, ocupando a segunda posição (ordem 2^a). Esses indicadores, em conjunto, por apresentar um índice de ligações maior do que um e coeficiente de dispersão elevado, permitem afirmar que se trata de um setor chave com encadeamentos setoriais de vendas fortes dentro da economia, e seus estímulos para o uso de água, nos diversos setores da economia, pelo aumento da produção, são grandes mas concentrados em poucos setores.

Gráfico 1 - Índices de ligações de Rasmussen-Hirschman para o uso da água em 2015

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Com relação às ligações para trás que indicam quanto um setor demanda dos outros setores, verifica-se, também, que o setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades apresenta índices maiores do que um (5,08905), o que lhe confere a categoria de setor-chave no uso de água para o crescimento da economia. Contudo, seu elevado coeficiente de dispersão (2,44888) indica também que seus estímulos para o uso de água são concentrados em poucos setores.

Em geral, verifica-se, no Gráfico 1, que o setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades é um setor-chave, tanto para frente como para trás, o que estimula, simultaneamente, por meio de suas vendas e compras, o uso de água nas atividades produtivas da economia brasileira. Esse fato permite inferir também que grande parte da água utilizada no sistema econômico, como um todo, perpassa pelo consumo de energia elétrica.

6.2 Índices de ligações e seus coeficientes de dispersão no consumo de água

Os índices de encadeamento para o consumo de água apresentados na Tabela 6 e no Gráfico 2 evidenciam, simultaneamente, no setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura e no setor Água, esgoto e gestão de resíduos, as ligações para frente e para trás maiores do que um. Portanto, trata-se de setores-chave que estimulam fortemente, por intermédio de suas vendas e compras, o consumo de água no processo de crescimento da produção.

Em particular, a importância relativa dos encadeamentos posiciona o setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura da seguinte forma: em primeiro lugar, suas ligações para frente (3,52758); e, em quarto lugar, o índice de dispersão (2,07948). Assim, pode-se afirmar, com base no índice, ligações maiores do que um e o coeficiente de dispersão alto, que se trata de um setor-chave com fortes encadeamentos setoriais de vendas e seus estímulos para o consumo de água, são concentrados em poucos setores da economia. As ligações para trás (3,10382) e o índice de

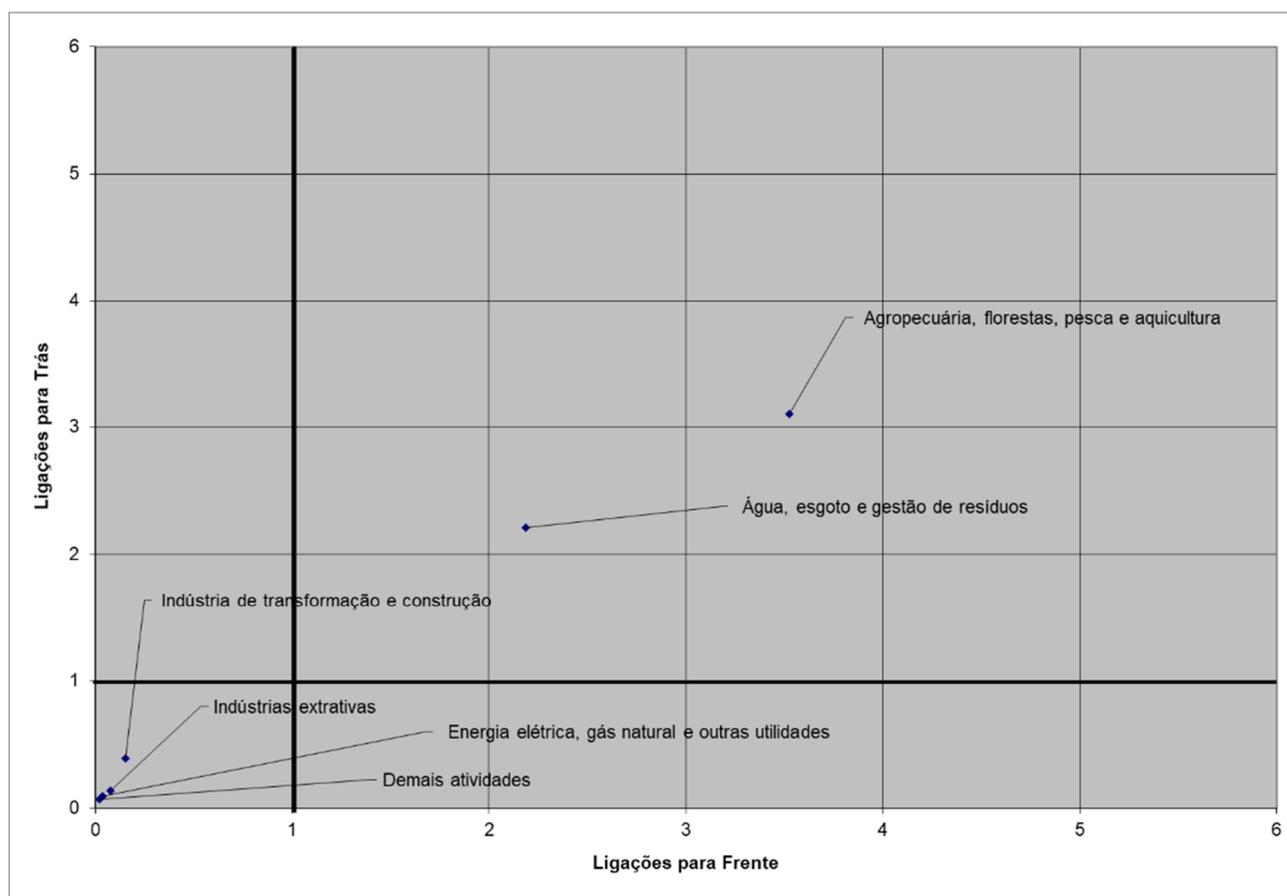
dispersão alto (2,42308), ambos posicionados em primeiro lugar, evidenciam também que o setor é fortemente demandado pelos outros setores da economia, mas concentrado em poucos setores.

Tabela 6 - Índices de ligações de Rasmussen-Hirschman e coeficientes de dispersão de Bulmer para o consumo da água em 2015

MIP ÁGUA 2015 BR - Setor	Ligações para frente				Ligações para trás			
	Índice	Ordem	Dispersão	Ordem	Índice	Ordem	Dispersão	Ordem
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	3,52758	1	2,07948	4	3,10382	1	2,42308	1
Indústrias extrativas	0,07576	4	2,12503	3	0,13818	4	1,18817	4
Indústrias de transformação e construção	0,15188	3	1,19428	5	0,38745	3	1,72039	3
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	0,03820	5	2,12559	2	0,09495	5	1,05832	6
Água, esgoto e gestão de resíduos	2,18524	2	2,38990	1	2,20863	2	2,35992	2
Demais atividades	0,02134	6	0,88803	6	0,06696	6	1,16072	5
Média			1,80039				1,65177	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Gráfico 2 - Índices de ligações de Rasmussen-Hirschman para o consumo da água em 2015



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Quanto ao setor Água, esgoto e gestão de resíduos, os elevados índices de ligação para frente (2,18524) e para trás (2,20863), maiores do que um, bem como seus elevados coeficientes de dispersão para frente (2,38990) e para trás (2,35992), evidenciam que se trata de um setor-chave

com fortes encadeamentos setoriais de venda e compra que estimulam o consumo de água de forma concentrada e em poucos setores.

7. O uso e o consumo de água induzido pela demanda final

A análise do processo de interdependência setorial da água está baseada no fato de que a água não serve somente como insumo para atividades produtivas, mas também como produto para satisfazer as necessidades da demanda final. Assim, questiona-se, nesta seção: De que maneira os componentes da demanda final afetam o uso e o consumo da água nos diversos setores da economia do país?

7.1 O uso setorial de água induzido pelos componentes da demanda final

A Tabela 7 apresenta a quantidade setorial do uso de água induzida por componente da demanda final: as colunas mostram quanto de água para uso cada componente da demanda final do país gera no setor; as linhas indicam, em percentuais e hm^3 , quanta água para uso foi induzida por cada componente da demanda final, ou seja, o grau de influência que cada componente da demanda final exerce sobre o uso da água. Já a consistência dos cálculos pode ser verificada, comparando-se a coluna dos totais do uso de água induzida pela Demanda final com a linha 3 da Tabela de Recursos e Usos (Tabela 2) e penúltima linha da MIP de 2015 (Apêndice A). Desse modo, 96,98% do uso total da água no país concentra-se nas atividades do setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades, e os 3,02% restantes são utilizados pelos diversos setores da economia.

Tabela 7 - Uso de água setorial induzido pelos componentes da demanda final na economia brasileira no ano de 2015 - em hm^3 /ano e percentuais

MIP ÁGUA 2015 BR - Setor		Exportação	Gastos do governo	Consumo das famílias	Investimentos	Demanda final	Participação setorial
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	hm^3	11.816	1.040	14.733	6.054	33.643	1,05%
	%	35,12	3,09	43,79	18,00	100,00	
Indústrias extrativas	hm^3	502	26	254	262	1.044	0,03%
	%	48,08	2,49	24,29	25,14	100,00	
Indústrias de transformação e construção	hm^3	1.313	271	2.803	2.003	6.389	0,20%
	%	20,54	4,25	43,86	31,35	100,00	
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	hm^3	279.351	260.198	2.255.221	319.530	3.114.300	96,98%
	%	8,97	8,35	72,42	10,26	100,00	
Água, esgoto e gestão de resíduos	hm^3	3.479	6.805	38.623	5.092	53.999	1,68%
	%	6,44	12,60	71,52	9,43	100,00%	
Demais atividades	hm^3	140	547	1.181	177	2.045	0,06%
	%	6,85	26,77	57,75	8,63	100,00	
Total	hm^3	296.601	268.888	2.312.814	333.118	3.211.421	100,00%
Participação dos componentes da demanda final		9,24%	8,37%	72,02%	10,37%	100,00%	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Os resultados expressos na Tabela 7 destacam, em termos globais, que o Consumo das famílias induzem 72,02% (ou 2.312.814 hm^3) do uso de água no país, seguido pelos Investimentos, com 10,37% (ou 333.118 hm^3), pelas Exportações, com 9,24% (ou 296.601 hm^3) e pelos Gastos do governo, com 8,37% (ou 268.888 hm^3).

Em nível setorial, levando em consideração que 96,98% (ou 3.114.300 hm³) do uso total da água concentra-se no setor Energia elétrica, gás natural e 72,42% (ou 2.255.221 hm³) dessa água é induzida pelas famílias, pode-se afirmar que o consumo de energia elétrica nas residências exerce uma grande influência sobre o uso de água do país. Aliás, o Consumo das Famílias constitui-se no componente da demanda final que determina o perfil do uso setorial da água na economia brasileira, na medida em que o uso da água no setor Água, esgoto e gestão de resíduos induz em 71,52%; no setor Demais atividades, em 57,75%; no setor Indústrias de transformação e construção, em 43,86%; e no setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura, em 43,79%.

Nesse panorama, a influência do mercado internacional no Brasil, dado seu status de referência mundial para o fornecimento de commodities minérios e alimentares, faz-se presente por meio do componente Exportações, que induz o uso da água no setor Indústrias extrativas em 48,08%; e no setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura, em 35,12%. Já os Investimentos e os Gastos do governo destacam-se por influenciar o setor Indústrias extrativas (25,14%) e o setor Demais atividades (26,77%).

7.2 O consumo setorial de água induzido pelos componentes da demanda final

A Tabela 8 apresenta a quantidade setorial do consumo de água induzida por cada componente da demanda final. A consistência dos cálculos também pode ser verificada, comparando-se a coluna dos totais do consumo de água induzida pela Demanda final com a linha 7 da tabela de Recursos e usos (Tabela 2) e última linha da MIP de 2015 (Apêndice A).

Tabela 8 - Consumo de água setorial induzido pelos componentes da demanda final na economia brasileira no ano de 2015 - em hm³/ano e percentuais

MIP ÁGUA 2015 BR - Setor		Exportação	Gastos do governo	Consumo das famílias	Investimentos	Demanda final	Participação setorial
Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura	hm ³	8.325	732	10.381	4.266	23.704	77,58%
	%	35,12	3,09	43,79	18,00	100,00	
Indústrias extrativas	hm ³	135	7	68	71	282	0,92%
	%	48,08	2,49	24,29	25,14	100,00	
Indústrias de transformação e construção	hm ³	709	146	1.513	1.081	3.450	11,29%
	%	20,54	4,25	43,86	31,35	100,00	
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	hm ³	9	8	73	10	101	0,33%
	%	8,97	8,35	72,42	10,26	100,00%	
Água, esgoto e gestão de resíduos	hm ³	146	286	1.623	214	2.270	7,43%
	%	6,44	12,60	71,52	9,43	100,00	
Demais atividades	hm ³	51	200	432	65	748	2,45%
	%	6,85	26,77	57,75	8,63	100,00	
Total	hm ³	9.376	1.381	14.091	5.707	30.554	100,00%
Participação dos componentes da demanda final		30,69%	4,52%	46,12%	18,68%	100,00%	

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Os resultados totais da economia brasileira destacam que o Consumo das Famílias induz 46,12% (ou 14.091 hm³) do consumo de água, seguido pelas Exportações, com 30,69% (ou 9.376 hm³) e pelos Investimentos, com 18,68% (ou 5.707 hm³), perfazendo em conjunto 95,49% do consumo de água do país. Cabe salientar que pouco mais de um terço da água consumida pelas atividades econômicas brasileiras são exportadas; dessa forma, o comércio indireto de água que está embutida nos produtos exportados, denominada também como “água virtual”, alcança o volume de 9.376 milhões de metros cúbicos de água por ano. É um fato relevante e estratégico, dado o

fenômeno global de escassez dos recursos hídricos frente à abundante disponibilidade desse recurso no Brasil, cujas reservas, segundo Pena (2018), representam 12% da água doce do Planeta.

Em nível setorial, o consumo de água do setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura é induzido principalmente pelo Consumo das Famílias, com 43,79% (ou 10.381 hm³), pelas Exportações, com 35,12% (ou 8.325 hm³) e pelos Investimentos ou estoques, com 18,00% (ou 4.266 hm³). Assim, considerando que o setor consome 77,58% (ou 23.704 hm³) da água do país, pode-se afirmar, por um lado, que as famílias pressionam significativamente o consumo de água por meio de sua alimentação cotidiana; e, por outro, que grande parte da água incorporada na produção agropecuária é exportada diariamente para o mundo, ou seja, de toda a “água virtual” exportada pelo país (9.376 hm³), a agropecuária exporta ou responde por 88,79% ($8.325 \text{ hm}^3 / 9.376 \text{ hm}^3 = 0,8879$).

O setor Indústrias de transformação e construção que consome 11,29% (ou 3.450 hm³) da água do país é induzido ou influenciado, principalmente, pelo Consumo das Famílias, com 43,86% (ou 1.513 hm³), seguido pelos Investimentos, com 31,35% (ou 1.081 hm³) e pelas Exportações, com 20,54% (ou 709 hm³). Considerando que parte da Indústrias de transformação concentra a produção de alimentos processados, a pressão por mais consumo de água se dá, principalmente, pelo mercado doméstico (consumo das famílias e investimentos) e pelo mercado externo via exportação.

Já o setor Água, esgoto e gestão de resíduos que responde por 7,43% (ou 2.270 hm³) do consumo de água do país, tem o Consumo Familiar (71,52% ou 1.623 hm³) como principal componente da indução do consumo de água. Certamente, a natureza do processo produtivo desse serviço deixa evidenciar essa magnitude de influência.

O setor Demais atividades (2,45%) e o setor Energia elétrica, gás natural e outras utilidades (0,33%), embora apresentem pouca relevância no consumo de água do país, o componente Consumo das Famílias induz 57,75% e 71,52% do consumo de água de cada setor, respectivamente.

8. Considerações finais

O artigo teve como objetivo avaliar as relações intersetoriais que se estabelecem entre os fluxos da água e as atividades econômicas da economia brasileira. Para isso, foi construído um modelo insumo-produto ecológico para o ano de 2015, com base na incorporação de um vetor linha ambiental que registra, para cada setor produtivo, os fluxos físicos do uso e do consumo de água.

Verificou-se, a partir da comparação dos estoques de água subterrânea e estoques de água dos reservatórios artificiais, que existe abundância de água no território nacional e sua preservação perpassa pela localização e pelo dimensionamento da construção de reservatórios artificiais necessários para a irrigação e uso pleno da população no país. Já com relação aos fluxos da água no sistema econômico, ficou evidente que, do total de água utilizada no país, praticamente 99,05% retornou ao meio ambiente e apenas 0,95% é consumida pelas atividades econômicas e pelas famílias.

A avaliação dos requerimentos e dos multiplicadores setoriais da água para uso evidenciou os maiores índices para o setor Produção e distribuição de eletricidade e gás; assim sendo, o setor demanda uma grande quantidade de água, principalmente para ser turbinada pelas hidrelétricas. A relação dos requerimentos diretos *versus* indiretos destacou também que esse setor, por meio de seu processo produtivo, relações intersetoriais de compras e vendas para atender à demanda final, exerce grande poder sobre o maior uso de água nos demais setores da economia brasileira.

Em se tratando dos requerimentos e dos impactos dos multiplicadores da água para consumo, verificou-se que o setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura e o setor Água, esgoto e gestão de resíduos, além de apresentarem os maiores índices, também apresentam um peso significativo no consumo total de água do país. Em decorrência disso, pode-se afirmar que se trata de setores que, em conjunto, exercem pressão sobre a necessidade de maiores volumes de água para consumo e, simultaneamente, sobre os recursos hídricos na medida em que grande parte da água que utilizam não retorna ao meio ambiente.

Os índices de ligações setoriais do uso da água identificaram o setor Produção e distribuição de eletricidade e gás como um setor-chave com fortes ligações para frente e para trás, ou seja, um setor que promove, por meio da interdependência setorial, maior uso da água no país. Entretanto, os altos coeficientes de dispersão setorial que apresentam suas ligações evidenciam que a variação da produção no setor estimula o uso da água em poucos setores.

Já os encadeamentos setoriais do consumo da água apontaram, simultaneamente, no setor Agropecuária, florestas, pesca e aquicultura e no setor Água, esgoto e gestão de resíduos, índices de ligações para frente e para trás maiores do que um, bem como coeficientes de dispersão elevados. Trata-se, portanto, de setores-chave com fortes encadeamentos setoriais de venda e compra que estimulam o consumo de água de forma concentrada e em poucos setores.

Com relação aos impactos da demanda final sobre o uso da água, verificou-se, em termos globais, que o mercado doméstico (Consumo das famílias, Investimentos, Gastos do governo) induz 90,76% do uso de água do país e os restantes 9,24% são induzidos pelo mercado externo (Exportações). Entretanto, em nível setorial, o Consumo das Famílias constitui-se no componente da demanda final que determina o perfil do uso setorial da água na economia brasileira, na medida em que induz maioritariamente em todos os setores o uso da água.

Quanto ao consumo de água total induzida pela demanda final, em termos globais, destacaram-se principalmente o Consumo das famílias (46,12%) e as Exportações (30,69%); dessa maneira, pouco mais de um terço da água consumida pelas atividades econômicas brasileiras são exportadas. Em nível setorial, a agropecuária de exportação esclareceu essa evidência na medida em que responde por 88,79% do total da “água virtual”.

Finalmente, cabe salientar que os indicadores expostos revelam importantes interações entre os fluxos de água e as atividades econômicas. Eles fornecem subsídios para entender melhor os impactos dos componentes da demanda final sobre o uso e o consumo dos recursos hídricos. Em particular, considerando que o Brasil detém o status de referência mundial para o fornecimento de commodities alimentares, as informações desta pesquisa chamam atenção para a necessidade de estudos futuros detalhados da influência do mercado internacional sobre a “água virtual”.

Referências

- AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS (Brasil). Agência Nacional de Águas. *Contas econômicas ambientais da água no Brasil 2013–2015*. Brasília: Agência Nacional de Águas, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Secretaria de Recursos Hídricos e Qualidade Ambiental, 2018.
- ALLAN, J. A. Virtual Water: A Strategic Resource. *Ground Water*, v. 36, n. 4, p. 545, 1998.
- BULMER, V. *Input-Output Analysis in Developing Countries*. New York: John Wiley, 1982.
- DIETZENBACHER, E.; VELAZQUEZ, E. Analyzing Andalusian Virtual Water Trade in an Input-Output Framework. *Regional Studies*, v. 41, n. 2, p. 185-196, 2007.
- FINAMORE E. B.; MONTOYA, M. A. *O Fluxo Circular do Consumo e do Uso da Água no Brasil e a Demanda Hídrica do Agronegócio Brasileiro*. Congresso da SOBER, 57, 2019, Ilhéus. Ilhéus: UESC, 2019.
- HIRSCHMAN, A. *The Strategy of Economic Development*. New Haven: Yale University Press, 1958.
- HOEKSTRA, A. Y.; CHAPAGAIN, A.; MARTINEZ-ALDAYA, M.; MEKONNEN, M. *Water Footprint Manual: State of the Art 2009*. Enschede, The Netherlands: Water Footprint Network, 2009.
- HOEKSTRA, A. Y.; HUNG, P. Q. Virtual Water Trade: A Quantification of Virtual Water Flows Between Nations in Relation to International Crop Trade. *Value of Water Research Report Series*, n. 11. Delft, The Netherlands: UNESCO-IHE, 2002.

- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Contas Nacionais*, n. 60. Contas Econômicas Ambientais da Água de 2013-2015- CEAA. Rio de Janeiro: IBGE, 2018a.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Contas Nacionais*, n. 62. Matriz de Insumo Produto 2015. Rio de Janeiro: IBGE, 2018b.
- LEONTIEF, W. Environmental Repercussions and the Economic Structure: An Input-Output Approach. *Review of Economics and Statistics*, v. 52, n. 3, p. 262-271, 1970.
- MONTOYA, M. A.; FINAMORE, E. F. A. *Os Recursos Hídricos no Agronegócio Brasileiro: Uma Análise Insumo-Produto do Uso, Consumo, Eficiência e Intensidade*, 2019b. (Texto para discussão, n. 10). Disponível em https://www.upf.br/_uploads/Conteudo/cepeac/textos-discussao/10-2019.pdf. Acesso em: 10 nov. 2019.
- MONTOYA, M. A.; PASQUAL, C. A. O Uso Setorial de Energia Renovável versus Não Renovável e as Emissões de CO₂ na Economia Brasileira: Um Modelo Insumo-Produto Híbrido para 53 Setores. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 45, n. 2, p. 288-335, 2015.
- MONTOYA, M. A.; PASQUAL, C. A.; BOGONI, N. M. As Relações Intersetoriais do Setor de Produção de energia na economia gaúcha no período de 1998 a 2013: Uma Análise Insumo-Produto. *Análise Econômica*, v. 32, n. 61, p. 215-244, 2014.
- PENA, R. F. A. Escassez de Água no Brasil. *Brasil Escola*, 2018. Disponível em <https://brasilescuela.uol.com.br/geografia/escassez-agua-no-brasil.htm>. Acesso em: 24 out. 2018.
- PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. *A Interdependência Energética entre o Estado de Minas Gerais e o Restante do Brasil: Uma Análise Inter-Regional de Insumo-Produto*. 2006. XI Seminário sobre a Economia Mineira, 2006.
- PICOLI, I. T. *Pegada Hídrica da Economia Brasileira: uma Análise de Insumo-Produto*. 2016. 129 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico), Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2016.
- RASMUSSEN, P. N. *Studies in Inter-Sectorial Relations*. Amsterdam: North-Holland, 1956.
- USSAMI, K. A.; GUILHOTO, J. J. M. Economic and Water Dependence Among Regions: The Case of Alto Tiete, Sao Paulo State, Brazil. *Economia*, v. 19, n. 3, p. 350-376, 2018.
- VISENTIN, J. C.; GUILHOTO, J. J. M. The Role of Interregional Trade in Virtual Water on the Blue Water Footprint and the Water Exploitation Index in Brazil. *Review of Regional Studies*, v. 49, n. 2, p. 299-322, 2019.
- ZHANG, Z.; YANG, H.; SHI, M. Analyses of Water Footprint of Beijing in an Interregional Input-Output Framework. *Ecological Economics*, v. 70, p. 2494-2502, 2011.
- ZHAO, X.; CHEN B.; YANG Z. F. National Water Footprint in an Input-Output Framework: A Case Study of China 2002. *Ecological Modelling*, v. 220, p. 245-253, 2009.
- ZHI, Y.; YANG, Z. F.; YIN, X. A. Decomposition Analysis of Water Footprint Changes in a Water-Limited River Basin: A Case Study of the Haihe River Basin, China. *Hydrology and Earth System Sciences*, v. 18, p. 1549-1559, 2014.

ORCID

Marco Antonio Montoya  <https://orcid.org/0000-0003-1566-7417>

Eduardo Belisário Finamore  <https://orcid.org/0000-0002-7506-6712>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

APÊNDICE A: Matriz Insumo-Produto do Brasil de 2015 – seis setores

SETORES		1	2	3	4	5	6	Consumo Intermediário	Exportação	Consumo do Governo	Consumo das Famílias	Investimentos	Demanda Final	Valor Bruto da Produção
1	Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura	19.167	37	214.721	2	40	18.807	252.774	115.986	44	96.174	13.753	225.956	478.730
2	Indústrias extrativas	536	14.321	124.564	4.444	595	1.441	145.901	92.086	0	458	22.127	114.672	260.573
3	Indústrias de transformação e construção	100.564	31.900	954.891	19.777	9.040	348.850	1.465.023	427.196	4.122	802.297	710.130	1.943.745	3.408.768
4	Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	11.221	2.525	34.334	86.349	2.496	46.288	183.214	103	0	77.190	246	77.539	260.753
5	Água, esgoto e gestão de resíduos	6	301	9.369	81	874	27.639	38.269	20	0	24.119	436	24.576	62.845
6	Demais atividades	46.242	62.832	624.748	32.919	7.261	1.233.349	2.007.351	131.641	1.177.112	2.272.817	166.279	3.747.849	5.755.200
7	Total Insumos Nacional (1)	177.737	111.916	1.962.627	143.571	20.306	1.676.375	4.092.532	767.032	1.181.278	3.273.056	912.971	6.134.337	10.226.869
8	Importação internacional	23.957	28.649	361.370	24.019	2.646	173.832	614.473	6.337	2.615	139.976	79.213	228.141	842.614
9	Impostos sobre produtos nacionais	14.338	5.485	109.517	6.452	1.924	138.582	276.298	99	1.571	366.937	39.927	408.534	684.832
10	Impostos sobre produtos internacionais	3.731	3.754	48.423	1.257	251	30.549	87.965	0	312	55.224	11.853	67.389	155.354
11	Importação + Total dos Impostos (2)	42.026	37.888	519.310	31.728	4.821	342.963	978.736	6.436	4.498	562.137	130.993	704.064	1.682.800
12	Remunerações	49.810	32.791	520.374	16.133	16.809	2.036.103	2.672.020						
13	Excedente operacional bruto	218.188	76.226	384.073	68.014	20.299	1.658.032	2.424.832						
14	Impostos e subsídios à produção	(9.031)	1.752	22.384	1.307	610	41.727	58.749						
15	Valor Adicionado a Preços Básicos (3)	258.967	110.769	926.831	85.454	37.718	3.735.862	5.155.601						
16	Valor Bruto da Produção (1+2+3)	478.730	260.573	3.408.768	260.753	62.845	5.755.200	10.226.869						
17	Fator trabalho (ocupações)	13.137.526	287.556	19.853.399	153.226	524.195	67.989.174	101.945.076						
18	Uso total da água (Em hm³/ano)	33.643	1.044	6.389	3.114.300	53.999	2.045	3.211.421						
19	Consumo total (Em hm³/ano)	23.704	282	3.450	101	2.270	748	30.554	46		46	30.600		

Fonte: Elaborada pelos autores com base na MIP e na CEEA de 2015 (IBGE, 2018).

**SOFISTICAÇÃO DAS EXPORTAÇÕES, CRESCIMENTO ECONÔMICO E
CONVERGÊNCIA DE RENDA NOS ESTADOS BRASILEIROS ENTRE 2016 E 2019***

Thiago Fernandes Ladeira

Assessor Técnico na Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG). Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)
E-mail: thiago.ladeira@epamig.br

Leonardo Chaves Borges Cardoso

Professor adjunto no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)
E-mail: leonardocardoso@ufv.br

RESUMO: O presente trabalho propõe analisar a dinâmica da renda real média por trabalhador dos estados brasileiros conjuntamente com a evolução de determinantes do crescimento econômico selecionados, com destaque para o papel da sofisticação produtiva, a fim de investigar as hipóteses de convergência de renda e efeito positivo da sofisticação para o crescimento. Para tanto, a mensuração de indicadores de sofisticação das exportações estaduais brasileiras e a sua utilização em equações de crescimento econômico e convergência de renda servirão aos objetivos propostos. Utilizando métodos de econometria espacial, os resultados apontaram para a existência de processo de convergência de renda quando controlado para outros fatores de determinação do crescimento do produto, além da renda inicial. Com uma velocidade de convergência de renda relativamente baixa, cujo período de meia-vida não excede sete décadas, o referido processo tem permitido reduzir apenas lentamente as disparidades sociais e econômicas entre os estados brasileiros. Adicionalmente, as medidas de sofisticação das exportações utilizadas no trabalho mostraram-se estatisticamente significantes e com o sinal esperado, implicando em efeito positivo da sofisticação dos produtos exportados por cada estado para a sua respectiva taxa de crescimento da renda média por trabalhador.

Palavras-chave: Sofisticação das exportações; Convergência; Crescimento.

Classificação JEL: F1; O1; R1.

**EXPORTS SOPHISTICATION, ECONOMIC GROWTH AND INCOME CONVERGENCE
IN BRAZILIAN STATES BETWEEN 2016 AND 2019**

ABSTRACT: This paper proposes to analyze the real average per worker income dynamics of the Brazilian states together with the evolution of selected determinants of economic growth, with emphasis on the role of productive sophistication, in order to investigate the hypothesis of income convergence and positive effects of sophistication for growth. Therefore, the measurement of sophistication indicators of Brazilian state exports and their use in equations of economic growth and income convergence will serve the proposed objectives. Using spatial econometric methods, the results pointed to the existence of an income convergence process when controlled for other factors determining product growth, in addition to the initial income. With a relatively high rate of convergence of income, whose half-life does not exceed ten years. This process allows only slowly reducing the social and economic disparities between the Brazilian states. In addition, the measures of sophistication of the exports used in the work were statistically significant and with the expected signal, implying a positive effect of the sophistication of the products exported by each state to their respective average per worker income growth rate.

Keywords: Exports sophistication; Convergence; Growth.

JEL Codes: F1; O1; R1.

1. Introdução

Países se tornam o que eles produzem (HAUSMANN et al., 2007, p. 2, tradução nossa). É sob este imperativo que a atual abordagem da sofisticação produtiva busca compreender as intrincadas relações que se dão entre a estrutura de produção, o crescimento econômico e o desenvolvimento de países e regiões.

Neste sentido, novas investidas na agenda de pesquisa econômica têm buscado relacionar diretamente o desempenho produtivo em termos da sofisticação dos produtos de exportação com as condições materiais da população, em contraposição às ideias presentes na economia desde os primórdios do liberalismo econômico, segundo as quais cada região deve preferir a especialização à diversificação. Sendo essa especialização produtiva determinada pelos ganhos de comércio em Smith, vantagens comparativas para Ricardo, ou abundância de recursos produtivos nos modelos Heckscher-Ohlin.

Apesar de não constituir matéria genuinamente pioneira, objeções recentes ao pensamento liberal têm apontado para uma correlação efetiva entre a estrutura produtiva e certos indicadores de desenvolvimento social e econômico da população, no que se destacam o nível de renda *per capita* e a disparidade de sua distribuição (HARTMANN et al., 2016, 2017).

Com efeito, autores de afiliação estruturalista já se ocupavam das reflexões sobre industrialização e desenvolvimento econômico desde a primeira metade do século passado, discutindo as relações existentes entre a transformação estrutural da economia, o desempenho econômico subsequente e a participação do Estado neste processo (LEWIS, 1954; ROSENSTEIN-RODAN, 1943).

Entretanto, o simples conhecimento da relação entre industrialização e crescimento econômico não responde de forma automática se este fenômeno é capaz de promover distribuição de renda ou dirimir concentrações pré-existentes. Kuznets (1955), em seu trabalho seminal sobre industrialização e desigualdade, postulou que, em seus primeiros estágios de desenvolvimento, a industrialização promove uma desigualdade crescente de renda até determinado ponto onde a mesma estabiliza-se e passa, então, a apresentar trajetória declinante nas etapas mais maduras do processo; trata-se da famosa curva de desigualdade em formato de “U” invertido.

Contudo, Fajnzylber (1990) pondera que este processo pode não seguir uma trajetória inequívoca tal como disposta na hipótese de Kuznets. Para o autor, nações atrasadas padecem de uma relativa incapacidade de assimilar o progresso técnico gerado nos países centrais, dificultando, com isso, o caminho da transformação estrutural de um setor arcaico e agrícola para uma matriz industrial avançada, com uma possível descompressão de disparidades econômicas e sociais.

No caso brasileiro, somam-se ao atraso econômico em relação aos países desenvolvidos, flagrantes desigualdades regionais que tornam o país um mosaico de condições materiais e humanas das mais diversas. Se ao final do século XX, as regiões sul e sudeste apresentavam dados de participação no PIB da ordem de 80%, as regiões Norte e Nordeste combinadas contribuíam com apenas 17% (NASSER, 2000).

Diante disso, a indagação dos motivos que levaram a um quadro econômico tão desproporcional, bem como se existe alguma tendência de arrefecimento dessas desigualdades no longo prazo, constitui tema relevante para os estudos regionais brasileiros.

Com esse intuito, o presente trabalho, partindo da estimação de regressões para dados em painel dinâmico do tipo *cross-country*, intenta: i) empregar técnicas econométricas espaciais para mensurar o impacto da sofisticação das exportações sobre o crescimento econômico de longo prazo; e ii) verificar a presença de processo de convergência de renda por trabalhador em curso, com conseqüente redução das desigualdades regionais de renda, fazendo uso, em ambos os casos, de variáveis de controle usuais na literatura, com destaque para indicadores de sofisticação produtiva.

Como contribuição, serão oferecidas evidências para o entendimento da dinâmica das interações locais de indicadores de sofisticação de exportações e sua participação, junto a outros determinantes do crescimento, na trajetória das taxas de expansão do produto por trabalhador quando são consideradas as 27 unidades da federação, permitindo, com isso, a elaboração de

intuições e diagnósticos a respeito da importância da estrutura produtiva para a prosperidade econômica.

Para tanto, além desta breve introdução, a pesquisa é composta das seguintes seções: i) referencial teórico abrangendo os temas do crescimento econômico e sua relação com a dinâmica da desigualdade social, além da abordagem da sofisticação produtiva como tentativa de mensurar a intensidade tecnológica de produtos de exportação; ii) revisão de literatura empírica no que tange às evidências do papel desempenhado pela estrutura produtiva no processo de desenvolvimento e; iii) metodologia que apresenta o modelo teórico ajustado para comportar o indicador de sofisticação na equação de convergência, além das fontes dos dados utilizados e suas estatísticas descritivas. Na sequência, são expostos os resultados e as discussões cabíveis para que, então, alguns apontamentos sejam considerados à guisa de conclusão.

2. Referencial teórico

Tendo em vista a amplitude das análises que cercam as temáticas do crescimento econômico, suas interações com a transformação das estruturas produtivas e o desenvolvimento socioeconômico, seja em seus desenvolvimentos precedentes, seja em seu estágio presente, segue, nesta seção, uma sucinta recapitulação das principais investigações do tema, com a finalidade de estabelecer um encadeamento lógico e temporal dos trabalhos que permitem contextualizar o conjunto de questões que serão levadas a exame.

2.1 A relação entre crescimento e desigualdade

Atualmente, a contribuição atribuída à acumulação de capital físico e humano para o processo de crescimento da renda ocupa posição central na literatura econômica. Contudo, para os teóricos do desenvolvimento, o progresso social não pode prescindir da mudança estrutural que caracterizou o processo de industrialização nos países avançados (HIRSCHMAN, 1958; MYRDAL, 1957; NURKSE, 1957; PERROUX, 1967; ROSENSTEIN-RODAN, 1943).

O debate que envolve o processo de desconcentração de renda em concomitância com o crescimento econômico tem suas raízes em Kuznets (1955). Para este autor, forças distintas caracterizam o comportamento da desigualdade no decurso do crescimento. Pelo lado da poupança, elemento indispensável ao investimento, somente as classes mais ricas têm capacidade de poupar e, com isso, auferir rendas financeiras sobre o recurso poupado, agravando as condições de repartição da renda. Por outro lado, nos estágios limiares de industrialização, a discrepância na distribuição de renda entre e intra setores produtivos pode apresentar diferentes tendências conforme os deslocamentos iniciais da atividade econômica do setor agrícola para o industrial vão ocorrendo.

Em consequência, essas observações levaram Kuznets (1955) à formalização da já citada hipótese do “U invertido” para a relação entre crescimento econômico e distribuição de renda, no sentido de que a concentração de renda tende a se elevar nos estágios iniciais de industrialização. Dado que ainda que persista uma inequidade mais ampla no interior do setor não agrícola, o aumento generalizado de rendimentos desse setor em comparação com o setor agrário reduz sistematicamente a desigualdade geral da economia.

De forma similar, Fajnzylber (1990) aponta que a modernização, tanto da agricultura quanto do setor industrial, age no sentido de equalizar produtividades relativas, fazendo com que as desigualdades esmoreçam entre os setores e no interior deles. Depois de atingidas condições razoáveis de equidade de renda, estas condições estimulam o crescimento pela via de criação de um padrão de consumo compatível com uma taxa mais elevada e eficiente de investimento produtivo (FAJNZYLBER, 1990).

Considerando que as transformações estruturais repercutem positivamente também sobre o setor exportador e dado ser o setor externo um dos vetores do crescimento econômico, principalmente de nações em vias de desenvolvimento, um resultado esperado desse circuito

virtuoso entre o aprimoramento tecnológico das exportações e a expansão do produto é uma possível correlação direta entre essas variáveis.

Neste sentido, diversos trabalhos têm evidenciado que as vantagens do comércio internacional advêm principalmente do aprimoramento tecnológico dos produtos exportados quando comparado com o simples incremento de preços e quantidades (HAUSMANN et al., 2007; MINONDO, 2010; RODRIK, 2006). Em outro estudo, cujo objetivo foi definir os determinantes do aprimoramento tecnológico das exportações, Zhu e Fu (2013) consideraram a teoria Heckscher-Ohlin do comércio internacional que pressupõe que um país exporta mercadorias para as quais a dotação relativa de fatores permite operar com custos relativos de produção inferiores.

Além disso, assumindo a existência de dois setores na economia, um tradicional (terra-intensivo) e outro moderno (capital-intensivo), a resolução do modelo pressupõe uma especialização produtiva na direção do fator de produção mais abundantemente disponível. Em outras palavras, em situações de comércio internacional, uma vocação agrícola surgiria naturalmente para os países tecnologicamente atrasados e com grande quantidade de terra disponível para exploração econômica.

Os resultados encontrados pelos autores indicam que incrementos positivos na razão capital-trabalho favorecem o aprimoramento da sofisticação produtiva das exportações, pelo menos em países de renda média ou alta. Por outro lado, valores elevados da relação terra-trabalho impactam negativamente a sofisticação das exportações.

2.2 Os indicadores de sofisticação produtiva

Medir com eficiência o nível de sofisticação tecnológica de produtos tem sido um desafio considerável para estudiosos do tema. Partindo do trabalho de Michaely (1984), o pressuposto elementar presente neste trabalho e em pesquisas posteriores considera que a sofisticação de um bem corresponde a uma média ponderada da renda real *per capita* dos países que o exportam. Nesse sentido, assume-se que bens de alta (baixa) sofisticação são produzidos, majoritariamente, em países de renda média elevada (reduzida). Sendo assim, a ponderação a ser atribuída a cada bem específico consiste no peso que o produto considerado representa nas exportações totais do país. Ou seja, o indicador de sofisticação proposto por Michaely (1984, *apud* HUBER, 2017) assume a seguinte forma:

$$mic^k = \sum_j Y_j \left(\frac{x_{jk}}{\sum_j X_{jk}} \right) \quad (1)$$

ψ_k

onde Y_j representa a renda média *per capita* do país j , x_{jk} é o valor real das exportações do bem k pelo país j e $\sum_j X_{jk}$ corresponde ao somatório do valor real de todas as exportações do país j . Diante disso, conforme a oferta internacional de um dado bem se concentra nas exportações de países desenvolvidos (alta renda *per capita*), o termo de ponderação ψ_k tende à unidade e, com isso, o indicador de sofisticação atribuído se eleva.

Por outro lado, caso a mercadoria seja produzida de forma dispersa entre países avançados e em desenvolvimento, o somatório das rendas *per capita* ponderadas resultará em valores intermediários. Por fim, a oferta de bens concentrada em países subdesenvolvidos (baixa renda *per capita*) significa mercadorias com baixo índice de sofisticação.

Contudo, o indicador se mostra sensível ao tamanho relativo dos países considerados em seu cômputo (HAUSMANN et al., 2007; HUBER, 2017). No intuito de reduzir as distorções próprias do indicador de Michaely (1984), Hausmann et al. (2007) propuseram a ponderação da renda *per capita* utilizando o cálculo da Vantagem Comparativa Revelada (RCA, na sigla em inglês), dando origem ao indicador de sofisticação “*PRODY_K*”:

$$PRODY_k = \sum_j \left(\frac{\frac{x_{jk}}{\bar{X}_j}}{\underbrace{\sum_j \left(\frac{x_{jk}}{\bar{X}_j} \right)}_{\omega_k}} \right) Y_j \quad (2)$$

Essa forma preserva a ideia de ponderar a renda média *per capita* pela participação relativa de cada país j na oferta do bem k na determinação do índice de sofisticação do produto. Todavia, o termo de ponderação ω_k expressa a *RCA* do país j , o que “assegura que o tamanho do país não distorce o [nosso] ranking de produtos” (HAUSMANN et al., 2007, p. 10, tradução nossa).

Adicionalmente, o nível de produtividade geral associado à pauta de exportação de um dado país, pode ser definido como uma média ponderada do indicador “*PRODY_k*”, ou seja:

$$EXPY_{jt} = \sum_k \frac{x_{jkt}}{X_{jt}} \cdot PRODY_k \quad (3)$$

em que $(\sum_k \frac{x_{jkt}}{X_{jt}})$ representa o valor da participação dos produtos nas exportações totais em um determinado período de tempo.

A propósito, dado que o componente distintivo do presente estudo vem a ser a adaptação da metodologia apresentada, em cujo desenvolvimento mirou, *a priori*, casos que tratam de nações como um todo, para adequação do método aos objetivos propostos, nos pontos onde a discussão precedente se refere a “país”, assumiu-se que toda a lógica apresentada é aplicável no nível subnacional. Com isso, pode-se supor que a metodologia de cálculo do indicador deveria levar em conta o comércio interno, isto é, considerar, também, as vendas interestaduais no cômputo das variáveis de sofisticação, principalmente em razão de prováveis heterogeneidades efetivas entre as unidades avaliadas. Desta maneira, com a intenção de apreender, caso haja, o efeito completo decorrente da variação da sofisticação produtiva de um estado para outro, a abordagem assumida para caracterizar as exportações estaduais em sentido amplo (ou seja, comércio internacional e interestadual) está relatada a seguir.

Em princípio, sendo a nota fiscal o principal documento de formalização de operações comerciais de venda de bens e serviços no Brasil, o advento recente da nota fiscal eletrônica (NF-e), bem como a publicação de seus respectivos registros em plataformas de consultas, têm permitido a construção de bases de dados com bom nível de informações sobre produtos, natureza da operação, destino das mercadorias, entre outros aspectos relevantes. Na prática, o acesso a esses e outros dados pode ser feito junto ao Sistema Público de Escrituração Digital (SPED), hospedado e gerido pela Receita Federal do Brasil (RFB)¹. Contudo, tal sistema padece de algumas limitações. A primeira refere-se ao reduzido período de disponibilização dos dados. Ao que tudo indica, as séries temporais estão acessíveis apenas a partir de 2016, e esse fato explica o lapso temporal analisado neste artigo. Além disso, os arquivos estão estruturados, separadamente, por Código Fiscal da Operação (CFOP) e Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM – 8 posições), marcadores que identificam a natureza da operação (interna, interestadual, compra, devolução, etc.) e o bem ou serviço transacionado, respectivamente.

Com isso, as caracterizações dos produtos e seus destinos não podem ser diretamente observadas. Para contornar tal dificuldade, adotou-se o procedimento seguinte: de posse das bases de NF-e’s segregadas por CFOP’s, foi possível determinar a proporção de valores destinados ao comércio interestadual de mercadorias produzidas em uma dada Unidade da Federação (UF). Na sequência, o resultado da multiplicação, de forma linear, dessa percentagem pelos valores referentes aos registros de notas fiscais desagregados por NCM foi utilizado como estimativa das operações

¹ Disponível em: <<http://sped.rfb.gov.br/>>.

interestaduais para cada mercadoria identificada por seu código próprio. Por último, o somatório dessas estimativas com os dados oficiais de comércio internacional dos estados conformou a estrutura de dados necessária para que fossem levadas em consideração as operações interestaduais no cálculo dos indicadores de sofisticação das exportações.

2.3 A transformação produtiva e o desenvolvimento econômico

As teorias tradicionais do crescimento econômico e do comércio internacional pouco consideraram o padrão de especialização produtiva e as restrições tecnológicas como um obstáculo analítico (HECKSCHER, 1919; OHLIN, 1952; RICARDO, 1983; SMITH, 1983). Em decorrência disso, os ganhos advindos da especialização comercial orientada pela dotação relativa de fatores de produção, além do acesso irrestrito à melhor prática tecnológica disponível, proporcionaria aos países atrasados as condições necessárias para o desenvolvimento observado nos países centrais. Consequentemente, ao restringir a oferta internacional de bens e serviços àqueles intensivos em mão de obra e recursos naturais, países subdesenvolvidos alcançariam a prosperidade econômica por mera pressuposição de atendimento ao princípio da eficiência.

Por outro lado, países abundantes em capital (físico e humano), tais como os países hoje avançados, deveriam concentrar sua produção em mercadorias e serviços intensivos neste tipo de fator, tais como produtos industriais sofisticados. No entanto, ao negligenciar a importância do tipo de mercadoria exportada para o desempenho econômico geral, pode ser perdido um valioso fundamento para a causa da desigualdade de renda entre países e regiões (HAUSMANN et al., 2007).

Em face do exposto, este trabalho buscará, em associação com abordagens de mensuração da intensidade tecnológica de mercadorias, preencher a lacuna que persiste sobre a função da sofisticação produtiva no desempenho econômico, buscando avançar no entendimento dos determinantes do crescimento e das desigualdades regionais.

3. Revisão de literatura

Pesquisas relacionadas a processos de convergência de renda nos estados brasileiros podem ser encontradas, por exemplo, em Azzoni (2001), Ferreira e Diniz (1995), Gondim, Barreto e Carvalho (2007) e Zini (1998). No geral, os resultados encontrados apontam para a não rejeição da hipótese de β -convergência², seja ela incondicional ou controlada para determinantes específicos do crescimento. As razões apontadas para a aparente redução das desigualdades regionais vão desde a universalização das obras de infraestrutura (FERREIRA; DINIZ, 1995) até a reversão de processos migratórios e de desconcentração da atividade industrial no estado de São Paulo (DINIZ, 2017).

No que se refere à experiência internacional, destacam-se o trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1991) sobre a convergência de rendas estaduais para os Estados Unidos, com os autores indicando a existência de evidências a favor da convergência condicional.

Em outro estudo regional contemplando, por sua vez, a economia chinesa, Chen e Fleisher (1996) apresentam evidências a favor de um processo de convergência condicional entre as províncias chinesas quando controlado para, além das bem conhecidas acumulações de capital físico e humano, o investimento estrangeiro direto e a localização costeira.

Ainda que abrangentes, as investigações precedentes não levaram em consideração o papel desempenhado pela sofisticação produtiva na dinâmica do crescimento econômico para o caso brasileiro. Entretanto, Jarreau e Poncet (2012), no contexto das províncias chinesas, investigaram, *inter alia*, como a sofisticação das exportações afeta o crescimento econômico regional em equações de convergência considerando o mensurador *EXPY* (HAUSMANN et al., 2007) como covariável. Sob a hipótese de que regiões que produzem bens mais sofisticados tendem a crescer

² Conforme definido por Barro e Sala-i-martin (1995) como sendo o processo pelo qual regiões mais pobres tendem a crescer mais rápido que regiões ricas de forma que as regiões pobres tendem a alcançar as regiões mais ricas em termos de produto *per capita*.

mais rápido, os autores encontraram evidências que suportam a participação positiva da densidade tecnológica dos bens de exportação para o crescimento econômico subsequente.

4. Metodologia

A presente pesquisa tem como suporte teórico um modelo analítico semelhante ao proposto por Hausmann et al. (2007) que intenta determinar como a trajetória temporal do padrão de especialização produtiva afeta a dinâmica de crescimento do produto em função desta especialização, não só pelo papel desempenhado pelas forças das vantagens comparativas locais, mas também pelo processo de descobrimento da estrutura de custos de novos negócios que redundam em aumentos de sofisticação produtiva.

Além desses autores, Jarreau e Poncet (2012) e Poncet e Waldemar (2013) propuseram equações de crescimento controladas por variáveis explanatórias de uso frequente na literatura em associação com a evolução de indicadores de sofisticação e complexidade econômica. O modelo apresentado pelos autores permite testar se regiões que experimentam aprimoramentos produtivos no sentido de ofertar no comércio mundial mercadorias com uso progressivamente maior de intensidade tecnológica tendem a crescer mais rápido e sustentar níveis mais elevados de renda *per capita* que regiões menos avançadas dentro desta perspectiva (JARREAU; PONCET, 2012).

Para além disso, dado que esta pesquisa aborda o comportamento de unidades geográficas com potenciais interações espaciais, far-se-á uso da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), bem como de modelagem econométrica adequada para este fim, na intenção de levar em consideração possíveis interferências relacionadas aos efeitos da dependência e das heterogeneidades espaciais. De fato, este é o apelo das técnicas de AEDE e econometria espacial, em oposição aos métodos econométricos habituais (MONTENEGRO et al., 2014).

Em resumo, a AEDE permite, a partir da escolha apropriada de uma matriz W de ponderação, dar tratamento estatístico a agrupamentos geograficamente distribuídos com a finalidade de reconhecer padrões (*clusters*) ou eventos espaciais discrepantes (*outliers*) (ALMEIDA, 2012). Para tanto, o critério de seleção da Matriz W deve tomar por base aquela que represente de forma mais precisa as interações espaciais que se pretende avaliar, configurando, muitas vezes, uma estratégia de tentativa e erro (ANSELIN, 1988). Entretanto, conforme Montenegro *et al.* (2014), tal escolha recai frequentemente sobre uma matriz de vizinhança geográfica do tipo torre ou “*rook*”, isto é:

Considerando $w_{i,j}$ a grandeza do peso espacial e $l_{i,j}$ a extensão da fronteira entre duas unidades geográficas i e j :

$$w_{i,j} = \begin{cases} 1, & l_{i,j} > 0 \\ 0, & l_{i,j} = 0 \end{cases} \quad (4)$$

Assumindo $w_{i,i} = 0$ para todo $i = 1, \dots, n$, tem-se, como exemplo, que:

$$W = \begin{pmatrix} 0 & w_{i,j} & w_{i,k} \\ w_{j,i} & 0 & w_{j,k} \\ w_{k,i} & w_{k,j} & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (5)$$

Neste sentido, uma matriz de contiguidade W das 27 unidades da federação deve ser construída para poder ser utilizada na estimação de modelos espaciais. Habitualmente, esses modelos assumem ora o tipo auto-regressivo (modelos *Spatial lag-SAR*), ora o modelo de erros espaciais (*Spatial error-SEM*), como é praxe em investigações desta natureza (ALMEIDA, 2012).

No sentido de assegurar a correta especificação do modelo frente à alternativa dos modelos de erros espaciais, foram seguidos os critérios técnicos cumulativos no que diz respeito aos resultados

dos testes de Multiplicadores de Lagrange (LM tests) para dependência espacial³. Sendo assim, quando da apresentação dos resultados apurados em seção específica para este propósito, far-se-á uso destes parâmetros, à luz dos valores obtidos nos testes LM, para determinação do modelo de trabalho e análise.

Tabela 1 - Critérios para seleção do modelo espacial

Critérios	Nível de significância	Significativo	Não significativo	Modelo
(I)	LM SAR > LM SEM	LM SAR (robusto)	LM SEM (robusto)	SAR
(II)	LM SEM > LM SAR	LM SEM (robusto)	LM SAR (robusto)	SEM

Fonte: Shehata e Mickael (2012).

4.1 O modelo espacial em painel dinâmico

Para analisar as possíveis relações existentes entre crescimento econômico, convergência de renda e sofisticação produtiva dos estados brasileiros, a estratégia adotada consistiu em realizar um modelo espacial em painel dinâmico. Contudo, levando em conta que, assim como na econometria de séries temporais, para dados históricos espaciais pode existir a possibilidade de os mesmos serem modelados na forma de estruturas de médias móveis, como os já mencionados modelos SEM, para certificar a adequação do modelo escolhido, será feito o uso de testes estatísticos e diagnósticos apropriados para esta tarefa.

Dito isto, a especificação básica do modelo espacial em painel dinâmico, que se caracteriza pela incorporação entre suas variáveis explicativas do termo dependente espacialmente defasado, segue o formato:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \rho W y_t + X_t \beta + n_i + v_t \quad (6)$$

sendo que ρ representa o parâmetro de defasagem auto-regressiva, $W y_t$ é o vetor da variável de resposta espacialmente defasada, X_t e β correspondem à matriz de regressores e o respectivo vetor de parâmetros; por fim, n_i corresponde aos efeitos individuais não observáveis e v_t é o termo de erro de predição.

Com o intento de corrigir possíveis endogeneidades causadas pela presença de efeitos fixos individuais e em atenção a problemas relacionados à dependência espacial da variável dependente defasada, será utilizado o estimador denominado *Spatial System-GMM* (ARELLANO, BOVER, 1995; BLUNDELL, BOND, 1998; JACOBS et al., 2009; KUKENOVA, MONTEIRO, 2009) ajustado para que permita, mesmo na presença de raízes unitárias, instrumentalizar adequadamente as variáveis independentes do modelo ao utilizar diferenças defasadas como instrumento da equação em nível, ao mesmo tempo em que a equação diferenciada é instrumentalizada pela série defasada, reduzindo consideravelmente o viés do parâmetro espacial defasado e tem sido a escolha deliberada de estudiosos como Zheng et al. (2013).

Para clareza de exposição dos procedimentos de apuração do estimador, suponha um processo AR(1) similar à equação (6):

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + n_i + v_{i,t} \quad (7)$$

sendo: $|\alpha| < 1$, $i = 1, \dots, N$, $t = 2, \dots, T$.

Considere, ainda, as imposições de momento que seguem:

$$E(n_i) = 0 \quad E(v_{i,t}) = 0 \quad E(n_i v_{i,t}) = 0 \quad (8)$$

³ Para uma descrição detalhada, ver Haining (1993) e Anselin (2013).

Admitindo ausência de autocorrelação serial dos termos de erro:

$$E(v_{i,t}v_{i,s}) = 0 \quad (9)$$

$\forall i = 1, \dots, N$ e $s \neq t$. A condição pré-definida de $y_{i,1}$ é:

$$E(y_{i,1}v_{i,t}) = 0 \quad (10)$$

$\forall i = 1, \dots, N$ e $t = 3, \dots, T$.

A endogeneidade latente de variáveis explanatórias pode ser tratada utilizando regressores defasados (no mínimo em dois períodos) como instrumentos das equações em primeira diferença. Para a estimação do parâmetro α , são necessárias m restrições de momento para uma amostra T , de tal forma que $m = 0,5(T - 2)(T - 1)$ (BLUNDELL; BOND, 1998):

$$E(y_{i,t-s}\Delta v_{i,t}) = 0 \quad (11)$$

$\forall t = 3, \dots, T$ e $s \geq 2$. Em termos matriciais, para (11), tem-se:

$$E(Z'_i\Delta v_i) = 0 \quad (12)$$

e Z_i corresponde a uma matriz de instrumentos de tamanho $(T - 2) \times m$,

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix} \quad (13)$$

e Δv_i é o vetor $(T - 2) \times 1$:

$$\Delta v_i = (\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})' \quad (14)$$

Neste ponto, o estimador análogo, denominado *DIFF-GMM*, pode ser calculado por meio da minimização da norma $\Delta v'Z\omega Z'\Delta v$, em que Z é a matriz $M \times N(T - 2)$ dada por $[Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N]$; ω é uma matriz de ponderação e $\Delta v = [\Delta v'_1, \Delta v'_2, \dots, \Delta v'_N]$, de dimensões $N(T - 2) \times 1$. A condição necessária para um estimador consistente exige um valor razoavelmente grande de N e um valor fixo de T . No caso em estudo, $N = 27$ e $T = 12$.

Constatada a instrumentalização fraca de níveis defasados com efeito persistente, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Blond (1998) impuseram a seguinte restrição de momento adicional:

$$E(n_i\Delta y_{i,2}) = 0, \forall i = 1, \dots, N \quad (15)$$

Isso assegura a estacionariedade da série nos primeiros momentos de $y_{i,t}$. Tomando de (7) a (11) e (15) adicionam-se $T - 2$ restrições de momento:

$$E(\mu_i\Delta y_{i,t-1}) = 0 \quad (16)$$

para todo $i = 1, \dots, N$ e $t = 3, 4, \dots, T$.

Assim sendo, o estimador *SYS-GMM* utiliza diferenças defasadas como instrumento para equações em nível e níveis defasados para equações em primeira diferença. Prescindindo, dessa forma, da necessidade de instrumentos exógenos diante da instrumentalização fraca dos níveis defasados para as variáveis independentes, dando origem à seguinte matriz de instrumentos:

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

para Z_i definida conforme (13). Matricialmente:

$$E(Z_i^+ \mu_i^+) = 0 \quad (18)$$

em que $\mu_i^+ = (\Delta v_{i,3}, \dots, \Delta v_{i,T}, v_{i,3}, \dots, v_{i,T})'$.

Amparado no conteúdo exposto, o esforço de análise empírica seguirá o modelo a seguir:

$$\begin{aligned} cresc_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1(cresc_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(pibpt_{i,t-1}) + \beta_3 \sum_{j=1}^N (W_{i,j} cresc_{j,t}) \\ & + \beta_4 \ln(sophist_{i,t}) + \beta_5 \ln(n_{i,t}) + \beta_6 \ln(hc_{i,t}) + \beta_7(invest_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (19)$$

onde, considerando que, à exceção das variáveis *cresc* e *n*, todas as variáveis estão expressas na forma de logaritmos naturais de seus respectivos níveis, sendo que $cresc_{i,t}$ representa o crescimento do PIB por trabalhador do estado *i* no período *t*, $y_{i,t-1}$ é o nível de PIB por trabalhador do estado *i* no período *t* - 1, *sophist* é a medida de sofisticação das exportações (*mic* e *EXPY*), *invest* é a taxa de investimento físico, *hc* é a acumulação de capital humano, *n* é o crescimento vegetativo da população e $\varepsilon_{i,t}$ é o resíduo não explicado pelo modelo para o estado *i* no período *t*.

Uma observação importante no que diz respeito ao coeficiente β_2 , chamado de parâmetro espacial defasado, reside no fato de ser sua função capturar correlações espaciais entre regiões contíguas no mesmo período de tempo *t*. Caso não se possa rejeitar a hipótese de $\beta_2 = 0$, o modelo especificado declina para um modelo em painel dinâmico do tipo convencional.

Assim sendo, o principal foco do trabalho será concentrar nos sinais e na significância estatística dos coeficientes associados às variáveis *y* e *sophist*. No primeiro caso, um valor negativo e significativo do coeficiente indicará a presença de convergência de renda entre os estados brasileiros e, no segundo caso, um valor positivo e significativo do coeficiente sinalizará uma contribuição positiva da sofisticação produtiva para o crescimento econômico subsequente.

4.2 Fonte de dados e estatísticas descritivas

As séries de dados utilizadas no presente trabalho são de fontes secundárias e foram obtidas nos seguintes sítios eletrônicos: para coleta de dados de comércio interestadual de mercadorias e de investimento em capital físico, utilizaram-se arquivos de NF-e's do SPED; quanto aos valores referentes ao comércio internacional, os dados foram extraídos do repositório denominado DATAVIVA que compila, por sua vez, dados de produtos exportados classificados por NCM da

Secretaria de Comércio Exterior (SECEX)⁴. Em conjunto, tais foram as bases de dados utilizadas no cálculo dos indicadores de sofisticação das exportações estaduais (*mic/expy*).

Já na plataforma virtual CAGED-Estatístico, vinculada ao Ministério da Economia (ME), as informações de renda do trabalho, total de movimentações (admissões e desligamentos) e escolaridade do trabalhador puderam ser colhidas para elaboração das variáveis de renda média por trabalhador, crescimento da mão de obra e escolaridade total dos trabalhadores⁵.

Especificamente, a variável de acumulação de capital humano (*hc*) foi calculada a partir da soma média trimestral dos anos de estudos correspondentes a cada nível de escolaridade dos trabalhadores movimentados no período. Ademias, para a formação de capital físico (*invest*) foram considerados os valores de notas fiscais correspondentes às operações de compras para o ativo imobilizado (líquidas das devoluções). Por seu turno, o crescimento populacional (*n*) foi representado pela expansão da força de trabalho, isto é, pela variação quantitativa média do número total de contratações e demissões em cada trimestre.

Visando o deflacionamento dos valores monetários compreendidos na análise, foi utilizada a série “IPCA - geral – índice” (jun. 2016 = 100) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC) e disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁶. Todas as variáveis tratadas foram, inicialmente, tabuladas em periodicidade mensal, abrangendo o período entre janeiro de 2016 e setembro de 2019. Posteriormente, os valores foram devidamente convertidos para trimestrais, pela soma, no caso dos dados comerciais, de escolaridade e movimentação dos trabalhadores, e pela média simples, no caso dos dados salariais que compõem a variável de renda média do trabalho.

Os sinais esperados para cada variável explicativa com relação ao regressando “crescimento da renda média real por trabalhador”, de acordo com as respectivas características de entrada nos modelos e com o referencial teórico e empírico, estão relacionados no Quadro 1.

Quadro 1 - Sinal esperado das variáveis

Variável		Referencial	Sinal esperado
Mnemônico	Descrição		
<i>pibpt</i>	Renda real média por trabalhador.	Teórico: Baumol (1986). Empírico: Azzoni (2001). Ferreira e Ellery Júnior, (1995).	Negativo
<i>mic/expy</i>	Sofisticação das exportações.	Empírico: Hausman et al. (2007). Jarreau e Poncet (2012).	Positivo
<i>hc</i>	Acumulação de capital humano.	Teórico: Mankiw et al. (1992) Empírico: Gondim et al. (2007).	Positivo
<i>invest</i>	Acumulação de capital físico.	Teórico: Solow (1956). Empírico: Figueirêdo et al. (2003).	Positivo
<i>n</i>	Crescimento populacional	Teórico: Solow (1956) Empírico: Bleaney e Figueirêdo (2002)	Negativo

Fonte: Elaboração própria dos autores.

⁴ Disponível em: <<http://www.dataviva.info/>>.

⁵ Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged_estatistico_id/>.

⁶ Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

Para introdução da análise estatística e econométrica do trabalho, a tabela de correlações e estatísticas descritivas das variáveis do modelo está representada abaixo.

Tabela 2 - Medidas de correlações

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) <i>cresc</i>	1						
(2) <i>pibpt</i>	0,027	1					
(3) <i>mic</i>	0,039	0,488*	1				
(4) <i>haus</i>	0,074	0,665*	0,567*	1			
(5) <i>n</i>	0,025	0,067	0,005	-0,022	1		
(6) <i>hc</i>	0,011	0,678*	0,485*	0,551*	0,011	1	
(7) <i>invest</i>	-0,031	0,375*	0,312*	0,356*	-0,002	0,351*	1

Fonte: Dados da pesquisa. * $p < 0.05$

Sem exceção de qualquer coeficiente de correlação existente entre as variáveis analisadas, a Tabela 2 assegura que os valores calculados se encontram dentro dos limites necessários para evitar a influência de multicolinearidade.

Em seguida, a Tabela 3 traz as informações sumárias dos dados.

As informações trazidas pelas estatísticas descritivas sumarizam as variações dos valores das variáveis tanto entre quanto intra estados. Em relação ao PIB real médio por trabalhador, o valor médio global foi de R\$ 1.366,08, com mínimo de R\$ 1.055,74, na Paraíba no primeiro trimestre de 2016, e máximo de R\$ 1.977,52, em São Paulo, no terceiro trimestre de 2019. A respectiva taxa média de crescimento da renda média real foi de 0,3%, variando entre a mínima de -5% e a máxima de 7%, registradas em Mato Grosso do Sul, primeiro trimestre de 2019, e Distrito Federal, quarto trimestre de 2016, respectivamente.

Os indicadores de sofisticação das exportações apresentaram valores médios gerais em torno de 1.370, sendo que o indicador *EXPY* exibiu variabilidade menor que seu par *mic*, cujos desvios-padrão foram de 65,56 e 82,33, respectivamente. Para as demais variáveis, crescimento populacional, com média de 0,34% e níveis de capital físico e humano, com valores de 130,90 milhões e 1.115 mil, aproximadamente, dão a dimensão preliminar das estatísticas sumárias destes indicadores. De toda forma, os valores apurados pelas estatísticas descritivas evidenciam as assimetrias na distribuição dos indicadores econômicos reportados e demonstram o grau de desigualdade regional que impera em todo o território nacional. Neste momento, para ilustrar a composição da pauta exportadora (em sentido amplo) de Alagoas e Santa Catarina, respectivamente, disponibilizam-se as Figuras 1 e 2.

De acordo com as figuras anteriores, no período entre 2016 e 2019, destaca-se a razoável falta de diversidade da pauta de exportações alagoanas, amplamente apoiada no comércio de açúcar. Em contraste, as vendas externas da economia catarinense, representadas na Figura 2, demonstram uma notável pulverização dos produtos de exportação, incluindo tanto produtos agrícolas quanto manufaturas.

Por fim, para destacar a distribuição geográfica e a dispersão dos valores de renda média por trabalhador, bem como dos indicadores de sofisticação das exportações, proceder-se-á à construção de mapas políticos da Federação, atentando para a estreita compatibilidade de valores (renda alta implica em sofisticação elevada e *vice-versa*).

Tabela 3 - Estatísticas descritivas

Variável		Média	Desv.Pad.	Mínimo	Máximo	Observações
<i>cresc</i>	Total	0,003	0,013	-0,054	0,075	N = 405
	Entre painéis		0,001	0,001	0,005	n = 27
	Intra painel		0,013	-0,054	0,073	T = 15
<i>pibpt</i>	Total	1.366,082	179,858	1.055,740	1.977,527	N = 405
	Entre painéis		173,453	1.163,669	1.824,198	n = 27
	Intra painel		57,494	1.190,861	1.519,411	T = 15
<i>mic</i>	Total	1.379,503	82,327	1.144,238	1.616,948	N = 405
	Entre painéis		73,280	1.262,301	1.552,953	n = 27
	Intra painel		39,922	1.189,888	1.540,953	T = 15
<i>expy</i>	Total	1.302,116	65,557	1.118,249	1.456,136	N = 405
	Entre painéis		57,183	1.194,824	1.442,360	n = 27
	Intra painel		33,780	1.222,632	1.436,161	T = 15
<i>n</i>	Total	0,003	0,015	-0,051	0,051	N = 405
	Entre painéis		0,003	-0,006	0,009	n = 27
	Intra painel		0,014	-0,046	0,048	T = 15
<i>hc</i> (em mil)	Total	1.115,485	1.843,284	36,103	10.272,670	N = 405
	Entre painéis		1.870,935	40,680	9.424,897	n = 27
	Intra painel		136,375	222,674	1.963,260	T = 15
<i>invest</i> ⁷ (em milhões)	Total	130,905	505,463	0	7.512,396	N = 405
	Entre painéis		309,074	0,067	1.487,262	n = 27
	Intra painel		404,074	-1.248,084	6.156,040	T = 15

Fonte: Dados da pesquisa.

Com auxílio do mapa representado na Figura 3, e tendo em vista a natureza dos cálculos dos indicadores “*mic*” e “*EXPY*”, pode-se intuir que, apesar de alguns estados apresentarem rendas médias por trabalhador relativamente mais elevadas, os mesmos perdem menos posições relativas no mapa do indicador de sofisticação “*EXPY*”, provavelmente em virtude da maior diversificação da pauta e concentração territorial de suas respectivas exportações, preservando o conceito de que rendas mais elevadas sugerem exportações mais sofisticadas. Tal fato ocorre uma vez que o cômputo do indicador “*EXPY*” ocorre em dois estágios, sendo o último deles o somatório da sofisticação para cada produto (“*PRODY*”) ponderado por sua posição relativa na pauta total, fazendo com que o indicador seja uma função do número total de mercadorias envolvidas e da concentração relativa delas no interior da UF. Ou seja, estados com concentração de negócios em poucos produtos que, simultaneamente, são pouco exportados, tendem a apresentar valores inferiores de sofisticação.

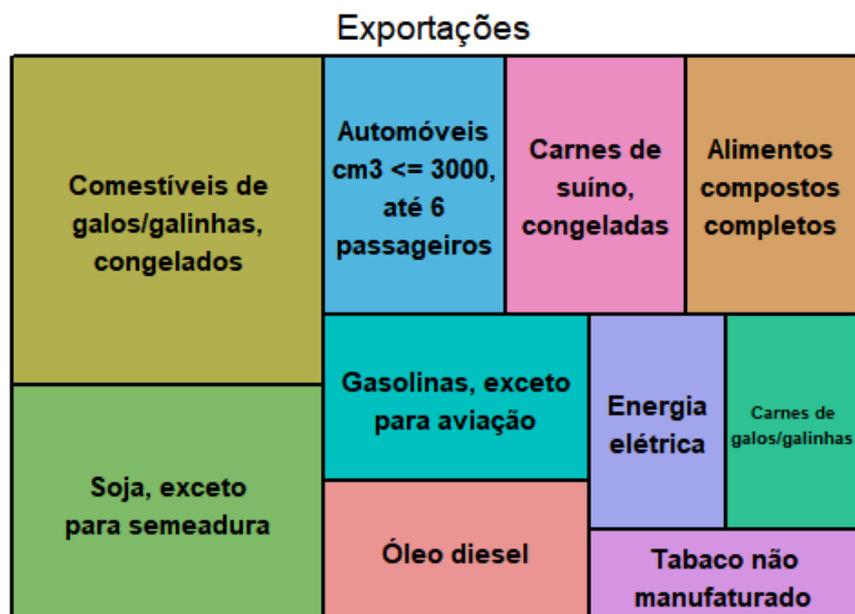
⁷ Nota: o valor “intra painel” mínimo negativo para “*invest*” não representa um equívoco. Decorre da variação interna das variáveis em relação aos países e em torno da média global. Ou seja, mínimo “intra painel” = $(x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_{it})$.

Figura 1 - Participação relativa – 10 principais produtos (Alagoas)

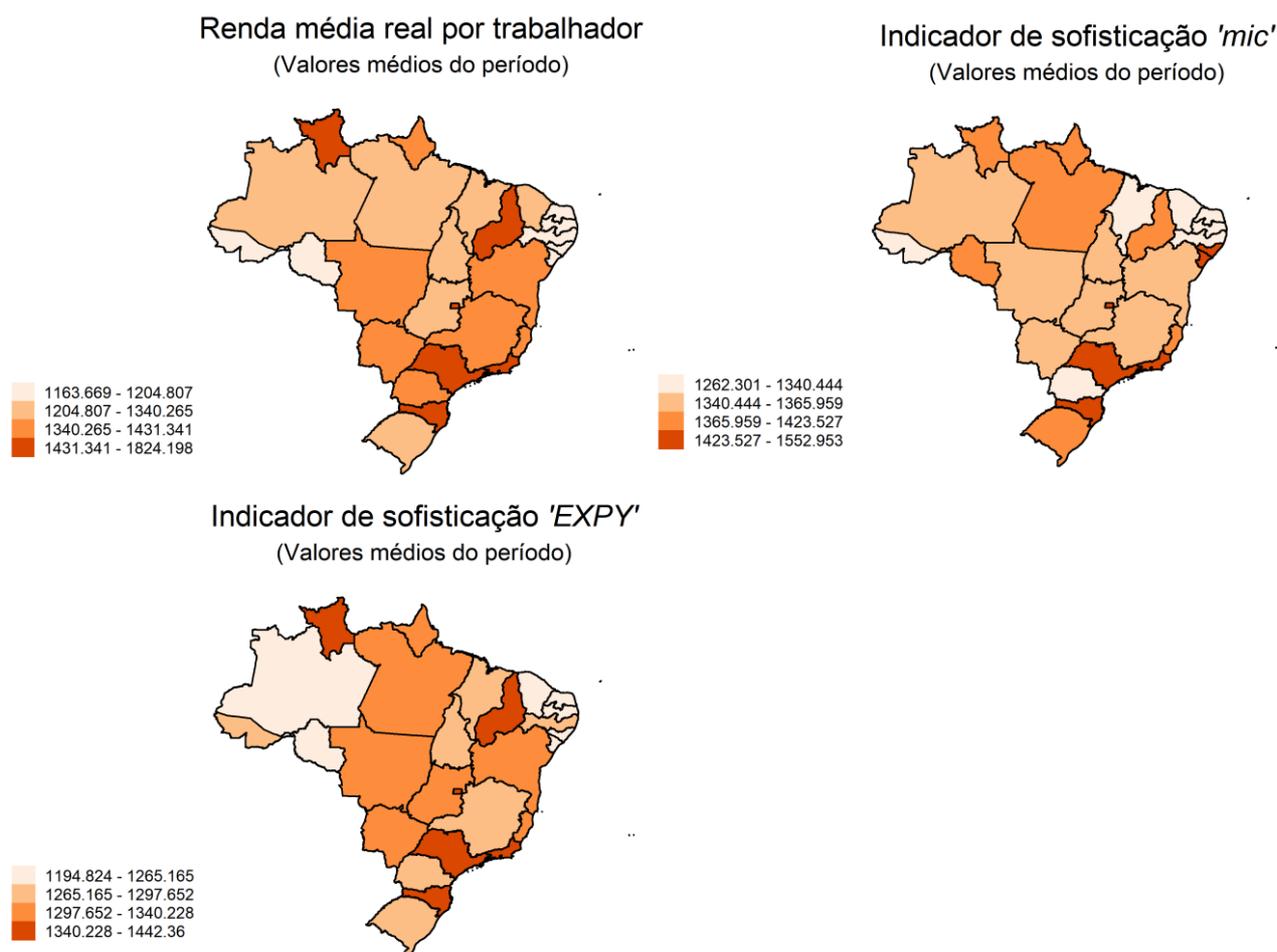


Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2 - Participação relativa – 10 principais produtos (Santa Catarina)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 3 - Distribuição geográfica dos valores de renda e sofisticação de exportações

Fonte: Dados da pesquisa.

Por outro lado, a elaboração em uma única etapa do indicador “*mic*” e o denominador assumido no termo de ponderação ψ_k destacam, tão somente, o elemento concentração territorial da produção, fazendo com que, conforme o caso, ao não controlar para a concentração entre mercadorias, o indicador passe a ser menos função da renda e mais da aglomeração regional da produção, resultando em uma variabilidade maior do indicador em relação ao parâmetro de renda considerado, se tais aglomerações, por sua vez, forem mais dispersas.

Isto posto, cabe-nos, agora, avançar para a apresentação dos resultados da pesquisa com a finalidade de testar e fundamentar a hipótese levantada, a saber, a existência de correlação positiva entre o crescimento econômico regional e a sofisticação das exportações, se for o caso.

5. Resultados e discussões

Nesta seção, estão tabulados os resultados das regressões de crescimento e convergência de renda. Preliminarmente, destaca-se que para testar a significância estatística dos parâmetros estimados, simultaneamente a um exercício de robustez dos indicadores de sofisticação, será apresentado um conjunto de regressões que compreende a inclusão sequencial das variáveis de controle. A Tabela 4 traz os resultados para o indicador *mic* de sofisticação.

Tabela 4 - Equações de crescimento tendo o indicador *mic* como variável de sofisticação e estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), *Spatial System-GMM (SPSYS-GMM)* e Efeitos Fixos (EF)

Var. dependente:	MQO	SPSYS-GMM	EF
<i>cresc_t</i>	(1)	(2)	(3)
<i>cresc_(t-1)</i>	-0,377*** (0,057)	-0,338*** (0,036)	-0,355*** (0,051)
<i>pibpt_(t-1)</i>	-0,016* (0,008)	-0,050*** (0,011)	-0,082*** (0,022)
<i>Wcresc_(t)</i>	0,092*** (0,017)	0,113*** (0,017)	0,076*** (0,017)
<i>mic_(t)</i>	0,020 (0,012)	0,047*** (0,014)	0,015 (0,018)
<i>n_(t)</i>	0,000 (0,043)	-0,009 (0,033)	0,008 (0,054)
<i>hc_(t)</i>	0,002* (0,001)	0,003** (0,001)	0,001 (0,009)
<i>invest_(t)</i>	-0,001* (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
<i>Constante</i>	-0,037 (0,077)	-0,010 (0,112)	0,476* (0,245)
<i>R²</i>	0,232		0,276
<i>R² (Buse)</i>		0,365	
<i>N</i>	378	378	378
<i>Sargan</i>		428,617	
<i>Sargan(p)</i>		0,132	
<i>I de Moran</i>		-0,597	
<i>I de Moran(p)</i>		0,551	
<i>LM Error Burridge</i>		8,634	
<i>LM Error Burridge(p)</i>		0,003	
<i>LM Error Robust</i>		8,633	
<i>LM Error Robust(p)</i>		0,003	
<i>LM Lag Anselin</i>		0,046	
<i>LM Lag Anselin(p)</i>		0,831	
<i>LM Lag Robust</i>		0,044	
<i>LM Lag Robust(p)</i>		0,833	

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,010. Desvio-padrão entre parênteses.

Para efeito de comparação, o mesmo modelo é performado, agora com o indicador *EXPY* de sofisticação. Os resultados apurados constam da Tabela 5.

Tabela 5 - Equações de crescimento tendo o indicador *expy* como variável de sofisticação e estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Spatial System-GMM (SPSYS-GMM) e Efeitos Fixos (EF)

Var. dependente:	MQO	SPSYS-GMM	EF
<i>cresc_t</i>	(4)	(5)	(6)
<i>cresc_(t-1)</i>	-0,384*** (0,056)	-0,341*** (0,037)	-0,358*** (0,056)
<i>pibpt_(t-1)</i>	-0,023** (0,009)	-0,045*** (0,011)	-0,078** (0,029)
<i>Wcresc_(t)</i>	0,083*** (0,018)	0,104*** (0,017)	0,075*** (0,018)
<i>expy_(t)</i>	0,051*** (0,018)	0,053*** (0,018)	0,016 (0,029)
<i>n_(t)</i>	0,006 (0,041)	-0,009 (0,033)	0,007 (0,053)
<i>hc_(t)</i>	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,001)
<i>invest_(t)</i>	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,009)
<i>Constante</i>	-0,207** (0,101)	-0,065 (0,146)	0,469 (0,385)
<i>R²</i>	0,244		0,275
<i>R² (Buse)</i>		0,351	
<i>N</i>	378	378	378
<i>Sargan</i>		405,45	
<i>Sargan(p)</i>		0,387	
<i>I de Moran</i>		-0,512	
<i>I de Moran(p)</i>		0,609	
<i>LM Error Burr ridge</i>		7,157	
<i>LM Error Burr ridge(p)</i>		0,007	
<i>LM Error Robust</i>		7,157	
<i>LM Error Robust(p)</i>		0,007	
<i>LM Lag Anselin</i>		0,000	
<i>LM Lag Anselin(p)</i>		0,983	
<i>LM Lag Robust</i>		0,001	
<i>LM Lag Robust(p)</i>		0,978	

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,010. Desvio-padrão entre parênteses.

Em face do atendimento aos parâmetros definidos na linha (I) da coluna de critérios da tabela para definição do modelo espacial (Tabela 1), fica definido que o modelo em painel dinâmico SAR está razoavelmente ajustado para o propósito de analisar e debater os resultados.

Além disso, foram dispostas estimações obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Efeitos Fixos (EF) para fins de referência e calibragem das apurações por SPSYS-GMM. Relativamente à hipótese de ausência de autocorrelação espacial dos termos de erro, destacamos

que os valores atribuídos à estatística I de Moran⁸ nos permitem não rejeitá-la. Adicionalmente, o comportamento dos testes de Sargan, cujos valores de significância foram todos superiores a 0,05 e inferiores à unidade, não sugerem a ocorrência de uma provável proliferação de instrumentos, fato que nos impediria de afirmar, categoricamente, a validade da instrumentação aplicada.

Em virtude de todo o exposto, podemos afirmar que os resultados das equações de convergência para os estados brasileiros constantes das Tabelas 4 e 5 trazem valores atribuídos ao coeficiente da renda defasada, [$pibpt_{(t-1)}$], próximos de -0,05 e indicam a presença de processo moroso de convergência de renda. Sem desprezar a possibilidade de erros de mensuração da variável e suas consequências (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995), o resultado está de acordo com outros trabalhos sobre o tema, como, por exemplo, Azzoni (2001) e Júnior, De Góes e Ferreira (1995).

De acordo com esses resultados, o processo de aproximação das rendas ocorre a uma velocidade média de convergência em torno de 0,25% por período de tempo⁹, quando controlado para as outras variáveis explicativas do modelo. Essa velocidade apurada corresponde a um período de meia-vida de aproximadamente 285 trimestres, o equivalente a algo próximo de 70 anos¹⁰.

Já os coeficientes atribuíveis às variáveis de sofisticação produtiva, (mic) e ($expy$), de interesse direto do presente estudo, apresentaram sinal positivo e significativo para as duas equações da ordem de 0,05, demonstrando que estados que concentram a exportação de bens sofisticados tendem a crescer a taxas maiores. Anteriormente, Felipe, Kumar e Abdon (2010) e Da Silva e Hidalgo (2016), entre outros, apontaram para resultados semelhantes. Sobre o último, considerando que os autores, ao analisarem fenômeno semelhante em bases igualmente estaduais, não computaram as transações regionais de mercadorias nem controlaram o modelo para prováveis efeitos espaciais, é lícito afirmar que os resultados ora apontados são metodologicamente mais depurados e, portanto, mais verossímeis.

Logo em seguida, a taxa de crescimento da população, (n), apesar dos valores negativos e idênticos para ambas as especificações, -0,09, os resultados foram estatisticamente insignificantes, fato que impede a comparação com os referenciais teóricos e empíricos e não permite fundamentar argumentos sobre a participação do crescimento da força de trabalho para o crescimento econômico. O mesmo segue para a variável de investimento, ($invest$), cujos valores reportados oscilaram entre 0,000 e 0,001, sem, contudo, apresentarem-se estaticamente significativos. Lamentavelmente, tal resultado insatisfatório pode ser atribuído à fragilidade das *proxies* construídas sob bases subjetivas e imprecisas, muito em função da indisponibilidade de séries de dados confiáveis para capturar os fenômenos reais de crescimento vegetativo e acumulação de capital desagregados por UF. Contudo, a variável ligada à formação de capital humano, (hc), exibiu significância estatística ao menos na primeira equação, sendo que o valor equivalente a 0,003 era teoricamente esperado. Como referência, *vide* os trabalhos de Figueirêdo, Noronha e Andrade (2003) e Gondim, Barreto e Carvalho (2007) que corroboram achados semelhantes.

No tocante ao coeficiente associado à variável espacial, ($Wcresc$), dado que o parâmetro configura o grau de defasagem espacial, isto é, captura os efeitos de derramamento (*spillover*) da renda e do crescimento por trabalhador sobre as localidades limítrofes (BARRETO; ALMEIDA, 2009), a significância estatística da estimação nos permite não rejeitar a hipótese de correlação espacial do crescimento econômico.

Enfim, para testar a robustez estatística dos estimadores apurados, efetuou-se a repetição do modelo (5) – melhor especificação do ponto de vista da significância estatística – todavia, efetuando a inclusão das variáveis de controle uma a uma, partindo do indicador de sofisticação das exportações ($expy$), pois é sobre o mesmo que a análise de significância se mostrou mais estável, em termos dos resultados constantes da Tabela 5.

⁸ De forma sucinta, a estatística I de Moran é dada por:
$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{i,j}} \frac{\sum_i \sum_j w_{i,j} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}$$

⁹ A velocidade de convergência pode ser obtida por meio da seguinte fórmula: $\lambda = -\frac{\ln(1+\beta)}{T}$, onde $\beta = \frac{\beta_2}{1-\beta_1}$.

¹⁰ Tempo necessário para que as desigualdades de renda sejam reduzidas pela metade. Corresponde ao valor de $\frac{\ln(2)}{\lambda}$.

Tabela 6 - Teste de significância – robustez (equações estimadas por *Spatial System-GMM/SPSYS-GMM*)

Var. dependente:	SPSYS-GMM	SPSYS-GMM	SPSYS-GMM	SPSYS-GMM
<i>cresc_t</i>	(7)	(8)	(9)	(10) = (5)
<i>cresc_(t-1)</i>	-0,334*** (0,038)	-0,345*** (0,037)	-0,343*** (0,037)	-0,341*** (0,037)
<i>pibpt_(t-1)</i>	-0,043*** (0,011)	-0,039*** (0,009)	-0,041*** (0,011)	-0,045*** (0,011)
<i>Wcresc_(t)</i>	0,099*** (0,020)	0,094*** (0,019)	0,106*** (0,017)	0,104*** (0,017)
<i>expy_(t)</i>	0,073*** (0,019)	0,051*** (0,017)	0,058*** (0,019)	0,053*** (0,018)
<i>n_(t)</i>		-0,010 (0,033)	-0,012 (0,033)	-0,009 (0,033)
<i>hc_(t)</i>			0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
<i>invest_(t)</i>				-0,000 (0,000)
<i>Constante</i>	-0,209 (0,134)	-0,080 (0,126)	-0,126 (0,150)	-0,065 (0,146)
<i>R² (Buse)</i>	0,306	0,317	0,348	0,351
<i>N</i>	378	378	378	378
<i>Sargan</i>	232,095	357,058	378,434	405,446
<i>Sargan(p)</i>	0,141	0,185	0,370	0,387
<i>I de Moran</i>	-0,440	-0,413	-0,539	-0,512
<i>I de Moran(p)</i>	0,660	0,680	0,590	0,609
<i>LM Error Burridge</i>	5,693	5,267	7,845	7,157
<i>LM Error Burridge(p)</i>	0,017	0,022	0,005	0,007
<i>LM Error Robust</i>	11,850	5,268	7,861	7,157
<i>LM Error Robust(p)</i>	0,001	0,022	0,005	0,007
<i>LM Lag Anselin</i>	0,920	0,000	0,033	0,000
<i>LM Lag Anselin(p)</i>	0,337	0,992	0,855	0,983
<i>LM Lag Robust</i>	7,077	0,001	0,049	0,001
<i>LM Lag Robust(p)</i>	0,008	0,975	0,825	0,978

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,010. Desvio-padrão entre parênteses.

Buscando a síntese e concisão na interpretação dos resultados levantados, o Quadro 2, abaixo, presta-se a demonstrar a interpretação dos valores médios de velocidade de convergência e dos coeficientes das variáveis de controle que apresentaram significância estatística, em termos do efeito sobre a variável de resposta (*cresc*).

Todos os apontamentos descritos neste quadro consideram variações nos valores médios das variáveis e que todos os demais condicionantes do crescimento permanecem constantes.

Por fim, restou evidenciado que, à exceção das variáveis (*cresc*), (*pibpt*), (*Wcresc*) e (*expy*), todos os demais elementos do modelo não se comportaram de forma satisfatória com relação à robustez estatística esperada. Fato que, apesar de não impedir que fossem feitas as principais

inferências propostas neste trabalho, sinalizou que, no país, a disponibilização de levantamentos estatísticos de interesse da pesquisa econômica ainda é notavelmente problemática.

Quadro 2 - Valores médios de velocidade de convergência e elasticidade das variáveis de controle estatisticamente significativas (%)

Indicador	Valor	Interpretação
<i>Veloc. conv.</i>	0,24	Taxa média de aproximação trimestral do nível das rendas estaduais por trabalhador. Equivale a um período de meia vida de aprox. 72 anos.
<i>mic/expy</i>	0,05	Para cada variação positiva (negativa) de 1% no nível de sofisticação das exportações, a taxa de crescimento da renda por trabalhador aumenta (diminui) em 0,05%.
<i>hc</i>	0,003	A resposta da variação da taxa de crescimento da renda em função da variação de 1% no indicador de capital humano é diretamente proporcional e pode variar em 0,003%, aproximadamente.
<i>Wcresc</i>	-0,34	Variações positivas (negativas) de 1% na taxa de crescimento do PIB por trabalhador em uma dada unidade geográfica provocam decréscimos (aumentos) em torno de 0,34% na taxa de crescimento de seus vizinhos.

Fonte: Dados da pesquisa.

Com isso, diante da crucial importância atribuída aos fatores de crescimento vegetativo (BUCCI; LA TORRE, 2009) e de acumulação de capital humano (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016) e físico (AGHION; HOWITT, 2017) para o crescimento econômico de prazo longo, esta pesquisa não obteve sucesso na análise completa do modelo proposto. Sendo assim, para que seja superado este obstáculo, é necessário que dados qualificados, como aqueles que são ofertados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) ou o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por exemplo, venham a ser divulgados em períodos que coincidam com os do portal SPED, repositório de grande valor para estudos de comércio exterior e inter-regional em níveis nacional e estadual, para que seja possível, dessa forma, alcançar resultados gerais mais robustos e plausíveis.

6. Conclusão

Esta pesquisa empreendeu um renovado esforço de averiguação de processos de convergência regional de renda para o caso brasileiro em associação com elementos teóricos e empíricos da matéria que trata de indicadores de sofisticação produtiva e sua relação com o crescimento econômico. Com uma velocidade de convergência relativamente baixa, cujo período de meia-vida excede sete décadas, o referido processo permite reduzir apenas lentamente as disparidades sociais e econômicas entre os estados brasileiros.

Em face dos recentes desenvolvimentos de indicadores de sofisticação de exportações, um importante campo de pesquisa nos domínios da Economia Aplicada tem possibilitado, por meio do entendimento das inúmeras relações existentes entre artigos de exportação e desempenho econômico, confrontar a hipótese de irrelevância do padrão de especialização produtiva para o sucesso econômico de um país ou região.

Se for verdade que regiões mais prósperas em termos de produto *per capita* também forem aquelas que concentram a exportação de produtos mais sofisticados, os indicadores aqui apresentados parecem capturar efetivamente essa característica. Neste sentido, o presente trabalho ofereceu uma análise pioneira de indicadores de sofisticação de exportações estaduais ao considerar, conjuntamente com as vendas internacionais de mercadorias, os dados de operações comerciais interestaduais.

Além disso, aplicando técnicas de regressão espacial para equações de crescimento, ficou evidenciada a significância estatística de efeitos locais de transbordamento, sendo possível afirmar que o crescimento econômico de um estado acaba por influenciar positivamente o

crescimento de seus vizinhos fronteiriços, e desta conclusão decorre que se a sofisticação das exportações de um estado acelera o crescimento da renda do mesmo, por defasagem espacial, este efeito se transfere para as regiões contíguas. Como destacado, evidências favoráveis ao papel positivo da sofisticação de produtos exportados para o crescimento econômico também encontram amparo em trabalhos internacionais (HAUSMANN et al., 2007; JARREAU; PONCET, 2012).

Mais ainda, considerando, até onde nos foi possível averiguar, que inexistem trabalhos na literatura nacional que abordem a relação entre índices globais de sofisticação de exportações e taxas de crescimento da renda pessoal no contexto de modelos dinâmicos espaciais, este artigo serve como ponto de partida para futuras investigações desta natureza.

Como conclusão, apontamos que o aprimoramento produtivo na direção de mercadorias cuja produção já se encontra relativamente concentrada em regiões que apresentam rendas *per capita* mais elevadas pode ser relevante para impulsionar o crescimento econômico quando controlado pela renda inicial e outras variáveis consideradas usuais na determinação do crescimento. Ao lado disso, os resultados obtidos permitem não rejeitar a hipótese de presença de um processo de convergência de renda por trabalhador entre os estados brasileiros.

Finalmente, sustentamos que, ao compor elemento de estímulo ao crescimento e de mitigação de desigualdades econômicas regionais, a adoção de políticas industriais e de comércio exterior de fomento à transformação estrutural dos parques produtivos estaduais menos sofisticados pode condicionar um processo mais virtuoso e eficiente de crescimento econômico e convergência de renda, contribuindo, assim, para a construção de um país mais próspero e justo.

Referências

- AGHION, P.; HOWITT, P. Some Thoughts on Capital Accumulation, Innovation, and Growth. *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, n. 125/126, p. 57-78, 2017.
- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alínea, Campinas, São Paulo, 2012. 498p.
- ANSELIN, L. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, v. 20, n. 1, p. 1-17, 1988.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Springer Science & Business Media, 2013.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- AZZONI, C. R. Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.
- BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. A Contribuição da Pesquisa para Convergência e Crescimento da Renda Agropecuária no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 3, p. 719-737, 2009.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, n. 1991, p. 107-182, 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*, 1995. McGraw Hill, New York, 1995.
- BAUMOL, W. J. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, v. 16, n. 5, p. 1072-1085, 1986.
- BLEANEY, M. F.; FIGUEIRÊDO, L. *Can the Economic Geography Explain Spatial Inequality in Brazil*. Conference on Spatial Inequality in Latin America, 2002.

- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BUCCI, A.; LA TORRE, D. Population and Economic Growth with Human and Physical Capital Investments. *International Review of Economics*, v. 56, n. 1, p. 17-27, 2009.
- CHEN, J.; FLEISHER, B. M. Regional Income Inequality and Economic Growth in China. *Journal of Comparative Economics*, v. 22, n. 2, p. 141-164, 1996.
- DA SILVA, A. D. B.; HIDALGO, A. B. Sofisticação da Produção: Determinantes e Impactos sobre o Crescimento Econômico dos Estados Brasileiros. XLIII Encontro Nacional de Economia. *Anais... Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, 2016.
- DINIZ, C. C. Dinâmica Regional e Ordenamento do Território Brasileiro: Desafios e Oportunidades. *Revista Catarinense de Economia*, v. 1, n. 1, 2017.
- FAJNZYLBER, F. *Industrialización en América Latina: de la Caja Negra "al" Casillero Vacío: Comparación de Patrones Contemporáneos de Industrialización*. Cepal, 1990.
- FELIPE, J.; KUMAR, U.; ABDON, A. *As You Sow so Shall You Reap: From Capabilities to Opportunities*. Levy Economics Institute, 2010. (Working Papers Series, n. 613)
- FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as Rendas Per Capita Estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, p. 60, 1995.
- FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. G. Crescimento Econômico, Rendimentos Crescentes e Concorrência Monopolística. In: Encontro Nacional de Economia, 22., 1995. *Anais... Salvador: Anpec*, 1995.
- FIGUEIRÊDO, L.; NORONHA, K. V.; ANDRADE, M. V. *Os Impactos da Saúde sobre o Crescimento Econômico na Década de 90: Uma Análise para os Estados Brasileiros*. CEDEPLAR/FACE/UFGM, 2003. (Texto para Discussão, n. 219)
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.
- HAINING, R. *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*. Cambridge University Press, 1993.
- HARTMANN, D.; JARA-FIGUEROA, C.; GUEVARA, M.; SIMOES, A.; HIDALGO, C. A. The Structural Constraints of Income Inequality in Latin America. *Integration & Trade Journal*, n. 40, p. 70-85, 2016.
- HARTMANN, D.; JARA-FIGUEROA, C.; GUEVARA, M.; SIMOES, A.; HIDALGO, C. A. Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality. *World Development*, v. 93, p. 75-93, 2017.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you Export Matters. *Journal of Economic Growth*, v. 12, n. 1, p. 1-25, 2007.
- HECKSCHER, E. F. *The Effect of Foreign Trade Theory of International Trade*. Ellis, HS, 1919.
- HIRSCHMAN, A. O. *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press, 1958.
- HUBER, S. Indicators of Product Sophistication and Factor Intensities: Measurement Matters. *Journal of Economic and Social Measurement*, v. 42, n. 1, p. 27-65, 2017.
- JACOBS, J. P.; LIGTHART, J. E.; VRIJBURG, H. *Dynamic Panel Data Models Featuring Endogenous Interaction and Spatially Correlated Errors*. International Center for Public Policy, 2009. (Working Paper Series, n. 915)
- JARREAU, J.; PONCET, S. Export Sophistication and Economic Growth: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, v. 97, n. 2, p. 281-292, 2012.

- JÚNIOR, E.; DE GÓES, R.; FERREIRA, P. C. Convergência entre a Renda Per Capita dos Estados Brasileiros. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 16, n. 1, 1995.
- KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J. *Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation*, 2008. (IRENE Working Papers, n. 09-01)
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LEWIS, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *Manchester School*, v. 22, n. 2, p. 139-191, 1954.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MICHAELY, M., *Trade, Income Levels, and Dependence*. Studies in International Economics. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1984
- MINONDO, A. Exports' Quality-Adjusted Productivity and Economic Growth. *Journal of International Trade & Economic Development*, v. 19, n. 2, p. 257-287, 2010.
- MONTENEGRO, R. L. G. *et al.* Efeitos do Crescimento Econômico sobre os Estados Brasileiros (1992-2006). *Economia Aplicada*, v. 18, n. 2, p. 215-241, 2014.
- MYRDAL, G. *Economic Theory and Under-Developed Regions*. Duckworth, 1957
- NASSER, B. Economia regional, desigualdade regional no Brasil e o Estudo dos Eixos Nacionais de Integração e Desenvolvimento. *Revista do BNDES*, v. 7, n. 14, 2000.
- NURKSE, R. *Problemas da Formação de Capital em Países Subdesenvolvidos*. Civilização Brasileira, 1957
- OHLIN, B. *Interregional And International Trade*. Harvard University Press.; Cambridge, 1952.
- PERROUX, F. *A economia do século XX*. Herder, 1967
- PONCET, S.; DE WALDEMAR, F. S. Export Upgrading and Growth: the Prerequisite of Domestic Embeddedness. *World Development*, v. 51, p. 104-118, 2013.
- RICARDO, D. *Princípios de Política Econômica e Taxação*. Os Economistas. São Paulo, 1983.
- RODRIK, D. What's so Special about China's Exports?. *China & World Economy*, v. 14, n. 5, p. 1-19, 2006.
- ROSENSTEIN-RODAN, P. N. Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe. *Economic Journal*, v. 53, n. 210/211, p. 202-211, 1943.
- SHEHATA, E. A.; MICKAIEL, S. K. *SPREGDPD: Spatial Panel Arellano-Bond Linear Dynamic Regression: Lag & Durbin Models*. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics 2012.
- SMITH, A. *Uma Investigação sobre a Causa e a Natureza da Riqueza Das Nações*. Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural, 1983.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- TEIXEIRA, A. A.; QUEIRÓS, A. S. Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis. *Research Policy*, v. 45, n. 8, p. 1636-1648, 2016.
- ZHENG, X.; LI, F.; SONG, S.; YU, Y. Central Government's Infrastructure investment across Chinese Regions: A Dynamic Spatial Panel Data Approach. *China Economic Review*, v. 27, p. 264-276, 2013.

ZHU, S.; FU, X. Drivers of Export Upgrading. *World Development*, v. 51, p. 221-233, 2013.

ZINI, A. Regional Income Convergence in Brazil and its Socio-Economic Determinants. *Economia Aplicada*, v. 2, 1998.

ORCID

Thiago Fernandes Ladeira  <https://orcid.org/0000-0002-6436-8643>

Leonardo Chaves Borges Cardoso  <https://orcid.org/0000-0002-5757-107X>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

**ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DE DESENVOLVIMENTO MULTIDIMENSIONAL
PARA REGIÕES INTERMEDIÁRIAS DE MINAS GERAIS***

Ana Paula Nunes Silva

Mestranda em Economia Aplicada do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: anapnunes10@gmail.com

Hilton Manoel Dias Ribeiro

Professor no Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora – Campus Governador Valadares. Coordenador do Econúcleo – Estudos Socioeconômicos (UFJF-GV)

E-mail: hilton.manoel@ufjf.edu.br

Suzana Quinet de Andrade Bastos

Professora Titular no Departamento de Economia e no PPGE da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: quinet.bastos@ufjf.edu.br

RESUMO: Ao longo do tempo a ideia de riqueza e o conceito de desenvolvimento ou progresso foram se modificando. Num primeiro momento, desenvolvimento esteve associado ao crescimento econômico. Posteriormente, em função da constatação de que o crescimento econômico não necessariamente significava progresso social, passou-se a utilizar a denominação desenvolvimento econômico e social. Ao conceituar o desenvolvimento num âmbito multidimensional, o PIB per capita passa a ser visto como uma medida limitada, por não captar questões relativas aos padrões de vida e bem-estar da população. Nesse contexto, o objetivo desse trabalho é verificar se há um processo de convergência no desenvolvimento multidimensional entre as treze regiões intermediárias de Minas Gerais, considerando, além da renda, aspectos como educação, saúde, pobreza, condições de moradia e emprego. O recorte temporal considera os anos de 1991, 2000 e 2010 e os métodos empregados consistem no cálculo da sigma-convergência e na Análise de Cluster. Os resultados sugerem um efeito antagônico para as regiões intermediárias mineiras, com indícios de convergência sob a perspectiva social e divergência para aspectos econômicos. Já a análise de cluster identificou agrupamentos de regiões intermediárias, para cada período, mas sem a significância estatística que comprovasse a distância desses grupos no período de tempo delimitado.

Palavras-chave: Desenvolvimento regional; Convergência multidimensional; Regiões intermediárias; Minas Gerais.

Classificação JEL: C38; R11.

**CONVERGENCE ANALYSIS OF MULTIDIMENSIONAL DEVELOPMENT FOR
INTERMEDIARY REGIONS OF MINAS GERAIS STATE**

ABSTRACT: Over time, the idea of wealth and the concept of development or progress have changed. At first, development was associated with economic growth. Subsequently, due to the finding that economic growth did not necessarily mean social progress, the term economic and social development was used. When conceptualizing development in a multidimensional context, GDP per capita is now seen as a limited measure, as it does not capture issues related to the population's living standards and well-being. In this context, this work aims to verify if there is a convergence process of multidimensional development among the thirteen intermediate regions of Minas Gerais. This analysis also considers, in addition to income, other aspects such as education, health, poverty, housing and employment conditions. The time frame refers to the years 1991, 2000 and 2010 and the methods used consist in calculating the sigma-convergence and the Cluster Analysis. The results suggest an antagonistic effect, through the dispersion analysis, for the intermediate regions of Minas Gerais, in which there are evidences of sigma-convergence under the social perspective and divergence for economic aspects. The cluster analysis, on the other hand, identified clusters of intermediate regions, for each period, but without the statistical significance that proved the distance of these groups in the defined time period.

Keywords: Regional development; Multidimensional convergence; Intermediate regions; Minas Gerais.

JEL Codes: C38; R11.

1. Introdução

A hipótese de que as regiões mais ricas cresceriam a taxas decrescentes, as mais pobres a taxas crescentes e elas tenderiam para um equilíbrio único de estado estacionário, defendida nas teorias do crescimento exógeno de Solow (1956) e do crescimento endógeno de Lucas (1988), foi contraposta pela hipótese de que o progresso das regiões estaria condicionado às condições iniciais e estruturais destas. Assim, existiriam múltiplos equilíbrios de estado estacionário e regiões com dinâmicas semelhantes tenderiam para um mesmo equilíbrio (GALOR, 1995; SERRANO; CESARATTO, 2002). Devido a difusão das hipóteses de convergência absoluta e condicional, muitos trabalhos buscaram mensurar a existência de convergência de renda entre países ou regiões (SALA-I-MARTIN; XAVIER, 1996; FERREIRA; CRUZ, 2008).

A partir dos anos de 1950, a abordagem desenvolvimentista ganhou espaço nas discussões sobre convergência de renda face a constatação de que o crescimento econômico não necessariamente significava progresso social. A preocupação acerca das condições de vida da população fez ampliar o foco em questões multidimensionais, como desigualdade, saúde, educação, dentre outros aspectos, que passaram a ser considerados medidas de bem-estar e de padrão de vida, guiando diversos estudos nessa direção (DASGUPTA; WEALE, 1992; MCGILLIVRAY; SHORROCKS, 2005; CRACOLICI et al., 2010).

Segundo Queiroz (2001), Minas Gerais é uma das regiões mais heterogêneas do país. No estado coexistem áreas dinâmicas, modernas e com indicadores socioeconômicos de alto nível, ao lado de outras atrasadas, estagnadas e que não oferecem condições de vida adequadas para suas populações. Este contraste se deve a fatores econômicos e sociais. Os dados da Tabela 1 apresentam alguns indicadores socioeconômicos, por regiões intermediárias, para 2010. Aproximadamente 50% do total de empregados localizam-se em três das treze regiões intermediárias do estado – Belo Horizonte, Teófilo Otoni e Juiz de Fora. Percebe-se ainda que Belo Horizonte compreende 35% da população com ensino médio completo e 38% da renda mineira. Além disso, regiões intermediárias mais ao norte do estado, como Teófilo Otoni e Montes Claros têm indicadores de pobreza mais elevados que as demais (com exceção da região de Belo Horizonte).

Tabela 1 - Dados socioeconômicos, por região intermediária de Minas Gerais – 2010 – valores em percentagem

Regiões Intermediárias	Emprego	Pobreza	Escolaridade	Renda
Belo Horizonte	28,3	15,7	35,3	38,6
Montes Claros	7,2	14,7	5,6	5,2
Teófilo Otoni	10,9	14,6	10,2	9,7
Governador Valadares	4,8	7,1	4,2	3,9
Ipatinga	4,1	5,6	4,0	3,8
Juiz de Fora	11,0	13,7	9,7	9,0
Barbacena	2,6	4,0	2,4	2,2
Varginha	9,5	6,6	8,8	8,4
Pouso Alegre	6,9	7,1	6,9	5,8
Uberaba	2,9	1,9	2,4	2,6
Uberlândia	3,7	1,8	3,8	3,8
Patos de Minas	3,5	3,5	3,2	3,2
Divinópolis	4,7	3,7	3,5	3,7

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Assim, a partir da reconhecida desigualdade socioeconômica de Minas Gerais, o presente trabalho tem como objetivo analisar a convergência multidimensional do desenvolvimento para regiões intermediárias deste estado. Especificamente, pretende-se corroborar a existência de múltiplos equilíbrios de estado estacionário localmente estáveis, incorporando à análise aspectos multidimensionais como renda, emprego, condições de moradia, pobreza, produção total, educação e mortalidade infantil.

As regiões intermediárias se referem à nova divisão regional do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017), que agrega os municípios considerando além de fatores demográficos, aspectos econômicos, políticos e ambientais. Para o estado de Minas Gerais foram obtidas treze regiões intermediárias, a saber: Barbacena, Belo Horizonte, Divinópolis, Governador Valadares, Ipatinga, Juiz de Fora, Montes Claros, Pouso Alegre, Patos de Minas, Teófilo Otoni, Uberaba, Uberlândia e Varginha. A Figura A1 do Anexo apresenta as regiões intermediárias de Minas Gerais.

O recorte temporal selecionado considera os anos de 1991, 2000 e 2010, sendo anos censitários com maior disponibilidade de dados. Os métodos empregados contemplam, primeiro, a análise da *sigma-convergência*, a partir da observação temporal da dispersão das variáveis, medida pela variância e pelo coeficiente de variação; e, segundo, para a identificação dos clubes de convergência mineiros, sob um enfoque multidimensional, utilizou-se da técnica de estatística multivariada de *Análise de Cluster*.

Esse trabalho está dividido da seguinte forma: além dessa introdução, a seção dois traz uma discussão teórica e empírica sobre desenvolvimento multidimensional e convergência de renda e de desenvolvimento; a seção três apresenta a metodologia e a base de dados; a seção quatro traz os resultados e discussões; por fim, a quinta seção aborda as considerações finais.

2. Desenvolvimento regional e a perspectiva multidimensional

A teoria desenvolvimentista inovou na forma de analisar o desempenho econômico, a partir da percepção dos diferenciais estruturais existentes entre os países centrais e periféricos, auxiliando na compreensão das dificuldades que estes últimos encontram para se desenvolverem. Essa abordagem evidencia a importância de estudar o desenvolvimento a partir da perspectiva dos países subdesenvolvidos ao invés de fazer analogias ao processo vivenciado pelos países desenvolvidos (NEUMAYER, 2002; CAVALCANTE, 2008).

A incorporação da perspectiva regional na análise do desenvolvimento, a partir da consideração das especificidades de cada região, propiciou uma melhor compreensão dos fatores geradores dos diferenciais de desempenho regional, facilitando a elaboração de políticas direcionadas às regiões mais atrasadas, no sentido de reduzir as desigualdades existentes e promover um desenvolvimento mais equitativo (MADUREIRA, 2015).

O desenvolvimento é uma medida do padrão de bem-estar da sociedade e, para Marques e Fochezatto (2017), não se trata da disponibilidade de bens e serviços, mas da utilização destes de forma igualitária pela sociedade. Especificamente, pode ser que o PIB per capita seja elevado em certas regiões, mas a renda e a propriedade podem ser concentradas ao ponto de a maior parte da população se apropriar de uma parcela demasiadamente pequena da oferta total de bens e serviços. Assim, apesar da alta disponibilidade, uma parte significativa da população pode não ter acesso a esses bens e serviços, o que pode refletir nos indicadores educacionais (baixa escolaridade, analfabetismo, dentre outros), uma vez que o serviço de educação não é utilizado por todos igualmente, e, também, nos indicadores de saúde, habitação, saneamento (MARQUES; FOCHEZATTO, 2017).

A ascensão da abordagem desenvolvimentista direcionou diversos estudiosos a tratarem o desenvolvimento sob uma perspectiva multidimensional, em que o PIB representaria apenas uma parte do todo necessário para se analisar o desempenho dos países, combinado a aspectos sociais, políticos, institucionais, ambientais, dentre outros (DASGUPTA; WEALE, 1992; HOBIJN;

FRANSES, 2001; NEUMAYER, 2002; MCGILLIVRAY; SHORROCKS, 2005; CRACOLICI et al., 2010).¹

A partir da constatação da importância de compreender os padrões de vida de uma sociedade através de outras dimensões para além da renda, Amartya Sen estudou as questões relacionadas ao bem-estar e ao desenvolvimento sob a ótica multidimensional. Destacando que o bem-estar é o objetivo final e que o meio para atingi-lo são as capacidades individuais, que necessitam de um conjunto de fatores para se desenvolverem – associados à saúde, educação, alimentação, dentre outros –, justificando-se a análise dos padrões de vida de uma sociedade a partir de diversos aspectos (SEN, 1987a, 1987b).

Nesse Sentido, o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 1990) elaborou o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) e incorporou neste variáveis referentes à educação, longevidade e renda, o que motivou a inclusão de tais dimensões em estudos posteriores para analisar-se a dinâmica de desenvolvimento dos países sob aspectos multidimensionais.

McGillivray e Shorrocks (2005) argumentam sobre mudanças que ocorreram na humanidade nas últimas décadas e, de maneira distinta, atingiram todos os países e a forma de se estudar os padrões de bem-estar e qualidade de vida. Para os autores, a percepção da heterogeneidade da população, que aumentou a preocupação acerca das questões distributivas e da importância de uma multidimensionalidade de aspectos para a construção dos indicadores gerais de bem-estar, foram cruciais para a mudança no escopo dos estudos.

Outro ponto importante sobre estes indicadores é a evolução que eles vêm apresentando ao longo do tempo, sendo incorporadas novas dimensões que tornam mais reais as análises dos padrões de vida da sociedade. Como ilustra a proposta de Dasgupta e Weale (1992), que consideram a análise de indicadores socioeconômicos para a avaliação da qualidade de vida, mas salientam que os índices de bem-estar utilizados pelo Banco Mundial ou pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento são limitados por incorporarem os aspectos socioeconômicos da vida enquanto deixam de lado as esferas políticas e civis. Para suprir tal lacuna os autores utilizaram, além das variáveis usuais de renda per capita, expectativa de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil e taxa de escolarização dos adultos, outras complementares, como os índices de direitos políticos e civis. Observaram ainda que melhoras nas variáveis usuais são possivelmente correlacionadas com a extensão das liberdades políticas e civis, exceto no caso da variável de escolarização dos adultos, em que tal correlação foi negativa.

As análises de Hobbijn e Franses (2001), além de corroborarem com a ideia de que indicadores de bem-estar devem ser construídos com base em aspectos multidimensionais, retomam a análise da convergência, difundida para estudos de crescimento da renda, como apresentado em Sala-i-Martin e Xavier (1996), buscando verificar se os padrões de vida, medidos por indicadores de renda *per capita*, expectativa de vida ao nascer, taxa de mortalidade infantil e taxa de escolarização dos adultos, estariam convergindo ou divergindo ao longo dos anos.

Para melhor compreender as análises de convergência faz-se necessário entender as hipóteses subjacentes a essa abordagem, como por exemplo, a de convergência absoluta, a qual indica que independente das condições iniciais e das características estruturais, no longo prazo, as economias tenderiam a um único equilíbrio de estado estacionário. Isso porque economias com maior PIB *per capita* cresceriam a taxas menores que aquelas cuja renda fosse menor. Já a hipótese de convergência condicional considera as características estruturais das economias como determinantes do processo de crescimento, sobretudo aquelas relacionadas ao conhecimento. Assim, para que houvesse convergência do PIB *per capita*, as economias deveriam convergir estruturalmente, garantindo um equilíbrio de estado estacionário globalmente estável (GALOR, 1995; SERRANO; CESARATTO, 2002).

Até então as economias foram tratadas como inicialmente homogêneas, mas dado o caráter restritivo desta hipótese, alguns autores se interessaram pela inclusão de variáveis relacionadas às

¹ Como o Produto Interno Bruto - PIB *per capita* desconsidera a desigualdade e a concentração, sua utilização como um indicador de desenvolvimento apresenta limitações no que diz respeito à qualidade de vida e bem-estar da população.

condições iniciais. Originou-se, então, a hipótese de clubes de convergência, onde os PIB *per capita* das economias iriam convergir caso estas apresentassem condições iniciais e estruturais semelhantes, transitando da hipótese de um equilíbrio global para a existência de múltiplos equilíbrios de estado estacionário, localmente estáveis (GALOR, 1995).

Além das hipóteses explicitadas, existe a abordagem da sigma-convergência, que é caracterizada por uma análise da dispersão temporal dos dados, medida pela variância e pelo coeficiente de variação. Nesse caso, há convergência quando se percebe uma redução dessa dispersão, indicando que as regiões em questão estão se aproximando pelos critérios analisados; ou divergência, quando acontece o contrário (GOMES; ESPERIDIÃO, 2016).

Em termos empíricos vários estudos internacionais e nacionais buscaram testar a hipótese de convergência para indicadores de bem-estar. Giles e Feng (2005) analisaram a convergência de produção e de padrões de vida para os catorze países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), utilizando como indicadores de bem-estar o índice de Gini, a esperança de vida ao nascer, as taxas de pobreza e de participação na educação e a degradação ambiental. Os resultados apontaram fortes indícios de convergência de bem-estar quando se utilizou a expectativa de vida ao nascer ou a taxa de participação no ensino superior, mas as evidências foram fracas quando o indicador utilizado foi o índice de Gini².

Gligor e Ausloos (2011) analisaram processos de convergência multidimensional a partir de dados de séries temporais, considerando variáveis como PIB, PIB *per capita*, consumo e investimento para países da Europa. Os autores empregaram técnicas de análise de cluster e correlação, indicando evidência de clubes de convergência dentro de uma mesma região da Europa.

Sobre as análises nacionais, destacam-se aqui estudos realizados para o Brasil e o estado de Minas Gerais. Como apontado por Ferreira e Cruz (2008), a concentração de renda no Brasil possui raízes históricas, visto que a distribuição inicial da riqueza é um fator preponderante para a evolução da desigualdade. O modelo de efeito limiar, que surge da decisão de investir ou não em capital humano baseado em seus retornos futuros, explica que, quanto maior a concentração inicial de riqueza, mais atrativo será para os indivíduos entrarem no mercado de trabalho como mão de obra desqualificada, conseqüentemente menos indivíduos irão se qualificar e ultrapassar o limiar e, assim, maior será o diferencial de rendimento entre trabalhadores qualificados e não qualificados, impulsionando a desigualdade no longo prazo³.

Russo, Santos e Parré (2012), ao analisarem a região Sul do Brasil, entre os anos de 1999 e 2008, utilizando o método de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), evidenciaram algum grau de convergência tanto absoluta quanto condicional do PIB *per capita* entre os municípios. Ressalta-se que a variável de capital humano inclusa na estimação condicional se mostrou significativa para explicar tal processo, porém seu efeito para reduzir o tempo de convergência foi muito pequeno.

Gomes e Esperidião (2016) analisaram a existência de convergência do PIB *per capita* para as regiões do Brasil, verificando o impacto de diferentes níveis de capital humano e testando qual hipótese, convergência absoluta ou condicional, seria mais adequada para explicar o processo. Os autores encontraram uma elevada instabilidade ao longo dos anos, quando se analisou puramente a redução da dispersão do produto (*per capita*) das regiões. Apesar de nenhuma das hipóteses ter sido rejeitada, reforçando a percepção da desigualdade no Brasil, a de convergência condicional foi identificada como a mais adequada e o capital humano, em seus diferentes níveis, se mostrou importante para aumentar a velocidade da convergência.

Marques e Fochezatto (2017) testaram, através da análise de agrupamentos, a existência de convergência multidimensional do desenvolvimento a partir da existência e da dinâmica dos clubes de convergência, entre os anos de 1970 a 2000, para os estados brasileiros. Os autores incorporam em suas estimações variáveis relacionadas às condições de moradia, desenvolvimento industrial,

². Conforme definição do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), o índice de Gini é um instrumento utilizado para medir o grau de concentração de renda entre um conjunto de pessoas, apontando a diferença de rendimentos entre os mais ricos e os mais pobres.

³. Ver mais em Hansen (2000).

pobreza e desigualdade, desenvolvimento humano, produção agrícola e emprego, para medir a qualidade de vida e o bem-estar da população. Os resultados mostraram uma polarização de desenvolvimento entre os estados brasileiros, em que os estados da região Norte e Nordeste convergiram para um *cluster* de menor desenvolvimento e os demais estados para um agrupamento mais desenvolvido. Contudo, observou-se que a distância entre os estados localizados no mesmo grupo reduziu, caracterizando uma convergência de desenvolvimento intragrupos. Já a distância entre os grupos aumentou com o decorrer dos anos, indicando uma divergência entre grupos e uma tendência temporal de polarização e desigualdade no Brasil.

Especialmente sobre o estado de Minas Gerais, Perobelli et al. (2007) estimaram um modelo espacial para testar a hipótese de convergência das regiões mineiras entre os anos de 1975 e 2003. Os resultados mostraram que não houve convergência absoluta de PIB *per capita* no período como um todo, mas que a mesma poderia ser observada caso fosse feito um recorte temporal mais recente, de 1996 a 2003. Percebeu-se também a formação de *clusters* de associação positiva, onde municípios de elevado PIB *per capita* estariam próximos de outros na mesma situação, o mesmo ocorrendo para os de baixo PIB *per capita*. Cita-se ainda o fortalecimento da correlação positiva na região do Triângulo mineiro e da relação negativa nas regiões dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, indicando uma convergência intra-regional em Minas Gerais.

Alves e Fontes (2001) também verificaram a existência de convergência entre os municípios de Minas Gerais, adotando, porém, a hipótese de clubes de convergência. Variáveis relacionadas ao capital humano, distribuição de renda, pobreza, tamanho da economia, renda e localização regional, foram utilizadas como base para a formação dos agrupamentos, identificando nove clubes de convergência, ou seja, nove equilíbrios de estado estacionário distintos. Os resultados apontaram para uma convergência intragrupos que não pode ser tida como positiva em sua totalidade devido os clubes com baixos indicadores de desenvolvimento humano terem ocorrido em torno de um valor baixo, o que pode levar essas regiões a uma “armadilha da pobreza”. Quanto à convergência intergrupos, as estimativas revelaram existir uma tendência à convergência absoluta, porém, a uma velocidade lenta, em comparação com as convergências dentro dos clubes.

3. Metodologia e base de dados

Tendo em vista a desigualdade socioeconômica existente no estado de Minas Gerais, bem como o caráter restritivo das hipóteses de convergência absoluta e condicional, o presente trabalho buscou identificar possíveis clubes de convergência no desenvolvimento entre as regiões intermediárias mineiras, através da inclusão de aspectos multidimensionais, analisando também a composição e a evolução destes ao longo dos anos de 1991, 2000 e 2010. O cálculo da sigma-convergência também foi incorporado às análises.

Vale ressaltar que não existe um consenso na literatura acerca de quais variáveis devem ser utilizadas nas análises de desenvolvimento. Dessa forma, este estudo se baseia em Marques e Fochezatto (2017), que além de incluírem dimensões relacionadas ao Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) incorporaram outras adicionais, como emprego, pobreza e condições de moradia. Como métodos, para a análise da convergência via redução da dispersão, seguindo Gomes e Esperidião (2016), utilizou-se como medida a variância (σ^2) e o coeficiente de variação, sendo este uma razão do desvio padrão pela média amostral ($CV = \sigma^2/\mu$). A aplicação deste método pode ser vista em Hobijn e Franses (2001), Neumayer (2002) e Marchante e Ortega (2006). Já para dar suporte à identificação de clubes de convergência entre as regiões intermediárias mineiras emprega-se uma técnica de análise multivariada, a Análise de Cluster, que está detalhada no tópico abaixo.

3.1 Análise de cluster

A estatística multivariada engloba um conjunto de métodos que busca otimizar as análises e interpretações de grandes conjuntos de dados. Estudos como os de Alves e Fontes (2001),

Zambrano e Lima (2004), Firme e Vasconcelos (2015) e Marques e Forchezatto (2017) lançaram mão desse tipo de método para análises de convergência e desenvolvimento regional.

O método utilizado é a análise de *cluster*, que consiste no agrupamento de um conjunto de indivíduos heterogêneos em subgrupos mais homogêneos, mediante alguma medida de semelhança ou dissemelhança. A escolha desse método se fundamentou na decisão de incorporar várias dimensões do desenvolvimento, agrupando as regiões mineiras a partir da semelhança existente em termos de desenvolvimento socioeconômico.

Segundo Zambrano e Lima (2004) é necessário determinar a matriz de correlação das variáveis utilizadas. Para tal, estas devem ser padronizadas, buscando-se uma homogeneidade das variâncias e impedir que uma variável tenha peso maior que as outras. A padronização consiste em relacionar o desvio da média com o desvio padrão de cada variável. Dessa forma, a variável x_{ij} padronizada é obtida por (1):

$$x_{ij} = \frac{X_{ij} - X_i}{\sigma_{ij}} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

em que:

$$X_i = \frac{\sum_{j=1}^N X_{ij}}{N} \quad (2)$$

$$\sigma_{ij} = \sqrt{\sigma_{ij}^2} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^N (X_{ij} - X_i)^2}{N}}$$

em que: X_i é a média, σ_{ij} o desvio padrão e x_{ij} a variável padronizada, que possui média zero e variância igual a um.

Existem diversos métodos de agrupamento para modelos aglomerativos hierárquicos, como o método de ligação simples, dos vizinhos mais distantes, da média das distâncias, o método dos centroides e o de *Ward*⁴.

A escolha pelo método de *Ward* como ferramenta de aglomeração está ancorada, primeiramente, no fato deste método ter uma tendência a formar grupos com maior homogeneidade interna, o que corrobora com a hipótese de formação dos clubes de convergência (ZAMBRANO; LIMA, 2004; FIRME; VASCONCELOS, 2015)⁵.

Assim como existem diversas ferramentas de aglomeração, existem várias medidas que podem ser utilizadas. Quando se trata de variáveis quantitativas, as distâncias são utilizadas para quantificar as dissimilaridades existentes entre os indivíduos e os grupos, sendo que as mais usuais são a distância euclidiana, a euclidiana ao quadrado, a euclidiana ponderada e as distâncias de Minkowsky e Manhattan. Adota-se a medida euclidiana quadrática definida em (2) como medida de dissimilaridade face Firme e Vasconcelos (2015) e Marques e Forchezatto (2017) definirem como a mais usual:

⁴. O método de ligação simples gera os agrupamentos de acordo com os vizinhos mais próximos ou os elementos mais semelhantes de cada conglomerado. Já o método dos vizinhos mais distantes considera os elementos menos semelhantes entre si. O método de média das distâncias faz comparações entre todos os elementos dos grupos comparados e, por fim, o método dos centroides considera a média dos vetores comparados (MINGOTI, 2005).

⁵ Afonso e Melão (2007) testam os cinco métodos citados acima, e apenas o método de ligação média e o método de *Ward* produziram grupos com coerência econômica. Assim como Zambrano e Lima (2004), Firme e Vasconcelos (2015) e Marques e Forchezatto (2017), os autores optaram pela técnica de *Ward*.

$$D_{AB}^2 = \sum_{j=1}^N (x_{ja} - x_{jb})^2 \quad (3)$$

em que a distância entre as duas observações (A e B), corresponde à soma dos quadrados da diferença entre A e B, para todas as N variáveis.

Além disso, lança-se mão de alguns testes de validação dos resultados. A primeira validação diz respeito à matriz de correlações simples. Dado que, para as análises de estatística multivariada a correlação entre as variáveis é uma propriedade desejável, é necessário que a matriz de correlações garanta a interdependência entre as variáveis. O teste de *esfericidade de Barlett* faz justamente essa análise, tendo como hipótese nula a de que as variáveis não são inter-relacionadas, ou seja, a matriz de correlação é estatisticamente igual a uma matriz identidade. Assim, para que haja adequação do modelo aos dados é desejável que se rejeite a hipótese nula do teste de *Barlett*⁶.

Para a representação dos agrupamentos, utiliza-se a análise dos dendrogramas, que são representações gráficas que só podem ser construídas quando se trata de um processo aglomerativo hierárquico. O fato de existir uma hierarquia aglomerativa implica que pode-se traçar uma trajetória do agrupamento desde o momento em que cada indivíduo consiste em um grupo, até o ponto em que todos estão inclusos no mesmo grupo. A construção dos dendrogramas permite visualizar a formação dos agrupamentos, a semelhança, em maior ou menor grau, existente entre as regiões, bem como a presença de *outliers* (ANDRADE, 2009; FIRME; VASCONCELOS, 2015).

3.2 Base de dados

Utilizam-se oito dimensões do desenvolvimento compostas por indicadores econômicos e sociais que buscam avaliar a qualidade de vida e o bem-estar da população, selecionadas de acordo com a literatura, tais como: emprego, saúde, educação, condições de moradia, renda, pobreza e produção total. Devido a necessidade de se agrupar os municípios em regiões intermediárias, as *proxys* foram ponderadas pelo tamanho da população. A Tabela 2 traz uma descrição dos dados e suas fontes.

Seguindo os trabalhos que analisam o desenvolvimento sob uma perspectiva multidimensional, foram inclusas variáveis relacionadas às dimensões do IDH. Em se tratando de educação foram utilizadas duas *proxies*, a quantidade de pessoas com 18 anos ou mais analfabetas e a quantidade de pessoas com 18 anos ou mais com ensino médio completo. A utilização de duas medidas de capital humano se baseia em Gomes e Esperidião (2016), para os quais as variáveis afetam de forma distinta o crescimento econômico, tendo em vista que a primeira capta um nível de escolarização bem menor do que a segunda, não sendo considerado analfabeto aquele que sabe ler e escrever um bilhete simples. Com relação à longevidade, a variável inclusa foi a mortalidade infantil por 1000 habitantes.

No quesito renda foram incorporadas as variáveis de renda *per capita* proveniente do trabalho e de renda *per capita* proveniente das transferências governamentais, referentes a auxílios de assistência social como o bolsa família e a aposentadoria para pessoas com deficiência. Essa distinção da origem das rendas foi baseada em Ferreira e Cruz (2008).

Já para a dimensão de produção, foi considerada a variável de PIB *per capita*. Para a dimensão de emprego, a proporção de pessoas ocupadas com relação à população residente total, a *proxy* de pobreza consiste na proporção de pessoas pobres com relação ao total da população. Para as condições de moradia foram inclusas três variáveis: proporção da população que vive em domicílios com água encanada, proporção da população que vive em domicílios com coleta de lixo e proporção de pessoas que vivem em domicílios com energia elétrica. Uma análise descritiva dos dados, para as regiões intermediárias de Minas Gerais, pode ser vista na Tabela A1 do Anexo.

⁶ Mais detalhes em Marques e Forchezatto (2017).

Tabela 2 - Descrição e fonte dos dados

Dimensão	Código	Descrição	Fonte	Literatura
Emprego	emp	População ocupada como proporção da população residente	IPEA e IBGE	Marques e Forchezatto (2017)
Pobreza	pobr	Proporção de pessoas pobres na população residente ²	Atlas do Desenv. Humano	Alves e Fontes (2001) Giles e Feng (2005) Ferreira e Cruz (2008).
Condições de Moradia	cmag	Proporção da população que vive em domicílios com coleta de lixo	Atlas do Desenv. Humano	Marchante e Ortega (2006)
	cmx	Proporção da população que vive em domicílios com energia elétrica		
	cmeg	Proporção da população que vive em domicílios com abastecimento de água		
Educação	emed	População com 18 anos ou mais que possui ensino médio completo	Atlas do Desenv. Humano	Ferreira e Cruz (2008). Dasgupta e Weale (1992) Hobijn e Franses (2001)
	eanalf	População com 18 anos ou mais analfabeta		Cracolici, Cuffaro e Nijkamp (2010) Marques e Forchezatto (2017)
Saúde/ Longevidade	mort	Mortalidade Infantil por 1000 pessoas ³	Atlas do Desenv. Humano	Dasgupta e Weale (1992) Hobijn e Franses (2001) Cracolici, Cuffaro e Nijkamp (2010) Marques e Forchezatto (2017)
Renda	ytrab	Renda <i>per capita</i> proveniente de rendimentos do trabalho	Atlas do Desenv. Humano e Fundação João Pinheiro	Dasgupta e Weale (1992) Hobijn e Franses (2001) Cracolici, Cuffaro e Nijkamp (2010) Marques e Forchezatto (2017)
	ytransf	Renda <i>per capita</i> proveniente das transferências do governo ^a		
Produção	pib	PIB <i>per capita</i>	IPEA	Marques e Forchezatto (2017)

Notas: ^a Para os anos de 1991 e 2000 utilizou-se a variável de “porcentagem da renda proveniente de transferências governamentais”, extraída do IPEA. Para o ano de 2010 a variável de “transferências do Bolsa Família (BF) e do Benefício de Prestação Continuada de Assistência Social (BPC), por 1000 reais correntes”, extraída da Fundação João Pinheiro. ² Proporção de indivíduos com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$140,00 mensais, em reais de agosto de 2010. ³ Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida, em cada mil crianças nascidas vivas.

Fonte: Elaboração dos autores.

Com relação ao recorte geográfico, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) lançou em 2017 uma nova regionalização para o país, na qual agrupou os municípios com base em suas condições econômicas, políticas, demográficas e ambientais, criando as *regiões imediatas e*

intermediárias. As regiões imediatas foram “estruturadas a partir de centros urbanos próximos para a satisfação das necessidades imediatas da população”, relacionadas à demanda por bens e serviços, sejam estes públicos ou não, e à procura por trabalho; já as regiões intermediárias foram constituídas pela associação entre as imediatas e as unidades da federação (IBGE, 2017, p.2).

Foram consideradas as treze regiões intermediárias para o estado de Minas Gerais: Barbacena, Belo Horizonte, Divinópolis, Governador Valadares, Ipatinga, Juiz de Fora, Montes Claros, Pouso Alegre, Patos de Minas, Teófilo Otoni, Uberaba, Uberlândia e Varginha, agrupadas de acordo com a dependência dos municípios desses polos, para a satisfação das necessidades da população.

4. Resultados e discussões

Para avaliar a existência de sigma-convergência, analisou-se a dispersão das variáveis selecionadas, para os anos 1991, 2000 e 2010. A presença de sigma-convergência é refletida pela redução na dispersão de tais variáveis, o que pode sugerir uma aproximação das regiões no decorrer dos períodos selecionados. Quando o efeito verificado é um aumento dessa dispersão, diz que há divergência.

A partir da Tabela 3, observa-se uma redução da dispersão das variáveis relacionadas à pobreza, mortalidade infantil, condições de moradia e educação, associadas às características sociais das regiões. Em contrapartida, percebe-se um aumento da dispersão das variáveis relacionadas ao emprego, renda e produção, de caráter econômico. Tal evidência aponta para um efeito antagônico entre as regiões intermediárias mineiras, havendo indícios de sigma-convergência sob a perspectiva social, ao passo que quando se consideram variáveis de cunho econômico, sugere-se uma tendência de divergência.

Essa diferença no sentido da convergência, quando se analisam aspectos sociais e econômicos, é recorrente na literatura. Os resultados de Hobijn e Franses (2001), por exemplo, apontaram para uma convergência na renda e uma divergência nos indicadores de padrões de vida utilizados, em contrapartida. O trabalho de Neumayer (2002) indicou para fortes evidências de convergência dos padrões de vida e Marchante e Ortega (2006) verificaram que, enquanto os indicadores econômicos mostraram uma convergência baixa, os de bem-estar convergiram a taxas elevadas.

Dessa forma, a presente análise corrobora com essa ideia de que indicadores econômicos e sociais, referentes aos padrões de vida, podem apresentar dinâmicas de convergência distintas. E que, para o caso das regiões intermediárias mineiras, a análise da dispersão dos dados apontou para uma convergência dos padrões de vida e uma divergência dos aspectos econômicos.

No que se refere à convergência de clubes, os primeiros resultados se referem à matriz de correlação amostral (Tabela A2 do Anexo), que apresenta um diagnóstico preliminar da interdependência entre as dimensões do desenvolvimento socioeconômico. Assim, a variável de emprego (emp), por exemplo, mostrou-se negativamente correlacionada com as variáveis de analfabetismo (eanalf), mortalidade infantil (mort) e pobreza (pobr), para todos os anos. Sobre essas correlações, cabe destacar que a análise multivariada tem na correlação uma propriedade necessária, permitindo a inclusão de diversos aspectos.

A renda *per capita* das transferências governamentais (ytransf) apresentou correlação positiva com as variáveis de emprego (emp), condições de moradia (cmag, cmlx e cmeg), ensino médio completo (emed), renda per capita proveniente do trabalho (ytrab) e produção total (pib), para os anos de 1991 e 2000. Contudo, essa tendência se inverteu para o ano de 2010, o que pode sugerir uma focalização dos programas de transferência de renda, dada a associação negativa entre esta variável e demais indicadores socioeconômicos.

A respeito da dimensão de pobreza (pobr), as relações indicam que regiões com maiores indicadores de condições de moradia (cmag, cmlx e cmeg), escolarização (emed), emprego (emp) e rendimentos (ytrab) apresentam menores proporções de pessoas pobres, ao passo que naquelas em que a mortalidade infantil (mort) e o analfabetismo (eanalf) são elevados, esta proporção é maior. A produção total (pib) se mostrou negativamente relacionada com o analfabetismo (eanalf), com a pobreza (pobr) e em menor medida com a mortalidade infantil (mort); mostrou-se ainda

positivamente correlacionada com a variável de escolarização (emed), indicando que níveis maiores de educação estão associados a uma maior produção da economia.

Tabela 3 - Variâncias e coeficientes de variação das variáveis representativas do desenvolvimento multidimensional - 1991, 2000 e 2010

Variáveis/Ano	Variância			Coeficiente de Variação		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010
Emprego	0,0005	0,0005	0,0008	0,0012	0,0012	0,0016
Pobreza	0,0092	0,0054	0,0019	0,0217	0,0210	0,0166
População com coleta de lixo	0,0043	0,0020	0,0002	0,0066	0,0022	0,0003
População com energia elétrica	0,0052	0,0009	0,0000	0,0061	0,0010	0,0000
População com abastecimento de água	0,0078	0,0042	0,0007	0,0101	0,0048	0,0008
População com ensino médio completo	0,0014	0,0015	0,0021	0,0099	0,0072	0,0066
População Analfabeta	0,0024	0,0012	0,0007	0,0116	0,0085	0,0067
Mortalidade Infantil	11,1175	8,3939	1,1717	0,3064	0,2967	0,0720
Renda <i>per capita</i> do trabalho	5299,727	7631,951	12405,237	18,5380	20,1603	24,8628
Renda <i>per capita</i> das transferências	124,9392	295,5374	650,6739	3,5587	3,7003	3,8396
PIB <i>per capita</i>	8,3465	7,4997	16,3393	1,0815	0,7388	1,1570

Fonte: Elaboração dos autores.

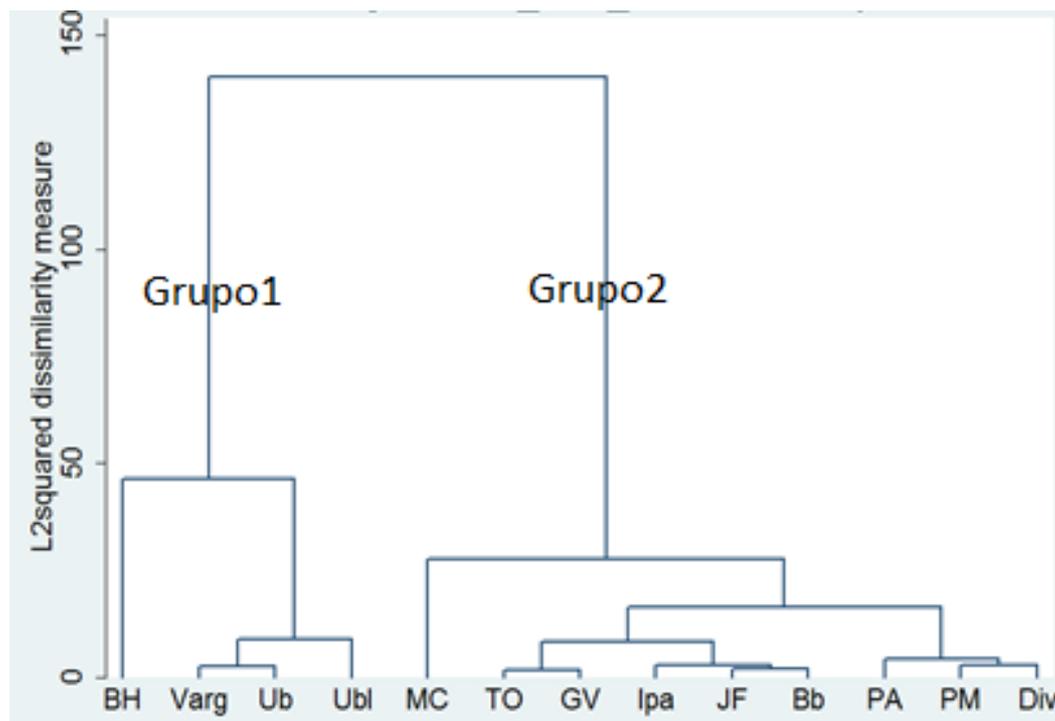
A mortalidade infantil (mort) também indicou uma correlação positiva e elevada com a pobreza (pobr) e o analfabetismo (esnslf), ao passo que as condições de moradia (cmag, cmlx e cmeg) e os rendimentos (ytrab) se mostraram negativamente relacionados com essa variável. Sobre a renda per capita do trabalho (ytrab), é importante ressaltar sua elevada correlação com a variável de educação (emed), para todos os anos, indicando que locais com elevada educação apresentam montantes elevados de renda proveniente do trabalho. Essa variável é positivamente relacionada também às de emprego (emp) e condições de moradia (cmag, cmlx e cmeg).

Os resultados da *análise de cluster*, na qual buscou-se agrupar as regiões intermediárias de Minas Gerais em termos de sua dinâmica de desenvolvimento multidimensional, reforçam esse conjunto de relações. A análise dos dendrogramas permite observar a evolução dos agrupamentos entre os anos de 1991, 2000 e 2010, bem como da existência de convergência, refletido pela redução das distâncias entre as regiões e os grupos, ou divergência, no caso contrário.

A Figura 1 traz o dendrograma indicando o agrupamento das regiões intermediárias de Minas Gerais, para o ano de 1991.

Observa-se a presença de dois grandes grupos de desenvolvimento, sendo que o primeiro, mais próximo da origem e, portanto, mais desenvolvido, compreende as regiões intermediárias de Belo Horizonte, Varginha, Uberaba e Uberlândia; e o segundo grupo consiste nas regiões de Montes Claros, Teófilo Otoni, Governador Valadares, Barbacena, Juiz de Fora, Pouso Alegre, Divinópolis e Patos de Minas.

No primeiro grupo, a região intermediária de Belo Horizonte ocupa uma posição relativamente isolada, como a mais desenvolvida, visto que existe uma distância relativamente grande entre ela e o restante do grupo. No segundo *cluster*, a região de Montes Claros apresentou uma distância relativa mais elevada.

Figura 1 - Análise de cluster – regiões intermediárias de Minas Gerais – 1991

Nota: Por uma questão de visualização dos dendrogramas foi necessário atribuir siglas às regiões intermediárias de Minas Gerais, sendo assim: BH= Belo Horizonte; Varg= Varginha; Ub=Uberaba; Ubl= Uberlândia; MC= Montes Claros; TO= Teófilo Otoni; GV= Governador Valadares; Ipa= Ipatinga; JF= Juiz de Fora; Bb= Barbacena; PA= Pouso Alegre; PM= Patos de Minas; Div= Divinópolis.

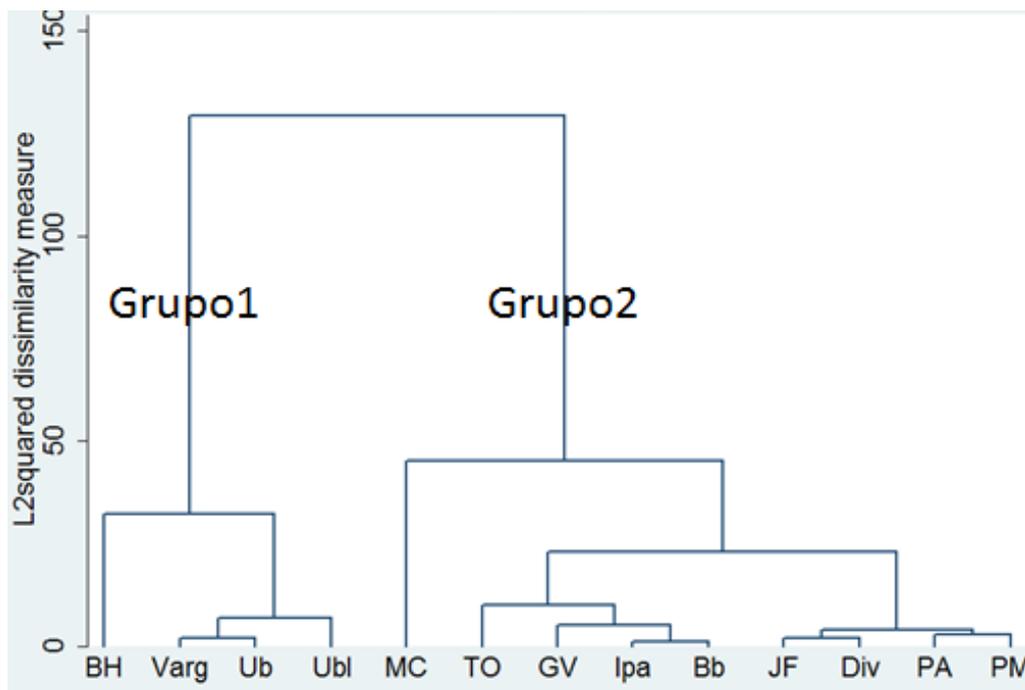
Fonte: Elaboração dos autores. Uso do software Stata 12.

Na Figura 2 observa-se que não houve alteração visual nos componentes dos *clusters*, mas o mesmo não se pode afirmar em relação às distâncias entre os dois grandes grupos e a dinâmica interna destes grupos. Na análise descritiva dos dados (Tabela A1), observou-se que as variáveis de cunho social, relativas à pobreza, analfabetismo e mortalidade infantil, apresentaram desvios-padrão relativamente mais baixos. Assim, a manutenção dos grupos pode estar relacionada à influência destas variáveis não-econômicas sobre o processo de desenvolvimento.

Pela análise visual, é possível observar que no primeiro grupo há uma redução geral das distâncias, o que pode sugerir um transbordamento da região mais desenvolvida – Belo Horizonte – para as demais. Já em se tratando da distância entre os grupos, os valores no eixo das ordenadas indicam uma redução das distâncias do ano de 1991 para o ano de 2000, o que sugere uma possível convergência entre os dois grandes grupos de regiões intermediárias mineiras.

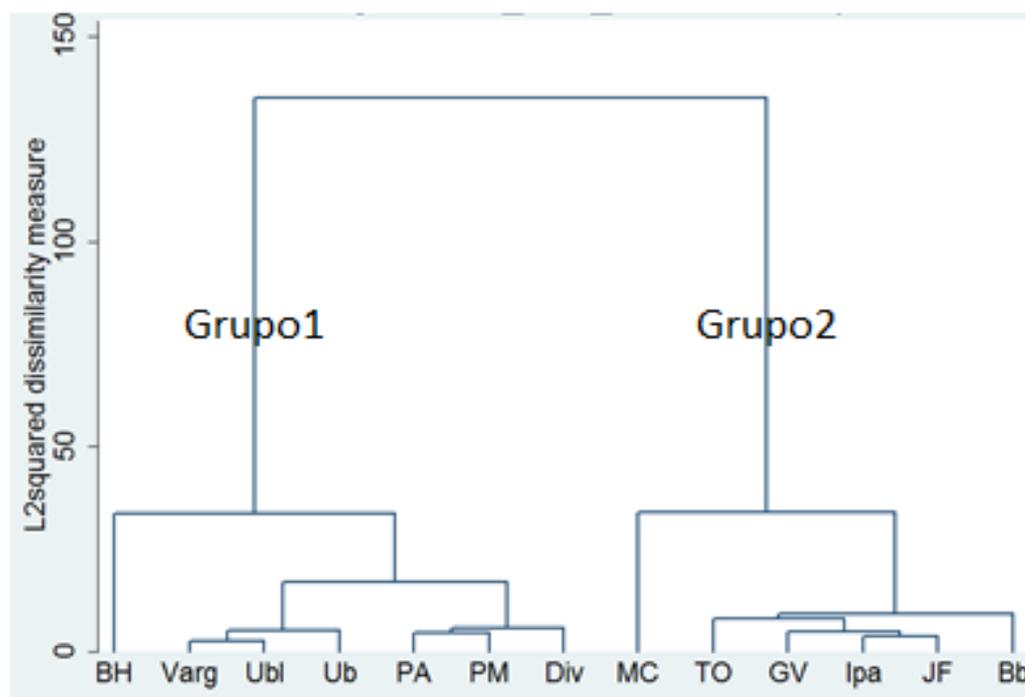
Com relação ao segundo grupo há um afastamento da região de Montes Claros das demais que, de maneira análoga, sugere uma concentração de desenvolvimento nesta região. Na análise descritiva das variáveis (Tabela A1) verifica-se indícios de uma concentração dos rendimentos que se elevaram de 1991 para 2000, mas aparentemente não atingiram todas as regiões de forma homogênea, devido a manutenção de elevados desvios-padrão entre as regiões. Assim, sugere-se algum nível de influência desses aspectos econômicos nesse distanciamento da região de Montes Claros das demais.

A análise visual da distância entre os dois grandes grupos formados, nos anos de 1991 e 2000, sugere que houve uma aproximação destes, o que caracteriza um processo de convergência. Quando comparados com o agrupamento de 2010, porém, as diferenças se mostram mais evidentes (Figura 3). Ao confrontar o agrupamento de 2000 com o de 2010 percebe-se um aumento da distância entre os grupos, o que pode indicar um processo recente de divergência entre os grupos de regiões intermediárias mineiras, sob o aspecto multidimensional, ou seja, incorporando outros aspectos do desenvolvimento para além da renda.

Figura 2 - Análise de cluster – regiões intermediárias de Minas Gerais – 2000

Nota: Por uma questão de visualização dos dendrogramas foi necessário atribuir siglas às regiões intermediárias de Minas Gerais, sendo assim: BH= Belo Horizonte; Varg= Varginha; Ub=Uberaba; Ubl= Uberlândia; MC= Montes Claros; TO= Teófilo Otoni; GV= Governador Valadares; Ipa= Ipatinga; JF= Juiz de Fora; Bb= Barbacena; PA= Pouso Alegre; PM= Patos de Minas; Div= Divinópolis.

Fonte: Elaboração dos autores. Uso do software Stata 12.

Figura 3 - Análise de cluster – regiões intermediárias de Minas Gerais – 2010

Nota: Por uma questão de visualização dos dendrogramas foi necessário atribuir siglas às regiões intermediárias de Minas Gerais, sendo assim: BH= Belo Horizonte; Varg= Varginha; Ub=Uberaba; Ubl= Uberlândia; MC= Montes Claros; TO= Teófilo Otoni; GV= Governador Valadares; Ipa= Ipatinga; JF= Juiz de Fora; Bb= Barbacena; PA= Pouso Alegre; PM= Patos de Minas; Div= Divinópolis.

Fonte: Elaboração dos autores. Uso do software Stata 12.

Este distanciamento entre os grupos pode estar associado não a uma piora do segundo *cluster*, mas a uma permanente melhora do primeiro – Lei de *Verdoorn*. O segundo agrupamento não consegue acompanhar o processo de desenvolvimento sem que haja uma participação do Estado, no sentido incentivar os investimentos produtivos para ampliar os empregos e os rendimentos, incluindo assim as regiões de Montes Claros, Teófilo Otoni, Governador Valadares, Ipatinga, Juiz de Fora e Barbacena em um patamar superior de desenvolvimento social e econômico.

Quando se compara os agrupamentos de 1991, 2000 e 2010 é possível perceber que há uma aproximação dos grupos entre os anos de 1991 e 2000 e, mesmo estes se distanciando quando se compara 2000 e 2010, os valores indicados nos eixos das ordenadas mostram que a tendência de convergência permanece entre 1991 e 2010, visto que as distâncias reduziram entre esses anos.

A análise descritiva das variáveis (Tabela A1) indicou uma evolução positiva dos aspectos de cunho social ao longo dos anos, que, na média, apresentaram uma redução da pobreza, do analfabetismo e da mortalidade infantil, e uma melhora nos índices de escolarização e condições de moradia. O Estado exerce influência direta em tais aspectos, por ser o principal provedor de infraestrutura, saúde, educação e programas de assistência social. Dessa forma, pode-se deduzir que, ao longo destes anos, o Estado teve papel significativo nos indicadores sociais e de condição de vida da população, fortalecendo a hipótese de convergência de desenvolvimento das regiões intermediárias de Minas Gerais.

Ainda sobre os agrupamentos formados para o ano de 2010, é possível perceber uma redução das distâncias, sobretudo no Grupo 2, e uma realocação das regiões intermediárias entre os dois grupos. A primeira observação pode ser caracterizada como uma convergência intra-grupos e, mais uma vez, pode estar associada à evolução mais homogênea das variáveis não econômicas (pobreza, escolarização, mortalidade infantil e condições de moradia). A segunda, que caracteriza o processo de migração das regiões intermediárias de Pouso Alegre, Patos de Minas e Divinópolis para o primeiro grupo, pode ter sido influenciado por um efeito *spillover* de desenvolvimento das regiões presentes nesse grupo para seus vizinhos mais próximos.

Esse resultado corrobora com alguns estudos sobre convergência realizados para Minas Gerais. Perobelli et al. (2007) encontraram um fortalecimento de autocorrelação positiva para a região do Triângulo Mineiro. A formação do primeiro *cluster*, cujas regiões apresentam melhor desenvolvimento relativo, vai ao encontro desse resultado, a partir da migração das regiões intermediárias de Pouso Alegre, Patos de Minas e Divinópolis para esse grupo. Sobre o grupo de regiões mineras menos desenvolvidas, os autores encontram uma auto-correlação negativa para as regiões dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri. Nas Figuras 1, 2 e 3, a região intermediária de Teófilo Otoni, que engloba municípios dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri, se manteve no *cluster* de menor grau de desenvolvimento para todos os anos analisados (1991 2000 e 2010).

Na análise de agrupamento realizada por Alves e Fontes (2001), os municípios da Zona da Mata se localizaram em grupos cujas principais características eram a elevada desigualdade e pobreza, o que justifica a presença das regiões intermediárias de Juiz de Fora e Barbacena no *cluster* de menor desenvolvimento para a presente aplicação, em todos os anos. Já os municípios da Região do Vale do Rio Doce, que compreende as regiões intermediárias de Governador Valadares, Ipatinga, e uma parte do território das regiões intermediárias de Juiz de Fora e de Teófilo Otoni, se concentraram em grupos onde, apesar de bons índices de educação e saúde, apresentaram elevada desigualdade e pobreza, podendo ser esta uma justificativa para tais regiões se manterem no *cluster* de menor desenvolvimento em todos os anos.

Considerando a importância da validação dos resultados da análise de cluster, lança-se mão de testes que podem validar a adequação do método utilizado. O teste de *esfericidade de Barlett* tem como hipótese nula que a matriz de correlação das variáveis utilizadas é uma matriz identidade. Os resultados da Tabela 4 indicam a rejeição da hipótese nula, apontando uma boa adequação dos dados às análises multivariadas.

Tabela 4 - Resultado do teste de Barlett - 1991, 2000 e 2010

Ano	Chi-squared	p-valor
1991	208,605	0,000
2000	216,496	0,000
2010	185,093	0,000

Fonte: Elaboração dos autores. Uso do software Stata 12.

O teste de *Wilcoxon* é utilizado para verificar a significância estatística das diferenças das distâncias entre os anos, para os grupos formados na análise de *cluster* (MARQUES; FORCHEZATTO, 2017). No entanto, tais diferenças de distância não foram estatisticamente diferentes de zero. Primeiramente, a análise da sigma-convergência resultou na percepção de um antagonismo de sentido entre as variáveis de progresso social e as de cunho econômico, como observado na Tabela 3. Assim, diante da suposta convergência entre os aspectos sociais e divergência entre os econômicos, pode-se sugerir uma possível compensação entre esses efeitos, o que pode ter subestimado a diferença das distâncias entre os grupos de maior (grupo 1) e menor desenvolvimento (grupo 2), ao longo dos anos analisados.

Vale destacar que a convergência é um processo de longo prazo. Diversos estudos indicaram que é grande o tempo necessário – meia vida – para que regiões convergissem. Alves e Fontes (2001), por exemplo, encontraram uma meia vida média de 35 anos para o estado de Minas Gerais e 40 anos para grupos de regiões caracterizados como menos desenvolvidos. Já Gomes e Esperidião (2016) encontraram uma meia-vida de 46 anos para as regiões Sudeste e Sul do Brasil. Enquanto Firme e Simão (2014) encontraram uma meia vida oscilando de 40 a 60 anos, para a convergência entre regiões mineiras. Dessa forma, um recorte temporal maior pode ser demandado para captar essa significância estatística.

Todavia, em termos econômicos é preciso destacar que as diferenças na dinâmica produtiva das regiões tornam a convergência de renda mais complexa, visto que estas apresentam encadeamentos produtivos distintos e condizentes com as características locais. Isso, além de dificultar uma replicação das regiões mais desenvolvidas para aquelas mais atrasadas, soma-se aos efeitos propulsores gerados pelo desenvolvimento, resultando em uma tendência de divergência que corrobora a Lei de *Verdoorn*, segundo a qual regiões que apresentam vantagem comparativa em termos de desenvolvimento tendem a manter essa vantagem ao longo dos anos.

5. Considerações finais

O presente trabalho analisou o processo de convergência de desenvolvimento entre regiões intermediárias de Minas Gerais, sob um enfoque multidimensional. Para tal, foram consideradas variáveis relativas às dimensões de saúde, educação, pobreza, condições de moradia, rendimentos, emprego e produção.

As evidências apontaram para um efeito antagônico entre as regiões intermediárias mineiras, na qual há indícios de sigma-convergência sob a perspectiva social ao passo que, quando se consideram variáveis de cunho econômico, destaca-se a presença de divergência. Em se tratando dos clubes de convergência, verificou-se dois principais grupos de regiões intermediárias para todos os anos. No agrupamento de 1991, observou-se que o primeiro grupo era formado pelas regiões intermediárias de Belo Horizonte, Varginha, Uberaba e Uberlândia e o segundo grupo pelas demais regiões. A análise visual dos dendrogramas permite sugerir diferenças dos agrupamentos entre os anos de 1991 e 2010, visto que entre 1991 e 2000 os resultados ficaram relativamente próximos, em termos de composição dos agrupamentos.

A região intermediária de Belo Horizonte aparece em 1991 numa posição relativamente isolada dentro do primeiro grupo, como a mais desenvolvida. Essa tendência persistiu ao longo dos anos, porém, a partir da análise visual dos dendrogramas, a distância entre esta e as demais regiões

reduziu-se gradativamente. Já a região de Montes Claros obteve uma tendência inversa dentro do segundo grupo, visto que a distância entre ela e as demais aumentou. Outra diferença entre os agrupamentos de 1991 e de 2010 reside na mudança das regiões intermediárias de Patos de Minas, Pouso Alegre e Divinópolis para o grupo de maior desenvolvimento.

A análise visual dos dendrogramas permite sugerir que a distância entre os dois grandes grupos diminuiu do ano de 1991 para o ano de 2010, o que indica uma tendência de convergência no longo prazo. Todavia, considerando as oscilações entre os anos de 2000 e 2010, observou-se um aumento da distância entre os grupos, o que caracteriza um processo de divergência.

Para que haja uma redução das desigualdades, em termos de desenvolvimento multidimensional, pode ser necessário maior participação do Estado em algumas regiões intermediárias, no sentido de garantir acesso a condições básicas de sobrevivência, associadas a infraestrutura saúde, educação e condições de moradia para a população como um todo. Todavia, faz-se necessário também a adoção de políticas voltadas para a ampliação do emprego, da produção total da economia e, conseqüentemente, dos rendimentos provenientes do trabalho, visto que talvez resida justamente nesses aspectos as raízes e/ou a persistência das desigualdades mineiras.

Quanto mais dimensões são incluídas às análises, mais robustas se tornam as discussões sobre as desigualdades regionais, seja em Minas Gerais ou qualquer outra região brasileira. Contudo, empiricamente, observa-se uma elevada correlação entre as variáveis representativas da multidimensionalidade do desenvolvimento, o que favorece o uso da análise multivariada. Ressalta-se, porém, que esse tipo de análise é limitado para indicar com precisão estatística os elementos condicionantes do processo de convergência, o que poderia ser interessante para o direcionamento de políticas públicas. Ainda, no que se refere às limitações deste trabalho, ressalta-se que a não significância do teste de *Wilcoxon* não invalida a importância desta análise para identificação dos agrupamentos e que uma dimensão temporal maior poderia captar essa significância estatística.

Assim, para trabalhos futuros, além da aplicação de métodos que permitam maior amplitude temporal, sugere-se a inclusão de novas dimensões, como as institucionais ligadas às liberdades políticas e civis e ambientais relacionadas ao desenvolvimento sustentável. Além disso, sugere-se uma análise espacial dessas relações, considerando a possível presença de efeitos espaciais nas regiões intermediárias de Minas Gerais. Por fim, reforça-se a importância desse tipo de análise multidimensional tendo em vista que o desenvolvimento sustentável e mais equilibrado depende da incorporação de outras dimensões para além das puramente econômicas.

Referências

- AFONSO, M. A. D.; MELÃO, N. F. R. Para uma Tipologia Socioeconômica da Área Metropolitana do Porto: Uma Análise Estatística Multivariada. *Tékhnē - Polytechnical Studies Review*, v. 5, n. 8, p. 215-242, 2007.
- ALVES, L.F.; FONTES, R. Clubes de Convergência entre os Municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, p. 546-568, 2001.
- ANDRADE, C. M. C. *Crédito e Crescimento Econômico: Uma Análise da Relevância dos Tipos de Crédito no Brasil*. 2009. 139 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.
- CAVALCANTE, L. R. M. T. Produção Teórica em Economia Regional: Uma Proposta de Sistematização. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 02, n. 1, p. 9-32, 2008.
- CRACOLICI, M.F.; CUFFARO, M.; NIJKAMP, P. The Measurement of Economic, Social and Environmental Performance of Countries: A Novel Approach. *Social Indicators Research*, v. 95, n. 2, p. 339, 2010.
- DASGUPTA, P.; WEALE, M. On Measuring the Quality of Life. *World Development*, v. 20, n. 1, p. 119-131, 1992.

- FERREIRA, R. T.; CRUZ, M. S. Clubes de Convergência na Desigualdade de Renda nos Municípios Brasileiros. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia. *Anais...* ANPEC- Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2008.
- FIRME, V. A. C.; VASCONCELOS, C. R. F. Identificação de Nichos de Mercado para Países Exportadores: uma Análise Multivariada para o Ano de 2011. *Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 33, n. 64, p. 317-347, 2015
- FJP. Fundação João Pinheiro. *Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS)*. Disponível em: <www.imrs.fjp.mg.org.br>.
- GALOR, O. Convergence? Inferences from Theoretical Models. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.
- GILES, D. E. A.; FENG, H. Output and Well-Being in Industrialized Nations in the Second Half of the 20th Century: Testing for Convergence using Fuzzy Clustering Analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 16, n. 2, p. 285-308, 2005.
- GLIGOR, M.; AUSLOOS, M. Convergence and Cluster Structures in EU Area According to Fluctuations in Macroeconomic Indices. *Journal of Economic Integration*, v. 23, n. 2, p. 297-330, 2011.
- GOMES, R. R.; ESPERIDIÃO, F. Convergência de Renda: Uma Análise em Painel para as Regiões Brasileiras no Período 1995-2009. *Ensaio FEE*, v. 37, n. 1, p. 115-144, 2016.
- HANSEN, B. E. Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
- HOBIIJN, B.; FRANCES, P. H. Are Living Standards Converging? *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 12, n. 2, p. 171-200, 2001.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Dados gerais*. Disponível em: <www.ibge.gov.br>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *O Recorte das Regiões Geográficas Imediatas e Intermediárias de 2017*. 2017.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Desafios do Desenvolvimento*. 2004. Disponível em: <www.ipea.gov.br>.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Ipeadata*. 2018. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>.
- LUCAS JR, R. E. On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22(1), 3-42, 1988.
- MADUREIRA, E. M. P. Desenvolvimento Regional: Principais Teorias. *Revista Thêma et Scientia*, Vol, v. 5, n. 2, p. 9, 2015.
- MARCHANTE, A. J.; ORTEGA, B. Quality of Life and Economic Convergence across Spanish Regions, 1980-2001. *Regional Studies*, v. 40, n. 5, p. 471-483, 2006.
- MARQUES, A. M.; FOCHEZATTO, A. Uma Análise Multidimensional do Processo de Convergência entre os Estados Brasileiros, 1970-2000. *Ensaio FEE*, v. 38, n. 3, p. 467-498, 2017.
- MCGILLIVRAY, M.; SHORROCKS, A. Inequality and Multidimensional Well-Being. *Review of Income and Wealth*, v. 51, n. 2, p. 193-199, 2005.
- MINGOTI, S. A. Análise de Dados através de Métodos de Estatística Multivariada: Uma Abordagem Aplicada. Editora UFMG, 2005.

- NEUMAYER, E. Beyond Income: Convergence in Living Standards, Big Time. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 14, n. 3, p. 275-296, 2003.
- PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de Convergência Espacial no Estado de Minas Gerais: 1975-2003. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 1, n. 1, 2007.
- QUEIROZ, B. L. Diferenciais Regionais de Salários nas Microrregiões Mineiras. Belo Horizonte, 2001. 191 p. Dissertação (Mestrado em Sociologia). Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.
- RUSSO, L. X.; SANTOS, W. O.; PARRÉ, J. L. *Uma Análise da Convergência Espacial do PIB per capita para os Municípios da Região Sul do Brasil (1999-2008)*. Anais: XV Encontro de Economia da Região Sul–ANPEC SUL. Porto Alegre, 2012.
- SALA-I-MARTIN, X. X. The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, 1996.
- SEN, A. The Standard of Living: Lecture I, Concepts and Critiques. In: HAWTHORN, G. (Ed.), *The Standard of Living*. Cambridge University Press, Cambridge, 1987a.
- SEN, A. The Standard of Living: Lecture II, Lives and Capabilities. In: HAWTHORN, G. (Ed.), *The Standard of Living*. Cambridge University Press, Cambridge, 1987b.
- SERRANO, F. L.; CESARATTO, S. As Leis de Rendimento nas Teorias Neoclássicas do Crescimento: Uma Crítica Sraffiana. *Ensaio FEE*, v. 23, n. 2, p. 699-730, 2002.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94. 1956.
- ZAMBRANO, C.; LIMA, J. E. Análise Estatística Multivariada de Dados Socioeconômicos. SANTOS, M. L.; VIEIRA, W. C. (Org). *Métodos Quantitativos em Economia*, Viçosa, UFV, 2004. p. 555-576.

ORCID

Ana Paula Nunes Silva  <https://orcid.org/0000-0003-2847-2539>

Hilton Manoel Dias Ribeiro  <https://orcid.org/0000-0003-2729-9674>

Suzana Quinet de Andrade Bastos  <https://orcid.org/0000-0002-8080-1486>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

Tabela A2 - Matriz de correlação – 1991, 2000, 2010

1991	Emp	pobr	emed	enalf	cmag	cmlx	cmeg	ytrab	ytransf	piib	mort
Emp	1										
pobr	-0,9043	1									
Emed	0,5200	-0,7396	1								
Eanalf	-0,8104	0,9042	-0,8207	1							
Cmag	0,8609	-0,8920	0,6933	-0,9733	1						
Cmlx	0,8411	-0,8648	0,5698	-0,8164	0,8571	1					
Cmeg	0,8657	-0,9459	0,7441	-0,9641	0,9647	0,8914	1				
Ytrab	0,7398	-0,9173	0,9039	-0,8454	0,7544	0,7152	0,8402	1			
ytransf	0,3892	-0,6053	0,9423	-0,7324	0,6042	0,4211	0,6356	0,8035	1		
piib	0,5072	-0,7638	0,9408	-0,8406	0,7100	0,5929	0,7666	0,8995	0,8727	1	
mort	-0,7545	0,661	-0,2829	0,6928	-0,7608	-0,7556	-0,7146	-0,4208	-0,1422	-0,3090	1
2000	emp	pobr	emed	enalf	cmag	cmlx	cmeg	ytrab	ytransf	piib	mort
emp	1										
pobr	-0,8766	1									
emed	0,3698	-0,6709	1								
eanalf	-0,6972	0,9368	-0,8158	1							
cmag	0,6731	-0,8975	0,6117	-0,9315	1						
cmlx	0,8531	-0,9380	0,6153	-0,8906	0,8461	1					
cmeg	0,6253	-0,8748	0,6183	-0,9114	0,9623	0,8327	1				
ytrab	0,7312	-0,8910	0,8478	-0,8686	0,7054	0,8180	0,7126	1			
ytransf	0,1588	-0,5424	0,8917	-0,7476	0,6082	0,4236	0,6332	0,7119	1		
piib	0,6684	-0,8576	0,6979	-0,8269	0,7209	0,8515	0,6869	0,8536	0,5470	1	
mort	-0,6777	0,7253	-0,2370	0,6797	-0,7396	-0,8465	-0,7403	-0,4981	-0,1897	-0,6431	1
2010	emp	pobr	emed	enalf	Cmag	cmlx	cmeg	ytrab	ytransf	piib	mort
emp	1										
pobr	-0,8646	1									
emed	0,4418	-0,6137	1								
eanalf	-0,7210	0,9375	-0,7968	1							
cmag	0,6702	-0,9003	0,6384	-0,8451	1						
cmlx	0,7011	-0,9299	0,5687	-0,9043	0,7981	1					
cmeg	0,5681	-0,8334	0,5753	-0,8262	0,8502	0,8159	1				
ytrab	0,7375	-0,8250	0,8697	-0,8718	0,8179	0,6619	0,6216	1			
ytransf	-0,5032	0,7203	-0,7101	0,8810	-0,5836	-0,7585	-0,6369	-0,6822	1		
piib	0,6665	-0,8107	0,7432	-0,8052	0,7419	0,7066	0,5661	0,8644	-0,5699	1	
mort	-0,7540	0,8725	-0,4280	0,8120	-0,6705	-0,8425	-0,7554	-0,5984	0,6091	-0,6732	1

Fonte: Elaboração dos autores. Uso do *software* Stata 12.

**DESIGUALDADE E DESENVOLVIMENTO: REVISITANDO A HIPÓTESE DE
KUZNETS APÓS A REDUÇÃO DA DESIGUALDADE NOS MUNICÍPIOS
BRASILEIROS***

Gian Paulo Soave

Departamento de Economia, Universidade Federal da Bahia (UFBA)

E-mail: gianps@ufba.br

Fábio Augusto Reis Gomes

Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEARP),
Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: fabiogomes@fearp.usp.br

Fernando Barros Junior

Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEARP),
Universidade de São Paulo (USP)

E-mail: fabarrosjr@gmail.com

RESUMO: Considerando a Curva de Kuznets, investigamos a relação entre a renda e a desigualdade de renda nos municípios brasileiros. Para tanto, utilizamos dados de 1991, 2000 e 2010 e estimadores que acomodam o espaçamento desigual entre esses anos. Outras importantes contribuições deste trabalho são: o uso de diversas medidas de desigualdade e a implementação de diferentes especificações econométricas, incluindo o polinômio do quarto grau que é mais flexível do que as formas funcionais usuais. Os resultados iniciais indicam que há uma evidência a favor da Curva de Kuznets para os índices de Gini e L de Theil, mas tal evidência desaparece ao empregarmos o polinômio do quarto grau. Para outras medidas de desigualdade – razões entre a renda dos mais ricos e dos mais pobres – não há evidência a favor da hipótese da Curva de Kuznets. Portanto, de um modo geral, a evidência não é favorável a Curva de Kuznets.

Palavras-chave: Desigualdade; Desenvolvimento Econômico; Curva de Kuznets; Brasil.

Classificação JEL: C23; D31; O10; O15.

**INEQUALITY AND DEVELOPMENT: REVIEWING THE KUZNETS HYPOTHESIS
AFTER REDUCING INEQUALITY IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES**

ABSTRACT: Considering the Kuznets Curve, we investigated the relationship between income and income inequality in Brazilian municipalities. For that, we use data from 1991, 2000 and 2010 and estimators that accommodate the uneven spacing between those years. Other important contributions of this work are: the use of different measures of inequality and the implementation of different econometric specifications, including the fourth degree polynomial that is more flexible than the usual functional forms. The initial results indicate that there is evidence in favor of the Kuznets Curve for the Gini and L indices of Theil, but such evidence disappears when using the fourth-degree polynomial model. For other measures of inequality - ratios between the income of the richest and the poorest - there is no evidence in favor of the Kuznets Curve hypothesis. Therefore, in general, the evidence is not favorable to the Kuznets Curve.

Keywords: Inequality; Economic development; Kuznets curve; Brazil.

JEL Codes: C23; D31; O10; O15.

1. Introdução

Com base no processo de migração permanente de mão de obra da área rural para a área urbana, Kuznets (1954) argumentou que haveria uma relação em U invertido entre a desigualdade de renda e o nível de desenvolvimento econômico de um país. Como o setor industrial seria mais produtivo do que o rural, essa migração geraria um aumento da renda média, marcado, inicialmente, pelo aumento da desigualdade de renda. Contudo, à medida que o processo migratório se intensificasse, mais pessoas se beneficiariam da maior produtividade e renda na indústria. Assim, a renda per capita continuaria a aumentar, mas a desigualdade experimentaria uma queda. Deste processo surgiria justamente uma curva em formato de U invertido, chamada Curva de Kuznets, que expressaria uma relação estável entre a renda e a desigualdade de renda.

Posteriormente, outros argumentos foram elaborados para justificar a existência da Curva de Kuznets, como uma insatisfação crescente da sociedade com o aumento da concentração de renda que, por sua vez, levaria a políticas redistributivas (ACEMOGLU; ROBINSON, 2002). Outra extensão em relação ao trabalho de Kuznets (1954) seria a proposta de uma curva em formato N. List e Gallet (1999) propuseram que a migração da indústria para o setor de serviços geraria um aumento da renda e da desigualdade da renda. Neste sentido, após se observar o formato de U invertido, o crescimento adicional da renda via expansão do setor de serviços levaria a um aumento da desigualdade.

Barros e Gomes (2008) investigaram a hipótese da Curva de Kuznets para os municípios brasileiros com base nos dados dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) realizados nos anos de 1991 e 2000. Os autores usaram duas medidas de desigualdade – índices de Gini e L de Theil – e, após estimarem vários modelos econométricos, concluíram que os resultados são ambíguos. Mais precisamente, enquanto algumas estimações não levaram à rejeição da hipótese da Curva de Kuznets, outras acarretaram a conclusão oposta. Figueiredo et al. (2011) também analisaram os municípios brasileiros com base em dados referentes aos anos de 1991 e 2000, encontrando evidência favorável a hipótese da Curva de Kuznets.¹

Em um estudo recente sobre convergência de desigualdade de renda, Gomes e Soave (2019) analisaram dados dos municípios brasileiros referentes aos anos censitários de 1991, 2000 e 2010, concluindo que, embora entre 1991 e 2000 tenha ocorrido um aumento do índice de desigualdade de Gini dos municípios, esta tendência reverteu-se ao longo dos anos 2000. Esta dinâmica da desigualdade ocorreu em um período de crescimento da renda.² Segundo Gomes e Soave (2019), entre 1991 e 2000 o PIB per capita brasileiro cresceu aproximadamente 0,97% ao ano, enquanto entre 2001 e 2010 esse percentual elevou-se para 2,51%. Embora esses autores tenham investigado outro tema, essas observações estão em linha com a hipótese da Curva de Kuznets.

Na Tabela 1 apresentamos a média da renda per capita e de quatro indicadores de desigualdade para os municípios brasileiros nos anos de 1991, 2000 e 2010.³ Evidentemente, a renda per capita média dos municípios cresceu ao longo destes anos. Além disso, note que as medidas de desigualdade têm, em média, um comportamento que não exclui o formato em U invertido ao longo desses anos. Por exemplo, a média do índice de Gini em 1991 é igual a 0,525, aumenta para 0,547 em 2000, mas cai para 0,494 em 2010. Este padrão se repete para os valores médios dos demais indicadores de desigualdade considerados. Nesta perspectiva, ainda que de forma bastante preliminar, haveria um indício a favor da hipótese da Curva de Kuznets. Isto nos motiva a revisar trabalhos como o de Barros

¹ Há na literatura nacional trabalhos que estudaram regiões ou estados específicos. Por exemplo, Bêni, Marquetti e Kloeckner (2002) e Bagolin et al. (2002) investigaram os municípios do Rio Grande do Sul, enquanto Jacinto et al. (2009) analisaram os municípios da região Nordeste. Ainda, Salvato et al. (2006) e Silva Júnior et al. (2016) estudaram, respectivamente, os municípios de Minas Gerais e de Santa Catarina. De um modo geral, tais estudos encontraram evidências favoráveis a hipótese da Curva de Kuznets.

² Ao longo da década de 2000 houve no Brasil uma intensificação de políticas redistributivas e, de fato, a evidência aponta que houve um crescimento pró-pobre (MANSO et al. 2006; MANSO et al., 2010). Esta dinâmica está de acordo com a argumentação de Acemoglu e Robinson (2002) para justificar a Curva de Kuznets.

³ A Seção 4.1 apresenta a definição de cada uma dessas variáveis bem como a fonte dos dados.

e Gomes (2008), adicionando as informações do Censo 2010 (IBGE), além de indicadores de desigualdade de renda ainda não explorados, como razões entre a renda dos mais ricos e dos mais pobres. De fato, a inclusão de novas medidas de desigualdade é importante para avaliarmos se os resultados são robustos. Por um lado, a Curva de Kuznets poderia ser captada por diferentes medidas de desigualdade (AHLUWALIA, 1976). Por outro lado, enquanto os índices de Gini e L de Theil dependem de toda a distribuição de renda, as razões da renda dos ricos e pobres dependem apenas das caudas dessa distribuição, sendo possível que se observem resultados divergentes.

Tabela 1 - Valores médios da renda e de indicadores de desigualdade de renda

Ano	Renda	Gini	Theil	R1040	R2040
1991	234,831	0,525	0,490	16,542	11,112
2000	338,542	0,547	0,515	24,480	16,486
2010	493,606	0,494	0,456	14,423	10,105

Nota: Há 5565 observações (municípios) por ano. Renda, Gini, Theil, R1040 e R2040 referem-se, respectivamente, a renda real per capita, índice de Gini, índice L de Theil, razão da renda dos 10% mais ricos e dos 40% mais pobres e razão da renda dos 20% mais ricos e dos 40% mais pobres.

Ao incorporar os dados de 2010, deparamo-nos com um problema não presente nos estudos baseados nos anos de 1991 e 2000. Tem-se 9 anos entre os Censos Demográficos (IBGE) de 1991 e 2000 e 10 anos entre os Censos Demográficos (IBGE) de 2000 e 2010. Dado este espaçamento desigual, há duas opções. A primeira consiste em explorar os três anos do painel conjuntamente por meio de algum método que considere adequadamente o espaçamento entre os anos da amostra. A segunda opção seria examinar dois painéis, um referente a 1991 e 2000, outro referente a 2000 e 2010. Escolhemos a primeira opção uma vez que, em média, as quatro medidas de desigualdade apresentadas na Tabela 1 apresentaram aumento entre os anos de 1991 e 2000 e queda entre 2000 e 2010. Neste sentido, um método que considere os três anos censitários é preferível por potencializar a identificação do eventual formato de U invertido entre a renda e a sua desigualdade. Por esta razão, empregamos os estimadores de Baltagi e Liu (2013, 2015) aliados à transformação proposta por Baltagi e Wu (1999) para acomodar o espaçamento desigual entre os anos da amostra. O uso desta abordagem constitui uma das importantes contribuições deste trabalho, pois nos permite explorar conjuntamente os três anos censitários e realizar inferência estatística de forma apropriada.

Além de escolher estimadores adequados, é necessário selecionar os modelos econométricos apropriados. A literatura considera diversos modelos paramétricos para estimar a relação entre a renda e a desigualdade de renda, como o polinômio do segundo grau e os modelos econométricos desenvolvidos por Anand e Kanbur (1993). Todos estes modelos têm como característica comum a imposição de uma curva estritamente côncava ou convexa. No entanto, para captar um aumento da desigualdade posterior a observação do formato em U invertido, como proposto por List e Gallet (1999), é necessário empregar na família dos polinômios um que seja pelo menos do terceiro grau. Nesta perspectiva, é importante destacar que Mushinski (2001), ao analisar o caso de regiões norte-americanas, concluiu que os resultados da abordagem não-paramétrica indicam que um polinômio de quarto grau capturaria melhor a relação entre a renda e a desigualdade de renda. De fato, ao estimar tal polinômio, Mushinski (2001) obteve coeficientes estatisticamente significantes e não rejeitou a hipótese da Curva de Kuznets. Por tudo isso, não nos limitamos ao uso de formas funcionais que impõe curvas estritamente côncavas ou convexas e empregamos, também, o polinômio do quarto grau, sendo a aplicação deste método paramétrico mais flexível à terceira contribuição deste trabalho.

Considerando todas as inovações de nossa metodologia, este trabalho distingue-se dos demais da literatura nacional em virtude dos seguintes fatores: *i*) utilizamos várias medidas de desigualdade; *ii*) incorporamos os dados referentes ao Censo 2010 (IBGE), constituindo um painel com três anos; *iii*) empregamos estimadores que levam em conta o espaçamento desigual entre os anos da amostra, mas também os estimadores usuais; *iv*) empregamos uma especificação paramétrica baseada no polinômio

do quarto grau, que é mais flexível do que as usuais. Por tudo isso, investigamos de forma apropriada a relação entre a renda e a desigualdade de renda, levando em conta a queda acentuada da desigualdade que ocorreu na década de 2000. Mais do isso, podemos verificar se os resultados são sensíveis às formas funcionais dos modelos econométricos e às medidas de desigualdade empregadas. Vale ressaltar que Silva Júnior et al. (2016) e Barbosa et al. (2017) analisam os dados dos Censos Demográficos (IBGE) de 1991, 2000 e 2010, porém, sem levar em conta o espaçamento desigual entre esses períodos. Paula e Saiani (2019) também incorporam os dados referentes ao ano de 2010, mas não utilizam os dados de 1991. Nenhum desses trabalhos emprega o polinômio do quarto grau. Finalmente, via de regra, a literatura nacional emprega apenas os índices de Gini e L de Theil como medidas de desigualdade de renda, o que inclusive nos motivou a verificar se os resultados são robustos à diferentes medidas.

Esta nova abordagem acarretou as seguintes conclusões. Os resultados são sensíveis à medida de desigualdade utilizada e à forma funcional dos modelos econométricos. A sensibilidade dos resultados com respeito aos estimadores é evidenciada pela estimação pontual dos parâmetros, mas não pela análise de concavidade das curvas estimadas. Com respeito aos índices de Gini e L de Theil, quando empregadas formas funcionais que impõe uma curva estritamente côncava ou convexa, não se rejeita a Curva de Kuznets. No entanto, ao se empregar um modelo econométrico mais flexível – polinômio do quarto grau – esta evidência desaparece. A reversão desses resultados evidencia a importância desse elemento de nossa metodologia. Com respeito às razões entre a renda dos mais ricos e dos mais pobres, os modelos estimados não são capazes de identificar uma relação estável entre essas medidas de desigualdade de renda e a renda. Neste sentido, para esses casos não há qualquer evidência a favor da Curva de Kuznets.

Além desta introdução, o artigo é assim organizado. A Seção 2 apresenta motivações para a Curva de Kuznets. A Seção 3 apresenta estudos referentes ao caso brasileiro. A Seção 4 apresenta a metodologia econométrica, o que inclui a descrição dos dados e a apresentação dos modelos e dos estimadores empregados. A Seção 5 sumariza nossas conclusões.

2. Motivações para a curva de Kuznets

Kuznets (1955) sugeriu que a desigualdade de renda geralmente aumenta nos primeiros estágios do desenvolvimento econômico e depois diminui, o que acarreta uma relação em U invertido entre a desigualdade e o nível desenvolvimento que se tornou conhecida como Curva de Kuznets. Esta curva foi fundamentada por Kuznets com base na migração dos trabalhadores das áreas rurais para as áreas urbanas. Inicialmente, a desigualdade aumentaria porque a produtividade do setor agrícola é consideravelmente menor do que a do setor industrial. Porém, durante o curso posterior do crescimento econômico, após o aumento inicial da desigualdade salarial, haveria um declínio na dispersão salarial por dois motivos. Primeiramente, por uma mudança da mão de obra do setor agrícola para a indústria e, em segundo lugar, pelo progresso e modernização da agricultura e aumento de produtividade deste setor.

Enquanto Kuznets (1955) usou um exemplo numérico para apresentar a curva em U invertido, Robinson (1976) elaborou um modelo teórico no qual a Curva de Kuznets é válida e emerge das diferenças intersetoriais na renda média dos trabalhadores, mesmo sem a imposição de uma renda média maior ou de um nível maior de desigualdade no setor em crescimento. Vale destacar que Fields (1980) ampliou consideravelmente essa abordagem, fazendo uma distinção entre o efeito de ampliação do setor e o efeito de enriquecimento do setor.

Vários trabalhos analisaram as implicações das *novas teorias do crescimento econômico* sobre a relação entre desigualdade e desenvolvimento.⁴ Por exemplo, Banerjee e Newman (1991) e Aghion e Bolton (1992) analisaram as consequências das imperfeições no mercado de capitais para a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, enquanto Galor e Tsiddon (1996) e Dahan e

⁴ De acordo com Aghion et al. (1999), as novas teorias do crescimento econômico incorporam imperfeições do mercado de crédito ou problemas de perigo (risco) moral em seus modelos. Nesta abordagem, destacam-se os trabalhos de Alesina e Rodrik (1994), Benabou (1996) e Aghion e Bolton (1997).

Tsiddon (1998) investigaram o papel do investimento em capital humano na dinâmica entre o nível de desenvolvimento e o grau da desigualdade. De forma geral, estes estudos apresentam teorias alternativas que justificariam a relação em U invertido para a desigualdade e a renda.

Acemoglu e Robinson (2002) desenvolveram uma teoria de economia política para a Curva de Kuznets. Segundo eles, quando o desenvolvimento leva ao aumento da desigualdade, pode ocorrer uma instabilidade política que, por sua vez, geraria mudanças institucionais. Assim, seriam fomentadas políticas redistributivas que reduziriam a desigualdade de renda. No entanto, eles afirmaram que o desenvolvimento não induz necessariamente uma Curva de Kuznets. Em particular, Acemoglu e Robinson (2002) consideraram caminhos não democráticos, intitulados desastres autocráticos, nos quais poderia haver uma combinação de alta desigualdade e de baixa produção. Poderia ocorrer, ainda, um ‘Milagre do Leste Asiático’, com baixa desigualdade e alto rendimento. Estas situações surgiriam porque a desigualdade não aumentaria com o desenvolvimento ou porque o grau de mobilização política é baixo.

Os primeiros estudos empíricos sobre a hipótese de Kuznets não rejeitaram a relação em U invertido entre a desigualdade de renda e o nível desenvolvimento econômico (PAUKERT, 1973; AHLUWALIA, 1976). Estudos posteriores baseados em dados de melhor qualidade e referentes à períodos mais longos não encontraram evidências a favor da Curva de Kuznets (RAM, 1997; BRUNO et al., 1998; DEININGER; SQUIRE, 1998). Por outro lado, após levar em conta outros fatores que influenciam a desigualdade, Barro (2000) concluiu que a curva de Kuznets se mantém como uma “regularidade empírica clara”. Nesta perspectiva, podemos concluir que há evidências empíricas mistas sobre a curva de Kuznets.

Ainda no campo empírico, é importante destacar que a literatura considerou diversas formas funcionais (paramétricas) para investigar a relação entre a desigualdade de renda e a renda. Na Seção 4 detalhamos as formas funcionais típicas, a saber, o polinômio do segundo grau e as formas funcionais propostas por Anand e Kanbur (1993) específicas para os índices de Gini e L de Theil. No entanto, Lin et al. (2007) argumentaram que a estrutura quadrática pode sofrer o problema de especificação incorreta e resultar em ajustes inadequados aos dados. Em resposta a esta crítica surgiram estudos que aplicaram técnicas não-paramétricas para estimar a relação desconhecida entre a desigualdade de renda e a própria renda (BÊRNI et al., 2002; HUANG, 2004; LIN et al., 2006). É importante destacar que Mushinski (2001) utiliza técnicas não-paramétricas para guiar uma estimação paramétrica da curva de Kuznets para regiões norte-americanas, concluindo que um polinômio de quarto grau é apropriado para capturar a relação entre a desigualdade de renda e a renda. Por esta razão, como detalhado na Seção 4, empregamos tal polinômio em nossas estimações.⁵

Um grupo de estudos discutiu a possibilidade de a relação entre a renda e a desigualdade de renda ser distinta da proposta por Kuznets (1954). Em particular, Amos (1988), List e Gallet (1999) e Tachibanaki (2005) argumentaram que a desigualdade voltaria a aumentar com o crescimento econômico depois de que a economia já estivesse num patamar maduro de desenvolvimento pós-industrial e, neste caso, a curva teria um formato N. Segundo Weil (2005), haveria três razões para explicar tal fenômeno: *i*) avanços tecnológicos; *ii*) aumento no comércio internacional, e *iii*) dinâmica *superstar* que se refere aos indivíduos que se destacam com respeito ao acúmulo de renda. Para investigar esse formato N é comum empregar o polinômio de terceiro grau. No entanto, como já adotamos o polinômio do quarto grau, não é necessário estimar tal modelo.

O Quadro 1 apresenta os dados, a metodologia e os principais resultados de importantes artigos da literatura internacional sobre a Curva de Kuznets. Nota-se que são analisados cortes transversais e painéis de diversos países, em geral, por meio da estimação de polinômios para a renda, sendo mais comum o uso do polinômio do segundo grau.

⁵ Outros estudos também empregaram o polinômio do quarto grau, como Zhou e Li (2011) e Chang et al. (2019). Para uma discussão a esse respeito, veja também Ganaie e Kamaiah (2015).

Quadro 1 - principais resultados empíricos sobre a Curva de Kuznets na literatura internacional

Estudo	Dados	Metodologia	Resultados Encontrados
Ahluwalia (1976)	Painel de 60 países entre os anos de 1965 e 1971 com periodicidade anual	Estima-se um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por algumas características dos países	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda é dada por U invertido
Amos (1988)	Painel de estados americanos com dados dos censos para anos entre 1950 e 1980	Faz uso de polinômios quadráticos e cúbicos associados a diferentes cortes temporais	Argumenta-se que a hipótese de um U invertido não é corroborada pois, o coeficiente do termo da renda elevada ao cubo é positivo e significativo. O que sugere que em níveis mais avançados de desenvolvimento há aumento da desigualdade
Anand e Kanbur (1993)	Amostra de 60 países	Parte do modelo de 2 setores e encontra a forma funcional apropriada estimar a curva de Kuznets usando diferentes medidas de desigualdade.	De forma geral, os resultados não apoiam a hipótese do U invertido
Barro (2000)	Um painel de aproximadamente 100 países entre os anos de 1960 e 1995	Utiliza um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por algumas características dos países	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda é dada por U invertido
Deininger e Squire (1998)	Painel não balanceado de 108 países entre os anos de 1960 e 1990 com periodicidade decenal	Análise descritiva dos dados	Indica que não há relação contemporânea entre crescimento de desigualdade, mas há evidências de que crescimento econômico está associado à redução da pobreza
Huang (2004)	Painel de 75 países	São estimadas equações paramétricas e não paramétricas	Conclui que não há linearidade entre desigualdade e crescimento, mas globalmente a relação se assemelha a uma curva com formato de U invertido
Lin et al. (2006)	Painel de 75 países	Utiliza técnicas de regressão quantílica para modelos paramétricos e não paramétricos	Há evidências de uma curva de Kuznets para países de renda média, mas não para países pobres ou países mais desenvolvidos
List e Gallet (1999)	Painel não balanceado de países entre os anos de 1961 e 1992 com periodicidade anual	Faz uso de um polinômio cúbico alterando as técnicas de MQO, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda é diferente de um U invertido
Mushinski (2001)	Corte transversal de reservas indígenas nos Estados Unidos para o ano de 1990	Utiliza equações paramétricas de polinômios de até sexto grau e também explora uma estimação não paramétrica para relação entre desigualdade e renda	A regressão não paramétrica indica que a relação entre desigualdade e renda não é estritamente côncava. Desse modo, um polinômio de quarto grau é sugerido como um melhor modelo para a regressão paramétrica
Paukert (1973)	Corte transversal de 56 países para o ano de 1965	Estima um polinômio quadrático para a curva de Kuznets	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda é dada por U invertido
Ram (1997)	Painel não balanceado de 19 países entre os anos de 1950 e 1991 com periodicidade anual	Estima-se um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por efeitos fixos de país. Além do índice de Gini, usa como medidas de desigualdade a fração da renda entre os 20% mais ricos e também a fração da renda dos 40% mais pobres	Encontra evidências de que a desigualdade não necessariamente declina com o aumento da renda como é proposto na Curva de Kuznets

Fonte: Elaboração própria.

3. Estudos sobre o caso brasileiro

Nesta seção apresentamos uma revisão de trabalhos que investigaram a Curva de Kuznets para o caso brasileiro. Para tanto, estruturamos esses trabalhos em 3 grupos. O primeiro é formado por aqueles que utilizaram dados de municípios de um determinado estado ou região. Já o segundo grupo é composto por estudos que usaram dados de todos os municípios do Brasil. Por fim, o último grupo refere-se a trabalhos que investigaram a Curva de Kuznets com base em dados ao nível de estados.

Bêrni et al. (2002) estimaram modelos não paramétricos para investigar a validade da curva de Kuznets para os municípios do Rio Grande do Sul. Para tanto foram usados dados de 1991 e a desigualdade de renda foi medida pelo índice L de Theil. As evidências obtidas foram favoráveis à Curva de Kuznets. Também utilizando dados dos municípios do Rio Grande do Sul, Bagolin et al. (2002) investigaram a Curva de Kuznets com informações referentes aos anos de 1970, 1980 e 1991. Os autores empregaram polinômios quadráticos e encontraram evidências que corroboram a hipótese da Curva de Kuznets. Também para os anos de 1970, 1980 e 1991, Jacinto et al. (2009) analisaram o caso dos municípios da região Nordeste. Os autores estimaram polinômios do segundo grau para cada *cross-section* e para o painel com todos os anos. Os resultados indicaram que a hipótese de Kuznets é verificada para os municípios do Nordeste.

Também no grupo de trabalhos que investiga a Curva de Kuznets para municípios de um determinado estado, Salvato et al. (2006) utilizaram dados dos municípios de Minas Gerais referentes aos anos de 1991 e 2000. Segundo os autores, os resultados do polinômio do segundo grau são favoráveis a hipótese da Curva de Kuznets, ainda que os municípios mineiros tenham apresentado trajetórias distintas de crescimento econômico. Silva Júnior et al. (2016) testaram a hipótese de Kuznets para os municípios do estado de Santa Catarina, com dados dos anos de 1991, 2000 e 2010. Os autores investigaram a relação entre o índice de Gini e a renda por meio de polinômios do segundo e de terceiro grau. Além disso, foram estimados modelos não paramétricos. Os resultados do estudo rejeitam a hipótese de da curva de Kuznets.

Barros e Gomes (2008) estudaram a Curva de Kuznets com um painel de municípios brasileiros para os anos de 1991 e 2000. Este estudo usa como medida de desigualdade os índices de Gini e L de Theil e como medida de desenvolvimento econômico a renda *per capita* e a razão entre a população urbana e a rural. Os autores, além de utilizarem o tradicional modelo quadrático, adotaram o modelo cúbico e as formas funcionais desenvolvidas por Anand e Kanbur (1993). Com base nas estimações desses diversos modelos, os autores não rejeitaram a hipótese da Curva de Kuznets. No entanto, Barros e Gomes (2008) argumentaram que os modelos estimados têm um baixo poder explicativo.

Assim como Barros e Gomes (2008), Figueiredo et al. (2011) testaram a hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros com dados dos anos de 1991 e 2000. No entanto, a estratégia de identificação da Curva de Kuznets é diferente, sendo composta por três etapas: primeiro, testes para especificações quantílicas; depois, estimação não-paramétrica da relação entre desenvolvimento e desigualdade; e, por fim, teste de razão de verossimilhança para identificar o melhor modelo. Embora as estimações via regressão quantílica tenham apontado para a formação da Curva de Kuznets, os testes sugeriram que há problemas de especificação nesses modelos. Segundo os autores, as estimativas não-paramétricas sugeriram a validade da hipótese de Kuznets e, por fim, os testes de razão de verossimilhança indicaram a superioridade estatística dos modelos não-paramétricos em relação aos modelos paramétricos.

Barbosa et al. (2017) investigaram a Curva de Kuznets também com base em dados dos municípios brasileiros referentes aos anos de 1991, 2000 e 2010. Neste sentido, tal estudo já incorpora as informações provenientes do Censo 2010 (IBGE). Os autores estimaram polinômios de segundo e de terceiro grau, concluindo que a Curva de Kuznets não é rejeitada. No entanto, é importante destacar que o estudo utilizou apenas o índice de Gini como medida de desigualdade da renda e não tratou o problema de espaçamento desigual entre os anos censitários.

Por sua vez, de Paula e Saiani (2019) estudaram a relação entre a renda e a desigualdade de renda com os dados censitários dos municípios brasileiros de 2000 e 2010. Como medida de desigualdade

foi empregada a diferença percentual entre as proporções da renda do município apropriadas pelos 20% mais ricos e 20% mais pobres. O modelo econométrico baseou-se em um polinômio do terceiro grau da renda. Os resultados indicaram que a desigualdade aumenta à medida que a renda per capita municipal se eleva. Além disso, o estudo aborda a relação entre a renda e medidas de desigualdade de outros fatores – educação, saúde, habitação, trabalho e mobilidade urbana –, concluindo que pode haver aumento dessas desigualdades à medida que a renda aumenta.

Linhares et al. (2012) utilizaram um painel com 21 estados brasileiros com dados anuais de 1982 a 2005 para investigar a hipótese de Kuznets. Com base em modelos quadráticos com efeito *threshold*, os autores concluíram que a forma de U invertido só ocorre em locais com renda per capita mensal acima de R\$ 258,00. Nos demais locais, mudanças na renda não têm efeito significativo sobre a desigualdade. Tabosa et al. (2016) também utilizam dados dos estados brasileiros, de 1981 a 2009, para investigar a Curva de Kuznets com base na renda domiciliar per capita e nos índices de Gini e L de Theil de desigualdade de renda. Os autores estimaram modelos quadráticos e cúbicos para este painel, concluindo que os resultados não corroboraram a Curva de Kuznets.

Santos, Cunha e Gadelha (2017) estimaram a curva de Kuznets utilizando um painel dos estados brasileiros no período de 1992 a 2010. Os resultados provenientes da estimação de um polinômio de segundo grau indicam que há evidências a favor da hipótese da Curva de Kuznets. No entanto, ao introduzir o índice de Gini defasado como variável dependente, os resultados deste painel dinâmico indicaram que a relação em U invertido entre a desigualdade e a renda é rejeitada.

O Quadro 2 faz um resumo dos dados, metodologia e resultados desses diversos artigos da literatura nacional. Evidencia-se que não existe um consenso sobre a relação entre a desigualdade de renda e a renda. Os primeiros estudos sugerem que, ao menos em nível regional, haveria evidência a favor da curva de Kuznets, mas estudos posteriores sugerem que a relação entre a desigualdade e o desenvolvimento (renda) pode ser mais complexa, não sendo descrita por uma curva em forma de U invertido.

4. Abordagem econométrica

Na Seção 4.1 apresentamos a base de dados, as medidas de desenvolvimento econômico e de desigualdade empregadas, bem como estatísticas descritivas destas variáveis. Na Seção 4.2 são apresentados tanto os modelos econométricos quanto os estimadores empregados neste estudo.

4.1 Base de dados

Como em Barros e Gomes (2008), os dados utilizados foram extraídos do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (ADHB), cuja fonte primária são os Censos Demográficos (IBGE) de 1991, 2000 e 2010. A pesquisa de Barros e Gomes (2006) data de período anterior ao Censo 2010 (IBGE) e, obviamente, baseou-se apenas nos dados referentes aos Censos 1991 e 2000 (IBGE).

Neste estudo, acrescentamos as informações referentes ao ano de 2010 para efetuar a análise da Curva de Kuznets. É importante destacar que nosso número de observações por ano é distinto daquele de Barros e Gomes (2008), pois o ADHB leva em conta as emancipações municipais ocorridas ao longo de todo o período de referência dos dados. Portanto, ao invés dos 5507 municípios analisados por Barros e Gomes (2008), temos 5565 municípios por ano em nossa base de dados.

Como medida de desenvolvimento usamos a renda per capita média por município, cujo código no ADHB é RDPC. Esta renda é calculada com base na razão entre o somatório de todos os rendimentos de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos, sendo expressa em valores reais de 1º de agosto de 2010.⁶

⁶ As séries são deflacionadas pela equipe do ADHB utilizando um deflator construído a partir do Índice Nacional de Preços do Consumidor (INPC) do IBGE.

Quadro 2 - principais resultados empíricos sobre a Curva de Kuznets utilizando dados brasileiros

Estudo	Dados	Metodologia	Resultados Encontrados
Bagolin et al. (2002)	Painel de municípios gaúchos com dados dos anos de 1970, 1980 e 1991	Utiliza um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por efeitos fixos de municípios. Desigualdade medida pelo L de Theil	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda nos municípios gaúchos é dada por um U invertido
Barbosa et al. (2017)	Painel de municípios brasileiros com dados para os anos de 1991, 2000 e 2010	Utiliza um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por efeitos fixos de municípios	Os resultados indicam que o coeficiente do termo cúbico é positivo e significativo, de modo que não se pode corroborar uma relação de U invertido
Barros e Gomes (2008)	Painel de municípios brasileiros com dados para os anos de 1991 e 2000	Faz uso de polinômios quadráticos e cúbicos e também estima equações desenvolvidas por Anand e Kanbur (1993) considerando o Índice de Gini e o L de Theil	Os resultados encontrados são ambíguos, de modo que não é possível corroborar a hipótese de um U invertido
Figueiredo et al. (2011)	Painel de municípios brasileiros com dados para os anos de 1991 e 2000	Faz uso de uma especificação quantílica e outra não paramétrica para modelar a relação entre desigualdade e crescimento	Há evidências de uma curva de Kuznets com formato de U invertido. Esta evidência é apoiada por um teste razão de verossimilhança que indica que o técnica não paramétrica é mais adequada para modelar tal relação
Jacinto et al. (2009)	Painel de municípios da região nordeste com dados dos anos de 1970, 1980 e 1991	Utiliza um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por efeitos fixos de municípios	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda no municípios do nordeste brasileiro é dada por um U invertido
Linhares et al. (2012)	Painel de estados brasileiros com dados anuais entre 1986 e 2005	Utiliza um modelo quadrático e controla capital humano, capital físico e abertura comercial	Há evidências de uma relação do tipo U invertido para localidades em que a renda não foi classificada como baixa. Neste último cenário não foi encontrada numa associação entre crescimento e desigualdade
Paula e Saiani (2019)	Painel de municípios brasileiros com dados para os anos de 2000 e 2010	Utiliza polinômios quadráticos e cúbicos em suas estimações. Além disso, trata de indicadores multidimensionais de desigualdade	Os resultados indicam que o coeficiente do termo cúbico é positivo e significativo, de modo que não se pode corroborar uma relação de U invertido
Salvato et al. (2006)	Painel de municípios de Minas Gerais com dados dos anos de 1991 e 2000	Utiliza um polinômio quadrático para a curva de Kuznets controlando por efeitos fixos de municípios considerando L de Theil e Gini	Encontra evidências de que a relação entre desigualdade e renda nos municípios do nordeste brasileiro é dada por um U invertido
Santos, Cunha e Gadelha (2017)	Painel de 26 estados ao longo do período de 1992 a 2010	Utiliza um polinômio quadrático e controla por algumas características dos estados. Além desse modelo, também faz uso de técnicas de painel dinâmico	As estimativas do modelo quadrático corroboram a hipótese de U invertido. Já as estimativas de painel dinâmica apontam para a ocorrência de um <i>path dependence</i> da desigualdade
Silva Júnior et al. (2016)	Painel de municípios de Santa Catarina com dados dos anos de 1991, 2000 e 2010	Faz uso de polinômios quadráticos e cúbicos e também estima equações não paramétricas	As análises paramétricas e não paramétrica corroboram a hipótese de um U invertido
Tabosa et al. (2016)	Painel de estados brasileiros com dados anuais entre 1981 e 2009	Utiliza polinômios quadráticos e cúbicos em suas estimações e aplica estas regressões para diferentes cortes temporais considerando L de Theil e Gini	De forma geral, os resultados não apoiam a hipótese de U invertido

Nota: Se não for informado na coluna Metodologia, o índice de Gini é usado como medida de desigualdade.

Fonte: Elaboração própria.

Para medidas de desigualdade, os índices de Gini e L de Theil são tipicamente adotados pela literatura empírica, especialmente no Brasil. Entretanto, o trabalho seminal de Ahluwalia (1976) sugere, com base em dados de países ricos e em desenvolvimento, que a relação não linear entre a renda e a desigualdade de renda pode se expressar também nas razões entre as rendas de ricos e de pobres. Por este motivo, neste trabalho, além dos índices de Gini e L de Theil, consideramos duas medidas de razões de renda dos mais ricos e dos mais pobres. Desta forma, consideramos as seguintes medidas de desigualdade:⁷

- i. Theil: o índice L de Theil é o logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica da renda domiciliar per capita dos indivíduos, sendo nulo quando não existir desigualdade de renda entre eles e tendente ao infinito quando a desigualdade tender ao máximo. Portanto, este índice mede a desigualdade na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita, excluídos aqueles com renda domiciliar per capita nula.
- ii. Gini: o valor do índice de Gini varia de zero, quando não há desigualdade (a renda domiciliar per capita de todos os indivíduos têm o mesmo valor), a um, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). Portanto, este índice mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita.
- iii. R1040: a razão entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres compara a renda per capita média dos indivíduos pertencentes ao décimo mais rico dessa distribuição com a renda per capita média dos indivíduos pertencentes aos dois quintos mais pobres.
- iv. R2040: a razão entre os 20% mais ricos e os 40% mais pobres compara a renda per capita média dos indivíduos pertencentes ao quinto mais rico dessa distribuição com a renda per capita média dos indivíduos pertencentes aos dois quintos mais pobres.

A Tabela 1, que já discutimos na Introdução, apresenta os valores médios da renda e dessas medidas de desigualdade para cada ano da amostra. Como a renda per capita média cresceu ao longo do período sob análise enquanto as medidas de desigualdade apresentaram o formato em U invertido, haveria uma evidência preliminar a favor da Curva de Kuznets. Alternativamente, podemos analisar essa questão com base nas taxas de crescimento de cada variável. Assim, apresentamos na Tabela 2 as taxas de crescimento (ao ano) calculadas com base nas médias reportadas na Tabela 1. Enquanto de 1991 a 2000 todas as medidas de desigualdade aumentaram, de 2000 a 2010 essas mesmas medidas apresentaram uma queda. Note que a queda na segunda década sob análise foi superior ao aumento observado na primeira década.

Tabela 2 - Taxa de crescimento ao ano derivada da média das variáveis por ano apresentadas na Tabela 1

Período	Renda	Gini	Theil	R1040	R2040
1991 a 2000	4,15%	0,45%	0,56%	4,45%	4,48%
2000 a 2010	3,84%	-1,01%	-1,21%	-5,15%	-4,78%

Nota: Há 5565 observações (municípios) por ano.

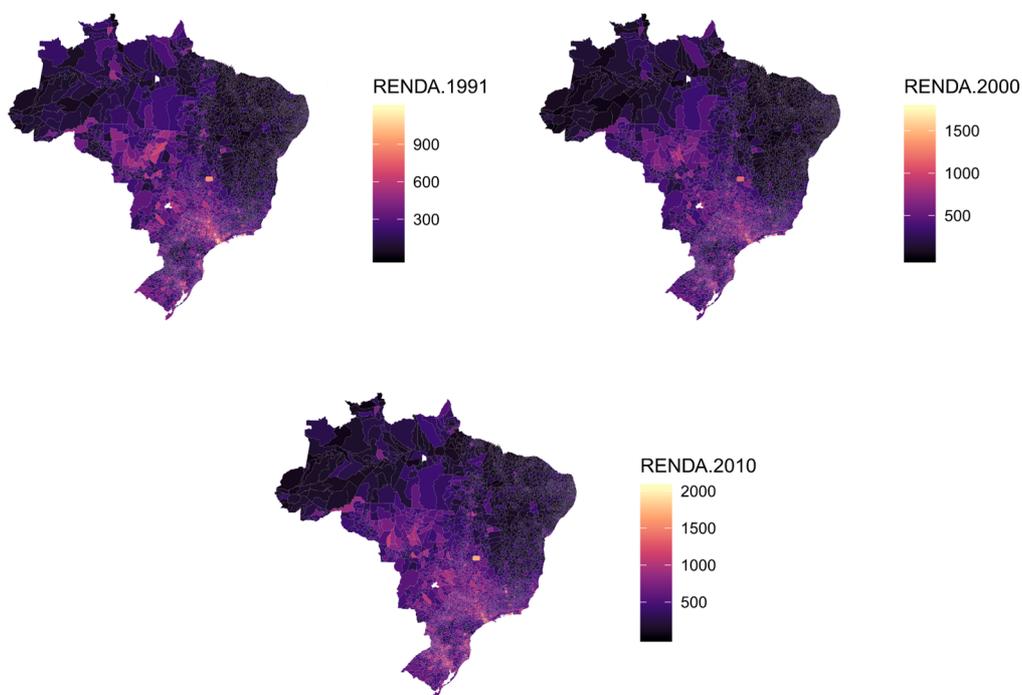
A Figura 1 apresenta mapas quantílicos das variáveis Gini, Theil e Renda no Brasil para os anos de 1991, 2000 e 2010. Para os indicadores de desigualdade, os mapas sugerem mudanças heterogêneas nas regiões brasileiras ao longo do tempo, especialmente na região Norte. A renda apresenta característica similar, ainda que de forma menos pronunciada. Esta evidência sugere que a análise econométrica em painel deve considerar o efeito fixo de município, de modo que heterogeneidades regionais, e mesmo municipais, sejam levadas em conta.

⁷ Os códigos de tais variáveis no ADHB são, respectivamente, Theil, Gini, R1040 e R2040.

Na próxima seção apresentamos os modelos econométricos utilizados para investigar a validade da Curva de Kuznets com base nos dados dos municípios brasileiros dos anos de 1991, 2000 e 2010.

Figura 1 - Mapas quantílicos de variáveis selecionadas

Painel (a) : Renda nos anos de 1991, 2000 e 2010 no Brasil



Painel (b) : Gini nos anos de 1991, 2000 e 2010 no Brasil

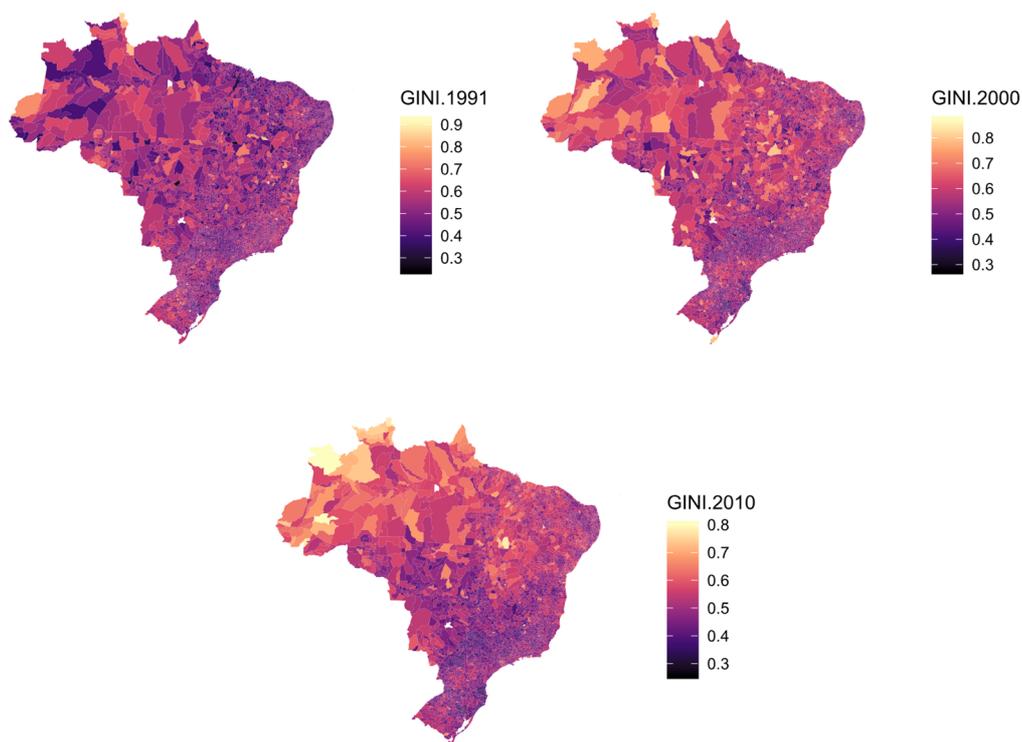
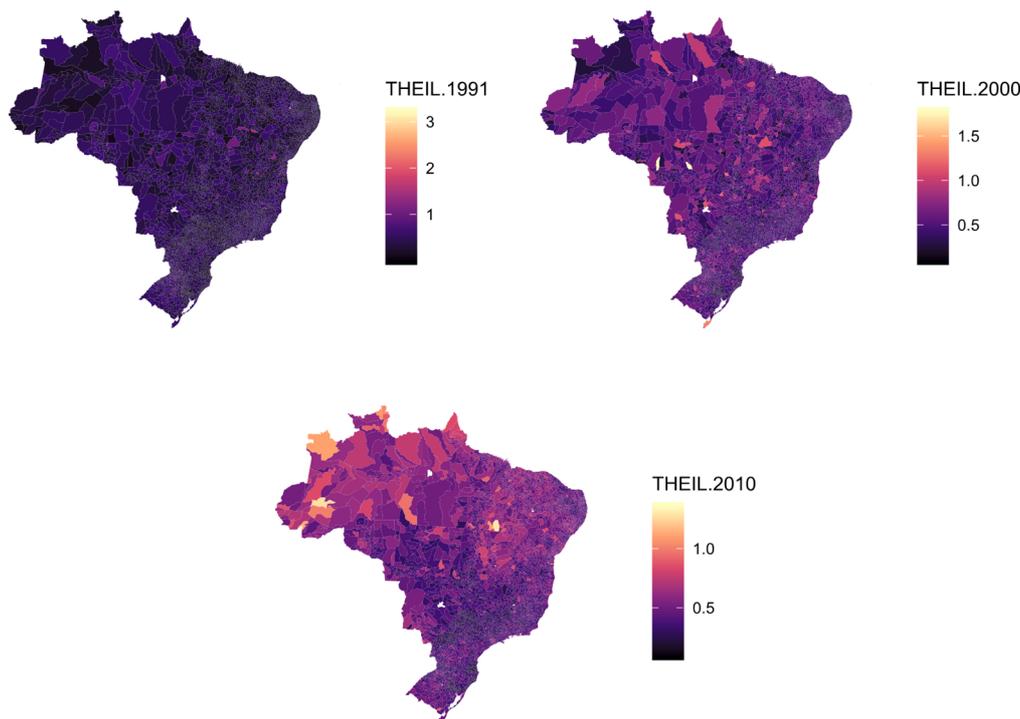


Figura 1 - Mapas quantílicos de variáveis selecionadas (cont.)*Painel (c) : Theil nos anos de 1991, 2000 e 2010 no Brasil*

Fonte: Elaboração dos autores.

4.2 Modelos econométricos e estimadores

Como nosso objetivo é investigar a validade da Curva de Kuznets levando em conta a queda da desigualdade ocorrida ao longo da década de 2000, mantemos, em certa medida, a metodologia utilizada por autores como Barros e Gomes (2008). Isto significa que estimamos um modelo baseado no polinômio de segundo grau e os modelos propostos por Anand e Kanbur (1993). Ainda, como usual, exploramos os dados em painel empregando estimadores que consideram um efeito específico para cada município.

No entanto, como já mencionado, ao incorporar os dados referentes ao ano de 2010, há um efeito indesejado: o espaçamento entre os anos da amostra não é mais constante. Tem-se 9 anos entre os Censos 1991 e 2000 (IBGE) e 10 anos entre os Censos 2000 e 2010 (IBGE). Ao invés de estudar dois painéis separadamente, um referente a 1991 e 2000, outro referente a 2000 e 2010, optamos por empregar um único painel com os três anos censitários. Como já justificado, esta escolha se deve ao padrão de evolução da renda e da desigualdade entre 1991 e 2010. Ao longo deste período a renda cresceu e os valores médios das medidas de desigualdade de renda consideradas apresentaram formato em U invertido (veja as Tabelas 1 e 2). Assim, com vistas a identificar uma eventual Curva de Kuznets, consideramos os três anos censitários conjuntamente, mas empregamos estimadores que levam em conta a variação no espaçamento entre tais anos. Esses estimadores são discutidos após a apresentação dos modelos econométricos.

Portanto, com base nos dados referentes a 1991, 2000 e 2010, estimamos vários modelos econométricos para investigar a validade da Curva de Kuznets. O primeiro modelo é justamente o usual polinômio do segundo grau dado por:

$$I_{it} = \alpha_i + \beta_1 D_{1,t} + \beta_2 D_{2,t} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que I_{it} , $D_{1,t}$, $D_{2,t}$ e Y_{it} são, respectivamente, o indicador de desigualdade de renda, a *variável binária* do ano 2000, a *variável binária* do ano 2010 e a renda do município i no período t .⁸ A renda é medida em mil reais de 1º de agosto 2010. Quatro distintos indicadores de desigualdade são usados: Gini, Theil, R1020 e R1040. Finalmente, α_i é o componente específico de cada i -ésimo município e ε_{it} é o termo de erro do município i no período t . Há evidência a favor da Curva de Kuznets quando o modelo (1) tem a forma de U invertido. Isto ocorre quando a curva é côncava, o que depende do sinal de β_4 , pois $\partial^2 I_{it} / \partial Y_{it}^2 = 2\beta_4$. Desta forma, após a estimação do modelo (1), testamos se $\beta_4 < 0$.

Outro modelo considerado na literatura é o polinômio de terceiro grau. No entanto, em conformidade com a proposta de Mushinski (2001), consideramos o polinômio do quarto grau, assim descrito:

$$I_{it} = \alpha_i + \beta_1 D_{1,t} + \beta_2 D_{2,t} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 Y_{it}^2 + \beta_5 Y_{it}^3 + \beta_6 Y_{it}^4 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Neste caso, $\partial^2 I_{it} / \partial Y_{it}^2 = 2\beta_4 + 6\beta_5 Y_{it} + 12\beta_6 Y_{it}^2$ e a condição de concavidade deve ser verificada para cada município. A princípio, os polinômios de terceiro e de quarto grau são especificações capazes de capturar um aumento na desigualdade após o comportamento em U invertido, isto é, o formato N. No entanto, como o polinômio do terceiro grau é um caso particular do de quarto grau, estimamos apenas o segundo modelo. Portanto, empregamos um modelo que impõe uma curva estritamente côncava ou convexa, o polinômio do segundo grau, e outro mais flexível, o polinômio do quarto grau. Vale ressaltar que ao estudar o caso de regiões norte-americanas por meio do polinômio de quarto grau, Mushinski (2001) obteve coeficientes β_3 , β_4 , β_5 e β_6 estatisticamente significantes e não rejeitou a hipótese da Curva de Kuznets.⁹

Finalmente, empregamos os modelos propostos por Anand e Kanbur (1993). Um específico para o índice de Gini e outro para o índice L de Theil, assim descritos:

$$G_{it} = \alpha_i + \beta_1 D_{1,t} + \beta_2 D_{2,t} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 (1/Y_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$T_{it} = \alpha_i + \beta_1 D_{1,t} + \beta_2 D_{2,t} + \beta_3 Y_{it} + \beta_4 \ln(Y_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que G_{it} e T_{it} são, respectivamente, os índices de Gini e L de Theil para o município i no período t . No caso do modelo (3), $\partial^2 I_{it} / \partial Y_{it}^2 = 2\beta_4 Y_{it}^{-3}$ e, conseqüente, investigamos se $\beta_4 < 0$. Por sua vez, no modelo (4), $\partial^2 I_{it} / \partial Y_{it}^2 = -\beta_4 Y_{it}^{-2}$ e, assim, verificamos se $\beta_4 > 0$.

Para estimar os modelos (1) a (4) para as medidas de desigualdade pertinentes empregamos, inicialmente, o estimador de Efeito Fixo (EF), ignorando a não igualdade nos espaçamentos entre os anos amostrais.¹⁰ Posteriormente, utilizamos a abordagem de Baltagi e Wu (1999). Quando a estrutura

⁸ Assim, $D_{1,t} = 1$ quando $t = 2000$ e zero nos demais anos, enquanto $D_{2,t} = 1$ quando $t = 2010$ e zero nos demais anos.

⁹ Neste sentido a maior flexibilidade do polinômio do quarto grau mostrou-se relevante. Enquanto o polinômio do segundo grau impõe as restrições $\beta_5 = 0$ e $\beta_6 = 0$, o polinômio do quarto grau ajusta estes coeficientes de modo a ajustar o próprio modelo aos dados. Portanto, a significância de tais coeficientes evidencia que o polinômio do quarto grau é um modelo mais apropriado.

¹⁰ Como apontado por um dos pareceristas anônimos, uma vez que as hipóteses para consistência do estimador de efeitos aleatórios são inverossímeis em nosso contexto, o que é corroborado pela Figura 1, não utilizamos tal estimador. De todo modo, os resultados estão disponíveis aos interessados sob solicitação.

de dados apresenta espaçamentos não constantes, esses autores sugerem uma transformação GLS nas variáveis que leva em conta uma potencial autocorrelação dos resíduos devida justamente ao espaçamento desigual das observações na dimensão temporal do painel, e mostram que, após tal correção, a inferência estatística em painéis com espaçamento desigual é válida.¹¹ Destaca-se que Baltagi e Wu (1999) derivam a estatística LBI (*Locally Best Invariant*) que possibilita testar a presença de autocorrelação ($\rho \neq 0$) em painéis com espaçamento não igual. A hipótese nula é ausência de correlação serial ($H_0: \rho = 0$). O teste possui distribuição não padrão, mas valores abaixo de 2 fornecem evidências contra a hipótese nula.

Originalmente, Baltagi e Wu (1999) aplicam sua transformação apenas ao estimador de efeitos aleatórios, assumindo erros autorregressivos de ordem p (AR(p)). Porém, Baltagi e Liu (2013, 2015) estendem tal abordagem para acomodar também a presença de efeitos fixos em painéis com espaçamentos não iguais.¹² Assim, estimamos os modelos (1) a (4) por meio dos estimadores propostos por Baltagi e Liu (2013, 2015) para efeito fixo (EFAR(p)), computando as matrizes de ponderação com a correção de Baltagi e Wu (1999). Para tanto, computamos a autocorrelação dos resíduos usando o estimador iterativo de Prais-Winsten. Em nossa aplicação permitimos $p \in [0, 1, 2]$, em que $p = 0$ colapsa no estimador EF.

É importante reiterar que nosso intuito principal é analisar em conjunto os anos de 1991, 2000 e 2010, pois os resultados preliminares mostram que as medidas de desigualdade tiveram o comportamento em U invertido neste período (ver Tabelas 1 e 2). Como consequência disso, empregamos os estimadores propostos de Baltagi e Liu (2013, 2015) com a correção de Baltagi e Wu (1999) para acomodar a estrutura não igualmente espaçada entre os anos no painel. Excetuando este ajuste, que é necessário, queremos manter ao máximo a comparabilidade de nosso estudo com outros já estabelecidos na literatura nacional, como Barros e Gomes (2008) e Figueiredo et al (2011) e, por isso, não acrescentamos variáveis de controle. Vale mencionar que a inclusão de controles acarreta problemas de endogeneidade frequentemente ignorados na literatura e que, de fato, não conhecemos, até o momento, métodos que acomodam conjuntamente painéis com espaçamento desiguais e o problema de endogeneidade.¹³ De todo modo, por incluirmos em nossas especificações efeitos fixos de municípios e variáveis binárias de ano, já levamos em conta características constantes no tempo de cada município e choques temporais agregados.

5. Resultados

Esta seção apresenta os resultados obtidos ao estimarmos os modelos (1) a (4) para as medidas de desigualdade pertinentes. Por concisão, omitimos os resultados para os estimadores de Baltagi e Liu (2013, 2015) com $p = 2$ em virtude da similaridade aos resultados com $p = 1$. Assim, reportamos apenas os resultados para os estimadores EF e EFAR(1).

¹¹ O termo GLS vem do inglês *Generalized Least Squares*, que originariamente se refere a um estimador que corrige problemas de heterocedasticidade e/ou de correlação serial no termo de erro, como discutido, por exemplo em Wooldridge (2001). No presente caso, a transformação GLS visa a correção da potencial correlação serial induzida pelo espaçamento desigual dos dados (BALTAGI e WU, 1999).

¹² A matriz de ponderação adequada para o caso em que o espaçamento na dimensão temporal do painel não é constante é dada pela equação (5) em Baltagi e Wu (1999, p. 816). Os estimadores utilizados neste trabalho combinam tal equação com as transformações propostas em Baltagi e Liu (2013, p. 101).

¹³ No caso do estimador de efeitos fixos é possível incluir controles e levar em conta endogeneidade; no entanto, é importante destacar que a inferência para tal estimador não é válida sob espaçamento desigual, o que suscita dúvidas sobre um exercício que inclua controles, mas ignore tal problema. Optamos por um estimador que leve em conta o espaçamento desigual inclusive porque não há um claro guia que norteie a escolha de variáveis de controle em nosso contexto. Embora a literatura de crescimento econômico possa sugerir um número elevado de variáveis explicativas, pouco é dito em tal literatura sobre a evolução da distribuição de renda, especialmente no contexto da hipótese de Kuznets. Assim, ao incluir variáveis de controle estaríamos sujeitos ao problema da incerteza sobre o modelo, o que afeta a inferência estatística (ver, para o caso brasileiro, Gomes e Soave, 2020). Além disso, acomodar tal problema num contexto de painel com espaçamento desigual é algo não trivial e, até onde sabemos, ainda não explorado pela literatura econométrica.

A Tabela 3 apresenta os resultados das estimações do polinômio quadrático – modelo (1) – para os diferentes indicadores de desigualdade de renda, isto é, os índices de Gini e L de Theil e as razões R1040 e R2040. Os resultados do teste referente à concavidade das curvas estimadas são sensíveis à medida de desigualdade utilizada. Para os índices de Gini e L de Theil, ambos os estimadores sugerem que a relação entre a desigualdade de renda e a renda é côncava, em conformidade com a Curva de Kuznets. Para os indicadores R1040 e R2040, entretanto, os resultados são distintos, pois os estimadores EF e EFAR(1) (e mesmo o EFAR(2), omitido) sugerem que o coeficiente β_4 é estatisticamente indistinguível de zero. Nestes casos não há evidência a favor da Curva de Kuznets. Portanto, esses primeiros resultados já evidenciam duas contribuições de nossa abordagem. Primeiro, embora o estimador EFAR(1) acarrete os mesmos resultados qualitativos do estimador EF, as estimativas pontuais para os índices de Gini e L de Theil são razoavelmente distintas (veja a Tabela 3). Segundo, é evidente que os resultados são sensíveis à medida de desigualdade utilizada, algo que não é surpreendente. De fato, enquanto os índices de Gini e L de Theil dependem de toda distribuição de renda, as razões das rendas dos ricos e dos pobres captam apenas as caudas desta distribuição.¹⁴ Mesmo que os resultados para toda as medidas de desigualdade não rejeitassem a Curva de Kuznets, o ponto de máximo dessa curva seria distinto entre essas medidas. Por fim, é importante destacar que a estatística LBI é menor do que 2, o que evidencia a presença de correlação serial, sendo importante a adoção dos estimadores EFAR(1).

Tabela 3 - Estimações do Polinômio do Segundo Grau – Modelo (1)

Var. Dep.	Theil		Gini		R1040		R2040	
	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)
y	0,4859*** (0,032)	1,0775*** (0,032)	0,1261*** (0,015)	0,4258*** (0,015)	-41,681 (28,639)	-41,387 (26,031)	-35,203* (19,300)	-34,592* (18,815)
y ²	-0,3071*** (0,020)	-0,4961*** (0,019)	-0,0710*** (0,009)	-0,155*** (0,009)	24,885 (17,652)	22,108 (16,256)	19,118 (11,896)	18,301 (11,253)
D ₁	-0,0021*** (0,003)	-0,1403*** (0,004)	0,0139*** (0,001)	-0,1592*** (0,001)	10,373*** (2,739)	10,926*** (2,729)	7,575*** (1,846)	8,750*** (1,834)
D ₂	-0,0899*** (0,005)	-0,2648*** (0,004)	-0,0476*** (0,003)	-0,2380*** (0,002)	3,017 (4,669)	2,074 (4,473)	3,761 (3,146)	2,643 (2,934)
LBI	-	1,196	-	1,569	-	1,689	-	1,810
Concavidade	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não

Notas: O número de observações é igual a 5565 para cada um dos 3 anos. A variável y é a renda domiciliar per capita em R\$ 1000. Concavidade indica se o polinômio estimado é côncavo ($\beta_4 < 0$). Entre parêntesis está o erro-padrão, enquanto *, **, *** indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Estimções para os modelos EFAR(2) omitidas por similaridade às dos modelos EFAR(1).

Fonte: Elaboração dos autores.

Os resultados referentes ao polinômio de quarto grau – modelo (2) – são apresentados na Tabela 4. Neste caso, a condição de concavidade é dada por: $2\beta_4 + 6\beta_5 Y_{it} + 12\beta_6 Y_{it}^2 < 0$. Como esta condição depende de Y_{it} , ela foi avaliada para a renda específica de cada município, mas, também, para a renda média dos municípios em cada ano da amostra. No primeiro caso, reporta-se o percentual de municípios que atendeu a condição de concavidade. Os resultados para os índices de Gini e L de Theil são similares: as estimções dos coeficientes β_4 , β_5 e β_6 são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 5% de significância, tanto no caso do EF quanto no caso do EFAR(1). Esses resultados

¹⁴ Para ser preciso, o índice L de Theil exclui domicílios cuja renda é nula.

indicam que o polinômio de quarto grau é mais apropriado do que aqueles usualmente estimados, a saber, os polinômios de segundo e terceiro graus.

Ainda sobre os resultados para os índices de Gini e L de Theil, a Tabela 4 mostra que a evidência sobre a condição de concavidade é mista. Considerando a renda média, os dois estimadores indicam que há evidência a favor da forma em U invertido para ambas medidas de desigualdade somente no ano de 1991. Quanto ao percentual de municípios que se situa em uma região côncava da curva, ele decai ao longo dos anos para ambos estimadores e para os índices de Gini e L de Theil. Para o ano de 1991, as estimações com base nos estimadores EF e EFAR(1) para o índice L de Theil sugerem que entre 65,96% e 67,45% dos municípios brasileiros estavam na parte côncava da curva, enquanto que estes números caíram para 43,59% e 44,40% em 2000 e, posteriormente, para 22,19% a 24,00% em 2010 – percentuais próximos dos obtidos para o índice de Gini. Estes resultados complementam aqueles obtidos por Barro e Gomes (2008), que não encontram evidências de concavidade quando o polinômio estimado é o de terceiro grau.

Tabela 4 - Estimções do Polinômio do Quarto Grau – Modelo (2)

Var. Dep.	Theil		Gini		R1040		R2040	
	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)
y	3,1927*** (0,072)	2,8291** (0,065)	1,2018*** (0,034)	1,1216*** (0,030)	-91,993 (68,187)	-85,891 (65,102)	-75,406 (45,952)	-66,675 (42,445)
y ²	-6,1424*** (0,153)	-4,7199*** (0,154)	-2,4324*** (0,073)	-1,8692*** (0,072)	122,334 (145,326)	111,934 (140,808)	97,725 (97,937)	83,082 (92,811)
y ³	4,933*** (0,144)	3,6680** (0,152)	2,0333*** (0,069)	1,5182*** (0,068)	-72,791 (137,121)	-65,886 (134,248)	-59,431 (92,407)	-49,858 (89,105)
y ⁴	-1,2941*** (0,044)	-0,9426*** (0,047)	-0,5448*** (0,021)	-0,4002*** (0,021)	16,120 (42,033)	14,505 (41,361)	13,412 (28,326)	11,195 (27,544)
D ₁	-0,0488*** (0,003)	-0,0946*** (0,003)	-0,0040*** (0,001)	-0,1418*** (0,001)	11,399*** (2,944)	11,249*** (2,894)	8,384*** (1,984)	8,170*** (1,927)
D ₂	-0,1798*** (0,005)	-0,2287*** (0,004)	-0,0822*** (0,003)	-0,2241*** (0,002)	4,966 (5,101)	4,947 (3,181)	5,300 (3,438)	3,048 (2,970)
LBI	-	1,216	-	1,580	-	1,560	-	1,750
Concavidade	P M	P M	P M	P M	P M	P M	P M	P M
1991	65,96% Sim	67,45% Sim	64,22% Sim	65,42% Sim	21,11% Não	20,79% Não	22,12% Não	21,47% Não
2000	43,59% Não	44,40% Não	42,71% Não	43,28% Não	45,58% Não	45,17% Não	46,54% Não	45,91% Não
2010	22,19% Não	24,00% Não	20,03% Não	21,54% Não	65,13% Sim	64,77% Sim	65,70% Sim	65,40% Sim

Notas: O número de observações é igual a 5565 para cada um dos 3 anos. A variável y é a renda domiciliar per capita em R\$ 1000. Concavidade: P indica o percentual de municípios na amostra para as quais o polinômio é côncavo ($2\beta_4 + 6\beta_5 Y_{it} + 12\beta_6 Y_{it}^2 < 0$), enquanto M avalia o modelo na renda média no ano. Entre parêntesis está o erro-padrão, enquanto *, **, *** indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Estimções para os modelos EFAR(2) omitidas por similaridade às dos modelos EFAR(1).

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 4 apresenta, ainda, os resultados do polinômio do quarto grau – modelo (2) – para as razões da renda dos mais ricos e dos mais pobres. Diferentemente do que ocorreu com os outros indicadores de desigualdade, os termos do polinômio não se mostraram relevantes, mesmo a 10% de significância. Assim, os dois polinômios estimados – modelos (1) e (2) – indicam que não há uma relação côncava entre essas duas medidas de desigualdade de renda e a renda. Isto evidencia que os

resultados são sensíveis a medida de desigualdade empregada. Portanto, não se trata apenas de a Curva de Kuznets ser válida ou não, mas sim para quais medidas de desigualdade ela é válida ou não.

Finalmente, é importante destacar que os resultados apresentados na Tabela 4 evidenciam a presença de correlação serial – estatística LBI menor do que 2 – e, assim, devem ser privilegiados os resultados do estimador EFAR(1).

Os resultados para as especificações econométricas propostas por Anand e Kanbur (1993) – modelos (3) para o índice de Gini e modelo (4) para o índice L de Theil – são reportados na Tabela 5. Com respeito ao índice L de Theil, tanto o estimador EF quanto o estimador EFAR(1) acarretaram estimativas estatisticamente diferentes de zero, ao nível de significância de 1%. Além disso, ambos estimadores têm a condição de concavidade, $\beta_4 > 0$, não rejeitada. Neste sentido, há evidência a favor da Curva de Kuznets para o índice L de Theil. Embora qualitativamente os dois estimadores acarretem as mesmas conclusões, note que as estimativas pontuais são razoavelmente distintas, especialmente para o coeficiente da renda em nível (y). Quanto ao índice de Gini, para ambos estimadores as estimativas são diferentes de zero, a 1% de nível de significância, e a condição de concavidade, $\beta_4 < 0$, não é rejeitada. Há, portanto, evidência a favor da Curva de Kuznets para esta medida de desigualdade de renda. Por fim, ressaltamos que mais uma vez há evidência de correlação serial – estatística LBI menor do que 2 – e, assim, devem ser privilegiados os resultados do estimador EFAR(1).

Tabela 5 - Estimções dos Modelos Propostos por Anand e Kanbur (1993) – modelo (3) para o Gini e modelo (4) para o L de Theil

Var. Dep.	Theil		Gini	
	EF	EFAR(1)	EF	EFAR(1)
y	-0,2849 *** (0,015)	0,2195 *** (0,013)	0,0683 *** (0,006)	0,202 *** (0,005)
$1/y$			-0,0136 *** (0,000)	-0,0101 *** (0,000)
$\ln(y)$	0,3137 *** (0,007)	0,2511 *** (0,006)		
D_1	-0,0649 *** (0,003)	-0,3692 *** (0,005)	-0,0121 *** (0,001)	-0,2008 *** (0,001)
D_2	-0,2107 *** (0,006)	-0,4828 *** (0,006)	-0,096 *** (0,002)	-0,2779 *** (0,002)
LBI	-	1,260	-	1,280
Concavidade	Sim	Sim	Sim	Sim

Notas: O número de observações é igual a 5565 para cada um dos 3 anos. Var. Dep. significa variável dependente. A variável y é a renda domiciliar per capita em R\$ 1000. Concavidade indica se o polinômio estimado é côncavo ($\beta_4 < 0$) para Gini e ($\beta_4 > 0$) para Theil). Entre parêntesis está o erro-padrão, enquanto *, **, *** indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Estimções para os modelos EFAR(2) omitidas por similaridade às dos modelos EFAR(1).

Fonte: Elaboração dos autores.

Os resultados obtidos implicam que se adotada uma forma funcional que impõe uma curva estritamente côncava ou convexa – modelos (1), (3) e (4) –, os estimadores identificaram uma curva côncava para os índices L de Theil e de Gini. Neste sentido, haveria uma evidência preliminar a favor da Curva de Kuznets para tais medidas de desigualdade de renda. No entanto, ao considerar um modelo mais flexível cujo polinômio é do quarto grau – modelo (2) –, o percentual de municípios que se situa em uma região côncava da curva estimada decresce de cerca de 65% em 1991 para 20% a

24% em 2010, dependendo do estimador empregado. Neste sentido, o modelo mais flexível enfraquece a evidência favorável a Curva de Kuznets para os índices L de Theil e de Gini. Com respeito às demais medidas de desigualdade, ou seja, as razões de renda dos mais ricos e dos mais pobres, os modelos empregados não foram capazes de identificar uma relação entre esses indicadores e a renda. Neste sentido, não há qualquer evidência a favor da curva de Kuznets quando se empregam as variáveis R1040 e R2040, sugerindo que as relações entre estas duas razões entre ricos e pobres e a renda não apresentam a não linearidade postulada por Kuznets.

Portanto, considerando todas as estimações realizadas, concluímos que os resultados são sensíveis à medida de desigualdade de renda empregada e, por vezes, ao modelo econométrico empregado. Em alguns casos, as estimativas pontuais também se mostraram sensíveis ao estimador empregado, embora os resultados qualitativos tenham se mostrados estáveis.

A despeito de os resultados não serem robustos, discutimos, ainda, o grau de ajuste dos modelos estimados com base na inspeção visual dos dados e das curvas estimadas. Como os modelos estimados para os indicadores R1040 e R2040 não apresentaram coeficientes relevantes, analisamos os resultados referentes aos índices L de Theil e de Gini.

Os painéis (a) a (c) da Figura 2 apresentam os ajustes dos modelos (1), (2) e (4) aos dados para o índice L de Theil considerando os estimadores EF, EFAR(1) e EFAR(2).¹⁵ Inicialmente, agrupamos toda a informação dos anos 1991, 2000 e 2010. Nota-se que o grau de ajuste dos modelos aos dados é relativamente baixo. Em particular, no painel (a), no qual apresenta-se a curva estimada com base no modelo (1), observa-se que a curva (em U invertido) descreve de maneira pobre a relação entre o índice L de Theil e renda. Já o painel (b) apresenta o ajuste do modelo (2) para o índice L de Theil. Nota-se, especialmente para o estimador EF, que, diferentemente do polinômio de segundo grau, a curva proveniente do polinômio de quarto grau apresenta uma leve inflexão nas regiões de valores medianos de renda, seguida por uma aceleração e posterior queda, na região mais elevada de renda. Assim, o estimador EF sugere a existência de uma curva em formato M. Ressalta-se, porém, que, embora o polinômio de quarto grau ofereça maior flexibilidade, a figura evidencia novamente que o grau de ajuste do modelo é baixo. Finalmente, o painel (c) apresenta o gráfico do ajustamento do modelo (4) para o índice L de Theil. Embora não se rejeite que as curvas sejam côncavas, somente quando se emprega o estimador EF que se observa uma curva com um trecho decrescente.

A Figura 3, no apêndice, apresenta as curvas estimadas pelos modelos (1), (2) e (4) com base no índice L de Theil para cada ano da amostra. Esta análise gráfica é conveniente pois explicita o ganho informacional advindo do uso dos dados de 2010 quando foi evidenciado uma queda nos índices de desigualdade no Brasil. Para os modelos (1) e (2), há evidências de que as inclinações negativa das curvas se tornaram mais pronunciadas a cada observação temporal adicionada, a despeito do ajuste dos modelos aos dados continuar ruim. Em particular, a informação contida no ano de 2010

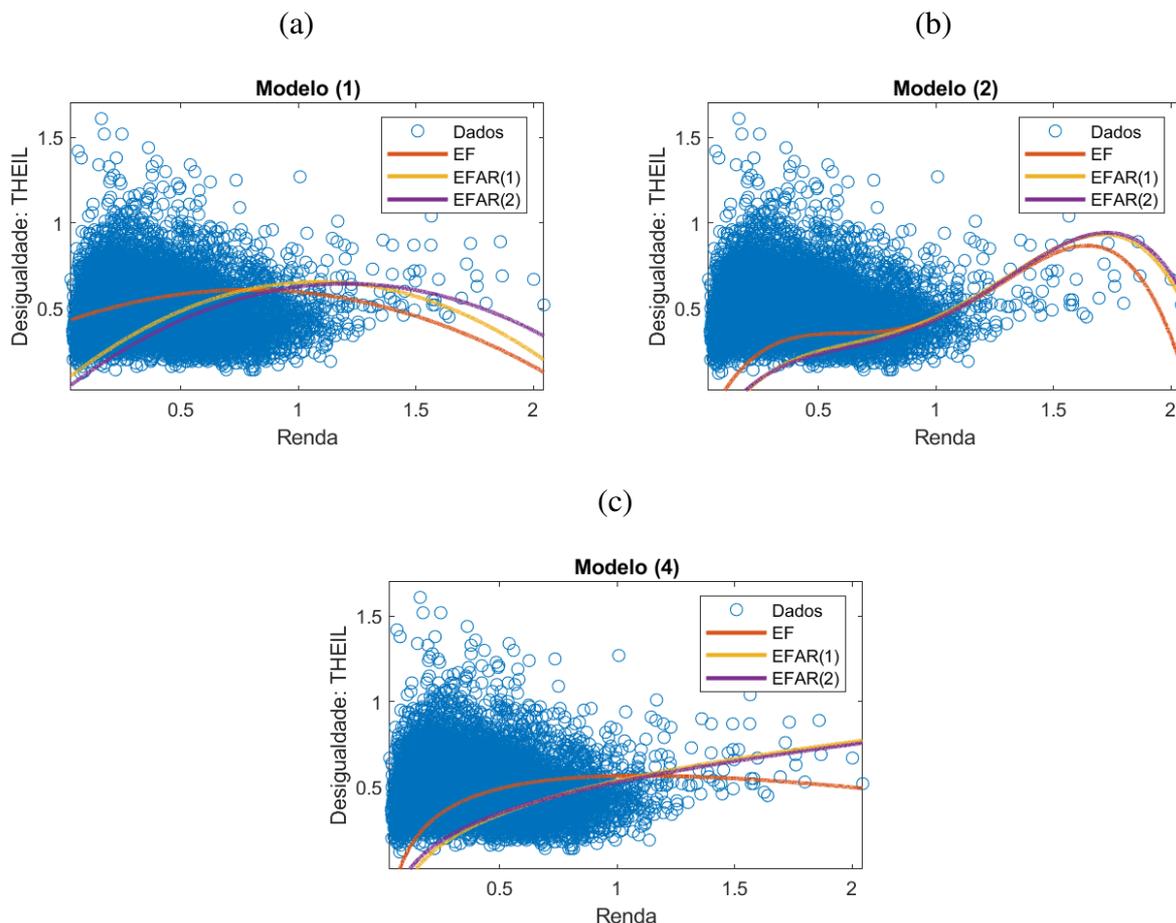
parece ser essencial para a determinação da curvatura implicada pelo modelo (2). Para o modelo (4), fica evidente que as informações recentes contribuem para a determinação da inclinação da curva quando em valores relativamente altos de renda, especialmente quando os estimadores considerados são EFAR(1) e EFAR(2).

Os resultados para o índice de Gini são apresentados nas Figuras 4 e 5. A Figura 4 apresenta os gráficos das curvas estimadas para tal índice com base nos modelos (1), (2) e (3). De modo geral, as observações feitas sobre gráficos referentes ao índice L de Theil se repetem para o índice de Gini, a não ser quando a análise recai sobre o modelo (2), expresso no painel (b) da Figura 4. Neste caso, a curva é mais suave, uma vez que não há uma mudança de concavidade na região central da renda, com o gráfico sempre apresentando crescimento até o ponto de máximo, quando a curva começa a apresentar inclinação negativa. Já a Figura 5, no apêndice, evidencia, como no caso do índice L de Theil, como as informações amostrais mais recentes contribuem para a estimação da concavidade das curvas associadas aos modelos (1) e (2).

¹⁵ A análise gráfica é útil para justificar nossa decisão de não reportar os resultados do estimador EFAR(2), pois as curvas obtidas via este estimador e o estimador EFAR(1) são similares.

Essa análise visual das curvas estimadas e dos dados sugerem que a aderência dos modelos aos dados é bastante limitada. Em particular, em alguns casos, mesmo quando não se rejeita que a curva estimada seja côncava, ela não apresenta o trecho descendente da curva em U invertido. Ainda, o polinômio de quarto grau forma uma curva bastante distinta do formato em U invertido. Considerando os resultados como um todo, é mais prudente concluir que não há evidência minimamente sólida a favor da Curva de Kuznets para os municípios brasileiros na amostra analisada.

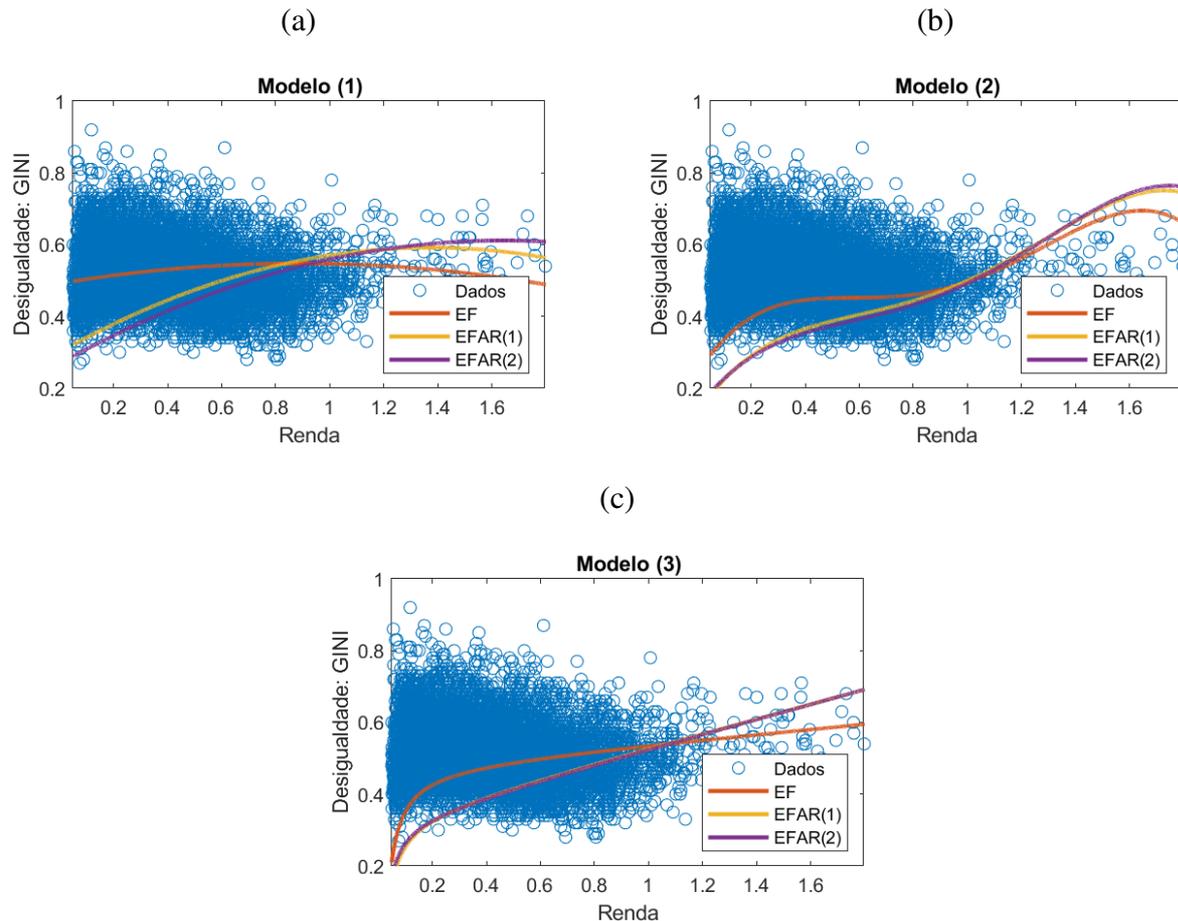
Figura 2 - Ajuste das estimações dos modelos (1), (2) e (4) para o índice de Theil



Fonte: Elaboração dos autores.

Como discutido ao longo deste trabalho, autores como List e Gallet (1999) argumentaram que após o formato em U invertido seria observada uma elevação da desigualdade. Dos modelos estimados, apenas o modelo (2), baseado no polinômio do quarto grau, seria capaz de detectar este padrão. Observamos nas Figuras A1 e A2 as curvas estimadas por este modelo para cada ano da amostra.

No caso do índice L de Theil notamos na Figura 3 que há uma tendência de aumento da desigualdade quando a renda se aproxima do valor de mil reais per capita, mas a desigualdade sofre uma queda acentuada para valores da renda per capita maiores do que mil e seiscentos reais, aproximadamente. Neste sentido, não há evidência do fenômeno proposto por List e Gallet (1999). No caso do índice de Gini há um padrão semelhante, porém, a queda na desigualdade quando a renda per capita se aproxima do valor de mil e seiscentos reais é muito menos acentuada.

Figura 3 - Ajuste das estimações dos modelos (1), (2) e (3) para o índice de Gini

Fonte: Elaboração dos autores.

6. Conclusão

Neste trabalho investigamos a validade da Curva de Kuznets usando dados dos municípios brasileiros provenientes do ADHB, que por sua vez se baseiam nos dados dos últimos Censos Demográficos (IBGE). Para tanto, elaboramos uma metodologia que distingue-se na literatura nacional pelos seguintes fatores: *i)* utilizamos quatro medidas distintas de desigualdade de renda, o que nos permitiu verificar a robustez dos resultados; *ii)* incorporamos os dados referentes ao Censo 2010 (IBGE), constituindo um painel que leva em conta a queda da desigualdade ocorrida no Brasil na década de 2000; *iii)* empregamos estimadores que levam em conta o espaçamento desigual entre os anos da amostra, o que nos permitiu fazer inferência de forma apropriada; *iv)* empregamos uma especificação paramétrica baseada no polinômio do quarto grau, que é mais flexível do que as usuais. É importante destacar que a desigualdade de renda no Brasil aumentou entre 1991 e 2000, mas caiu entre 2000 e 2010, o que sugere um formato de um U invertido, em linha com a Curva de Kuznets (1995). Daí a importância de se estudar conjuntamente os dados referentes aos anos de 1991, 2000 e 2010.

Esta nova abordagem mostrou que os resultados não são robustos. Mais especificamente, os resultados são sensíveis à medida de desigualdade de renda considerada e a forma funcional do modelo econométrico. A dependência com relação ao estimador usado se evidencia na estimação pontual dos parâmetros, mas não na análise de concavidade das curvas estimadas. Com respeito aos índices de Gini e L de Theil, as formas funcionais que impõe uma curva estritamente côncava ou convexa não levam a rejeição da Curva de Kuznets. No entanto, ao se empregar um modelo

econométrico mais flexível, isto é, o polinômio do quarto grau, esta evidência desaparece. Finalmente, com respeito as razões entre a renda dos mais ricos e dos mais pobres, os modelos estimados não são capazes de identificar uma relação estável entre essas medidas de desigualdade e a renda. Neste sentido, para estes casos não há qualquer evidência a favor da Curva de Kuznets.

Os nossos resultados indicam que estudos prévios que encontraram evidências favoráveis a Curva de Kuznets ao empregarem os índices de Gini e L de Theil e as formas funcionais estritamente côncavas ou convexas devem ser vistos com cautela, pois modelos mais flexíveis e outras medidas de desigualdade de renda acarretam conclusões distintas. Em especial, a ausência de evidência a favor da Curva de Kuznets para outras medidas de desigualdade sugere uma dinâmica heterogênea ao longo da distribuição de renda. Tendo em vista que a Curva de Kuznets, em sua proposta original, emerge como consequência da transição dos trabalhadores do setor menos produtivo para o mais produtivo, os resultados distintos obtidos para as razões das rendas de ricos e de pobres podem ser devidos à políticas que potencialmente afetaram de maneira diferente os mais pobres e/ou os mais ricos, além de questões institucionais discutidas, por exemplo, por Acemoglu e Robinson (2002), que podem impactar ricos e pobres de maneira distinta. Tais pontos, entretanto, estão além dos objetivos do presente trabalho, sendo deixados para pesquisas futuras.

Referências

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. The Political Economy of the Kuznets Curve. *Review of Development Economics*, v. 6, n. 2, p. 183-203, 2002.
- AHLUWALIA, M. S. Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics*, v. 3, n. 4, p. 307-342, 1976.
- AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and Growth in Models of Imperfect Capital Markets. *European Economic Review*, v. 36, n. 603-611, 1992.
- AGHION, P.; BOLTON, P. A Theory of Trickle-Down Growth and Development. *The Review of Economic Studies*, v. 64, n. 2, p. 151-172, 1997.
- AGHION, P., CAROLI, E.; GARCIA-PENALOSA, C. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic literature*, v. 37, n. 4, p. 1615-1660, 1999.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 2, p. 465-490, 1994.
- AMOS, O. M. Unbalanced Regional Growth and Regional Income Inequality in the Latter Stages of Development. *Regional Science and Urban Economics*, v. 18, n. 4, p. 549-566, 1988.
- ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship. *Journal of Development Economics*, v. 40, p. 25-52, 1993.
- BAGOLIN, I. P., GABE, J.; RIBEIRO, I. P. Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: Uma Revisão da Curva de Kuznets para os Municípios Gaúchos (1970-1991). 2º Encontro de Economia Gaúcha 2004, *Anais...* Porto Alegre: realização PUCRS e Fundação de Economia e Estatística (FEE), 2004.
- BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Risk-Bearing and the Theory of Income Distribution. *Review of Economic Studies*, v. 5, p. 211-235, 1991.
- BARBOSA, W.; OLIVEIRA, E.; SILVA, J. V. S.; FREITAS, C. A. Uma Análise da Curva de Kuznets para os Municípios Brasileiros (1991, 2000, 2010). *Economia*, n. 5, v. 2, p. 65-83, 2017.
- BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, v. 5, p. 5-32, 2000.

- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e Desenvolvimento: A Hipótese de Kuznets é Válida para os Municípios Brasileiros? *Revista Análise Econômica*, v. 26, n. 50, p. 57-81, 2008.
- BALTAGI, B. H.; LIU, L. Estimation and Prediction in the Random Effects Model with AR(p) Remainder Disturbances. *International Journal of Forecasting*, v. 29, p. 100-107, 2013.
- BALTAGI, B. H.; LIU, L. *Estimation in Panel Data with Individual Effects and AR(p) Remainder Disturbances*. Stata Conference, 2015.
- BALTAGI, B. H.; WU, P. X. Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances. *Econometric Theory*, v. 15, p. 814-823, 1999.
- BENABOU, R. Inequality and Growth. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 11, p. 11-74, 1996.
- BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A. A.; KLOECKNER, R. A Desigualdade Econômica no Rio Grande do Sul: Primeiras Investigações sobre a Curva de Kuznets. *Ensaio FEE*, v. 23, p. 443-466, 2002.
- BRUNO, M.; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues. *Income Distribution and High-Quality Growth*, p. 117-46, 1998.
- CHANG, S.; CLANCE, M.; GOZGOR, G.; GUPTA, R. *A Reconsideration of Kuznets Curve across Countries: Evidence from the Co-summability Approach*, University of Pretoria, 2019. (Working Paper Series, n. 201970).
- DAHAN, M.; TSIDDON, D. Demographic Transition, the Distribution of Income and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, v. 3, n. 1, p. 29-52, 1998.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. A New Data Set Measuring Income Inequality. *World Bank Economic Review*, v. 10, p. 565-91, 1996.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, v. 57, n. 2, p. 259-287, 1998.
- DEUTSCH, J.; SILBER, J. *The Kuznets Curve and the Impact of Various Income Sources on the Link Between Inequality and Development*. Bar-Ilan University, 2000. (Working Paper, n. 03)
- FIELDS, G. S. *Poverty, Inequality and Development*, New York: Cambridge University Press, 1980.
- FIGUEIREDO, E.; SILVA, J. C. A.; JACINTO, P. A. A hipótese de Kuznets para os Municípios Brasileiros: Testes para as Formas Funcionais e Estimacões Não-Paramétricas. *Revista EconomiA*, v. 12, n. 1, p. 149-165, 2011.
- GALOR, O.; TSIDDON, D. Income Distribution and Growth: The Kuznets Hypothesis Revisited. *Economica*, v. 12, n. 1, p. 103-117, 1996.
- GANAIE, A.; KAMAIAH, B. *Kuznets Inverted U Hypothesis of Income Inequality: Looking Inside the Available Economic Literature*. SSRN, 2015. (Working Paper, n. 2591284)
- GLAESER, E. L. *Inequality*. Harvard Institute of Economic Research, NBER, and KSG Faculty Research, 2005. (Working Paper, n. RWP05-056)
- GOMES, F. A.; SOAVE, G. Convergence in Income Inequality: Revisiting the Case of Brazilian Municipalities. *Economics Bulletin*, v. 39, n. 1, p. 166-175, 2019.
- GOMES, F. A.; SOAVE, G. Determinantes Robustos do Crescimento nos Estados Brasileiros: Uma Abordagem Bayesiana. *Revista Brasileira de Economia*, v. 10, n. 1, 2020.
- HUANG, H. C. R. A Flexible Nonlinear Inference to the Kuznets Hypothesis. *Economics Letters*, v. 84, n. 2, p. 289-296, 2004.

- JACINTO, P. A., TEJADA, C. A. O.; OVIEDO, L. Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico nos Municípios da Região Nordeste do Brasil: O que os Dados têm a Dizer? *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 1, p. 61-80, 2009.
- KUZNETS, S. (1955) Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 65, p. 1-28.
- LIN, S., HUANG, H.; WENG, H. A Semi-Parametric Partially Linear Investigation of the Kuznets' Hypothesis. *Journal of Comparative Economics*, v. 34, n.3, p. 634-647, 2006.
- LIN, S. C., SUEN, Y. B.; YEH, C. C. A Quantile Inference of the Kuznets Hypothesis. *Economic Modelling*, v. 24, n. 4, p. 559-570, 2007.
- LINHARES, F., FERREIRA, R. T., IRFFI, G. D.; MACEDO, C. M. B. A Hipótese de Kuznets e Mudanças na Relação entre Desigualdade e Crescimento de Renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42. n. 3, p. 403-429, 2012.
- LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets' Curve: What Happens after the Inverted-U? *Review of Development Economics*, v. 3, p. 200-206, 1999.
- LOPEZ, H. Growth and Inequality: Are the 1990s Different?. *Economic Letters*, v. 93, p. 18-25, 2006.
- MANSO, C. A., BARRETO, F. A. F.; FRANÇA, J. M. S. D. Bem-estar Social, Mercado de Trabalho e o Desequilíbrio Regional Brasileiro. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 2, p. 401-443, 2010.
- MANSO, C. A., BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a Partir das Fontes de Crescimento Pró-Pobre. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 37, n. 3, p. 307-328, 2006.
- MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*, v. 89, p. 914-927, 1981.
- MUSHINSKI, D. W. Using Non-Parametrics to Inform Parametric Tests of Kuznets' Hypothesis. *Applied Economic Letters*, v. 8, n. 2, p. 77-79, 2001.
- PAUKERT, F. Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence. *International Labor Review*, v. 108, n. 3, p. 97-125, 1973.
- PAULA, L. G. N.; SAIANI, C. C. S. Relação Desigualdade-Renda no Brasil em suas Regiões: Hipóteses da Curva de Kuznets e do N para Indicadores Municipais em Múltiplas Dimensões. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 13, n. 1, p. 45-72, 2019.
- RAM, R. Level of Economic Development and Income Inequality: Evidence from the Postwar Developed World. *Southern Economic Journal*, v. 64, p. 576-583, 1997.
- ROBINSON, S. A. Note on the U Hypothesis Relating Inequality and Economic Development, *American Economic Review*, n. 66, p. 437-440, 1976.
- SALVATO, M. A., ALVARENGA, P. S., FRANÇA, C. S.; ARAÚJO, A. F. Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os Municípios de Minas Gerais - 1991/2000. *Economia; Gestão*, v. 6, n. 16, p. 85-98, 2006.
- SANTOS, M. P., CUNHA, M. S.; GADELHA, S. R. B. Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico: Análise da Hipótese de Kuznets para os Estados Brasileiros no período 1992-2010. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 11, n. 2, p. 251-271, 2017.
- SILVA JUNIOR, J. C. A.; SANTOS, C. A. P.; SILVA, C.; FOLLE, J. Verificação da Curva de Kuznets para os Municípios do Estado de Santa Catarina: uma Análise Paramétrica e não Paramétrica para os Períodos de 1991, 2000 e 2010. *Perspectiva Econômica*, v. 12, n. 1, p. 56-64, 2016.

- THORNTON, J. The Kuznets Inverted-U Hypothesis: Panel Data Evidence from 96 Countries. *Applied Economics Letters*, v. 8, n. 2, p. 15-16, 2001.
- VANHOUDT, P. An Assessment of the Macroeconomic Determinants of Inequality. *Applied Economics*, v. 32, n. 3, p. 877-883, 2000.
- VOITCHOKSY, S. Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? Distinguishing between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution. *Journal of Economic Growth*, v. 10, n. 2, p. 273-296, 2005.
- TABOSA, F. J. S.; AMARAL FILHO, J.; GOMIDE, U. G. Reexaminando a Curva de Kuznets: Evidências para o Brasil no período de 1981-2009. *REDES: Revista do Desenvolvimento Regional*, v. 21, n. 2, p. 245-266, 2016.
- TACHIBANAKI, T. *Confronting Income Inequality in Japan – A Comparative Analysis of Causes, Consequences, and Reform*. MIT Press, 2005.
- WEIL, D. N. *Economic Growth*. Addison-Wesley, 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press, 2001.
- ZHOU, X.; LI, K. W. Inequality and Development: Evidence from Semiparametric Estimation with Panel Data. *Economics Letters*, v. 113, n. 3, p. 203-207, 2011.

ORCID

Gian Paulo Soave  <https://orcid.org/0000-0002-1041-5432>

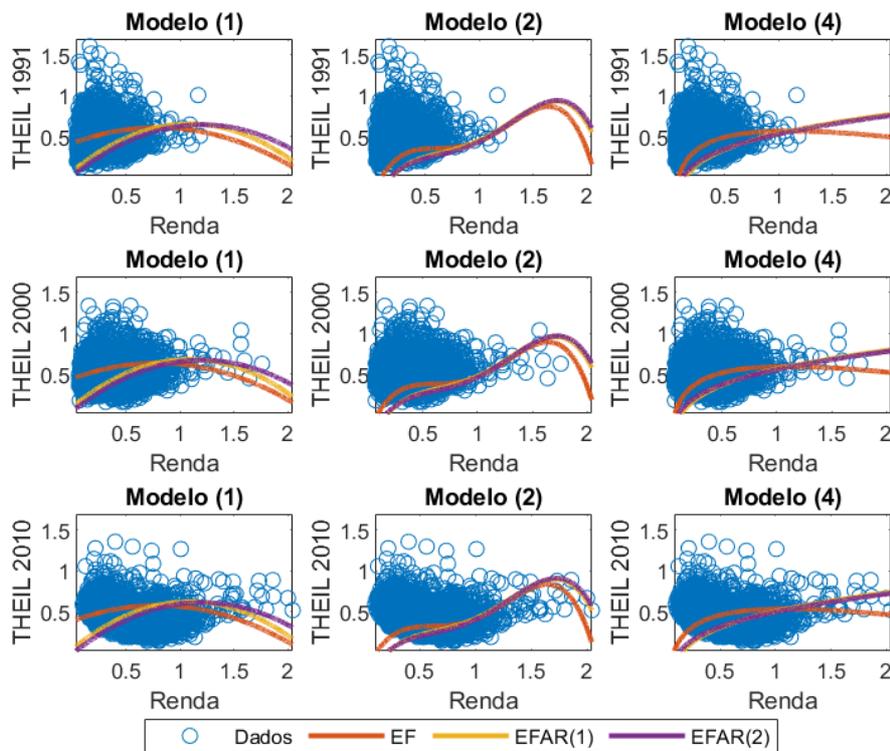
Fábio Augusto Reis Gomes  <https://orcid.org/0000-0001-9918-9445>

Fernando Barros Junior  <https://orcid.org/0000-0002-9073-7684>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

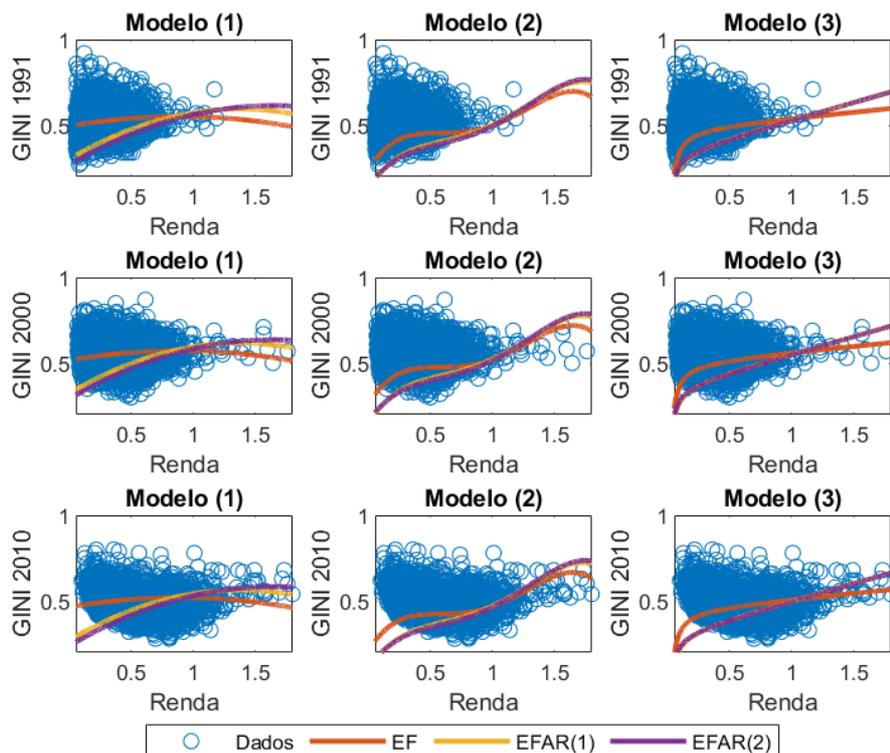
Apêndice

Figura A1 - Estimções para o índice de Theil condicionais aos anos na amostra



Fonte: Elaboração dos autores.

Figura A2 - Estimções para o índice de Gini condicionais aos anos na amostra.



Fonte: Elaboração dos autores.

**DISPERSÃO CONCENTRADA DO EMPREGO INTRA-URBANO: MODELOS
TEÓRICOS E ABORDAGENS EMPÍRICAS***

Rodger Barros Antunes Campos

Pesquisador Associado do Núcleo de Economia Regional e Urbana (NEREUS-USP),
Economista sênior no GrupoZap
E-mail: rodger.campos@usp.br

Carlos Roberto Azzoni

Departamento de Economia, Universidade de São Paulo
E-mail: cazzoni@usp.br

RESUMO: A dispersão concentrada do emprego tem implicação de política pública relevante. O surgimento de novos centros de emprego afeta os vetores de preços de equilíbrio, tornando o preço da terra mais elevado, salários tendo de ser compensados por tal elevação, ou elevação da demanda por um sistema de transporte capaz de reunir mão de obra mais barata em lugares mais distantes e, conseqüentemente, reduzindo o spatial mismatch entre oferta e demanda por mão de obra. Em face da importância do tema e da ausência de um estudo sistematizado, este artigo discute a relevância da análise econômica do espraiamento do emprego dentro das cidades e sistematiza as metodologias empíricas de identificação de centralidades e subcentralidades. Para tanto, vale-se de uma abordagem metodológica denominada forward chaining, que constitui da identificação dos documentos a partir do grupo selecionado previamente. Os resultados apontam para a evolução dos modelos teóricos ao microfundamentar os modelos desenvolvidos pela Escola Alemã e, especialmente, ao abordar a existência de múltiplos centros. No âmbito da abordagem empírica, os métodos de identificação estão se concentrando em estimações econométricas e estratégias de identificação que considerem a dinâmica do mercado de trabalho intertemporalmente têm sido incorporadas.

Palavras-chave: Estrutura espacial; Espraiamento do emprego; Centros e subcentros de negócios.

Classificação JEL: R00; R12.

**CONCENTRATED DISPERSION OF INTRA-URBAN EMPLOYMENT: THEORETICAL
MODELS AND EMPIRICAL APPROACHES**

ABSTRACT: The concentrated dispersion of employment has relevant public policy implications. The emergence of new employment centers affects equilibrium price drivers, making land prices higher, wages having to be offset by such a rise. These new places increase demand for a transport system capable of gathering cheaper labor force in more distant places and, consequently, reducing the spatial mismatch between supply and demand markets. Given the importance of the theme and the lack of a systematic study, this article discusses the relevance of the economic analysis of job sprawl within cities and systematizes the empirical methodologies for identifying centralities and subcentralities. To this end, it uses a methodological approach called forward chaining, which is the identification of documents from the previously selected group. The results point to the evolution of theoretical models by microfounding the models developed by the German School and especially by addressing the existence of multiple centers. Under the empirical approach, identification methods are focusing on econometric estimations and identification strategies that consider labor market dynamics intertemporally.

Keywords: Spatial structure; Employment spreading; Business centers and subcenters.

JEL Codes: R00; R12.

1. Introdução

A mudança da paisagem intra-urbana é dependente das alterações das atividades econômicas e da infraestrutura de transporte e comunicação dentro da cidade. Anas, Arnott e Small (1998) apontam que a característica mais interessante das cidades modernas é a tendência de a atividade econômica aglomerar-se em centenas de centros de atividade. O surgimento de regiões de negócios sub-centrais (SBD – Subcentral Business Districts) é um dos fatores que alteram o padrão espacial da cidade. A cidade é o locus das economias de aglomeração e é a ponte entre densidade urbana e produtividade (GLAESER; RESENGER, 2010), por exemplo, atraindo trabalhadores mais hábeis, firmas mais produtivas e acelerando tanto o estoque de capital humano quanto as taxas de crescimento dos salários (GLAESER; MARÉ, 2001). Portanto, a transformação do espaço intra-urbano é relevante devido ao papel desempenhado pelas cidades.

Economias de escala internas e externas, custos de transporte e *commuting* são elementos principais à aglomeração de firmas e trabalhadores. Deseconomias de aglomeração mais elevadas que economias de aglomeração contribuem e dão início ao processo de espraiamento das firmas e, conseqüentemente, dos empregos. A descentralização dos empregos no espaço urbano não somente altera a paisagem intra-urbana¹ como também impacta diretamente sobre os salários médios, preços da terra urbana, demanda por transporte e deslocamento pendular (FUJITA; OGAWA, 1982; HELSLEY; SULLIVAN, 1991; ANAS; KIM, 1996). Muitos estudos empíricos voltaram-se à identificação desses locais e apontaram para o que se convencionou chamar nos Estados Unidos de *edge cities* (CAMPOS, 2018).

Esse comportamento dinâmico das economias urbanas traz consigo importantes questões àquelas que estudam economias de aglomeração e sua conexão com a produtividade da firma, os sistemas de transporte e a oferta de bens públicos (segurança, infraestrutura, etc.). Primeiramente, qual o caminho do espraiamento do emprego? A descentralização é concentrada ou as firmas estão pulverizadas no espaço? A nova disposição das firmas atua como catalizador de produtividade do trabalho? E, comparativamente ao centro histórico, quão relevante, em termos de remuneração do trabalho, é ofertar sua mão de obra na nova localização central da cidade?

As perguntas acima não são recentes. O reconhecimento da relevância das economias de aglomeração data do século XIX, com o trabalho de Marshall (1890). Muitos economistas urbanos, mais tarde, tanto os pioneiros da Escola Alemã (THÜNEN, 1966; CHRISTALLER, 1966) quanto os pioneiros da Nova Economia Urbana (NUE – New Urban Economics) (ALONSO, 1964; MUTH, 1969; MILLS, 1967, 1972) tomaram como dado, a partir das observações das cidades reais, que as atividades econômicas estavam localizadas num único centro de negócios (isto é, no CBD – *Central Business District*), internalizando às produções das firmas as externalidades positivas e negativas derivadas das economias de aglomeração.

Todavia, evidências empíricas em grandes cidades do mundo revelam um padrão policêntrico (CAMPOS, 2018), mesmo que as abordagens empíricas não sejam ponto pacífico entre os pesquisadores da área e muitas abordagens sejam utilizadas (valores de corte, modelos econométricos paramétricos e não-paramétricos, econometria espacial, estatística espacial, etc.). Modelos teóricos relativamente recentes passaram a considerar mais do que uma centralidade de negócios, sublinhando os efeitos do espraiamento concentrado do emprego sobre os vetores de preços (salários, preço da terra, etc.). Assim, a abordagem teórica monocêntrica é limitada quando se tem como escopo de análise grandes cidades e a abordagem teórica que considera cidades policêntricas ganha espaço. Todavia, como discutido por McMillen (2006), o modelo monocêntrico ainda fornece relações espaciais relevantes quando controlado pelas distâncias aos subcentros de emprego e ao sistema de transporte, como a estimação da *bid rent*.

Os agrupamentos de emprego no espaço intra-urbano formatam as economias de aglomeração, implicando na transformação do espaço intra-urbano. Em função da importância associada ao tema,

¹ Sem perda de generalidade, o termo intra-urbano pode ser entendido e aplicado para o contexto de uma única municipalidade ou municípios contíguos que formem uma região metropolitana (RM) ou municípios que compõem a mesma área de trabalho.

o objetivo desse texto é discutir a evolução dos modelos teóricos sobre a aglomeração dos empregos² e, principalmente, sistematizar os métodos empíricos de identificação de agrupamento de empregos.

Metodologicamente, esta pesquisa se estabelece como de caráter exploratório, tendo como método a revisão de literatura. A revisão aqui proposta visa reunir textos na literatura especializada sobre economia de aglomeração, essencialmente concentração de empregos, formação e identificação de CBD e SBD, segundo critérios pré-estabelecidos. Em função da gama de trabalhos, tanto teóricos quanto empíricos, serão mencionados apenas trabalhos que tem sido citado recorrentemente. Assim, partiu-se de artigos recentemente publicados, últimos 5 anos, e procedeu-se a aplicação do método de *foward chaining*, que constitui da identificação dos documentos a partir do grupo selecionado previamente³. Desta forma, o espaço temporal para os trabalhos empíricos data desde os anos 80⁴, período em que a sistematização empírica para identificação de centralidade passa a ganhar força na literatura especializada. Para os trabalhos teóricos, o corte temporal está entre meados do século XIX e 2017. São utilizados na avaliação de documentos em formato de artigo periódico (originais ou revisões), teses e/ou capítulos em *handbooks* de Economia Regional e Urbana, pesquisados na base de dados do Google Acadêmico⁵. A partir dos dados obtidos, foram considerados apenas trabalhos em língua portuguesa e inglesa e, eventualmente, em espanhol e francês.

Neste contexto, o trabalho se inicia pela discussão dos principais modelos da escola alemã e suas avaliações sobre a aglomeração de emprego, passando pela conciliação desses modelos com os microfundamentos da Teoria Econômica Neoclássica e, adicionalmente, discute-se os resultados derivados dessas abordagens teóricas sobre os vetores de preços. Quanto à abordagem empírica, a discussão remonta aos anos 80, buscando sistematizar a evolução dos métodos para identificar subcentros e, principalmente, sistematizar as técnicas aplicadas nessa área da Economia Urbana.

A sistematização como proposta neste artigo contribui ao servir de base para futuros trabalhos empíricos e preencher o gap existente de trabalhos focados em sistematização do tema em questão na Economia Urbana no Brasil. Adicionalmente, espera-se que tal discussão fomenta o estudo sobre espraiamento do emprego e aglomeração no Brasil e que sejam discutidas as questões que derivam dos surgimentos de novas aglomerações espaciais dentro da cidade, como suburbanização de famílias menos abastadas, demanda por serviço público de transporte, segurança e infraestrutura, elevação dos preços da terra, etc.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 discute os modelos canônicos associados à Teoria da Localização, apontando suas limitações. Na seção seguinte expõem-se os modelos micro fundamentados para cidades com apenas um centro de negócios, seguindo-se a discussão de modelos com dois ou mais centros de negócios. A seção 4 é reservada à discussão dos modelos empíricos de identificação de subcentros. Na seção 5, discute-se a conceitualização e diferenciação teórica entre CBD e SBD. Considerações finais são apresentadas na última seção.

2. Modelos canônicos da teoria da localização

A Economia Espacial trata com muitas imperfeições derivadas da fricção gerada pela distância espacial, impondo custos e restrições adicionais às firmas e às famílias. Tais impedâncias não são tratáveis sob hipóteses de competição perfeita e perfeita mobilidade dos fatores, como assumidas nos modelos marginalistas. Todavia, questões relacionadas ao espaço, como as discussões sobre economias de aglomeração, datam de meados do século XVIII, sendo explicitamente consideradas nos modelos de desenvolvimento econômico propostos por Pety, Cantillon, Smith e Marshall.

² Embora outras áreas das ciências sociais (Geografia, Planejamento Urbano, etc.) também estejam preocupadas com a questão da aglomeração do emprego, neste estudo foca-se exclusivamente nas abordagens derivadas das Ciências Econômicas e, mais especificamente, dos modelos micro fundamentados.

³ Esses documentos passam pelo mesmo processo de seleção qualitativo discutido e foram recuperados no Google Acadêmico. Sobre o método, ver Spera (2017).

⁴ Esse período é escolhido com base na literatura, tais como White (1999) e Siqueira (2014).

⁵ Palavras-chave pesquisadas: *Central Business Districts*, *Subcentral Business Districts*, CBD, SBD, Subcentralidades (português e inglês).

Entretanto, desde então, as formulações teóricas seguintes colocaram, gradualmente, a questão espacial à parte (SMOLKA, 1983). Nesse ínterim, as abordagens econômicas propostas pelos economistas marginalistas tornaram-se hegemônicas e dificultaram uma modelagem econômica considerando a dimensão espacial. Isso porque muitas das relações passariam a se apresentar na forma de desigualdade (i.e., preços distintos para bens homogêneos em um espaço homogêneo) ou na forma de movimentos discretos (i.e., alternativas de localização industrial numa rede urbana ou com respeito à atração exercida por certos recursos naturais).

Neste contexto, a Escola Histórica Alemã (EHA) atingiu seu ápice na segunda metade do século XIX, mas sem se tornar *mainstream* em Economia. Embasada no materialismo histórico, contestando a validade universal da Economia Clássica e preconizando a validade relativa das leis econômicas, no tempo e no espaço (FERREIRA, 1989), tais avaliações tornaram-se conhecidas como a Teoria da Localização. Muitos pesquisadores (THÜNEN, 1826 apud THÜNEN, 1966; WEBER, 1909; CHRISTALLER, 1933 apud CHRISTALLER, 1966; LÖSH, 1954) abordavam a existência de leis naturais na evolução espacial das estruturas econômicas, construindo listagens exaustivas dos fatores locais como indicativos de vantagens e desvantagens de uma região para abrigar atividades industriais, agropecuárias, etc.

Resumidamente, as Teorias da Localização baseiam-se na interpretação das decisões empresariais sobre o melhor lugar para localizar em uma economia de mercado (Ferreira, 1989). Os empresários buscam áreas em que possam minimizar os custos de transporte das matérias-primas e do produto final até o consumidor, ou maximizar lucros. Essas teorias são divididas em dois grupos: 1) mercados consumidores puntiformes, i.e., consumidores se concentram em ponto discreto do espaço geográfico (THÜNEN, 1826 apud THÜNEN, 1966; WEBER, 1909) e 2) mercados consumidores dispersos em áreas de mercado de diversos tamanhos (HOTELLING, 1929; CHRISTALLER, 1933; LÖSH, 1940; ISARD, 1956).

Thünen (1966) foi o pioneiro em tentar entender a localização da firma no espaço intra-urbano sob um mecanismo de mercado competitivo. Tal decisão é função do preço de venda menos o custo de produção e de transporte. Culturas com retornos maiores deveriam localizar-se na área central e as culturas com retornos menores deveriam localizar-se mais distante, devido ao custo decrescente da terra a partir do centro. Dessa modelagem, círculos concêntricos são formados e ocupados por atividades de maior retorno devido ao custo da terra mais elevado em círculos com raios menores. Já para Weber (1909), a localização ótima é aquela que proporciona o menor custo de produção possível (da matéria-prima para as fábricas e dos produtos finais para o mercado), sendo o custo de transporte o fator fundamental. Assim, a firma se localizaria o mais próximo possível da matéria-prima, caso o custo do insumo superasse o custo de transporte ao mercado consumidor, e próximo ao mercado ou consumidor caso contrário.

August Lösh também está inserido no contexto de hierarquia de cidades (LÖSH, 1957). Sua teoria sobre a concorrência das cidades para ofertar produtos na maior área possível resulta num modelo com formação hexagonal, derivado do atendimento por cada centro de uma região circular de área igual. A concentração se dá até o ponto em que ampliação da extensão do mercado não resulte em custos de transporte elevados. Em outras palavras, a concentração se dá a partir do equilíbrio da ação oposta dos fatores de economia de escala e custos de transporte.

Christaller (1933 apud CHRISTALLER, 1960), ao desenvolver a Teoria do Lugar Central, buscou explicar a funcionalidade hierárquica entre centros urbanos de diferentes tamanhos. Embora a questão principal do modelo estivesse em negócios de varejo, o modelo permite apreender a localização espacial em um contexto intra-urbano, como sugerem Eppli e Benjamin (1994). O modelo examina duas premissas: extensão e limite crítico. O primeiro traz a questão da distância máxima que o consumidor está disposto a viajar para fazer compras. A segunda diz respeito à demanda mínima requerida para que a oferta de lojas ocorra.

Contribuindo com o debate desse período, Hotelling (1929) propôs um modelo linear em que firmas competem entre si e ambas vendem um produto homogêneo. Sob a premissa de diferenciação mínima, o resultado derivado do modelo é a aglomeração das firmas no mesmo espaço. Nesse ponto do espaço, as firmas têm o lucro maximizado devido à redução do custo de transporte.

Isard (1956) reuniu em sua análise contribuições teóricas de Weber, von Thünen e Lösch, considerando não apenas a localização industrial, mas também o conjunto das atividades econômicas. Como resultado, a decisão locacional das firmas é balizada pelo mínimo custo de transporte. Segundo Azzoni (1982), a síntese dos modelos anteriores e a formalização de um modelo geral de minimização de custos (transporte, transferência e produção) proposta por Isard (1956) foi absorvida pelos instrumentos das teorias neoclássicas de produção e preços, como será discutido na próxima seção.

Os modelos canônicos da Teoria da Localização não se desenvolveram sob as prerrogativas da abordagem teórica de equilíbrio geral (Arrow-Debreu) devido às hipóteses necessárias para equilibrar o mercado (e.g.: homogeneidade de preços para bens similares, ausência de descontinuidade, etc.). Todavia, os modelos canônicos discutidos acima foram os passos iniciais e essenciais para a compreensão da formatação espacial das firmas e famílias, tais como projeções demográficas, estimativas de migrações, renda regional e fluxos inter-regionais, multiplicadores, localização das atividades, etc.

3. Modelos teóricos de economia urbana e principais resultados

A partir da utilização dos microfundamentos pela Teoria Clássica da Localização, tem-se a inauguração da Nova Economia Urbana (NUE – *New Urban Economic*), fundada no final da década de 60 e início dos anos 70 do século XX. Tais modelos buscam explicar os mecanismos econômicos que geram os padrões de concentração e dispersão espacial. Os principais determinantes explicativos nessa literatura são as economias de aglomeração e os custos de transporte e de commuting (deslocamento pendular casa-trabalho, doravante “deslocamento pendular”).

A NUE fundamentou um arcabouço teórico em que a paisagem urbana deriva do processo decisório individual de onde morar e de onde trabalhar. Desde então, muitos estudos têm concentrado esforços em lançar luz sobre a decisão locacional no espaço intra-urbano usando microfundamentos, sob as hipóteses de concorrência perfeita, concorrência imperfeita, agentes homogêneos e heterogêneos, por exemplo. De modo geral, sob a abordagem da NUE, o mercado seria capaz de produzir uma ordem urbana. Isto é, uma estrutura residencial e de localização das firmas fundada no princípio da coordenação de mercado a partir das decisões descentralizadas das firmas e famílias.⁶

Inicialmente, nos modelos canônicos desenvolvidos pela Nova Economia Urbana (ALONSO, 1964; BECKMANN, 1974; MUTH, 1969, 1975; MILLS, 1967, 1972; SOLOW, 1973; WHEATON, 1974), as economias de aglomeração derivadas da concentração de emprego aconteciam essencialmente em um único centro, isto é, no centro histórico da cidade (CBD)⁷. A cidade monocêntrica surge da interação entre firmas (consomem terra para produção e produzem bens homogêneos) e famílias (consomem terra para moradia e se deparam com custo de *commuting*). A firma pode produzir em qualquer lugar da cidade, mas a produção deve ser conduzida ao CBD e de lá exportada, ou ali mesmo consumida. Tais deslocamentos implicam em custo de transporte

⁶ Embora os modelos da NUE tragam a questão da aglomeração espacial ao debate, a relevância das economias de aglomeração e do espaço consolidaram-se na teoria econômica com o modelo centro-periferia de Krugman (1991), constituindo a Nova Geografia Econômica (NEG – *New Economic Geography*) (FUJITA; THISSE, 2013). E, em 1999, Paul Krugman, Masahisa Fujita e Anthony Venables publicam o livro *The Spatial Economics*. O objetivo central do livro é apresentar a teoria geral sobre como os agentes se espalham no espaço, utilizando da lógica microeconômica, basicamente o ferramental de retornos crescente à escala que já havia sido explorada nos campos de organização industrial, comércio internacional e crescimento econômico. A incorporação das novas teorias de retornos crescentes aplicadas ao espaço, em especial o modelo de concorrência imperfeita de Dixit e Stiglitz (1977), é vista como a “salvação” da economia regional e urbana, pois lida com o Teorema da Impossibilidade. Portanto, tornou-se possível lidar com cidades ou regiões metropolitanas com múltiplos centros. Segundo Krugman, Fujita e Venables (1999), o ferramental de retornos crescentes à escala foi importante para abrir a caixa preta das economias externas, que atuava como força centrípeta e concentrava todos os empregos no CBD.

⁷ Esses modelos canônicos foram sintetizados por Brueckner (1987) e denominados de modelos AMM, pois consolidar o pensamento de Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967). O modelo AMM parte de uma cidade estilizada: 1) os postos de trabalho são centralizados no CBD; 2) o deslocamento para o CBD implica num custo de transporte; 3) famílias se deparam com custo de transporte; 4) utilidade é homogênea. Resultado do modelo: o preço decresce em função do distanciamento do CBD.

(constante por unidade de distância). Mills (1972) mostra que existem duas soluções eficientes para esse problema: a) toda área ao redor do CBD é utilizada para produção e b) uso misto do solo entre firmas e famílias. A solução segregada é válida quando o custo de transporte de bens supera o custo de transporte no deslocamento casa-trabalho dos trabalhadores (*commuting* ou deslocamento pendular), uma vez que a produção no CBD minimiza o custo da produção. A solução integrada vale quando o custo do deslocamento pendular é relativamente mais elevado que o custo de transporte. Resumidamente, o pressuposto de cidade monocêntrica está embasado no contexto histórico de que o centro da cidade tendia a se desenvolver próximo ao nó de transporte ou de consumo, por exemplo. Tal estilização de empregos concentrados numa área central está fundamentada no prêmio gerado pelas economias de aglomeração (ANAS et al., 1998).

A cidade com um único centro de negócios é a hipótese central do modelo monocêntrico, a partir da qual discute-se o gradiente de preço da terra e salários. Quanto mais próximo do CBD, mais elevados são os preços das moradias, maior o salário ofertado e maior a densidade populacional. Assim, o distanciamento do CBD pode ser visto, de forma dual, como a ampliação do custo de transporte e de *commuting*. O ponto relevante é que o preço da terra seria compensado pelo distanciamento do lugar central da cidade, buscando equilibrar todos os agentes econômicos desta economia. Ou seja, o preço da terra decresce em função do distanciamento do CBD, enquanto o custo de transporte se amplia. Nesse caso, os padrões espaciais para as outras variáveis de interesse (densidade populacional, tamanho dos lotes, etc.) são todos estimados como função da âncora desse modelo, o CBD.

Romanos (1979) aponta para a distorção dos resultados derivados de modelos monocêntricos. Segundo ele, os resultados sobre o vetor de preços (renda da terra e salários) são subestimados em áreas onde existem subcentralidades, isto é, existência de pelo menos um centro adicional. Empiricamente, muitas cidades têm mais de um centro de negócios e/ou múltiplos subcentros. A relevância dos modelos com múltiplos centros é justificada por maior aderência às grandes cidades, onde a atividade de trabalho tende a ser descentralizada, com múltiplas concentrações, caracterizando uso misto do solo, como proposto por Wheaton (2004). Ademais, modelos com múltiplos centros podem justificar gradientes de preços não decrescentes monotonicamente, partindo do CBD em direção às franjas da cidade.

Essa nova distribuição espacial dos empregos altera a estrutura econômica das cidades, como a demanda por transporte, a oferta de salários e o preço da terra no espaço intra-urbano. Entretanto, de acordo com Garreau (1991), mesmo que os novos centros de emprego (SBD) alterem a paisagem da cidade, isso não significa que os SBD se apresentem como réplicas das características dos CBD e que sejam independentes das atividades centrais do polo intra-urbano. Todavia, a importância relativa dos CBD e SBD podem ser revertidas em algum momento no tempo, dado que nada garante taxas de crescimento superiores nos CBD relativamente às taxas dos SBD.

Concomitante aos fatores que geram surgimento de novas centralidades, o retorno derivado das economias de aglomeração pode ser sobrepujado por externalidades negativas no CBD (custo de congestionamento, alto preço da terra, etc.). A elevação nos custos é o fator inicial do processo de descentralização das firmas/empregos. Segundo Giuliano et al. (2005), as firmas cujo lucro derivam das economias de aglomeração tenderão a formar novos *clusters* de emprego, enquanto as firmas cujos lucros dependem pouco de tal fator tenderão a se localizar de forma mais dispersa. Assim, a dispersão ou concentração fora do CBD depende do papel que a aglomeração desempenha na função de produção da firma. Em outras palavras, forças de aglomeração fracas implicam descentralização dispersa, enquanto forças de aglomeração fortes tendem a concentrar atividades, caracterizando subcentros (SBD).

Giuliano et al. (2005) dividem em dois corpos teóricos os trabalhos que apontam para os fatores que levam à aglomeração ou desaglomeração do emprego no espaço intra-urbano. O primeiro grupo relaciona essas forças como determinantes para a criação de subcentralidades no espaço intra-urbano, embasado em micro fundamentos. Esse primeiro grupo é conhecido na literatura como Nova Economia Urbana. O segundo grupo de trabalhos aponta outras forças favoráveis e desfavoráveis à concentração das atividades econômicas e define o corpo teórico denominado Nova Economia (NE).

Diferentemente dos economistas da NEU, os trabalhos agrupados na NE não se utilizam de micro fundamentos⁸.

O problema locacional da firma em uma cidade com múltiplos centros passa pelo seguinte *trade-off*: localizar-se no CBD ou no SBD? O surgimento desses subcentros está ligado aos benefícios derivados do espraiamento das firmas, apesar das vantagens oferecidas pela concentração em um único centro. Em face da observação das cidades reais, modelos teóricos foram desenvolvidos considerando cidades policêntricas no fim da década de 70 do século XX. Segundo Anas et al. (1998), os trabalhos de White (1976) e Dixit e Stiglitz (1976) são os seminais. Entretanto, Sheamur e Coffey (2002) indicam que os trabalhos mais relevantes foram os da década de 1980, tais como Fujita e Ogawa (1982), Greene (1980), Griffith (1981) e Getis (1983). O primeiro é o mais referenciado e utilizado como base para extensões, tal como em Henderson e Slade (1993) e Lucas e Rossi-Hansberg (2002).

A literatura teórica sobre cidades policêntricas pode ser dividida em duas categorias principais, como proposto por White (1999). A primeira categoria lida com CBD e SBD como um problema endógeno às economias de aglomeração e custos de transportes em uma abordagem de equilíbrio geral (FUJITA; OGAWA, 1982; FUJITA, 1988; HELSLEY; SULLIVAN, 1991; HENDERSON; SLADE, 1993; ANAS; KIM, 1996; LUCAS; ROSSI-HASNBERG, 2002; AHLFELDT et al., 2016). A tratabilidade dos modelos policêntricos endógenos está embasada na hipótese de que a produção e o uso residencial do solo podem ocorrer em qualquer localização intra-urbana, mas é dependente das viagens com intenção de consumo feitas pelos consumidores, de economias de aglomeração, de congestionamento, de considerações estratégicas, dos encadeamentos produtivos entre as firmas e dos custos de transporte de bens e de *commuting* (ANAS; KIM, 1996). Esses custos tornam a oferta de emprego e de mão de obra endógenas devido à escolha locacional das famílias, de onde residir, e das firmas, de onde produzir, simultaneamente. Todavia, os fatores básicos que causam a agregação de firmas no CBD ou SBD são economias de aglomeração externas e custos de transporte de bens relativamente maiores que o custo de *commuting* (WHITE, 1999).

Fujita e Ogawa (1982) usam pressupostos similares aos de Mills (1972), adicionando economias de aglomeração ao modelo. Para esses autores, a economia de aglomeração deriva da presença de externalidades não pecuniárias na produção decorrentes da proximidade entre firmas. Diferentes centralidades surgem devido ao *trade-off* entre custo de *commuting* e transporte dos bens e economias de aglomeração. Assim, se economias de aglomeração estão mais concentradas no CBD e decaem com o distanciamento, então as firmas se concentram no CBD e este é cercado por moradias. Todavia, se economias de aglomeração são constantes no espaço e o custo de *commuting* é relativamente mais elevado que o custo de transporte, tem-se um padrão disperso e os trabalhadores trabalham em casa. É possível que haja um padrão misto incompleto, isto é, famílias que trabalham em casa morando no CBD e famílias que se deslocam para trabalhar no CBD. Adicionalmente, pode existir apenas SBD ou SBD e CBD. Fujita (1988) mostra que múltiplos centros surgem em um contexto com interações entre firmas e consumidores, gerando ganhos puramente pecuniários sob concorrência monopolística.

Henderson e Slade (1993) estendem o modelo de Fujita e Ogawa (1982) propondo um jogo entre dois planejadores centrais que desenvolvem vizinhanças para habitação e centro de negócios. O jogo visa demonstrar a ineficiência derivada de modelos sem economias de aglomeração, pois a firma individual ignora os efeitos de seu comportamento no nível da aglomeração e sobre o custo das outras firmas, culminando na divisão do CBD antes mesmo que a cidade de cada um dos planejadores tenha suporte para tal, pois considera apenas a economia de aglomeração realizada pelas firmas em sua parte da cidade. Helsley e Sullivan (1991) propõem uma abordagem em que o planejador central da cidade aloca o crescimento populacional em duas regiões contíguas (CBD e SBD) de forma a maximizar o valor agregado do produto. Todavia, infraestrutura pública é requerida *a priori* para que uma localidade de produção possa ser desenvolvida. Outros ingredientes relevantes desse modelo são economias de aglomeração e deseconomias de transporte. Assim, subcentralidades derivam do *trade-*

⁸ Para uma inserção nos modelos derivados da Nova Economia, ver Giuliano et al. (2005) e Campos (2018), uma vez que não serão discutidos neste artigo.

off entre economias de escala externas e custo de transporte, e podem ser afetadas pelo custo fixo de infraestrutura pública, diferenças tecnológicas e interações entre localizações de produção.

No modelo desenvolvido por Anas e Kim (1996) não existem economias de aglomeração, mas os autores tomam por pressuposto que as firmas vendem diretamente às famílias que vivem na área urbana, o que exige uma interação de vendas entre firmas e famílias. Tais interações são similares às que ocorrem entre firmas, que são a base dos modelos de economias de aglomeração segundo White (1999). A descentralização do emprego (firmas) deriva da heterogeneidade espacial dos bens e a demanda é afetada por custo de congestionamento, o que faz os trabalhadores consumirem em locais mais próximos e, conseqüentemente, criam-se subcentralidades.

Lucas e Rossi-Hansberg (2002), embasados no modelo de Fujita e Ogawa (1982), relaxam algumas hipóteses, tais como a substituição de tecnologias de produção (trabalho e terra), o que culmina em diferentes aglomerações de trabalhadores espacialmente. No modelo, o equilíbrio espacial das firmas deriva dos benefícios gerados pelas economias externas dadas pela proximidade entre firmas e do custo de *commuting* dos trabalhadores. O equilíbrio do modelo permite uma cidade multinuclear, onde o emprego pode estar localizado em qualquer área da cidade. O modelo assume que toda a produção ocorre dentro da cidade, devido às economias de aglomeração, e que a produtividade é tanto mais elevada quanto maior for a concentração de emprego que circunscreve o trabalhador e/ou a firma. Segundo os autores, na presença de economias externas os preços de mercado não são suficientes para fornecer incentivos locacionais eficientes para trabalhadores e firmas. Uma limitação desse modelo é que o vetor de preços é uma função exclusiva da âncora de preços, isto é, da distância ao CBD.

A segunda vertente dos modelos teóricos da NUE assume exogenamente o SBD (quantidade de subcentros, por exemplo) e o CBD. Nessa abordagem, a existência de um ou vários subcentros resulta da descentralização da atividade econômica e é tomada como dada. Fazem parte desse grupo Papageorgiou (1971), White (1976; 1990), Hartwick e Hartwick (1974), White (1976; 1988), Romanos (1979), Sullivan (1986), Wieand (1987), Sivitanidou e Wheaton (1992), Hotchkiss e White (1993), Yinger (1992), Ross e Yinger (1995) Henderson e Mitra (1996), Zhang e Komei (1997, 2000) e Wrede (2015). Nesse grupo de modelos, o interesse especial é avaliar o efeito da suburbanização do emprego sobre as residências e outros aspectos. Dito de outra forma, o foco desses modelos está em avaliar como as famílias/trabalhadores decidem onde morar e trabalhar e no padrão espacial resultante do preço da terra, da densidade populacional e do deslocamento pendular do trabalhador, dada a localização da firma. Os resultados indicam o decaimento da renda da terra e dos salários em função do distanciamento dos CBD e SBD, por exemplo. White (1999) considera esses modelos, cujo padrão policêntrico é definido de forma exógena, como sendo um caso particular dos modelos endógenos. Ademais, devido à dificuldade resolutiva desses modelos, a primeira vertente dos modelos policêntricos apresenta maior dificuldade em derivar as avaliações sobre renda da terra e salários.

Os autores da segunda vertente apontam para diferentes fatores que fomentam o espraiamento do emprego para fora do centro principal (CBD), tais como políticas de imposto e de uso do solo (SULLIVAN, 1986; ZHANG; KOMEI, 1997, 2000). Henderson e Mitra (1996) sublinham o papel de agentes privados e públicos, os quais contribuem para o processo de descentralização do emprego e facilitam a migração das firmas. Os agentes privados escolhem considerando a capacidade que os distritos de negócios e a localização têm de maximizar o lucro das firmas. Tais escolhas dependem da capacidade histórica de oferta de emprego no SBD e, implicitamente, da população residencial que representa o mercado potencial, tanto de compra quanto de oferta de mão de obra. A questão principal é que todos os agentes privados estão procurando pela melhor localização e, neste ambiente, há centenas de agentes agindo da mesma forma. Logo, políticas públicas desenvolvidas pelos agentes públicos (regulação do uso do solo e subsídios) atuam incentivando a localização ou realocação numa área específica no espaço intra-urbano.

De forma geral, os resultados que derivam desses modelos apontam para economias de aglomeração, retornos internos e externos às economias de escala da produção e deseconomias de transporte (congestionamento) como fatores que explicam a criação inicial do CBD e podem também

influenciar o surgimento de subcentralidades. Firms concentradas no CBD se apropriam de economias de aglomeração e, no início da formação do CBD, não incorrem em fricções como baixo pool de mão de obra e dificuldade de deslocamento, as quais poderiam desencorajar as firms de se localizarem no CBD. Entretanto, assim que o CBD alcança determinado tamanho que ative externalidades negativas (custo de congestionamento, elevado preço da terra etc.) e que estes efeitos sobrepõem as externalidades positivas da aglomeração, o processo de deslocamento do CBD para outra região se inicia. Em áreas periféricas da cidade, menor preço da terra, acesso às rodovias intermunicipais e interestaduais induzem à mudança para essas localidades. A primeira reduz o custo fixo com aluguel e a acessibilidade não altera o acesso à oferta de trabalho, desde que o custo não seja elevado (McMILLEN, 2001). Embora a diversidade de atividades seja menor nos subúrbios, SBD maiores tendem a ter menores distâncias em relação ao CBD, desde que haja provisão de um sistema de transporte a custo baixo e que o preço da terra próxima ao CBD seja baixo. Outra vantagem associada ao tamanho de subcentralidades é que SBD grandes tendem a ofertar oportunidades de emprego e compras às famílias e, conseqüentemente, implicam em redução da dependência do CBD (MCMILLEN, 2001).

Os modelos teóricos desse período incluíram na abordagem *mainstream* a impedância que o espaço trazia ao modelo. No campo da Economia Urbana, esse fator foi inserido por meio da compensação entre proximidade do CBD e preço da terra. Dentro da abordagem de equilíbrio geral, desenvolvida por Krugman (1991), incorporação das novas teorias de retornos crescentes aplicadas ao espaço, em especial o modelo de concorrência imperfeita de Dixit e Stiglitz (1977), permitiu superar a limitação que esteve presente no equilíbrio Arrow-Debreu (MAS-COLEL et al., 1995) e abrir a “caixa preta” das economias externas, explicando a economia de aglomeração por *sharing*, *matching* e *learning*. Assim, os modelos foram avançando não apenas em lidar com o espaço, mas também em acomodar a realidade urbana, como a existência de múltiplos centros, por exemplo.

4. O debate sobre as abordagens empíricas de identificação de subcentros

Em função da vasta gama de estudos nesta área, serão selecionados trabalhos que compõem cada um dos grupos para discutir as abordagens empíricas e apontar seus principais resultados. O objetivo dessa seção é sistematizar e apontar o desenvolvimento da literatura empírica quanto à especificação e à identificação de CBD e/ou SBD no contexto da Economia Urbana.

Os modelos teóricos citados acima focam essencialmente no equilíbrio da configuração espacial das cidades policêntricas, sem preocupação de gerar resultados empiricamente testáveis. No final dos anos 1980, vários pesquisadores lançaram esforços para identificar e avaliar a descentralização espacial do emprego na área intra-urbana (GORDON et al., 1986; McDONALD, 1987; CERVERO, 1989). Embora os trabalhos empíricos tenham buscado identificar subcentros, não existe uma estratégia empírica consolidada na literatura. Inicialmente, os estudos valiam-se do conhecimento prévio da região que se estudava (BENDER; HWANG, 1985; HEIKKILA et al., 1989; RICHARDSON et al., 1990), mas se demonstravam inconsistentes com os dados observados (McMILLEN, 2001b).

Considerando apenas os trabalhos cujos procedimentos empíricos estão embasados em métodos estatísticos objetivos, pode-se dividi-los em quatro subgrupos: 1) picos ou valor de corte; 2) abordagem econométrica; 3) estatística espacial e 4) abordagens de fluxos.

1) **Picos ou Valor de Corte:** propõe-se um valor de corte, de forma *ad hoc*, para identificar áreas centrais, isto é, são escolhidas as zonas que têm densidade de emprego ou populacional acima de certo *cut-off* pré-estabelecido. Fazem parte desse grupo os trabalhos de Greene (1980), McDonald (1987), McDonald e McMillen (1990), Giuliano e Small (1991), Small e Song (1994), Cervero e Wu (1997), Bogart e Ferry (1999), Coffey e Shearmur, (2001), Anderson e Bogart, (2001), Shearmur e Coffey (2002), Boumont e Bourdon, (2002), Muniz et al. (2003), López e Muñiz (2005), Pan e Ma (2006).

2) **Abordagem Econométrica:** estima-se equações de densidade de emprego e/ou população ou modelos de preço da terra considerando abordagens metodológicas de econometria paramétrica e/ou não-paramétrica. *Abordagens paramétricas:* Heikkila et al. (1989), McDonald e Prather (1994), Campos e Chagas (2017). *Abordagens não-paramétricas:* McMillen e McDonald (1997), McMillen e McDonald (1998), Craig e Ng (2001), McMillen (2001a, 2001b, 2003), McMillen e Smith (2003), Lopez (2006) e Redfearn (2007) Kane et al. (2016), Ramos (2014); Lv et al. (2017); Campos (2018); Krehl (2018); Rodrigues et al., (2018).

3) **Estatística Espacial:** os trabalhos desse grupo aplicam técnicas de análise exploratória espacial aos dados, tal como análise de *cluster* utilizando I de Moran ou G de Gary: Modarres (2003), Guillain et al. (2003), Baumont et al. (2004), Tsai (2005), Nagle (2010), Ramos (2004) e Kneib (2008), Siqueira (2014).

4) **Fluxos:** este grupo de análise pode ser dividido em três subgrupos. (5.1) *Método de grafos ou redes:* Bourne (1989) e Dalberto (2018) utilizando grafos avaliam, visualmente, as relações de deslocamento; (5.2) *Método de Saldo Líquido:* baseia-se na avaliação do fluxo líquido de entrada e saída em determinada região para o motivo trabalho (Burns et al., 2001); (5.3) *Cut-off de Fluxo:* identifica-se a zona central de negócios a partir da densidade de geração de viagem acima de determinado valor de corte (Clark; Kuijpers-Linde, 1994; Gordon; Richardson, 1996); (5.4) *Atração de Fluxo:* Aguilera e Mignot (2004) utilizam os dados sobre pendularidade casa-trabalho para identificar áreas centrais.

Em função da vasta gama de trabalhos nessa área, serão selecionados trabalhos que compõem cada um dos grupos para discutir as abordagens empíricas e apontar seus principais resultados. O papel dessa seção é sistematizar e apontar o desenvolvimento da literatura empírica nesta área da Economia Urbana.

O método de valores de corte mais discutido na literatura foi proposto por McDonald (1987) e estendido por Giuliano e Small (1991), embora Greene (1980) tenha apresentado uma abordagem de corte previamente. Segundo Greene (1980), identifica-se subcentro quando o desvio da densidade do emprego na área avaliada é duas vezes maior que a média da região metropolitana. Sobre a abordagem discutida em McDonalds (1987), a identificação da subcentralidades decorre da concentração do emprego nas áreas adjacentes à analisada. O autor aplicou o método para a cidade de Chicago e identificou quatro subcentros, agregados em 44 zonas. A abordagem de Giuliano e Small (1991) busca ser mais objetiva, identificando como subcentro um conjunto de áreas contíguas que têm uma densidade mínima de 10 empregados por acre⁹ e apresenta, conjuntamente, 10 mil empregados. Os autores aplicaram o método para a região de Los Angeles e identificaram 32 subcentros, utilizando o Censo de Origem-Destino de 1980.

A abordagem de valor de corte é criticada devido à discricionariedade do corte escolhido, à sensibilidade dos resultados, à escolha de corte (McMILLEN, 2001A, 2003) e à impossibilidade de generalização para qualquer cidade (ANAS et al., 1999; McMILLEN, 2001b; BAUMONT et al., 2004). Os resultados também são sensíveis ao tamanho da área quando a densidade do emprego é considerada como variável dependente (McMILLEN, 2001a, 2001b). A principal questão é que sob tal abordagem empírica, a identificação está sujeita ao conhecimento local e às expectativas *a priori* para determinar o valor de corte previamente (McMILLEN, 2003).

As abordagens econométricas geralmente estimam uma função simples de densidade do emprego¹⁰ para uma cidade monocêntrica. McDonald (1987) e Heikkila et al. (1989) podem ser considerados os pioneiros utilizando estimações paramétricas e testes de hipótese. McDonald (1987) estima uma função de densidade do emprego para uma cidade monocêntrica e considera os termos de erro estimados positivos e estatisticamente significantes para identificar a subcentralidades de

⁹ Cada acre mede (4040 m²).

¹⁰ $D(x) = D_0 e^{-\beta x + u}$, onde D é a densidade do emprego ou da população, x é a distância ao CBD, D_0 é a densidade do emprego ou da população média na distância zero, β é o gradiente de densidade, u é o termo de erro aleatório.

emprego. Essa abordagem é limitada, pois os autores estimam densidade de emprego sem controles, não garantindo que as distribuições espaciais dos resíduos estimados pela especificação econométrica citada acima realmente identificam subcentralidades. Heikkila et al. (1989) consideram o valor da terra como a variável dependente e a distância aos candidatos a subcentro como regressores. Consideram-se SBD aqueles cujos gradientes de preços apresentam coeficientes com sinais negativos e estatisticamente significantes. Tais estratégias empíricas são um avanço em relação às abordagens anteriores, pois utilizam inferência estatística e buscam acomodar a abordagem empírica aos modelos teóricos. Todavia, a falta de utilização de controles pode enviesar os resultados.

O método proposto por Craig e Ng (2001) utiliza uma abordagem econométrica não paramétrica e propõe utilizar os resíduos estimados de uma regressão com especificação logarítmica da densidade do emprego. McMillen (2001b) aponta que a abordagem não paramétrica proposta pelos autores não é sensível à unidade de análise, como as que consideram a área. Todavia, McMillen (2001b) critica a estimação de uma função de densidade de população e/ou de emprego simétrica em torno do CBD, pois pode gerar identificação enviesada caso não haja simetria. Outra limitação é que os autores consideram apenas os círculos concêntricos da cidade cuja alta densidade de emprego fora encontrada, embasados em conhecimento prévio da cidade. Redfearn (2007) aponta para a sensibilidade dos resultados, dado que são pautados em valores de cortes, e para a ausência de inferência estatística.

McMillen (2001a, 2001b) propôs um modelo de dois estágios que dispensa o conhecimento prévio da cidade avaliada. O primeiro estágio é próximo ao proposto por McDonald (1987) e Craig e Ng (2001), isto é, estima-se o logaritmo da densidade de emprego contra a localização deste em relação ao CBD, utilizando Regressões Ponderadas Localmente (LWR – *Local Weighted Regressions*). Os candidatos a SBD são aqueles cujos resíduos estimados formam *clusters* estatisticamente significativos. No segundo estágio, após considerar os potenciais subcentros, é utilizado um modelo semiparamétrico. A parte não-paramétrica da regressão ajustada por uma aproximação flexível de Fourier utiliza os resíduos do primeiro estágio como variável dependente e a distância ao CBD como variável explicativa. Os coeficientes estimados que apresentaram gradientes negativos com o distanciamento do CBD e estatisticamente significativos são identificados como SBD. Essa mesma abordagem é utilizada por Lv et al. (2017) e Krehl (2018) para estudar subcentralidades em Beijin e Alemanha, respectivamente.

McMillen (2003) propôs um método híbrido para identificação de subcentros, combinando as abordagens desenvolvidas em Giuliano e Small (1991) e McMillen (2001a). Esta estratégia fornece uma solução potencial para o procedimento desenvolvido em McMillen (2001a). A estratégia empírica utiliza um método não-paramétrico para estimar Regressões Ponderadas Localmente. Os subcentros são áreas contíguas com resíduos positivos e com nível de significância estatística de 10 por cento, e que apresentem pelo menos 10.000 funcionários. Embora o método híbrido traga um dos dois elementos arbitrários de Giuliano e Small (1991), McMillen (2003) afirma que esse limiar é menos arbitrário do que a densidade mínima de emprego (segundo elemento arbitrário). McMillen e Smith (2003) utilizam a mesma abordagem não-paramétrica, sem considerar o valor de corte arbitrário no segundo estágio. Os autores propõem valor de corte derivado da distribuição do erro estimado, considerando áreas que compõem a distribuição menor ou igual a 5% dessa distribuição.

Neste subgrupo de abordagens empíricas há um expressivo esforço em formular critérios objetivos de identificação. Entretanto, considerar os resíduos estimados pode levar a resultados enviesados, pois nem todo desvio para cima dos erros estimados identifica subcentralidades. Regras de corte mais objetivas podem ser verificadas, mas são aplicadas aos resíduos estimados. Ademais, regras de corte *ad hoc* também são utilizadas.

Considerando trabalhos cuja abordagem empírica é a estatística espacial, as principais técnicas aplicadas são *Kringing* e Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Modarres (2003) usa *Kringing* para identificar subcentralidades em Los Angeles e aponta para a possibilidade de distinguir entre centros maiores dentre os subcentros. No processo de interpolação, o autor considera os centroides dos distritos e então calcula a proximidade espacial utilizando a técnica *nearest neighbor hierarchical* (NNH), agrupando o total de emprego associado a cada centroide no espaço. Embora

essa abordagem forneça resultados hierarquizados, é necessário a utilização de *cut-off* para a definição de subcentralidades a priori. A abordagem também assume estacionariedade espacial do processo gerador dos dados. No contexto em que a base de dados utilizada não observa tal hipótese, os resultados ficam prejudicados. Como a identificação das subcentralidades se dá via concentração de emprego não isotrópica, a hipótese falha.

A abordagem do tipo AEDE é também explorada para identificar subcentralidades de emprego. Baumont et al. (2004) propõem uma abordagem em dois estágios utilizando estatística e econometria espacial. Os autores consideram como variáveis dependentes o nível e a densidade do emprego. O primeiro estágio consiste em estimar o I de Moral Local, considerando os clusters alto-alto como candidatos a subcentralidade. No segundo estágio, utilizam-se os candidatos a SBD para estimar um modelo econométrico considerando a função de crescimento populacional, como demonstrado acima. Consideram subcentros as áreas cujos coeficientes estimados sejam negativos e estatisticamente significantes. Guillan et al. (2006) aplicam o primeiro estágio apontado em Baumont et al. (2004) utilizando como variável dependente a relação total de trabalhador por total de população (taxa trabalhador-população) por área de ponderação do censo francês. Nesta abordagem empírica, a identificação está restrita à correlação espacial da taxa trabalhador-população e seus vizinhos.

Destacando os trabalhos desenvolvidos na literatura brasileira, os artigos acadêmicos em Economia Urbana têm despendido pouca atenção à questão do espraiamento urbano, quando comparados à literatura internacional. Parte disso está ligado à ausência de base de dados em nível tão detalhado. Ademais, a maior parte das pesquisas com foco na área intra-urbana é conduzida por pesquisadores de Planejamento Urbano e pouco conversa com o debate empírico internacional e com o campo de Economia Urbana. Ramos (2004) é o primeiro artigo empírico que debate a questão de subcentralidade intra-urbana no Brasil utilizando uma abordagem com inferência estatística, 24 anos após a publicação do artigo seminal de Green (1980) nos Estados Unidos. Considerando os poucos artigos acadêmicos nacionais que tratam da identificação de subcentralidades, destacam-se os que utilizam métodos e de valor de corte (FERNANDEZ-MALDONADO et al., 2014), de estatística espacial (RAMOS, 2004; KNEIB, 2008; SIQUEIRA, 2014), de econometria espacial (CAMPOS; CHAGAS, 2017) e de econometria não-paramétrica (RAMOS, 2014; CAMPOS, 2018; RODRIGUES et al., 2018).

Embora Ramos (2004) faça várias análises utilizando informações georreferenciadas aplicando indicadores espaciais locais, dentre eles a concentração de emprego, pode-se considerar como o primeiro estudo que demonstra a concentração de emprego de forma mais objetiva e com testes estatísticos no Brasil. Kneib (2008) e Siqueira (2014) estudam de forma mais focalizada o espraiamento do emprego na Região Metropolitana de Manaus e na Região Metropolitana de São Paulo. Em ambos trabalhos são estimados I de Moran Local para identificar subcentralidades, considerando o nível de emprego como variável de análise. Kneib (2008) considera subcentrais as áreas cujos *clusters* sejam do tipo alto-alto, isto é, áreas com elevada concentração de emprego circundada por áreas de mesma configuração. Siqueira (2014) considera os *clusters* estatisticamente significantes do tipo alto-alto (primeiro estágio) e que apresentem no mínimo 31.500 empregos por área de ponderação e que a relação emprego-população ocupada seja no mínimo igual a 2 (segundo estágio). Para Siqueira (2014), o segundo estágio é uma medida que visa reduzir o risco de falso positivo. Como resultado, o autor identifica 42 áreas como subcentros. Tal como os trabalhos avaliados no grupo de valor de corte, o autor aplica valores de cortes discricionários para identificação da centralidade. Outra limitação está em considerar *clusters* do tipo alto-alto apenas, podendo haver *clusters* de emprego do tipo alto-baixo como uma representação de subcentros em áreas periféricas da região avaliada, por exemplo.

Fernandez-Maldonado (2014) traz uma seleção de países da América Latina para os quais ele aplica a metodologia de valores de corte. Os autores aplicaram a metodologia na cidade de Fortaleza, Brasil, utilizando base de dados do Relatório Anual de Informação Social (RAIS) e considerando os distritos da cidade. Como resultado, os autores encontram 11 sub-centros.

Campos e Chagas (2017) também consideram uma abordagem em dois estágios para identificar subcentralidade no município de São Paulo e utilizam base de dados sobre preço de imóveis da

Embraesp. O primeiro estágio se aproxima da estratégia de identificação de Baumont et al. (2004), i.e., considerando como candidatas as regiões que formam *clusters* do tipo alto-alto e alto-baixo e sejam estatisticamente significativas. No segundo estágio, os autores estimam um modelo de preços hedônicos usando econometria espacial, aproximando-se da abordagem de Heikkila et al. (1989). Os subcentros são áreas que são correlacionadas negativamente com o gradiente de preços dos imóveis. A estratégia empírica desenvolvida por Campos e Chagas (2017) depende de base dados do mercado imobiliário e informações sobre amenidades, que muitas vezes não estão disponíveis.

Campos (2018) avança em termos metodológicos ao desenvolver uma abordagem não embasada nos resíduos estimados, mas na estimação da grande média espacial. Adicionalmente, os valores de corte não são fixos e pré-definidos como nos trabalhos anteriores, mas se ajustam às bases de dados ao longo do tempo. Em termos práticos, o autor utiliza Regressões Ponderadas Geograficamente e considera como SBD áreas cujos quantis dos betas estimados, estatisticamente significantes, estejam entre os 1% mais elevados. Como resultado, são detectados três subcentros na Região Metropolitana de São Paulo. Rodrigues et al. (2018) utilizam a abordagem de valor de corte sugerida por Giuliano e Small (1991) associada método não paramétrico – *GWR* – para a cidade do Recife. No primeiro estágio selecionam as áreas de ponderação que passam no teste de valor de corte e depois estimam uma regressão *flor-area ratio* contra distância aos candidatos a SBD e covariadas, apontando como SBD aqueles cujo coeficiente estimado tenha sinal negativo.

Como o conceito de SBD, a identificação de subcentralidades não apresenta ponto pacífico na literatura empírica, como se pode notar a partir da exposição acima. Houve uma ampliação do debate na literatura internacional, comparativamente aos anos pré-década de 1980. Embora outros métodos estejam sendo utilizando, nota-se uma convergência para a aplicação de modelos econométricos na identificação das subcentralidades, mesmo utilizando conceitos de cortes pré-definidos. O grande desafio nesta área está em estabelecer uma regra que possa ser aplicada em qualquer cidade, independente do conhecimento prévio e de qualquer regra de corte fixa, tanto espacialmente quanto temporalmente.

5. CBD e SBD: conceituação, diferenciação e exemplo

Considerada a evolução dos modelos teóricos discutidos acima, os CBD e SBD podem ser entendidos como espaços que detêm as economias de aglomeração ou, ao menos, a partir de onde ela emana e transborda pelo espaço intra-urbano (CAMPOS, 2018). Todavia, o grande desafio da literatura empírica especializada está na regra de identificação dessas áreas e, para tanto, a conceitualização demanda a avaliação de características mais específicas.

A definição de CBD é menos complexa relativamente à conceitualização de SBD. Isso porque a maioria das cidades apresenta apenas um centro de negócios e tal condição garante a essa região concentradora de trabalhadores a denominação de CBD. O conceito de CBD está intrinsecamente relacionado ao fator temporal, isto é, ao surgimento da primeira região central. Assim, o CBD está associado à área histórica da cidade. Resultados derivados de modelos teóricos monocêntricos associam CBD à área com os mais elevados níveis de concentração de emprego, preços da terra e salários, quando comparada a quaisquer outras regiões intra-urbanas.

O conceito de SBD é pouco menos direto e suscita grandes discussões, a depender do campo da ciência em que o debate ocorre. No campo da Economia, os autores partem das características que consideram principais dos SBD para conceituar a área. Para um grupo de pesquisadores, o subcentro é um lugar onde as atividades de produção, compras e acessibilidade do emprego contam com melhor sistema de transporte do que em qualquer outro lugar, proporcionando facilidade de saída e entrada de insumos e produtos e deslocamento pendular, fora do centro histórico (OGAWA; FUGITA, 1980; FUJITA; OGAWA, 1982; HELSLEY; SULLIVAN, 1991; McMILLEN, 2001). Para esse grupo, a centralização das atividades no SBD está relacionada a um bom sistema de transporte, que oferece acessibilidade eficiente. Alguns trabalhos empíricos, por exemplo, utilizam informações sobre o fluxo de passageiros para identificar subcentralidades, considerando tal peculiaridade inerente às áreas

centrais (BOURNE, 1989; BURNS et al., 2001; CLARK; KUIJPERS-LINDE, 1994; GORDON; RICHARSON, 1986; AGUILERA; MIGNOT, 2004)

No segundo grupo de pesquisadores, SBD é a região cuja concentração de firmas apresenta fortes encadeamentos produtivos e de comunicação (CASTELLS et al., 1994; ANAS; KIM, 1996; SASAKI; MUN, 1996; GRAHAM; MARVIN, 1996). Nessa área tendem a se aglomerar atividades de alta ordem e da administração pública e privada, bem como o sistema de transporte central. Essas atividades exigem contatos face a face e criam algumas ligações para trás e para frente, dada a concentração da atividade do setor de serviços.

Uma outra forma de conceituar SBD pode derivar dos resultados derivados dos modelos teóricos desenvolvidos por autores do primeiro grupo. Os SBD como áreas que influenciam os preços relativos e concentram os mais elevados aluguéis e salários do que qualquer outro lugar, exceto no CBD (PAPAGEORGIOU, 1971; WHITE, 1976, 1988, 1990; HARTWICK; HARTWICK, 1974; ROMANOS, 1979; SULLIVAN, 1986; WIEAND, 1987; SIVITANIDOU; WHEATON, 1992; HOTCHKISS; WHITE, 1993; YINGER, 1992; ROSS; YINGER, 1995; WREDE, 2015). Com base nessas características, alguns autores usam o preço da terra como variável de resultado para identificar subcentralidades (HEIKKILA et al., 1989; CAMPOS; CHAGAS, 2017). Assim, devido à disponibilidade de infraestrutura, compras e proximidade de locais de trabalho, os preços da terra nessas localidades são relativamente maiores, comparados a outros espaços intra-urbanos.

Essas características podem ser condensadas nos três microfundamentos da economia de aglomeração, discutidos por Duranton e Puga (2004), que influenciam a produtividade da economia local, a saber *sharing*, *matching* e *learning*. O efeito de *sharing* deriva dos ganhos gerados pela variedade de insumos e especialização industrial; efeito de *matching* corresponde tanto ao melhoramento quanto à qualidade ou quantidade dos matches entre firmas e trabalhadores; o efeito de *learning* diz respeito à geração, difusão e acumulação de conhecimento, os quais decorrem do transbordamento de conhecimento entre os trabalhadores quando as firmas se aglomeram. Assim, o espaço urbano é o local espacial que permite o efeito da aglomeração acontecer e ser distribuído entre os agentes econômicos. Complementarmente, Rosenthal e Strange (2004) consideram elementos adicionais que geram aglomeração, tais como vantagens locais, efeitos no mercado residencial, externalidades de consumo e *rent seeking*.

Para efeito de exemplo, considera-se a abordagem empírica desenvolvida por Campos (2018). Utilizando dados do mercado de trabalho da Relação Anual de Informações Sociais, estimou-se as centralidades na Região Metropolitana de São Paulo, maior região metropolitana do Brasil e *locus* da 5ª maior cidade do mundo, a partir da concentração de trabalhadores no espaço. A Figura 1 aponta para a existência de dois SBD (localizados na cidade de Barueri e região do ABC Paulista) e um grande CBD (localizado na região central do município de São Paulo). Em 2014, o SBD localizado no ABC Paulista desaparece, dando espaço para a expansão do CBD do município de São Paulo.

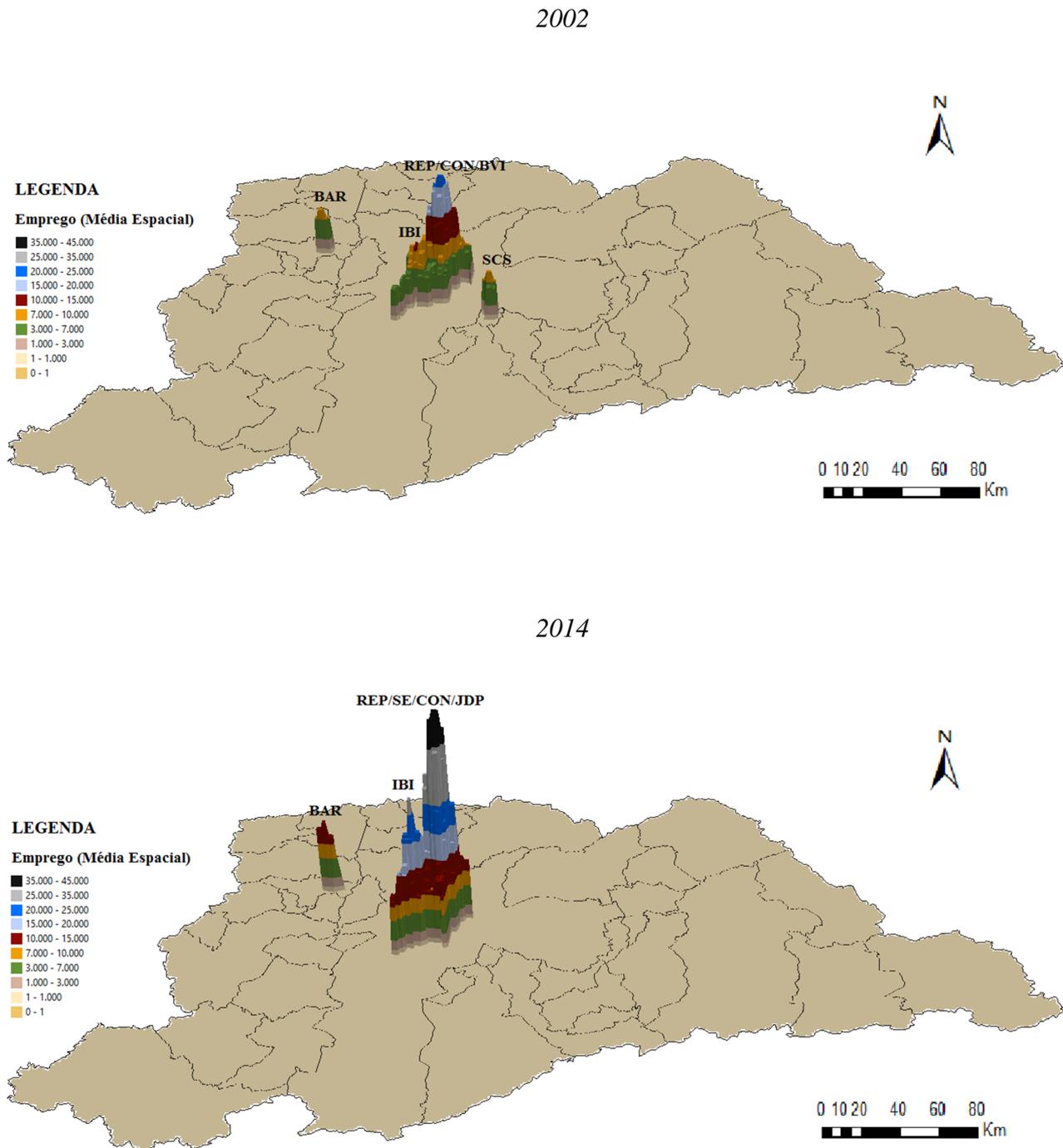
6. Considerações finais

Os modelos monocêntricos estão baseados no pressuposto de que os empregos estão exclusivamente localizados no CBD. Embora esse pressuposto não seja verdadeiro, essa abordagem ainda é útil para estudar cidades com um único centro de negócios. Os modelos monocêntricos não performam satisfatoriamente nas grandes cidades que apresentam densidade de emprego espreado no espaço, embora de forma concentrada, demandando um novo arcabouço teórico. Neste contexto, modelos teóricos foram sendo elaborados, incorporando técnicas de outros campos da Economia. A abordagem empírica também evoluiu em buscar ferramentas para identificação desse espriamento no espaço.

Focando nas grandes cidades, o dinamismo econômico nestas áreas impacta diretamente sobre o efeito da aglomeração (economias de escala). Os efeitos positivos derivados da aglomeração são retroalimentados pelas características inerentes às grandes cidades e estimulam cada vez mais a aglomeração das firmas no espaço. Todavia, a partir do instante em que efeitos positivos da aglomeração crescem a taxas menores do que a taxa de crescimento do custo da aglomeração, efeitos

centrífugos tendem a expulsar as firmas de tal aglomeração, espalhando-as por áreas intra-urbana (cidade ou região metropolitana) ou levando a uma nova localização aglomerada fora dessas localidades. A descentralização e a nova formatação espacial dos empregos refletem diretamente sobre o vetor de preços da economia e são dependentes da relação das economias de aglomeração e da função lucro das firmas.

Figura 1: CBD e SBD na Região Metropolitana de São Paulo



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da RAIS.

A dispersão concentrada do emprego tem implicação de política pública relevante. Partindo dos resultados decorrentes dos modelos teóricos, aglomerações de empregos implicam diretamente em apreciação dos preços da terra, tanto na área em que se localiza o SBD como nos arredores, uma vez que a competição por área escassa entre firmas e famílias passa a ser observada. No contexto associado a esse cenário, é possível, teoricamente, prever o afastamento de famílias com menores salários para as fronteiras das cidades e/ou até para outros municípios. Esse efeito centrífugo sobre as famílias exige, por parte dos formuladores de política pública, medidas que atentem para a acessibilidade e moradia com sustentabilidade e competitividade com equidade. Em termos de políticas públicas de transporte, transportes públicos devem ser designados para interligar os novos subcentros tanto com o CBD quanto com as residências. Essas medidas também importam para a conexão entre oferta e demanda por mão de obra, buscando reduzir o que a literatura chama de *spatial mismatch*. Adicionalmente, medidas de regulação do uso do solo e sobre o preço da terra podem ser requeridas por parte do governo, visando a redução da fuga de moradores e/ou do adensamento do uso solo de forma irregular.

Essas questões associadas ao espraiamento do emprego lançam luz sobre uma agenda importante em Economia Urbana. Embora nos Estados Unidos esse debate remonte aos anos 60 do século passado, no Brasil pouco se tem discutido em Economia sobre os efeitos desse espraiamento no contexto intra-urbano. Espera-se que essa discussão impulse economistas urbanos a focarem nessa temática e desenvolverem trabalhos que identifiquem SBD, avaliem as inter-relações e façam propostas de política pública que ampliem bem-estar social.

Referências

- AGUILERA, A.; MIGNOT, D. Urban Sprawl, Polycentrism and Commuting. A Comparison of Seven French Urban Areas. *Urban Public Economics Review*, v. 1, p. 93-111, 2004.
- AHLFELDT, G. M.; REDDING, S. J.; STURM, D. M.; WOLF, N. The Economics of Density: Evidence from the Berlin Wall. *Econometrica*, v. 83, n. 6, p. 2127-2189, 2016.
- ALONSO, W. *Location and Land Use*. Cambridge: Harvard University Press, 1964.
- ANAS, A.; ARNOTT, R.; SMALL, K. A. Urban Spatial Structure. *Journal of Economic Literature*, v. 36, n. 3, p. 1426-1464, 1998.
- ANAS, A.; KIM, I. General Equilibrium Models of Polycentric Land Use with Endogenous Congestion and Job Agglomeration. *Journal of Urban Economics*, v. 28, p. 318-325, 1996.
- ANDERSON, N.; BOGART, W. The Structure of Sprawl: Identifying and Characterizing Employment Centers in Polycentric Metropolitan Areas. *American Journal of Economics and Sociology*, v. 60, p. 147-169, 2001.
- BAUMONT, C. e BOURDON, F. *Centres Secondaires et Recomposition Économique des Espace Urbain, le Cas de la Communauté de L'agglomération Dijonnaise (1990; 1999)*. Universidade de Bourgogne, Dijon, 2002. (LATEC Working Paper, n. 4)
- BAUMONT, C.; ERTUR, C.; GALLO, J. L. Spatial Analysis of Employment and Population Density: The Case of the Agglomeration of Dijon, 1999. *Geographical Analysis*, v. 36, n. 2, p. 146-176, 2004.
- BECKMANN, M. J. Spatial Equilibrium in the Housing Market. *Journal of Urban Economics*, v. 1, p. 99-107, 1974.
- BENDER, B.; HWANG, H. Hedonic Housing Price Indices and Secondary Employment Centers. *Journal of Urban Economics*, v. 1, n. 17, p. 90-107, 1985.
- BERLIANT, M.; KONISHI, H. The Endogenous Foundations of a City: Population Agglomeration and Marketplaces in a Location Specific Production Economy. *Regional Science and Urban Economics*, v. 30, n. 3, p. 289-324, 2000.

- BEYERS, W. Cyberspace or Human Space: Wither Cities in the Age of Telecommunications? In AOYAMA, Y.; WHEELER, J.; BARNEY, W. (Eds.), *Cities in the Telecommunications Age: the Fracturing of Geographies*. New York: Routledge, 161-180, 2000.
- BOGART, W. T.; FERRY, W. C. Employment Centers in Greater Cleveland: Evidence of Evolution in a Formerly Monocentric City. *Urban Studies*, v. 36, n. 12, p. 2099-2110, 1999.
- BOURNE, L.S. Are New Urban Forms Emerging? Empirical Tests for Canadian Urban Areas. *Canadian Geographer*, n. 33, p. 312-328, 1989.
- BRUECKNER, J. K. *The Structure of Urban Equilibria: a Unified Treatment of the Muth-Mills Models*. In: MILLS, E. (Ed.) *Handbook of Regional and Urban Economics: Urban Economics*. Volume 2, capítulo 20, Amsterdam: North Holland, 1987.
- BURNS, M.C.; BOIX, M.; ROCA, J. *Contrasting Indications of Polycentrism within Spain's Metropolitan Urban Regions*. Paper for the Eighth European Estate Society Conference, Alicante, June 26-29, 2001.
- CAMPOS, R. B. A. (2018) *Subcentralidades e Prêmio Salarial Intra-Urbano na Região Metropolitana de São Paulo*. Tese (Doutorado em Economia), Departamento de Economia, Universidade de São Paulo.
- CAMPOS, R. B. A.; CHAGAS, A. S. Identificação e caracterização das subcentralidades de emprego no Município de São Paulo. In: 45º Encontro Nacional De Economia, Natal, 2017. *Anais...* Natal: ANPEC, 2017.
- CASTELLS, M.; HALL, P.; HALL, P. G. *Technopoles of the World: the Making of Twenty-First-Century Industrial Complexes*. Routledge, 1994.
- CERVERO R., *America's Suburban Centers: The Land Use-Transportation Link*. Unwin Hyman, Winchester, MA. 1989.
- CERVERO, R.; WU, K-L. Polycentrism, Commuting, and Residential Location in the San Francisco Bay Area. *Environment and Planning A*, v. 29, p. 865-886, 1997.
- CHRISTALLER, W. *Central Places in Southern Germany*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1966.
- CLARK, W.A.V.; KUIJPERS-LINDE, M. Commuting in Restructuring Urban Regions. *Urban Studies*, v. 31, p. 465-483, 1994.
- COFFEY, W. J. e SHEARMUR, R. G. The Identification of Employment Centers in Canadian Metropolitan Areas: The Example of Montreal, 1996. *Canadian Geographer*, v. 45, n. 3, p. 371-386, 2001.
- COMBES, P.-P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial Wage Disparities: Sorting Matters! *Journal of Urban Economics*, v. 63, n. 2, p. 723-742, 2008.
- COMBES, P.P.; GOBILLON, L. The Empirics of Agglomeration Economies. In: *Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 5A, North-Holland, Amsterdam, 1st Edition, pp. 247-348, 2015.
- CRAIG, S. G., NG, P. T. Using Quantile Smoothing Splines to Identify Employment Subcentres in a Multicentric Urban Area. *Journal of Urban Economics*, v. 49, n. 1, p. 100-120, 2001.
- DALBERTO, C. R. (2018) *Regiões Funcionais Brasileiras: Dinâmica Recente, Policentralidade e Relocalização Seletiva da Atividade Econômica*. Tese (Doutorado em Economia), Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais.
- DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1976.

- DURANTON, G.; PUGA, D. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies. In: HENDERSON, V.; THISSE, J. F. (Eds.). *Handbook of Regional and Urban Economics*. Elsevier, 2004.
- EPPLI, M.; BENJAMIN, J. The Evolution of Shopping Center Research: A Review and Analysis. *American Real State Society*, v. 1994, n. 1, p. 5-32, 1994.
- FERNÁNDEZ-MALDONADO, A. M., ROMEIN, A., V., O.; PARENTE, R. Polycentric Structures in Latin American Metropolitan Regions: Identifying Employment Sub-centers, *Regional Studies*, v. 48, n. 12, p. 1954-71, 2014.
- FERREIRA, C. M. C. Espaço, Regiões e Economia Regional. In: HADDAD, P. R. (Org.). *Economia Regional: Teorias e Métodos de Análise*. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 1989.
- FUJITA, M. A Monopolistic Competition Model of Spatial Agglomeration: Differentiated Products Approach. *Regional Science and Urban Economics*, v. 18, p. 87-124, 1988.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT Press), 1999.
- FUJITA, M.; OGAWA, H. Multiple Equilibria and structural transition of Non-Monocentric Urban Configurations. *Regional Science and Urban Economics*, v. 12, n. 2, p. 161-191, 1982.
- FUJITA, M.; THISSE, J. *Economics of Agglomeration, Cities, Industrial Location and Regional Growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 2013.
- GARREAU, J. *Edge City: Life on the New Frontier*. New York: Doubleday, 1991.
- GETIS, A. *Second-order Analysis of Point Patterns: The Case of Chicago as a Multi-Center Urban Region*. *Professional Geographer*, v. 35, n. 1, p. 73-80, 1983.
- GIULIANO, G.; SMALL, K. A. Subcenters in the Los Angeles Region. *Regional Science and Urban Economics*, v. 21, p. 163-182, 1991.
- GIULIANO, G. et al. *Not all Sprawl: Evolution of Employment Concentrations in Los Angeles, 1980-2000*. Lusk Center for Real Estate, University of Southern California, 2005. (Working Paper, n. 2005-1002)
- GLAESER, E. *O Triunfo da Cidade*. 2ª ed. São Paulo: BEI Comunicação, 2016.
- GORDON, P.; RICHARDSON, H.; WONG, H. The Distribution of Population and Employment in a Polycentric City: The Case of Los Angeles. *Environment and Planning A*, v. 18, p. 161-173, 1986.
- GOTTLIEB, P. Residential Amenities, Firm Location and Economic Development. *Urban Studies*, v. 32, n. 9, p. 1413-1436, 1995.
- GRAHAM, S.; MARVIN, S. *Telecommunications and The City: Electronic Spaces, Urban Places*. London: Routledge, 1996.
- GREENE, D. Recent Trends in Urban Spatial Structure. *Growth and Change*, v. 10, p. 29-40, 1980.
- GRIFFITH, D. A. Evaluation the Transformation from a Monocentric to a Polycentric City. *Professional Geographer*, v. 33, n. 2, p. 198-196, 1981.
- GUILLAIN, R.; GALLO, J. BOITEUX-ORAIN, C. Changes in Spatial and Sectoral Patterns of Employment in Ile-de-France, 1978-97. *Urban Studies*, v. 43, n. 11, p. 2017-2098, 2006.
- HALSTEAD, J.M.; DELLER, S.C. Public Infrastructure in Economic Development and Growth: Evidence from Rural Manufacturers. *Journal of the Community Development Society*, v. 28, p. 97-116, 1997.

- HARTWICK, P.; HARTWICK, J. M. Efficient Resource Allocation in a Multinucleated City with Intermediate Goods. *Quarterly Journal of Economics*, v. 88, p. 340-352, 1974.
- HEIKKILA, E.; GORDON, P.; KIM, J. I. What Happened to the CBD-Distance Gradient?: Land Rents in a Polycentric City. *Environment and Planning A*, v. 21, p. 221-232, 1989.
- HELSEY, R. W.; SULLIVAN, A. M. Urban Subcenter Formation. *Regional Science and Urban Economics*, v. 21, p. 255-275, 1991.
- HENDERSON, J. V.; MITRA, A. The New Urban Landscape: Developers and Edge Cities. *Regional Science and Urban Economics*, v. 26, n. 6, p. 613-643, 1996.
- HENDERSON, J. V.; SLADE, E. Development Games in Non-Monocentric Cities. *Journal of Urban Economics*, v. 34, p. 207-230, 1993.
- HOTCHKISS, D.; WHITE, M. A Simulation Model of a decentralized metropolitan area with Two-Worker, 'Traditional' and Female-Headed Household. *Journal of Urban Economics*, n. 34, p. 159-185, 1993.
- HOTELLING, H. Stability in Competition. *Economic Journal*, v. 39, n. 153, p. 41-57, 1929.
- ISARD, W. *Location in a Space Economy*. Cambridge, Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology Press, 1956.
- KANE, K.; HIPPEL, J. R.; KIM, J. H. Los Angeles Employment Concentration in the 21st Century. *Urban Studies*, v. 55, n. 4, p. 1-26, 2016.
- KLOOSTERMAN, R.; MUSTERD, S. Polycentric Urban Region: as a Research Concept. *Urban Studies*, v. 38, n. 4, p. 619-629, 2001.
- KNEIB, E. C. *Subcentros Urbanos: Contribuição Conceitual e Metodológica à sua Definição e Identificação para Planejamento de Transportes*. Tese (Doutorado em Economia). Universidade de Brasília, Brasília, 2008.
- KRUGMAN, P. Increasing Return and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, n. 99, p. 448-499, 1991.
- LÓPEZ, M. A. G.; MUÑIZ, I. *Employment Decentralisation: Polycentric Compaction or Sprawl? the Case of the Barcelona Metropolitan Region 1986-1996*, Document de Treball, Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales, Universitat Autònoma de Barcelona, 2005.
- LOPEZ, M. G. Estructura Espacial del Empleo y Economías de Aglomeración: el Caso de la Indústria em la Región Metropolitana de Barcelona. *Arquitectura, Ciudad y Entorno*, v. 2, n. 4, p. 519-553, 2007.
- LÖSCH, A. *The Economics of Location*. New Haven: Yale University Press. 1954.
- LUCAS, R. E.; ROSSI-HANSBERG, E. On the Internal Structure of Cities. *Econometrica*, v. 70, n. 4, p. 1445-1476, 2002.
- LV, Y.; ZHENG, X.; ZHANG, L. Decentralization and Polycentricity: Spatial Changes of Employment in Beijing Metropolitan Area, China. *Sustainability*, v. 9, n. 1880, p. 1-17, 2017.
- MARSHALL, A. *Principles of Economics*. London: Macmillan, 1890.
- MCDONALD, J. F. The Identification of Urban Employment Subcenters. *Journal of Urban Economics*, v. 21, p. 242-258, 1987.
- MCDONALD, J. F.; MCMILLEN, D. P. Employment Subcenters and Land Values in a Polycentric Urban Area: The Case of Chicago. *Environment and Planning A*, v. 22, p. 1561-1574, 1990.
- MCDONALD, J. F.; PRATHER, P. J. Suburban Employment Centres: The Case of Chicago. *Urban Studies*, v. 31, n. 2, p. 201-218, 1994.

- McMILLEN, D. P.; SMITH, S. C. The Number of Subcenters in Large Urban Areas. *Journal of Urban Economics*, v. 53, n. 3, p. 321-338, 2003.
- McMILLEN, D. P. Identifying Sub-Centres using Contiguity Matrices. *Urban Studies*, v. 40, p. 57-69, 2003.
- MCMILLEN, D. P. Nonparametric Employment Subcenter Identification. *Journal of Urban Economics*, v. 50, p. 448-473, 2001a.
- MCMILLEN, D. P. Polycentric Urban Structure: the Case of Milwaukee. *Economic Perspectives*. Federal Reserve Bank of Chicago, 2001b.
- MCMILLEN, D. P.; MCDONALD, J.F. Suburban Subcenters and Employment Density in Metropolitan Chicago. *Journal of Urban Economics*, v. 43, p. 157-180, 1998.
- McMillen, D. Testing for Monocentricity. In ARNOT, R.; MCMILLEN, D. *A Companion on Urban Economics*, Blackwell Publishing, 2006.
- MCMILLEN, D.; D. P.; MCDONALD, J. F. A Nonparametric Analysis of Employment Density in a Polycentric City. *Journal of Regional Science*, v. 37, n. 4, p. 591-612, 1997.
- MILLS, E. S. An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area. *American Economic Review*, v. 57, n. 2, p. 197-210, 1967.
- MILLS, E. S. *Studies in the Structure of the Urban Economy*. Baltimore: John Hopkins University Press, 1972.
- MODARRES, A. Policentricity and Transit Sevice. *Transportation Research Part A*, v. 37, p. 841-864, 2003.
- MUÑIZ; I.; GALINDO, A.; GARCÍA, M. A. És Barcelona uma Ciudad Polcéntrica?, Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona, 2003. (Document de Treballo, n. 0390)
- MUTH, R. F. *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- MUTH, R. F. Numerical Solution of Urban Land-Use Models. *Journal of Urban Economics*, v. 2, p. 307-332, 1975.
- NAGLE, N.N. Geostatistical Smoothing of Areal Data: Mapping Employment Density with Factorial Kriging. *Geographical Analysis*, v. 42, n.1, p. 99-117, 2010.
- OGAWA, H.; FUJITA, M. Equilibrium Land Use Patterns in a Non-Monocentric City. *Regional Science and Urban Economics*, v. 20, n. 4, p. 455-475, 1980.
- PAN; Q; MA, L. Employment subcenter identification: a GIS-based method. Texas Southern University. *Science and Urban Economics*, v. 21, n. 2, p. 63-82, 2005.
- PAPAGEORGIU, G. J. Rent Distribution Models within a Multicentral Framework. *Environment and Planning A*, v. 3, p. 267-282, 1971.
- PAPAGEORGIU, Yorgos; SMITH, Terrence R. Agglomeration as local instability of Spatially Uniform Steady-States. *Econometrica*, v.51, n. 4, p. 1109-1119, 1983.
- RAMOS, F. R. *Análise Espacial de Estruturas Intra-Urbanas: O Caso de São Paulo*. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto). INPE, São José dos Campos, SP. 2004.
- RAMOS, F. R. *Três Ensaio sobre a Estrutura Espacial Urbanas em Cidades do Brasil Contemporâneo: Economia Urbana e Geoinformação na Construção de Novos Olhares*. Tese (Doutorado em Economia), São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2014.
- RODRIGUES, F. *Monocentrismo e Estrutura Urbana: uma Análise Empírica para a Cidade do Recife*. In 46º Encontro Nacional de Economia, Rio de Janeiro, Anais da ANPEC, 2018.

- ROMANOS, M. C. Household Location in a Linear Multi-Center Metropolitan Area. *Regional Science and Urban Economics*, v. 7, p. 233-250, 1979.
- ROSENTHAL, S.; STRANGE, W. Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies. In: HENDERSON, J.V.; THISSE, J.F. (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 4. Elsevier, Amsterdam, p. 2119-2171, 2004.
- ROSS, S; YINGER, J. Comparative Static Analysis of Open Urban Models with a Full Labor Market and Suburban Employment. *Regional Science and Urban Economics*, n. 25, p. 575-605, 1995.
- SASAKI, K.; MUN, S. A Dynamic Analysis of a Multiple-Center Formation in a City. *Journal of Urban Economics*, v. 40, n. 3, p. 257-278, 1996.
- SHEAMUR, R.; COFFEY, W. J. A Tale of Four Cities: Intrametropolitan Employment Distribution in Toronto, Montreal, Vancouver, and Ottawa-Hull, 1981-1996. *Environment and Planning*, v. 34, p. 575-598, 2002.
- SIQUEIRA, L. P. R. Proposta Metodológica para a Identificação de Subcentros Urbanos: Estudo de Caso na Região Metropolitana de São Paulo. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 1, p. 139-165, 2014.
- SIVITANIDOU, R.; WHEATON, W.C. Wage and Rent Capitalization in the Commercial Real Estate Market. *Journal of Urban Economics*, n. 31, p. 206-229, 1992.
- SMALL, K. A.; SONG, S. Population and Employment Densities: Structure and Change. *Journal of Urban Economics*, v. 36, p. 292-313, 1994.
- SMOLKA, M. O. *O Espaço do Espaço na Teoria Econômica*. Literatura Econômica, Rio de Janeiro, IPEA, v. 5, n. 6, p. 705-28, 1983.
- SOLOW, R. Congestion Costs and the Use of Land for Streets. *Bell Journal*, v. 4, n. 2, p. 602-618, 1973.
- SPERA, H. B. (2017) *Avaliação da Produção Científica em Ciências Sociais e Humanas: Revisão da Literatura Recuperada em Base de Dados e Redes de Autores*. Dissertação (Mestrado em Comunicação), Escola de Comunicação e Arte, Universidade de São Paulo.
- SULLIVAN, A. A general Equilibrium Model with Agglomerative Economies and Decentralized Employment. *Journal of Urban Economics*, v. 20, p. 55-74, 1986.
- THÜNEN, V. Von Thunen's isolated state. Oxford, 1966.
- TSAI, Y.H. Quantifying Urban Form: Compactness versus Sprawl. *Urban Studies*, v. 42, n. 1, p. 141-161, 2005.
- WEBER, A. *Theory of the Location of Industries*. Chicago: The University of Chicago Press, 1929 [Tradução do livro de 1909 por Carl j. Friedrich].
- WHEATON, W. C. A Comparative Static Analysis of Urban Spatial Structure. *Journal of Economic Theory*, v. 9, p. 223-237, 1974.
- WHEATON, W. C. Commuting and Congestion: A Simulation Model of a Decentralized Metropolitan Area. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, n. 18, p. 335-368, 1990.
- WHEATON, W. C. Commuting, Congestion, and Employment Dispersal in Cities with Mixed Land Use. *Journal of Urban Economics*, v. 55, n. 3, p.417-438, 2004.
- WHEATON, W. C. Firm Suburbanization and Urban Subcenters. *Journal of Urban Economics*, v. 3, n. 4, p. 323-343, 1976.
- WHEATON, W. C. Location Choice Behavior and Commuting Behavior in Cities with Decentralized Employment. *Journal of Urban Economics*, v. 24, p. 129-152, 1988.

- WHEATON, W. C. Urban Areas with Decentralized Employment: Theory and Empirical Work. In CHESIRE, P.; MILLS E. S. (Eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 3 Applied Urban Economics, North-Holland, pp. 1375-1412, 1999.
- WIEAND, K. An Extension of the Monocentric Urban Spatial Equilibrium Model to a Multicenter Setting: The Case of the Two-Center City. *Journal of Urban Economics*, v. 21, p. 259-271, 1987.
- WREDE, M. A Continuous Spatial Choice Logit Model of Polycentric City. *Regional Science and Urban Economics*, v. 53, p. 68-73, 2015.
- YINGER, J. Urban Models with More than one Employment Center. *Journal of Urban Economics*, v. 31, n. 2, p. 181-205, 1992.
- ZHANG, Y.; KOMEI, S. Spatial Structure in an Open City with a Subcenter. *Annals of Regional Science*, v. 34, n. 1, p. 37-53, 2000.
- ZHANG, Y.; KOMEI, S. Effects of Subcenter Formation on Urban Spatial Structure. *Regional Science and Urban Economics*, v. 27, n. 3, p. 297- 324, 1997.

ORCID

Rodger Barros Antunes Campos  <https://orcid.org/0000-0001-5478-6510>

Carlos Roberto Azzoni  <https://orcid.org/0000-0002-1085-7062>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

