

**ÁREA TEMÁTICA: 6. INFRA-ESTRUTURA, TRANSPORTE, ENERGIA,  
MOBILIDADE E COMUNICAÇÃO**

**TÍTULO DO ARTIGO: POLÍTICAS DE TRANSPORTE, (DES)ECONOMIAS DE  
LONGO CURSO E ESPECIALIZAÇÃO SETORIAL NO BRASIL**

**DANIEL SILVA ANTUNES DE CARVALHO**

Doutor em Economia – Programa de Pós-graduação em Economia – UFBA

E-mail: danielsac@ufba.br

Telefone: (71) 3451-2907

Endereço: Rua Magno Valente, n.391, Aquarius, CEP: 41771-080, Salvador-Bahia

**GERVÁSIO FERREIRA DOS SANTOS**

Professor do Programa de Pós-graduação em Economia – UFBA

E-mail: gervasiofsantos@gmail.com

Telefone: (71) 3283-7563

Endereço: Praça 13 de Maio, n.06, Largo da Piedade, CEP: 40070-010, Salvador-Bahia

## POLÍTICAS DE TRANSPORTE, (DES)ECONOMIAS DE LONGO CURSO E ESPECIALIZAÇÃO SETORIAL NO BRASIL

**Resumo:** O objetivo deste artigo é estimar o efeito da expansão das rodovias federais sobre a distribuição agregada e desagregada da produção em municípios periféricos brasileiros, considerando as (des)economias de longo curso e a especialização setorial. A organização da atividade econômica no espaço geográfico brasileiro tem sido historicamente associada a transformações no transporte rodoviário. O desenvolvimento de uma rede integrada a nível nacional, iniciado na segunda metade do século XX, coincidiu com o enfraquecimento de núcleos isolados, que perderam participação significativa na economia brasileira. A literatura teórica no contexto da Nova Geografia Econômica (NGE) sugere que os custos de transporte são um fator chave nas decisões de localização das empresas e, conseqüentemente, da força de trabalho. Nesse sentido, foi utilizada uma metodologia de variáveis instrumentais para capturar o efeito das variações exógenas na infraestrutura sobre a atividade econômica. Essa estratégia foi baseada em planos históricos da malha rodoviária federal, voltados para conectar as capitais estaduais ao Distrito Federal e atender a outras necessidades econômicas e militares. A base de dados para esta pesquisa também inclui um conjunto de informações quantitativas e qualitativas coletadas a partir de microdados censitários e arquivos públicos, que descrevem, respectivamente, a evolução das economias locais e das infraestruturas nacionais de 1970 a 2010. Os resultados mostraram que o acesso às rodovias federais impacta positivamente as participações de emprego e rendimentos nos municípios tratados. Os maiores impactos foram observados nas atividades industriais de menor intensidade tecnológica. Esses achados validam o modelo proposto por Koster *et al.* (2022), que prevê um retorno positivo da integração na predominância de deseconomias de longo curso, conforme estimado para o Brasil.

**Palavras-chave:** *Rodovias federais; (Des)economias de longo curso; Economias locais.*

**Abstract:** The objective of this paper is to estimate the effect of the expansion of the federal highways on the aggregate and disaggregated distribution of output in peripheral Brazilian municipalities, considering the long-haul (dis)economies and sectoral specialization. The organization of economic activity in Brazil's geographic space has historically been linked to transformations in road transport. The development of an integrated national network, starting in the second half of the 20th century, coincided with the weakening of isolated settlements, which lost significant shares in the Brazilian economy. The theoretical literature in the context of New Economic Geography (NEG) suggests that transport costs are a key factor in firms' location decisions and, consequently, in labor force. In this regard, an instrumental variable methodology was used to capture the effect of exogenous variations in infrastructure on economic activity. This strategy was based on historical plans of the federal road network aimed at connecting state capitals to the Federal District and meeting other economic and military needs. The dataset for this research also includes a set of quantitative and qualitative information collected from census microdata and public archives, which describe, respectively, the evolution of local economies and national infrastructures from 1970 to 2010. The results showed that access to federal highways positively affects employment and earnings shares in the treated municipalities. The largest impacts were observed in industrial activities with lower technological intensity. These findings validate the model proposed by Koster *et al.* (2022), which predicts a positive return to integration under the predominance of long-run diseconomies, as estimated for Brazil.

**Keywords:** *Federal highways; Long-haul (dis)economies; Local economies.*

**JEL:** *R1; R12; R4*

## 1. Introdução

A organização espacial da atividade econômica no Brasil tem sido, historicamente, moldada por transformações nas condições tecnológicas e regulatórias dos sistemas de transporte. Embora os modais ferroviário e hidroviário tenham tido maior destaque em períodos históricos anteriores, o desenvolvimento de uma rede integrada em escala nacional só teve início com a era do rodoviário, cuja predominância persiste desde o período pós-Segunda Guerra Mundial (Brasileiro et al., 2001). Em 1960, ano inauguração da nova capital federal, Brasília, quase todas as capitais estaduais já estavam interligadas por rodovias federais. Entretanto, aproximadamente quatro quintos dessas rotas ainda estavam concentrados entre os principais centros econômicos das macrorregiões Sul e Sudeste (MINFRA, 2021). De modo geral, as iniciativas de construção rodoviária nas décadas seguintes buscaram atender às demandas prementes de modernização, diversificação e escoamento da produção nacional — tanto para abastecimento interno quanto para fins de exportação.

Em 2010, a malha rodoviária federal havia sido ampliada para 76.941 quilômetros, com o número de limites municipais atravessados aumentando de 477 para 2.818 entre 1960 e 2010. A rede interestadual expandiu-se principalmente em direção às macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, que, em conjunto, passaram a representar 55,3% da quilometragem total. Entre os municípios conectados, apenas 544 constam oficialmente como pontos de passagem no Sistema Nacional de Viação (SNV), e 1.673 pertencem à faixa populacional de até 20 mil habitantes (MINFRA, 2021; Brasil, 2011; Data Zoom, 2023). A distribuição das rodovias federais entre pequenas cidades do interior segue, em grande medida, determinantes não observáveis (Bird e Straub, 2020). Essa evolução da cobertura da malha rodoviária tem, provavelmente, gerado impactos significativos na estrutura econômica desses pequenos mercados locais.

A distribuição da produção entre mercados locais de diferentes tamanhos — em níveis subnacional e nacional — tem sido analisada por modelos teóricos pioneiros (Fujita, 1998; Krugman, 1991; Venables, 1996), bem como por contribuições mais recentes da literatura da Nova Geografia Econômica (Ottaviano et al., 2002; Tabuchi e Thisse, 2002; Picard e Zeng, 2005; Toulemonde, 2006). Esses modelos usualmente consideram o processo decisório de firmas competitivas dentro de um arcabouço de equilíbrio geral com concorrência monopolística, assumindo custos marginais de transporte crescentes em função da distância. Nesse contexto, um corpo crescente de pesquisas empíricas investiga os efeitos econômicos locais de programas nacionais de transporte, tanto em países desenvolvidos (Chandra e Thompson, 2000; Michaels, 2008; Duranton e Turner, 2012; Duranton *et al.*, 2014; Percoco, 2016) quanto em países em desenvolvimento (Faber, 2014; Ghani *et al.*, 2016; Donaldson, 2018; Baum-Snow *et al.*, 2020; Banerjee *et al.*, 2020; Bird e Straub, 2020).

O modelo proposto por Koster *et al.* (2022), doravante denominado estrutura Koster-Tabuchi-Thisse (KTT), estende a formulação padrão de custos de transporte do tipo “iceberg” ao incorporar tanto deseconomias quanto economias de longo curso. O avanço analítico reside na introdução de uma taxa de transportabilidade na estrutura centro-periferia, gerando efeitos não triviais sobre a reorganização espacial das firmas. Nesse contexto, o equilíbrio resultante de novas conexões territoriais é determinado por um sistema de duas forças concorrentes. O efeito hub induz o deslocamento das firmas para o ponto que minimiza a distância média em relação a todos os mercados. Por outro lado, o efeito do mercado interno (home market effect – HME) atrai as firmas para as regiões mais populosas, onde se concentram os maiores mercados consumidores.

O objetivo deste artigo é estimar o efeito da expansão da malha rodoviária federal sobre o crescimento e a distribuição da atividade econômica — tanto em termos agregados quanto desagregados — em municípios periféricos, considerando a prevalência de deseconomias ou economias de longo curso. Essas propriedades, que decorrem das características físicas e das

condições de conservação da infraestrutura rodoviária, implicam diferentes trade-offs entre o HME e o efeito hub, embora o porte e a especialização dos mercados locais também sejam relevantes para amplificar os impactos dos investimentos em rodovias. Assim, este estudo contribui para um entendimento mais aprofundado de como investimentos em larga escala em infraestrutura viária podem acentuar ou mitigar desigualdades espaciais em um país em desenvolvimento como o Brasil.

Para alcançar esse objetivo, foi elaborado um conjunto de dados em painel com variáveis econômicas locais, a partir da compilação de microdados censitários em nível individual. Em particular, a desagregação setorial das participações no emprego e na renda requer o alinhamento das categorias censitárias de empresas e atividades ao Sistema de Contas Nacionais (SCN), o que implica a exclusão de registros classificados de forma inadequada. Esses dados podem ainda ser combinados com coeficientes técnicos defasados da matriz insumo-produto para identificar possíveis canais de transmissão associados ao desenvolvimento da infraestrutura. No que se refere às variáveis de transporte, o país dispõe de arquivos públicos que documentam a evolução geoespacial da rede terrestre desde o início dos projetos nacionais de integração. Embora não disponham de bases cartográficas digitais, os planos rodoviários nacionais encontram-se representados em listas descritivas constantes de documentos históricos e oficiais, o que permite a criação de instrumentos baseados em pontos georreferenciados.

O tratamento da endogeneidade decorrente da simultaneidade entre variáveis de interesse — como atividade econômica e infraestrutura de transporte — acompanha os avanços da literatura teórica e empírica sobre a relação entre a organização espacial das firmas e os custos de transporte, considerando dados tanto em corte transversal quanto em painel. Ao abordar o problema da inferência causal, delinea-se uma estratégia destinada a capturar variações exógenas na infraestrutura, com base em documentos históricos que tinham como objetivo conectar as capitais estaduais ao Distrito Federal e atender a outras finalidades de caráter essencialmente econômico-militar.

Os resultados agregados de produção indicam que as rodovias brasileiras fomentam o crescimento local do emprego e dos rendimentos em municípios periféricos, com efeitos de segunda ordem variando entre 28,5% e 36,8% no período de 1970 a 2010. Os achados desagregados revelam que os efeitos da integração rodoviária foram relativamente mais intensos em atividades industriais caracterizadas por menor intensidade tecnológica, o que sugere que os indicadores agregados de produção não capturam plenamente as transformações estruturais vivenciadas pelos municípios tratados. No entanto, os resultados obtidos a partir dos coeficientes técnicos de insumo-produto mostram-se ambíguos e carecem de poder estatístico, o que impede a identificação precisa do papel dos serviços de transporte na difusão do desenvolvimento entre os distintos setores econômicos.

Após esta introdução, o artigo está organizado em cinco seções adicionais. A Seção 2 detalha a evolução do transporte rodoviário e a distribuição espacial da atividade econômica no território brasileiro. A Seção 3 delinea o arcabouço teórico relacionado aos custos de transporte e à alocação geográfica da atividade econômica. A Seção 4 apresenta a abordagem metodológica e descreve as fontes de dados utilizadas. Os resultados econométricos referentes à integração rodoviária e seus impactos sobre os municípios periféricos são apresentados na Seção 5. Por fim, a Seção 6 apresenta as considerações finais.

## **2. Transporte e Economia no Brasil**

Apesar de um surto inicial de desenvolvimento rodoviário no final da década de 1920, a consolidação das rodovias como principal modal de transporte terrestre e vetor de integração nacional somente se concretizaria no período subsequente à Segunda Guerra Mundial. A expansão acelerada desse modal, em detrimento das ferrovias, buscava atender às demandas urgentes de modernização, diversificação econômica e escoamento da produção nacional.

Ademais, a relativa facilidade de utilização das rodovias e o avanço tecnológico dos automóveis motivaram a elaboração de estudos técnicos voltados à orientação e racionalização dos investimentos de grande escala no setor. Esses investimentos foram financiados por receitas ordinárias, operações de crédito e, sobretudo, pelo Fundo Rodoviário Nacional (FRN), instituído pelo Decreto-Lei n. 8.463, de 1945 (Brasileiro *et al.*, 2001; Coimbra, 1974).

Na transição das décadas de 1950 para 1960, quinze anos após a criação do FRN, todas as capitais estaduais — com exceção de Manaus e Belém — passaram a estar interligadas por rodovias federais. Após um breve período de contenção dos déficits fiscal e externo, os governos militares (1964-1985) retomaram as grandes obras sob a égide de novos programas de desenvolvimento setorial ou multissetorial. Paralelamente, os Planos Nacionais de Viação (PNVs) foram enfim formalizados, com o objetivo de integrar o país de acordo com as demandas emergentes de ordem econômica, política, psicossocial e militar (MTR, 1973). Durante a implementação do primeiro PNV (1964–1973), a malha rodoviária brasileira mais que dobrou, enquanto a extensão da rede pavimentada quase quadruplicou (IPEA, 2021). A partir do PNV de 1973, as ações setoriais passaram a concentrar-se nas macrorregiões Norte e Centro-Oeste, alcançando diversas localidades anteriormente isoladas no interior do país. Nas últimas décadas, as grandes transformações estiveram associadas à modernização normativa e institucional do setor de transportes, que conferiu ao setor privado um papel proeminente como indutor do desenvolvimento da infraestrutura (Brasileiro *et al.*, 2001; CNI, 2018).

Embora tenha sido observada uma tendência de redução da participação das rodovias no transporte de cargas nas últimas quatro décadas, a logística brasileira permaneceu altamente dependente do modal rodoviário. Por exemplo, dados da EPE (2012) indicam que a dependência rodoviária caiu de 74,8% em 1970 para 56,3% em 2007, apesar do volume total transportado ter aumentado em  $385.690 \times 10^6$  tonelada-km no mesmo período. Esse valor continua elevado em termos internacionais, especialmente quando comparado aos percentuais observados em outros países de dimensões continentais<sup>1</sup>. Não obstante, o intenso fluxo de veículos de carga contribuiu para acelerar a deterioração das estradas brasileiras, as quais já se encontravam comprometidas em razão do redirecionamento de recursos da infraestrutura rodoviária para a cobertura do déficit público — sobretudo desde o retorno do país à governança democrática (Brasileiro *et al.*, 2001).

Ao final de 2010, a malha rodoviária do Sistema Nacional de Viação (SNV) havia sido ampliada para mais de 1,7 milhão de km. Esse número corresponde a aproximadamente 0,2 km de rodovia por quilômetro quadrado de território nacional. No entanto, apenas 12,5% dessa rede encontrava-se pavimentada com asfalto, concreto, cimento ou paralelepípedos. Entre os trechos pavimentados, 56,1% apresentam defeitos no pavimento, que variam de irregularidades superficiais (32,2%), trincas ou remendos (19,8%), afundamentos, ondulações e buracos (3,2%) ou ruína total (0,9%). No que diz respeito à parcela da malha sob gestão federal — cuja razão entre trechos pavimentados e não pavimentados é de 4,5 —, não mais que 53% dos segmentos foram classificados como estando “em bom estado de conservação”<sup>2</sup>. O estado precário da infraestrutura rodoviária eleva os custos operacionais do transporte de passageiros e cargas, constituindo, assim, uma restrição significativa à eficiência locacional e ao desenvolvimento efetivo do setor produtivo nacional (CNT, 2010; DNIT, 2011).

Um dos principais fatores que impulsionaram a expansão da malha rodoviária federal foi a integração de Brasília com as capitais estaduais. Anteriormente concentrada entre os principais

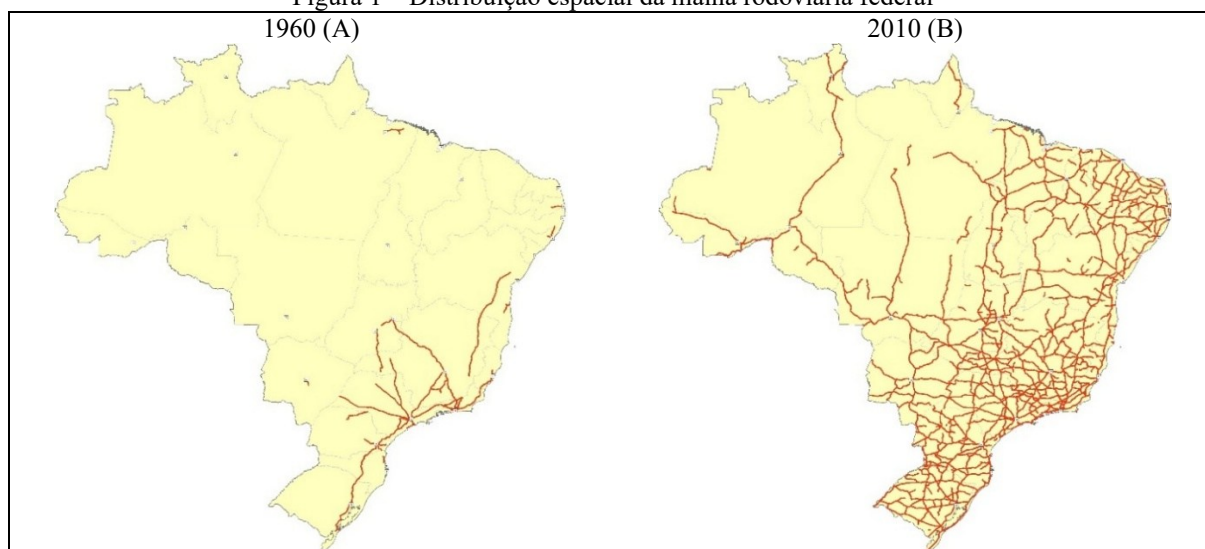
---

<sup>1</sup> A participação do transporte rodoviário é relativamente baixa nesses países: 33% nos Estados Unidos, 21% no Canadá, 13% na China e 7% na Rússia (CNT, 2002).

<sup>2</sup> Essa classificação corresponde às notas 4 ou 5 do Índice de Condição da Superfície (ICS). O ICS é um índice composto, derivado da combinação do Levantamento Visual Contínuo (LVC) e do Índice Internacional de Rugosidade (*IRI*). O LVC consiste na avaliação das superfícies de pavimentos flexíveis e semirrígidos a cada 20 metros. O *IRI* representa a soma das irregularidades por km do pavimento em relação a um plano de referência.

centros populacionais e econômicos do eixo Sul-Sudeste, a rede interestadual expandiu-se em direção às macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, que, em conjunto, passaram a representar 55,3% da quilometragem total (ver Figura 1). Paralelamente, o número de limites municipais (baseados nas divisões de 2010) atravessados por trechos de rodovias federais aumentou de 477 para 2.818 desde a inauguração da nova capital federal em 1960. Entre os municípios interligados, apenas 544 são oficialmente registrados como pontos de passagem no SNV, e 1.673 estão situados no estrato populacional de até 20 mil habitantes (MINFRA, 2021; Brasil, 2011; Data Zoom, 2023). Apesar das especificidades econômicas e geográficas locais, a distribuição de trechos federais entre municípios pequenos do interior segue, em geral, determinantes não observáveis (Bird e Straub, 2020).

Figura 1 – Distribuição espacial da malha rodoviária federal



Fonte: Elaboração própria com base em dados de MINFRA, 2021.

Nota: Para a construção das ilustrações, foram considerados os trechos classificados como federais no SNV, abstraindo as diferenças de superfície e/ou pavimentação entre os traçados brasileiros.

Tabela 1 – Evolução da participação de empregos e rendimentos por nível de hierarquia urbana (%)

Nível de hierarquia urbana	1970	1980	1991	2000	2010
<b>(A) Empregos</b>					
Centro macrorregional	29,84	34,64	32,69	32,54	31,77
Centro regional	12,13	15,42	17,57	18,75	19,72
Centro sub-regional	10,81	11,29	12,05	12,30	12,55
Centro local	14,26	12,93	13,33	13,11	12,97
Periferia	32,96	25,73	24,37	23,30	22,99
<b>(B) Rendimentos</b>					
Centro macrorregional	49,58	47,77	46,07	43,87	41,15
Centro regional	13,15	16,36	19,70	21,05	22,65
Centro sub-regional	10,13	10,68	11,16	11,61	11,78
Centro local	9,74	9,78	9,54	9,86	10,08
Periferia	17,39	15,42	13,53	13,61	14,33

Fonte: Elaboração própria com base em dados extraídos de Data Zoom, 2023.

Nota: Os grupos acima correspondem aos níveis de centralidade definidos por IBGE (1972) para o ano de 1966. Por “centro macrorregional” admite-se os municípios ou Áreas de Concentração Populacional (ACPs) que possuem as seguintes denominações: grande metrópole nacional, metrópole nacional, centro metropolitano regional e centro macrorregional. Por “Periferia” considera-se os municípios ou ACPs que não apresentam tipologia de centro urbano. Para o somatório de cada grupo são considerados os vínculos de indivíduos por região de residência, dada a falta de informações referentes ao local de trabalho em 1970 e 1991.

À medida que a malha rodoviária federal se expandiu significativamente, os pequenos municípios sem uma tipologia central definida registraram uma queda substancial em sua participação no emprego nacional. Essas economias, intensivas em atividades primárias, registraram um declínio de aproximadamente 30,2% entre 1970 e 2010 (ver Tabela 1). Já as

idades de médio porte, classificadas nos segundo e terceiro níveis de centralidade, aumentaram sua participação (40,7%) devido aos processos de desconcentração da produção industrial e modernização da agricultura (Stamm *et al.*, 2013). Esses centros intermediários apresentam vantagens locacionais que, combinadas à expansão dos corredores de transporte, mitigam as deseconomias das grandes concentrações urbanas, ao mesmo tempo em que atraem fatores de produção das cidades periféricas ou rurais (Amorim Filho e Serra, 2001). Por outro lado, as atividades do setor terciário constituíram o principal motor de crescimento econômico em todos os níveis de cidades (ver Tabela 2). De cerca de um terço do total dos empregos em 1960, essas atividades passaram a representar, em 2010, aproximadamente 70% e 48% das ocupações nos centros urbanos e nas áreas periféricas, respectivamente (Data Zoom, 2023).

Tabela 2 – Fator de crescimento de empregos e rendimentos por nível de hierarquia urbana, 1970-2010

Nível de hierarquia urbana	Agropecuária	Indústria	Serviços	Total
<b>(A) Empregos</b>				
Centro macrorregional	0,94	1,97	4,01	3,15
Centro regional	0,99	4,25	6,56	4,81
Centro sub-regional	1,03	3,74	5,46	3,43
Centro local	0,99	3,77	5,58	2,69
Periferia	0,87	4,64	6,16	2,06
<b>(B) Rendimentos</b>				
Centro macrorregional	2,61	3,03	6,79	5,38
Centro regional	2,85	8,51	14,07	11,17
Centro sub-regional	2,45	6,78	10,10	7,55
Centro local	2,51	7,11	10,90	6,71
Periferia	1,93	9,10	12,12	5,35

Fonte: Elaboração própria com base em dados extraídos de Data Zoom, 2023.

Nota: Para o somatório de cada grupo são considerados os vínculos de indivíduos por região de residência.

Segundo Mata *et al.* (2006), distintos padrões de especialização industrial caracterizavam a economia brasileira na virada do século XXI. As grandes aglomerações urbanas concentravam atividades de maior intensidade tecnológica, como editoração e impressão, produção de diversos tipos de produtos químicos, fabricação de dispositivos eletrônicos e construção de diferentes tipos de equipamentos de transporte. As cidades de médio porte respondiam por parcela expressiva da manufatura de tecnologia intermediária, incluindo a produção de têxteis e de artigos de papel e papelão. Já os municípios periféricos abrigavam firmas de baixa intensidade tecnológica — geralmente vinculadas à extração de recursos naturais —, bem como atividades ubíquas voltadas à produção de bens com baixa transportabilidade. Diferentemente dos demais tipos industriais, as indústrias ubíquas apresentam relativa baixa concentração espacial e estão distribuídas de forma harmônica entre todos os níveis da hierarquia urbana.

### 3. Custos de Transporte e a Distribuição Geográfica da Atividade Econômica

#### 3.1 Evolução Teórica da Nova Geografia Econômica (NEG)

Desde a década de 1970, quando teóricos da organização industrial passaram a desenvolver modelos de equilíbrio geral com concorrência monopolística, estabeleceram-se as bases para a incorporação da dimensão espacial no arcabouço microeconômico dominante (Fujita *et al.*, 2011). Em particular, os modelos associados à tradição da Nova Geografia Econômica (NEG) fundamentam-se na integração da estrutura analítica de Dixit-Stiglitz (1977) com os custos de transporte do tipo “iceberg” de Samuelson (1954), a fim de explicar a coexistência de diversas aglomerações produtivas distribuídas em territórios nacionais. Segundo Ottaviano e Thisse (2004), as contribuições fundacionais da NEG incluem os trabalhos de Fujita (1988), Krugman (1991) e Venables (1996). Essa literatura, de modo geral, assume a homogeneidade do solo,

sendo que a minimização das distâncias de deslocamento e a concorrência no interior dos mercados domésticos são fatores-chave que influenciam as decisões de localização de firmas indivisíveis e, conseqüentemente, a distribuição espacial da força de trabalho.

Desde o início dos anos 2000, modelos teóricos que oferecem um tratamento mais realista da relação entre integração econômica e disparidades regionais passaram a ganhar destaque na literatura da NGE. Combes *et al.* (2008), por exemplo, destacam as contribuições de Ottaviano *et al.* (2002), Tabuchi e Thisse (2002), Picard e Zeng (2005) e Toulemonde (2006). Ottaviano *et al.* (2002) consideram as deseconomias associadas à região central, como os altos custos de aluguel e os congestionamentos intensos. Tabuchi e Thisse (2002) introduzem a heterogeneidade dos indivíduos, admitindo que alguns agentes podem ser menos sensíveis a variações no salário real. Picard e Zeng (2005) assumem custos de transporte positivos para os bens agrícolas, o que tende a elevar seus preços no centro e a acelerar o retorno migratório de trabalhadores para a periferia. Toulemonde (2006) permite que trabalhadores agrícolas adquiram habilidades que viabilizem sua entrada no setor industrial. De modo geral, essas extensões validam as conclusões de Krugman (1991) apenas durante os estágios iniciais da integração. A partir desse ponto, espera-se que o equilíbrio espacial siga uma curva de concentração econômica em formato de sino (ou em U invertido).

### 3.2 *Modelo de Koster-Tabuchi-Thisse (KTT)*

Como a utilização da tecnologia de transporte do tipo “iceberg” padrão implica custos marginais crescentes com a distância, os modelos da tradição da NGE tendem a negligenciar os efeitos de redução de custos associados a infraestruturas de alta velocidade, como rodovias e ferrovias modernas. Em economias mais avançadas, o progresso tecnológico no transporte motorizado tornou as viagens de longa distância relativamente menos onerosas do que os deslocamentos de curta distância entre localidades próximas. O modelo de Koster-Tabuchi-Thisse (KTT) enfrenta essa limitação ao estender a estrutura de custos de transporte, de modo a contemplar tanto as deseconomias quanto as economias associadas ao transporte de longa distância, representando, assim, um avanço analítico significativo na literatura. Preservando diversos elementos centrais dos modelos canônicos da NGE, os autores generalizam o número de regiões de 2 para  $M$  ( $M \geq 2$ ), o que permite a análise do chamado efeito hub — uma força centrípeta que atrai as firmas para a localização que minimiza a distância média em relação a todos os mercados. No equilíbrio, a distribuição espacial das firmas passa a ser determinada pelo trade-off entre o efeito hub e o HME, sendo este último responsável por direcionar as firmas para as regiões que concentram os maiores mercados consumidores.

Partindo do pressuposto de que o custo marginal de transporte se eleva com a distância — o que implica a predominância de deseconomias de longo curso (LHD) —, a integração viária induz a uma dispersão gradual das firmas em direção às regiões de maior porte (R1 e R3), seguida por um processo de aglomeração progressiva na região intermediária (R2). Considerando que as regiões R1 e R3 são simétricas, a determinação do equilíbrio espacial depende da identificação do tamanho relativo de R2. Para que a vantagem locacional seja dominante — e, conseqüentemente, R2 concentre um número maior de firmas —, a oferta de trabalho na região deve exceder o limiar mínimo dado por  $\bar{\theta} \equiv (1 - \phi)/(3 - \phi) \in (0, 1/3)$ , onde  $\phi \in (0, 1)$  representa uma medida da taxa de transportabilidade (sendo que, quanto maior o valor de  $\phi$ , menor o custo de transporte).

Koster *et al.* (2022) ilustram as dinâmicas das economias de longo curso (LHE) por meio da construção de uma nova ligação viária entre as regiões R1 e R3, que passam a estar ainda mais integradas. A nova função de custo de transporte torna-se, portanto, estritamente convexa em relação à distância, sendo que existe um parâmetro  $\eta \in [0, 1)$  para  $\phi^{2(1-\eta)} = \phi_{13}$ . Nesse caso, valores mais elevados de  $\eta$  indicam menores custos associados ao trajeto direto entre as regiões de maior porte. Uma vez que não é possível determinar, a priori, se a cobertura completa da

infraestrutura moderada será benéfica ou prejudicial à região R2, os autores introduzem uma segunda região de pequeno porte no modelo ( $M = 4$ ). Para valores positivos e baixos de  $\eta$  — por exemplo, entre 0,05 e 0,40 —, a integração viária revela-se economicamente desfavorável aos interesses de regiões suficientemente pequenas, com  $\theta < 0,145$ . No contexto macrorregional, a região intermediária não integrada apresenta desempenho relativamente superior à região intermediária integrada, em razão do HME sobrepor-se ao efeito hub.

### 3.3 *Literatura sobre Políticas Públicas de Infraestrutura de Grande Porte*

Em países em desenvolvimento, nos quais os recursos do Banco Mundial destinados ao setor de transportes superam os montantes alocados à redução da pobreza, a literatura sugere que os investimentos em infraestrutura viária produzem efeitos heterogêneos sobre as economias locais, com implicações relevantes para a especialização produtiva intrarregional. No contexto chinês, Faber (2014) e Baum-Snow *et al.* (2020) estimam que a integração rodoviária está associada à desaceleração do crescimento econômico em prefeituras periféricas, fenômeno refletido por uma contração substancial da atividade industrial. Em média, Banerjee *et al.* (2020) mostram que as rodovias chinesas geram benefícios econômicos moderados para prefeituras adjacentes, com efeitos que variam conforme o macrossetor econômico. No subcontinente indiano, Ghani *et al.* (2016) e Donaldson (2018) identificam que as conexões rodoviárias promovem, respectivamente, o crescimento da agricultura e da indústria em nível distrital. A política brasileira de integração nacional por meio da expansão rodoviária também é analisada por Bird e Straub (2020), que atribuem a heterogeneidade dos efeitos observados às características socioeconômicas e geográficas dos municípios.

No que tange aos países desenvolvidos, a literatura empírica tem direcionado sua atenção ao Sistema de Rodovias Interestaduais dos Estados Unidos (IHS), cuja construção teve início em 1956 e foi oficialmente concluída em 1992<sup>3</sup>. Por exemplo, Chandra e Thompson (2000) sugerem que as rodovias promovem um aumento nos rendimentos nos condados rurais integrados, embora tal efeito ocorra à custa dos condados rurais que não foram diretamente conectados à infraestrutura. Nesse sentido, Michaels (2008) estima os ganhos decorrentes da intervenção política nos setores de comércio varejista e transporte rodoviário de carga, revelando impactos positivos e estatisticamente significativos. Para o recorte das áreas estatísticas metropolitanas (MSA), Duranton e Turner (2012) mostram que a elasticidade do emprego em relação às rodovias interestaduais é de 15% ao longo de um período de 20 anos. Por outro lado, Duranton *et al.* (2014) utilizam dados sobre fluxos comerciais intra e inter-regionais para reforçar a ideia de que os investimentos em rodovias incentivam a especialização das economias locais, com as cidades melhor servidas voltando sua produção para os setores da indústria pesada.

## 4. Materiais e Métodos

### 4.1 *Modelagem Econométrica*

A abordagem empírica usual para investigar o efeito de grandes projetos de transporte sobre a organização espacial da atividade econômica parte da seguinte equação de forma reduzida:

$$\Delta Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

---

<sup>3</sup> Ao longo deste artigo, também será discutido o estudo de Percoco (2016), que investiga o efeito das rodovias italianas sobre indicadores econômicos locais, incluindo variações no emprego e no número de firmas.

em que  $Y_i$  denota o desfecho de interesse para a região  $i$ ,  $X_i$  representa uma medida de acesso à (nova) infraestrutura de transporte,  $C_i$  corresponde a um conjunto de covariáveis específicas da localidade, e  $\varepsilon_i$  simboliza o termo de erro da equação.

Embora os ganhos de eficiência decorrentes de grandes intervenções em infraestrutura possam levar anos, ou mesmo décadas, para se materializarem, Percoco (2016) e Koster *et al.* (2022) também consideram especificações que exploram a “variação temporal total”. Em geral, as técnicas de estimação em painel tendem a reduzir a magnitude do coeficiente de interesse,  $\beta$ , ainda que valores estatisticamente significativos possam corroborar os achados obtidos em estudos de corte transversal. Dessa forma, a equação (1) é reescrita como:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta X_{it} + \gamma C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que  $\alpha_i$  e  $\alpha_t$  representam, respectivamente, a heterogeneidade não observada específica da localidade e um efeito temporal comum a todas as regiões.

Redding e Turner (2015) levantam questionamentos quanto às estimativas de forma reduzida, como nas equações (1) e (2). Por exemplo, os desfechos econômicos podem depender de características locais, como produtividade e amenidades urbanas, que frequentemente não são observáveis. Tais variáveis podem, inclusive, influenciar a alocação dos novos corredores de transporte, resultando em problemas de causalidade reversa e viés de variável omitida. Para contornar a endogeneidade, uma estratégia cada vez mais utilizada tem sido o uso de planos históricos como instrumentos para estimar o efeito causal da integração inter-regional e intrarregional. Em termos gerais, espera-se que as variáveis instrumentais  $Z$  sejam ortogonais aos fatores político-econômicos que possam influenciar o tratamento, ou seja,  $cov(Z, \varepsilon) = 0$ , e que também antecipem o arranjo espacial da rede analisada, isto é,  $cov(Z, X) \neq 0$ . Essa estratégia de identificação é adotada, entre outros, por Baum-Snow (2007), Michaels (2008), Duranton e Turner (2012), Duranton *et al.* (2014), Donaldson (2018) e Koster *et al.* (2022)<sup>4</sup>.

#### 4.2 Banco de Dados

Foi construído um banco de dados a partir de informações municipais e individuais, obtidas predominantemente junto a órgãos oficiais do Brasil. Para as variáveis de desfecho, foram analisados os microdados dos Censos Demográficos decenais realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>5</sup>. As variáveis relacionadas à infraestrutura de transporte foram coletadas, em nível municipal, por meio de shapefiles do Banco de Informações de Transportes (MINFRA, 2021) e de coordenadas geográficas do Google Maps (Google LLC, 2023). Por último, os dados referentes às variáveis específicas de localidade foram extraídos dos mapas climáticos e geomorfológicos de Alvares *et al.* (2013), bem como das classificações municipais presentes no *Atlas Nacional do Brasil* (IBGE, 2010) e nos documentos da Comissão Interministerial para os Recursos do Mar (CIRM) (MMA, 1997).

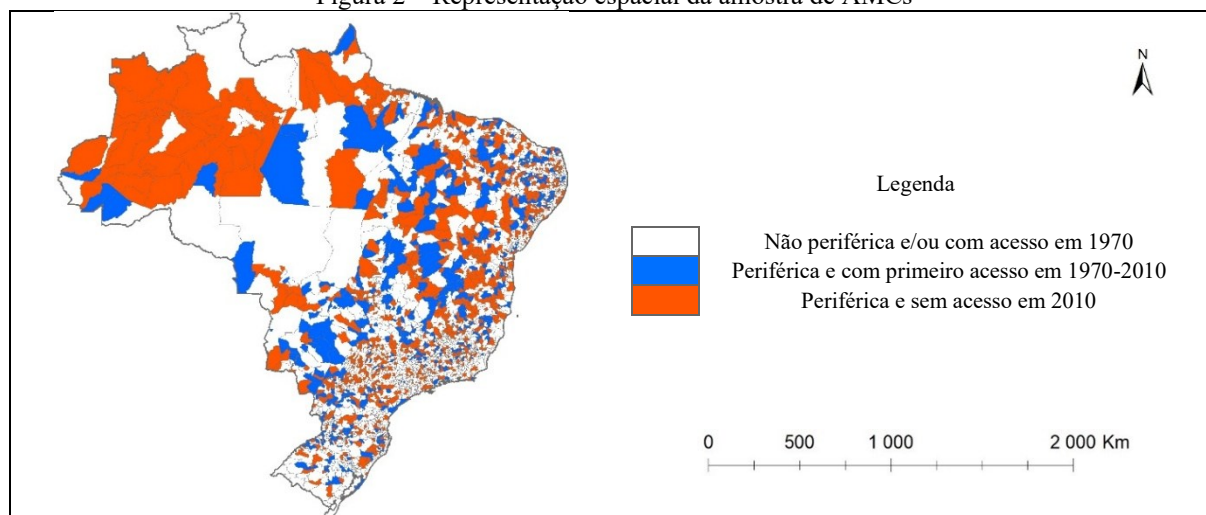
Para assegurar a consistência e a segmentação da amostragem espacial, os 5.565 municípios brasileiros existentes em 2010 foram inicialmente agrupados em 3.800 Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs). Em seguida, selecionaram-se as AMCs cujos núcleos populacionais não apresentavam a tipologia de centro urbano em 1967, de acordo com os dados do IBGE (1972), resultando em uma amostra parcial composta por 2.830 observações. À semelhança das abordagens adotadas por Faber (2014) e Percoco (2016), definiu-se, então, um limiar de

<sup>4</sup> Nas estimações em painel com efeitos fixos, a variável endógena  $X_{it}$  é instrumentalizada por meio da interação entre o instrumento  $Z_i$  e o período  $t$ , o que indica que o tratamento das observações se concretiza ao longo do período de amostragem.

<sup>5</sup> Considerando a ausência de identificadores municipais nos microdados de 1960, o período de análise foi restringido às transformações ocorridas entre 1970 e 2010.

proximidade à infraestrutura de 15 km no período inicial, a partir do qual foi possível distinguir entre AMCs integradas e não integradas à malha rodoviária federal. Após a exclusão dos aglomerados ilhados e/ou já integrados em 1970, obteve-se uma amostra final composta por 686 observações no grupo de tratamento e 1.364 no grupo de controle (ver Figura 2).

Figura 2 – Representação espacial da amostra de AMCs



Fonte: Elaboração própria com base nas informações de IBGE, 1972; MINFRA, 2021.

Tabela 3 – Microdados dos Censos Demográficos

Censo Demográfico	PEA	Pessoas empregadas	Rendimento mensal por trabalhador, R\$ - 2010	Variável de classificação	Classes de atividade	Arquivo(s) de compatibilização
1960	38.527.244	18.874.961	Não disponível	v223B	135	Não disponível
1970	51.771.465	26.290.063	673,82	v045	135	Não disponível
1980	68.655.733	39.013.770	1.324,04	v532	165	Não disponível
1991	88.770.967	52.059.701	1.097,73	v0347	167	IBGE, (2021)
2000	109.629.437	60.658.234	1.349,07	v4461, v4462	167, 216	IBGE, (2021)
2010	130.728.560	77.760.525	1.477,98	v6472, v6471	216, 224	IBGE (2018, 2021)

Fonte: Elaboração própria com base em dados de Data Zoom, 2023; IBGE, 2018; IBGE, 2021.

Nota: Para a contagem da População Economicamente Ativa (PEA) foi selecionada a faixa etária de 15 e 64 anos. Todos os valores monetários foram deflacionados para preços de 2010, com base em estimativas disponibilizadas pela plataforma Data Zoom.

Os dados setoriais foram organizados a partir de microdados relativos às atividades econômicas ou aos ramos de negócios, conforme apresentado na Tabela 3. As categorias censitárias foram então vinculadas aos 56 setores definidos pelo Sistema de Contas Nacionais (SCN) (IBGE, 2011), utilizando-se prioritariamente arquivos de compatibilização e, quando necessário, a própria nomenclatura das atividades. Em seguida, o balanceamento do painel exigiu uma nova agregação setorial, resultando em uma economia nacional composta por 2 atividades primárias, 20 setores industriais e 9 setores de serviços. Por fim, a harmonização temporal das variáveis de desfecho demandou a contagem dos vínculos empregatícios principais por área de residência, a exclusão dos trabalhadores sem rendimentos declarados e a adoção do rendimento mensal total como medida dos ganhos setoriais<sup>6</sup>.

### 4.3 Estratégia Empírica de Identificação

Para estimar o efeito causal da integração das rodovias sobre a distribuição espacial da atividade econômica, foram inicialmente coletados registros descritivos dos planos rodoviários nacionais

<sup>6</sup> Nos anos de 1980, 2000 e 2010, os movimentos pendulares corresponderam a aproximadamente uma em cada dez viagens. No período de 1980 a 2010, a razão média entre o rendimento do trabalho e o rendimento total foi de aproximadamente 0,92.

(ver Tabela 4). Esses planos antecedem a configuração espacial atual da malha rodoviária brasileira e foram elaborados com base em especificações técnicas voltadas, primordialmente, ao atendimento racional das demandas econômicas e militares do país. Adicionalmente, as características não observáveis da amostra tendem a ser exógenas ao processo de alocação da infraestrutura, uma vez que os trechos rodoviários foram originalmente projetados para conectar capitais estaduais e outros pontos de relevância estratégica. Os instrumentos foram, então, construídos com base no cálculo das distâncias entre os núcleos das AMCs e os pontos de passagem designados em cada plano de transporte. Em seguida, definiu-se um limiar de 15 km, com o objetivo de identificar agrupamentos periféricos integrados de forma quasi-aleatória. Para fins ilustrativos, os segmentos rodoviários também foram representados por linhas retas euclidianas, conectando os locais listados em MTR (1973).

Tabela 4 – Descrição dos planos nacionais de transporte rodoviário

Plano rodoviário	Aprovação presidencial	Número de rodovias	Pontos de passagem	Extensão projetada (km)
Plano Catramby, 1926	Não aprovado	29	162	Não disponível
Plano Schnoor, 1927	Não aprovado	15	94	Não disponível
Plano da CERF, 1927	Não aprovado	Não disponível	76	Não disponível
Plano do DNER, 1937	Não aprovado	Não disponível	52	Não disponível
Plano Rodoviário Nacional (PRN), 1944	Decreto n. 15.093/44	27	264	35.574
Plano Nacional de Viação (PNV), 1951	Não aprovado	79	212	46.000
Plano Rodoviário Nacional (PRN), 1956	Lei n. 2.975/56	103	378	Não disponível
Plano Nacional de Viação (PVN), 1964	Lei n. 4.592/64	104	364	89.756
Plano Rodoviário Nacional (PRN), 1967	Decreto-Lei n. 142/67	109	371	88.688
Plano Nacional de Viação (PNV), 1973	Lei n. 5.917/73	148	565	115.005

Fonte: Elaboração própria com base em informações de MTR, 1973.

Nota: O valor da extensão do PRN de 1944 se refere à um valor aproximado. Excluindo-se as sobreposições, o PNV aprovado em 1973 tem uma extensão total de 111.944 km.

## 5. Resultados e Discussões

### 5.1 Análise do Transporte de Longo Curso no Brasil

Dado o problema de pesquisa e a literatura existente sobre os efeitos dos custos de transporte na organização espacial das firmas, é apropriado estimar a elasticidade de longo curso ( $\eta$ ) em relação ao deslocamento nas rodovias federais brasileiras. Para tanto, seguimos a estratégia empírica proposta por Koster *et al.* (2022), que se baseia em Couture *et al.* (2018), e consiste na regressão linear do tempo de viagem,  $\tau$ , sobre a distância percorrida,  $d$ , entre as regiões  $i$  e  $j$ :

$$\log \tau_{ij} = (1 - \eta) \log d_{ij} + \mu_i + \mu_j + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

onde  $\eta \in (0,1)$  indica a predominância de LHE, ao passo que  $\eta \in (-1,0)$  reflete a prevalência de LHD. Efeitos fixos de origem e destino são controlados por  $\mu_i$  e  $\mu_j$ , respectivamente. Para garantir que o estimador de interesse,  $(1 - \eta)$ , seja não viesado, a equação (5) inclui o componente não observado do tempo de viagem,  $\varepsilon_{ij}$ , o qual se assume ser não correlacionado com a variável de distância.

Para o estudo de caso, os pares origem–destino correspondem a rotas de transporte público intermunicipal. Esses dados estão disponíveis no IBGE (2008) e no IBGE (2020). Os valores de  $\tau_{ij}$  e  $d_{ij}$  foram reportados na edição de 2007, mas foram omitidos na publicação posterior, referente a 2018. Para as conexões listadas no IBGE (2020), as métricas estimadas de deslocamento foram obtidas por meio de consultas à API (Interface de Programação de Aplicações) da plataforma Google Maps. É importante destacar que as ligações registradas em ambas as pesquisas não distinguem a jurisdição administrativa dos trechos rodoviários

percorridos. Dessa forma, restringimos a análise aos pares em que tanto a origem quanto o destino se encontram a, no máximo, 15 quilômetros de um segmento de rodovia federal.

Tabela 5 – Resultados para ligações de transporte coletivo em trechos federais

Variável dependente: log do tempo de viagem

	REGIC 2007		REGIC 2018	
	(I) MQO	(II) MQO	(III) MQO	(IV) MQO
<i>Elasticidade de longo curso, <math>\hat{\eta}</math></i>	-0,1621*** (0,0057)	-0,1639*** (0,0057)	-0,1518*** (0,0026)	-0,1530*** (0,0026)
<i>Trechos pavimentados</i>	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Trechos não pavimentados</i>	Sim	Não	Sim	Não
<i>Trechos não implantados</i>	Sim	Não	Sim	Não
<i>Observações</i>	6.253	6.192	7.727	7.441
<i>R<sup>2</sup></i>	0,8243	0,8245	0,9661	0,9664

Nota: Todas as especificações incluem uma constante e um conjunto completo de *dummies* estaduais de origem e destino. Nas colunas (I) e (II), as origens e destinos se referem às sedes municipais das REGICs de 2007. Nas colunas (III) e (IV), as origens e destinos se referem às sedes municipais das REGICs de 2018. Erros padrão robustos estão entre parênteses. Valores de significância: \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05, \*p<0,1.

A Tabela 5 reporta as estimativas da equação (5) para os anos de 2007 e 2018. Em todas as especificações, o coeficiente de interesse é negativo e estatisticamente significativo ao nível de 1%. Esse resultado se mantém independentemente da inclusão de trechos planejados e não pavimentados na amostra, o que sugere a predominância de LHD no principal modal brasileiro. Para a “periferia” conectada à malha viária, o modelo de referência prevê uma dispersão inicial de firmas — consistente com o HME —, seguida por uma crescente aglomeração, impulsionada pelo chamado efeito hub. Em síntese, espera-se que municípios de menor porte localizados entre grandes centros urbanos se beneficiem do acesso à infraestrutura rodoviária, uma vez que o efeito hub supera o HME para  $\eta \in (-1, 0)$ .

## 5.2 Teste de Validade das Variáveis Instrumentais

Considerando que a relevância dos instrumentos é tão crucial quanto o tamanho da amostra para a inferência estatística — especialmente na estimação de parâmetros —, reportamos os testes-padrão de sobreidentificação, subidentificação e fraqueza dos instrumentos. Inicialmente, os planos rodoviários elaborados por Schnoor em 1927, pela CERF em 1927 e pelo DNER em 1937 foram excluídos da análise econométrica, uma vez que nenhuma das correlações entre  $X$  e  $Z$  apresentou significância estatística para  $p < 0,05$ . Em seguida, regressões de primeiro estágio foram estimadas com o objetivo de avaliar se os instrumentos remanescentes explicam, ao menos em parte, a expansão da malha rodoviária federal entre 1970 e 2010 (ver Tabela 6). Os resultados das regressões de primeiro estágio indicam significância estatística conjunta dos coeficientes estimados. Por exemplo, os valores da estatística  $F$  de Kleibergen-Paap (2006) excedem os limiares críticos propostos por Stock e Yogo (2005) para duas preocupações recorrentes associadas a instrumentos fracos: o viés do estimador e as distorções de tamanho em testes de hipótese. Ademais, as estatísticas do multiplicador de Lagrange ( $LM$ ) de Kleibergen-Paap (2006) mostram que a correlação canônica entre  $X$  e os elementos  $Z$  é estatisticamente diferente de zero, rejeitando a hipótese nula de subidentificação ao nível de significância de 1%. No entanto, os resultados do teste  $J$  de Hansen (1982) levantam dúvidas quanto à validade do uso de todos os planos como instrumentos, dada a sobreidentificação

detectada nas colunas (I) e (III)<sup>7</sup>. Por outro lado, a utilização de um único instrumento — o PNV de 1973 — tem pouco impacto sobre o poder explicativo do modelo, conforme medido pelo  $R^2$ , o que motivou a exclusão dos planos de 1926 a 1967 nas regressões de segundo estágio.

Tabela 6 – Resultados das regressões de primeiro estágio

Variável dependente: Variável dependente: acesso rodoviário federal				
	(I) MQO	(II) MQ2E	(III) MQO	(IV) MQ2E
<i>Plano Catramby, 1926</i>	0,156** (0,0677)		0,149** (0,0675)	
<i>Plano Rodoviário Nacional (PRN), 1944</i>	0,0257 (0,0630)		0,0279 (0,0622)	
<i>Plano Nacional de Viação (PNV), 1951</i>	-0,191** (0,0839)		-0,194** (0,0837)	
<i>Plano Rodoviário Nacional (PRN), 1956</i>	0,128** (0,0513)		0,129** (0,0515)	
<i>Plano Nacional de Viação (PNV), 1964</i>	0,775*** (0,0389)		0,756*** (0,0394)	
<i>Plano Rodoviário Nacional (PRN), 1967</i>	-0,634*** (0,0699)		-0,616*** (0,0698)	
<i>Plano Nacional de Viação (PNV), 1973</i>	0,391*** (0,0404)	0,457*** (0,0343)	0,390*** (0,0405)	0,455*** (0,0343)
<i>Observações</i>	2.050	2.050	2.050	2.050
$R^2$	0,163	0,153	0,163	0,154
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>	118,956	105,236	118,921	104,920
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>	77,336	177,744	71,947	175,452
<i>Estatística J de Hansen</i>	14,869	0,000	10,970	0,000

Nota: Todas as especificações incluem uma constante, o acesso à malha ferroviária no período final, um conjunto de controles geográficos e um conjunto completo de efeitos fixos de estado. Os controles geográficos incluem altitude, precipitação anual em mm por km<sup>2</sup>, temperatura média em janeiro e julho, se a localidade é da Amazônia Legal, do Semiárido e da costa. Nas colunas (I) e (III), controlamos a parcela de empregos no período inicial. Nas colunas (II) e (IV), controlamos a parcela de rendimentos no período inicial. Erros padrão robustos estão entre parênteses. Valores de significância: \*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

### 5.3 Resultados Econométricos

#### 5.3.1 Resultados Agregados

As colunas (I) e (II) da Tabela 7 reportam os coeficientes de emprego obtidos por meio da estimação por MQO robusta à heterocedasticidade. Em geral, a rede rodoviária parece aumentar o peso econômico do grupo tratado na economia nacional. A estimativa da coluna (II) sugere que a integração ao sistema rodoviário resulta em um aumento no nível de emprego da ordem de  $\exp(0,045) - 1 \approx 4,6\%$ . Considerando a predominância de LHD no estudo de caso (ver Tabela 5), esse resultado é compatível com as previsões do modelo de referência — KTT — descrito na Seção 3.2. Para além do regressor de interesse, o nível inicial de emprego apresenta um efeito substancial e estatisticamente significativo, com p-valor inferior a 0,01<sup>8</sup>. Por fim, o efeito da integração ferroviária — voltada principalmente ao transporte de cargas — apresenta o sinal esperado (2,45%), embora não seja estatisticamente diferente de zero<sup>9</sup>.

<sup>7</sup> A estatística  $J$  de Hansen permite testar a hipótese nula ( $H_0$ ) de que um determinado conjunto de instrumentos é válido no modelo de MQ2E — isto é, a restrição de exclusão é satisfeita,  $cov(Z, \varepsilon) = 0$ , e os instrumentos excluídos são fracos ou foram corretamente omitidos da equação estimada. Nas colunas (I) e (III) da Tabela 6,  $H_0$  é rejeitada ao nível de significância de 5%, com p-valores iguais a 0,0213 e 0,0893, respectivamente.

<sup>8</sup> O efeito do nível de emprego em 1970 sugere que os maiores mercados da amostra apresentaram um crescimento relativamente inferior, conforme indicado por uma elasticidade de  $-0,136$ .

<sup>9</sup> A participação das ferrovias no transporte de cargas aumentou de 16,3% para 25,0% entre 1970-2010. Já a parcela de passageiros que optaram pelo transporte ferroviário caiu de 9,7% em 1970 para 1,7% em 2010 (EPE, 2012).

Tabela 7 – Resultados das regressões em corte transversal

Variável dependente: log da mudança da parcela de empregos ou rendimentos	Empregos			Rendimentos		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	MQO	MQO	MQ2E	MQO	MQO	MQ2E
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,0227 (0,0229)	0,0452** (0,0226)	0,251*** (0,0848)	0,0240 (0,0283)	0,0698** (0,0271)	0,313*** (0,107)
<i>Acesso ferroviário</i>		0,0242 (0,0279)	0,0106 (0,0282)		0,0298 (0,0326)	0,0144 (0,0331)
<i>Parcela da variável dependente em 1970 (log)</i>		-0,136*** (0,0227)	-0,154*** (0,0238)		-0,227*** (0,0216)	-0,247*** (0,0232)
<i>Observações</i>	2.050	2.050	2.050	2.050	2.050	2.050
<i>R<sup>2</sup></i>	0,211	0,238	0,206	0,127	0,199	0,165
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>			105,236			104,920
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>			177,744			175,452

Nota: Todas as especificações incluem uma constante, um conjunto de controles geográficos e um conjunto completo de efeitos fixos específicos de estado. Os controles geográficos incluem altitude, precipitação anual em mm por km<sup>2</sup>, temperatura média em janeiro e julho, se a localidade é da Amazônia Legal, do Semiárido e do litoral brasileiro. Nas colunas (III) e (VI), o instrumento é uma variável *dummy* indicando se a localidade é integrada ao PNV de 1973. Erros padrão robustos estão entre parênteses. Valores de significância: \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05, \*p<0,1.

Conforme sugerido na Seção 5.2, a variável endógena de integração foi instrumentalizada com base no PNV de 1973. Na coluna (III), o uso do estimador de MQ2E amplia substancialmente o efeito da intervenção em infraestrutura sobre o emprego nas unidades tratadas, elevando-o para aproximadamente 28,5%, com p-valor inferior a 0,01. Por exemplo, Duranton e Turner (2012) atribuem o viés descendente nas estimativas por MQO à implantação deliberada de estradas em regiões que já haviam experimentado — ou provavelmente experimentariam — choques na variável dependente<sup>10</sup>. Nas colunas (V) e (VI), os dados de rendimentos foram utilizados para capturar o tamanho relativo dos mercados locais, e o uso da variável instrumental eleva o efeito do tratamento de 7,2% para 36,8%<sup>11</sup>. Em conclusão, as diferenças de magnitude entre os coeficientes obtidos por MQ2E em (III) e (VI) refletem características reais da “periferia”, onde as parcelas de rendimentos são inferiores às parcelas de emprego<sup>12</sup>. O uso integral do conjunto de dados, por meio da aplicação de técnicas de estimação em painel, oferece garantia adicional para a avaliação da política de infraestrutura. Conforme mostrado nas colunas (II) e (V) da Tabela 8, as estimativas por MQO com efeitos fixos resultam em perda tanto de magnitude quanto de significância estatística do coeficiente  $\beta$ . Nas colunas (III) e (VI), a variável endógena da equação (2) é instrumentalizada por meio de variáveis dummies de interação, definidas como o produto entre o período de observação e a variável de planejamento. Isto é, as observações contempladas no PNV são progressivamente integradas à infraestrutura rodoviária ao longo do tempo. Os novos resultados obtidos com o uso do método de MQ2E são amplamente consistentes com aqueles previamente derivados das estimativas em corte transversal. Nessa conjuntura, a integração rodoviária federal eleva os níveis locais de emprego, com o efeito da intervenção estimado em aproximadamente 24,1%, e p-valor indicando significância ao nível de 1%. Por outro lado, a utilização da parcela de rendimentos como variável dependente implica em um efeito ligeiramente inferior, de 22,1%, que é estatisticamente significativo apenas ao nível de 5%.

<sup>10</sup> Esse resultado também está em consonância com os trabalhos de Faber (2014), Garcia-López *et al.* (2015), Agrawal *et al.* (2017), Bird e Straub (2020), Koster *et al.* (2022) e Brandily e Rauch (2024).

<sup>11</sup> O arcabouço teórico subjacente a este estudo assume uma força de trabalho homogênea, espacialmente imóvel e abundantemente disponível, o que, em teoria, levaria à equalização salarial ao longo do universo amostral.

<sup>12</sup> As AMCs periféricas são, em geral, mais intensivas em atividades do setor primário, nas quais os trabalhadores tendem a receber salários mais baixos. Ainda assim, observa-se uma forte correlação entre as variáveis dependentes (0,8138 em 1970 e 0,9337 em 2010).

Tabela 8 – Resultados das regressões em painel com efeitos fixos

Variável dependente: log da parcela de empregos ou rendimentos	Empregos			Rendimentos		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	MQO	MQO	MQ2E	MQO	MQO	MQ2E
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,0184 (0,0138)	0,0186 (0,0138)	0,216*** (0,0797)	0,0247 (0,0179)	0,0246 (0,0179)	0,200** (0,0994)
<i>Acesso ferroviário</i>		0,0824 (0,0719)	0,0937 (0,0740)		-0,0382 (0,109)	-0,0281 (0,110)
<i>Observações</i>	10,250	10,250	10,250	10,250	10,250	10,250
<i>R<sup>2</sup></i>	0,488	0,488	0,466	0,324	0,324	0,310
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>			439,523			106,570
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>			210,876			210,876

Nota: Todas as especificações incluem uma constante, um conjunto completo de efeitos fixos específicos de AMC e de ano, *dummies* de interação estado-ano, além tendências temporais de controles geográficos. Os controles geográficos incluem altitude, precipitação anual em mm por km<sup>2</sup>, temperatura média em janeiro e julho, se a localidade é da Amazônia Legal, do Semiárido e do litoral brasileiro. Nas colunas (III) e (VI), o instrumento é uma *dummy* de interação plano-tempo. Erros padrão robustos agrupados por AMC estão entre parênteses. Valores de significância: \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05, \*p<0,1.

### 5.3.1 Resultados Setoriais

A Tabela 9 apresenta as estimativas por MQ2E para os macrossetores da economia brasileira, as quais revelam que os investimentos em larga escala estimulam especialmente a atividade industrial em aglomerados periféricos. Nas colunas (II) e (V), que se referem ao setor secundário, a integração rodoviária tende a aumentar as parcelas relativas de empregos e rendimentos em aproximadamente 58%, sendo esses efeitos estatisticamente significativos ao nível de 1%. Para as atividades primária e terciária — responsáveis, respectivamente, por dois terços e um quinto das remunerações em 1970 —, o impacto estimado sobre as oportunidades de trabalho é consideravelmente inferior: 34,2%. Entre as variáveis de controle, a integração ferroviária apresentou efeitos reduzidos e ambíguos, sem significância estatística em níveis convencionais. Por outro lado, os níveis iniciais das variáveis de desfecho indicam, mais uma vez, que os maiores mercados experimentaram taxas de crescimento relativamente inferiores, independentemente do macrossetor considerado.

Tabela 9 – Resultados das regressões em corte transversal por macrossetores

Variável dependente: log da mudança da parcela de empregos ou rendimentos	Empregos			Rendimentos		
	Agropecuária	Indústria	Serviços	Agropecuária	Indústria	Serviços
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,294*** (0,0889)	0,457*** (0,131)	0,294*** (0,105)	0,333*** (0,103)	0,455*** (0,153)	0,363*** (0,123)
<i>Acesso ferroviário</i>	-0,0176 (0,0342)	-0,0331 (0,0443)	-0,0305 (0,0330)	0,0107 (0,0373)	-0,00991 (0,0495)	-0,0271 (0,0383)
<i>Parcela da variável dependente em 1970 (log)</i>	-0,223*** (0,0330)	-0,516*** (0,0176)	-0,387*** (0,0198)	-0,309*** (0,0285)	-0,511*** (0,0182)	-0,457*** (0,0218)
<i>Observações</i>	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050
<i>R<sup>2</sup></i>	0,278	0,409	0,386	0,263	0,381	0,437
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>	105,169	106,431	104,920	105,008	106,065	104,622
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>	177,986	183,745	178,214	175,815	181,751	176,641

Nota: Todas as especificações incluem uma constante, um conjunto de controles geográficos e um conjunto completo de efeitos fixos específicos de estado. Os controles geográficos incluem altitude, precipitação anual em mm por km<sup>2</sup>, temperatura média em janeiro e julho, se a localidade é da Amazônia Legal, do Semiárido e do litoral brasileiro. O instrumento é uma variável *dummy* indicando se a localidade é integrada ao PNV de 1973. Valores de significância: \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05, \*p<0,1.

Conforme explicado na Subseção 4.2.1, os macrossetores da economia foram desagregados em 31 atividades, conforme a classificação do SCN, com o objetivo de descrever de forma mais precisa a evolução das variáveis dependentes no período de 1970 a 2010. As Tabelas 10 e 11 replicam as estimações apresentadas na Tabela 10 para os desfechos setoriais de empregos e rendimentos, respectivamente. No que diz respeito às atividades primárias, a presença de rodovias federais contribuiu para o fortalecimento local da agricultura e silvicultura, bem como da pecuária e pesca, sendo os efeitos ligeiramente mais intensos observados neste último setor. No âmbito do macrossetor industrial, apenas 10 dos 20 segmentos produtivos apresentaram efeitos estatisticamente significativos ao nível de 5%: V, VI, VII, XI, XVI, XVII, XIX, XX e XII. Esses segmentos são, em sua maioria, caracterizados por um grau relativamente baixo de intensidade tecnológica<sup>13</sup>. Por outro lado, todas as atividades terciárias fora da administração pública atenderam ao critério de significância anteriormente mencionado para o desfecho principal: XXIII a XXIX e XXXI, com os maiores impactos registrados nos serviços de informação ( $\Delta \cong 116,2\%$ ) e nos serviços prestados às empresas ( $\Delta \cong 93,1\%$ ).

Embora os efeitos agregados e setoriais das rodovias se revelem expressivos, a realocação total de firmas induzida pela integração rodoviária não foi suficientemente grande para reverter a trajetória econômica declinante do grupo tratado. Para compreender melhor o papel das rodovias na alocação espacial da produção, pode-se calcular o volume de empregos e rendimentos transferidos para as regiões tratadas com base nas estimativas das Tabelas 10, 11 e 12. Neste exercício, assume-se que os desfechos totais permanecem fixos e normalizados em um (1) no ano de 1970, sendo os efeitos estimados multiplicados pelo peso inicial de cada atividade regional na economia nacional<sup>14</sup>. Assim, a Agricultura realocou aproximadamente três vezes mais empregos para as áreas tratadas do que a Indústria e os Serviços combinados, o que evidencia a orientação predominantemente primária da amostra. Esses ganhos estão fortemente concentrados na agricultura e silvicultura, que transferiram 5,7 vezes mais rendimentos para o grupo tratado do que a pecuária e a pesca. No tocante à Indústria, os maiores impactos absolutos ocorreram na construção civil e na indústria alimentícia. Já no macrossetor terciário, as rodovias contribuíram principalmente para as atividades de comércio, transporte e outros serviços, que, em conjunto, representavam um quinto da força de trabalho da amostra. De modo geral, os resultados baseline do MQ2E fornecem respaldo empírico ao modelo KTT, o qual prevê a expansão de mercados locais periféricos conectados à malha rodoviária brasileira, em que as fricções são suficientemente significativas para que o ‘efeito hub’ prevaleça sobre o HME — ou seja, sob o domínio de LHD. Essa interpretação é corroborada por especificações alternativas que controlam para desigualdades salariais regionais e heterogeneidade não observada entre as observações. Ademais, as estimativas desagregadas mostram-se consistentes com a literatura empírica, a qual evidencia que distintos setores econômicos respondem de forma heterogênea ao mesmo choque tecnológico. Por fim, questões relativas à origem das atividades realocadas escapam ao escopo desta pesquisa, dadas as limitações inerentes às especificações em forma reduzida, que oferecem apenas uma compreensão parcial dos efeitos de equilíbrio geral da intervenção em infraestrutura.

---

<sup>13</sup> Morceiro (2018) divide o macrossetor industrial em atividades de alta e baixa intensidade tecnológica. O primeiro grupo abrange as categorias de alta e média-alta tecnologia: VII, VIII, IX, XIII, XIV e XV, além de XIII. A classificação tecnológica original foi proposta por Galindo-Rueda e Verger (2016), que a fundamentaram na relação entre os gastos em pesquisa e desenvolvimento (P&D) e o valor da produção a preços básicos.

<sup>14</sup> Essa abordagem implica que a estrutura produtiva nacional permaneça inalterada até o final do período analisado, com efeitos na distribuição de trabalhadores empregados e nos rendimentos pagos em cada macrossetor/setor.

Tabela 10 – Resultados das regressões setoriais em corte transversal sobre empregos

Variável dependente: log da mudança da parcela de empregos																
	Agric. e silvíc.	Pecuária e pesca	Ind. ext. mineral	Petróleo e gás	Min. não metálicos	Siderur.; metalur.	Máq. e equipam.	Eletroel.	Autom. e eq. transp.	Prod. de madeira	Celulose; papel	Borrac.; plásticos	Refino de petro.	Químico. diversos	Farmácia e veter.	Ind. têxtil
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)	(XIII)	(XIV)	(XV)	(XVI)
	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,336*** (0,108)	0,368*** (0,138)	0,191 (0,264)	0,0684 (0,133)	0,654** (0,279)	0,984*** (0,224)	0,539*** (0,227)	0,266 (0,209)	0,182 (0,204)	0,178 (0,239)	0,484** (0,226)	-0,0579 (0,177)	0,130 (0,0986)	0,107 (0,282)	0,386* (0,202)	0,894*** (0,276)
<i>Acesso ferroviário</i>	0,0123 (0,0406)	-0,0973* (0,0517)	0,195** (0,0898)	0,0460 (0,0419)	0,144 (0,0976)	0,222** (0,0868)	0,219*** (0,0787)	0,189** (0,0767)	0,307*** (0,0794)	0,204** (0,0883)	0,290*** (0,0834)	0,320*** (0,0748)	0,0828** (0,0361)	0,0558 (0,0980)	0,0998 (0,0666)	-0,0590 (0,0940)
<i>Parcela de empregos em 1970 (log)</i>	-0,246*** (0,0437)	-0,705*** (0,0159)	-0,521*** (0,0328)	-0,284 (0,177)	-0,519*** (0,0269)	-0,542*** (0,0310)	-0,340*** (0,0689)	-0,251 (0,262)	-0,565*** (0,0783)	-0,707*** (0,0245)	-0,117* (0,0626)	-0,536*** (0,129)	-0,623*** (0,122)	-0,525*** (0,0988)	-0,641** (0,250)	-0,417*** (0,0406)
<i>Observações</i>	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050
<i>R<sup>2</sup></i>	0,278	0,659	0,198	0,238	0,221	0,189	0,182	0,094	0,132	0,411	0,124	0,137	0,112	0,199	0,055	0,150
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>	105,807	107,017	107,364	107,491	107,075	106,430	107,783	109,120	107,652	107,300	107,788	106,978	107,542	107,945	108,113	107,437
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>	180,598	186,652	187,197	187,510	186,080	184,050	188,670	193,704	185,991	186,421	188,252	187,095	187,018	189,038	189,304	186,317
	Artig. de vestuário	Fabric. calçados	Ind. aliment.	Ind. diversas	Serv. util. púb.	Const. civil	Comérc.	Transp.	Instit. financ.	Alojam. e alimen.	Serv. de inform.	Serv. empresas	Serv. imob.	Adm. pública	Outros serv.	
	(XVII)	(XVIII)	(XIX)	(XX)	(XXI)	(XXII)	(XXIII)	(XXIV)	(XXV)	(XXVI)	(XXVII)	(XXVIII)	(XXIX)	(XXX)	(XXXI)	
	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,731*** (0,242)	0,120 (0,246)	0,588*** (0,187)	0,647*** (0,217)	0,451** (0,199)	0,383*** (0,125)	0,391*** (0,118)	0,505*** (0,132)	0,643*** (0,206)	0,366** (0,160)	0,771*** (0,235)	0,658*** (0,173)	0,482** (0,235)	0,157* (0,0917)	0,481*** (0,107)	
<i>Acesso ferroviário</i>	-0,252*** (0,0871)	0,0404 (0,0930)	0,0111 (0,0740)	0,209** (0,0825)	-0,0478 (0,0670)	-0,0287 (0,0415)	0,0537 (0,0411)	-0,00537 (0,0542)	0,115 (0,0727)	0,0651 (0,0622)	0,136 (0,0841)	0,147** (0,0633)	0,224** (0,0889)	-0,0138 (0,0298)	0,0137 (0,0385)	
<i>Parcela de empregos em 1970 (log)</i>	-0,447*** (0,0306)	-0,420*** (0,0644)	-0,477*** (0,0238)	-0,464*** (0,0285)	-0,590*** (0,0258)	-0,555*** (0,0158)	-0,372*** (0,0194)	-0,553*** (0,0170)	-0,387*** (0,0311)	-0,593*** (0,0192)	-0,281*** (0,0673)	-0,427*** (0,0287)	-0,232** (0,114)	-0,485*** (0,0187)	-0,551*** (0,0149)	
<i>Observações</i>	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	
<i>R<sup>2</sup></i>	0,126	0,130	0,288	0,195	0,404	0,515	0,317	0,467	0,185	0,413	0,129	0,228	0,117	0,576	0,573	
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>	104,731	107,820	106,971	105,165	106,947	106,036	105,761	104,993	106,887	106,441	107,203	105,319	107,798	105,406	166,561	
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>	178,302	187,824	185,339	181,591	183,994	182,543	180,898	181,154	184,521	184,621	185,935	179,690	189,042	176,384	183,909	

Nota: Todas as especificações incluem uma constante, um conjunto de controles geográficos e um conjunto completo de efeitos fixos específicos de estado. Os controles geográficos incluem altitude, precipitação anual em mm por km<sup>2</sup>, temperatura média em janeiro e julho, se a localidade é da Amazônia Legal, do Semiárido e do litoral brasileiro. O instrumento é uma variável *dummy* indicando se a localidade é integrada ao PNV de 1973. Erros padrão robustos estão entre parênteses. Valores de significância: \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05, \*p<0,1.

Tabela 11 – Resultados das regressões setoriais em corte transversal sobre rendimentos

Variável dependente: log da mudança da parcela de rendimentos																
	Agric.; silvic.	Pecuária e pesca	Ind. ext. mineral	Petróleo e gás	Min. não metálicos	Siderur.; metalur.	Máq. e equipam.	Eletroel.	Autom. e eq. transp.	Prod. de madeira	Celulose; papel	Borrac.; plásticos	Refino de petro.	Químico. diversos	Farmácia e veter.	Ind. têxtil
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)	(XI)	(XII)	(XIII)	(XIV)	(XV)	(XVI)
	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,413*** (0,117)	0,464*** (0,153)	0,0750 (0,468)	0,0858 (0,196)	1,061** (0,450)	1,451*** (0,336)	1,345*** (0,455)	0,348 (0,330)	0,264 (0,351)	0,270 (0,354)	0,773** (0,394)	-0,0727 (0,287)	0,320 (0,207)	0,134 (0,473)	0,822* (0,477)	1,514*** (0,440)
<i>Acesso ferroviário</i>	0,0391 (0,0435)	-0,0472 (0,0584)	0,408** (0,167)	0,101 (0,0643)	0,226 (0,166)	0,324** (0,130)	0,424*** (0,158)	0,303** (0,120)	0,516*** (0,128)	0,281** (0,137)	0,567*** (0,145)	0,556*** (0,119)	0,129* (0,0665)	0,135 (0,164)	0,193 (0,163)	-0,0322 (0,154)
<i>Parcela de rendimentos em 1970 (log)</i>	-0,336*** (0,0429)	-0,760*** (0,0140)	-0,459*** (0,0368)	-0,483*** (0,124)	-0,491*** (0,0320)	-0,706*** (0,0256)	-0,527*** (0,0588)	-0,762*** (0,101)	-0,714*** (0,0568)	-0,687*** (0,0297)	-0,443*** (0,0513)	-0,640*** (0,119)	-0,752*** (0,0797)	-0,576*** (0,0735)	-0,809*** (0,132)	-0,566*** (0,0339)
<i>Observações</i>	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050
<i>R<sup>2</sup></i>	0,242	0,718	0,123	0,215	0,155	0,308	0,214	0,130	0,183	0,296	0,143	0,157	0,151	0,237	0,083	0,190
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>	105,765	106,910	107,262	107,738	107,087	106,990	107,997	108,345	107,353	107,493	107,754	107,296	107,716	107,648	107,880	107,501
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>	179,091	186,390	186,706	188,133	186,098	184,785	189,690	190,712	184,429	186,841	187,957	187,222	186,905	188,351	188,800	185,885
	Artig. de vestuário	Fabric. calçados	Ind. aliment.	Ind. diversas	Serv. util. púb.	Const. civil	Comérc.	Transp.	Instit. financ.	Alojam. e alimen.	Serv. de inform.	Serv. empresas	Serv. imob.	Adm. pública	Outros serv.	
	(XVII)	(XVIII)	(XIX)	(XX)	(XXI)	(XXII)	(XXIII)	(XXIV)	(XXV)	(XXVI)	(XXVII)	(XXVIII)	(XXIX)	(XXX)	(XXXI)	
	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	MQ2E	
<i>Acesso rodoviário federal</i>	0,985*** (0,307)	0,569 (0,419)	0,854*** (0,226)	0,709*** (0,269)	0,511* (0,271)	0,434*** (0,145)	0,522*** (0,136)	0,710*** (0,147)	0,981*** (0,317)	0,521*** (0,193)	1,064** (0,423)	0,816*** (0,220)	0,969** (0,443)	0,225*** (0,104)	0,580*** (0,121)	
<i>Acesso ferroviário</i>	-0,299*** (0,115)	0,0861 (0,153)	0,0525 (0,0909)	0,304*** (0,104)	-0,0332 (0,0927)	-0,00664 (0,0469)	0,0299 (0,0481)	0,0463 (0,0647)	0,126 (0,112)	0,0879 (0,0749)	0,210 (0,151)	0,169** (0,0776)	0,369** (0,166)	0,0103 (0,0350)	0,0286 (0,0436)	
<i>Parcela de rendimentos em 1970 (log)</i>	-0,673*** (0,0228)	-0,716*** (0,0387)	-0,645*** (0,0202)	-0,732*** (0,0193)	-0,725*** (0,0204)	-0,611*** (0,0158)	-0,498*** (0,0212)	-0,703*** (0,0144)	-0,618*** (0,0223)	-0,758*** (0,0143)	-0,560*** (0,0457)	-0,718*** (0,0156)	-0,551*** (0,0868)	-0,558*** (0,0195)	-0,599*** (0,0149)	
<i>Observações</i>	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	2,050	
<i>R<sup>2</sup></i>	0,343	0,252	0,402	0,466	0,529	0,551	0,423	0,634	0,292	0,641	0,153	0,587	0,097	0,654	0,621	
<i>Estatística LM de Kleibergen-Paap</i>	105,359	107,749	107,039	105,618	106,889	106,142	106,317	105,981	106,690	106,951	106,757	105,238	107,615	105,228	106,488	
<i>Estatística F de Kleibergen-Paap</i>	180,413	187,728	185,529	181,669	184,342	182,428	181,948	183,302	183,685	186,017	184,394	180,459	188,230	176,104	183,629	

Nota: Todas as especificações incluem uma constante, um conjunto de controles geográficos e um conjunto completo de efeitos fixos específicos de estado. Os controles geográficos incluem altitude, precipitação anual em mm por km<sup>2</sup>, temperatura média em janeiro e julho, se a localidade é da Amazônia Legal, do Semiárido e do litoral brasileiro. O instrumento é uma variável *dummy* indicando se a localidade é integrada ao PNV de 1973. Erros padrão robustos estão entre parênteses. Valores de significância: \*\*\*p<0,01, \*\*p<0,05, \*p<0,1.

## 6. Considerações finais

Este artigo analisou o efeito da expansão da malha rodoviária federal sobre a distribuição agregada e desagregada da atividade econômica em municípios periféricos do Brasil. A hipótese central é que, nessas regiões, os ganhos ou perdas decorrentes da construção de novos corredores de transporte podem ser explicados pela predominância de economias ou deseconomias de longo curso. Essas propriedades — moldadas pelas características estruturais e pelo estado físico das vias — indicam trade-offs distintos entre os efeitos hub e de mercado interno, embora o tamanho e a especialização dos mercados locais também sejam fundamentais para amplificar ou mitigar o impacto dos investimentos em rodovias.

A estratégia de identificação, baseada em planos históricos para isolar a variação exógena da integração rodoviária sobre os desfechos econômicos locais, produziu resultados relevantes. Apesar da correlação canônica entre a variável endógena e os instrumentos, a provável sobreidentificação dos elementos  $Z$  motivou o uso exclusivo do PNV de 1973. De modo geral, as estimativas por MQ2E revelaram que as rodovias brasileiras de fato impulsionaram a atividade econômica total em mercados periféricos, em conformidade com as previsões do modelo de localização KTT. Os resultados desagregados, por sua vez, corroboram a literatura empírica que aponta impactos diferenciados das estradas entre as diversas atividades econômicas. Por exemplo, os efeitos da integração rodoviária foram relativamente mais intensos na indústria, especialmente nas atividades de menor intensidade tecnológica.

De modo geral, oferecemos uma compreensão mais aprofundada de como investimentos viários em larga escala podem acentuar ou mitigar desigualdades espaciais em um país emergente como o Brasil. Com base em equações em forma reduzida, o estudo concentra-se, sobretudo, na realocação da atividade econômica, demonstrando como as rodovias afetam um subconjunto de municípios em relação a outro. Dado que as estradas contribuem para o crescimento agregado — e, por conseguinte, para o crescimento de cidades de diferentes portes —, um desdobramento natural da pesquisa envolve a adoção de um arcabouço econométrico capaz de captar integralmente os efeitos de equilíbrio geral das intervenções em infraestrutura. Compreender o papel das rodovias no crescimento da renda por trabalhador permanece uma questão central em aberto. A viabilidade de uma abordagem empírica mais abrangente depende, necessariamente, da disponibilidade de dados desagregados em nível local, o que, no contexto brasileiro, não representa uma limitação relevante.

## Referências

- Agrawal, A., A. Galasso, and A. Oettl. 2017. “Roads and Innovation.” *The Review of Economics and Statistics* 99(3): 417–34. doi:[10.1162/REST\\_a\\_00619](https://doi.org/10.1162/REST_a_00619).
- Alvares, C. A., J. L. Stape, P. C. Sentelhas, J. L. De Moraes Gonçalves, and G. Sparovek. 2013. “Köppen’s Climate Classification Map for Brazil.” *Meteorologische Zeitschrift* 22(6): 711–28.
- Amorim Filho, O., and R. V. Serra. 2001. “Evolução e Perspectivas Do Papel Das Cidades Médias No Planejamento Urbano e Regional.” In *Cidades Médias Brasileiras*, eds. Thompson Almeida Andrade and Rodrigo Valente Serra. Brasília, DF: IPEA, 1–33.
- Banerjee, A., E. Duflo, and N. Qian. 2020. “On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China.” *Journal of Development Economics* 145: 102442. doi:[10.1016/j.jdeveco.2020.102442](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102442).
- Baum-Snow, N. 2007. “Did Highways Cause Suburbanization?” *The Quarterly Journal of Economics* 122(2): 775–805. doi:[10.1162/qjec.122.2.775](https://doi.org/10.1162/qjec.122.2.775).
- Baum-Snow, N., J. V. Henderson, M. A. Turner, Q. Zhang, and L. Brandt. 2020. “Does Investment in National Highways Help or Hurt Hinterland City Growth?” *Journal of Urban Economics* 115: 103124. doi:[10.1016/j.jue.2018.05.001](https://doi.org/10.1016/j.jue.2018.05.001).
- Bird, J., and S. Straub. 2020. “The Brasília Experiment: The Heterogeneous Impact of Road Access on Spatial Development in Brazil.” *World Development* 127: 104739.

- Brandily, P., and F. Rauch. 2024. “Within-city Roads and Urban Growth.” *Journal of Regional Science*: 1–29. doi:[10.1111/jors.12699](https://doi.org/10.1111/jors.12699).
- Brasil. 2011. *Dispõe Sobre o Sistema Nacional de Viação - SNV e Dá Outras Providências*. [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/ato2011-2014/2011/lei/112379.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ato2011-2014/2011/lei/112379.htm).
- Brasileiro, A., E. Santos, J. Aragão, J. Senna, O. Lima Neto, and R. Orrico Filho. 2001. *Transportes No Brasil: História e Reflexões*. ed. Oswaldo Lima Neto. Brasília, DF: GEIPOT.
- Chandra, A., and E. Thompson. 2000. “Does Public Infrastructure Affect Economic Activity?” *Regional Science and Urban Economics* 30(4): 457–90. doi:[10.1016/S0166-0462\(00\)00040-5](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(00)00040-5).
- CNI. 2018. *Concessões Rodoviárias: Experiência Internacional e Recomendações Para o Brasil*. Brasília, DF.
- CNT. 2002. “Transporte de Carga No Brasil, Ameaças e Oportunidades Para o Desenvolvimento Do País.” <https://www.cnt.org.br/>.
- CNT. 2010. “Pesquisa CNT de Rodovias 2010: Relatório Gerencial.” Brasília, DF.
- Coimbra, C. 1974. *Visão histórica e análise conceitual dos transportes no Brasil*. Rio de Janeiro, RJ: Ministério dos Transportes, Centro de Documentação e Publicações.
- Combes, P. P., T. Mayer, and J.F. Thisse. 2008. *Economic Geography: The Integration of Regions and Nations*. Princeton ; Oxford: Princeton University Press.
- Data Zoom. “Data Zoom: Simplifying Access To Brazilian Microdata.” <https://www.econ.puc-rio.br/datazoom/index.html> (12 mar. 2023).
- DataCEM. “Plataforma de Extração de Microdados Dos Censos Demográficos (1960-2010).” <http://200.144.244.241:3004/> (21 mai. 2023).
- Dixit, A. K., and J. E. Stiglitz. 1977. “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity.” *American Economic Review* 67(3): 297–308.
- DNIT. 2011. “Relatório Dos Levantamentos Funcionais Das Rodovias Federais.” Brasília, DF.
- Donaldson, D. 2018. “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure.” *American Economic Review* 108(4–5): 899–934. doi:[10.1257/aer.20101199](https://doi.org/10.1257/aer.20101199).
- Duranton, G., P. M. Morrow, and M. A. Turner. 2014. “Roads and Trade: Evidence from the US.” *The Review of Economic Studies* 81(2): 681–724. doi:[10.1093/restud/rdt039](https://doi.org/10.1093/restud/rdt039).
- Duranton, G., and M. A. Turner. 2012. “Urban Growth and Transportation.” *The Review of Economic Studies* 79(4): 1407–40. doi:[10.1093/restud/rds010](https://doi.org/10.1093/restud/rds010).
- EPE. 2012. *Estudo Associado Ao Plano Decenal de Energia (PDE 2021): Consolidação Das Bases de Dados Do Setor Transporte (1970-2010)*. Brasil: Ministério de Minas e Energia.
- Faber, B. 2014. “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System.” *The Review of Economic Studies* 81(3): 1046–70.
- Fujita, M. 1988. “A Monopolistic Competition Model of Spatial Agglomeration.” *Regional Science and Urban Economics* 18(1): 87–124. doi:[10.1016/0166-0462\(88\)90007-5](https://doi.org/10.1016/0166-0462(88)90007-5).
- Galindo-Rueda, F., and F. Verger. 2016. 2016/04 *OECD Taxonomy of Economic Activities Based on R&D Intensity*. Paris, FR. OECD Science, Technology and Industry Working Papers.
- Garcia-López, M. Á., A. Holl, and E. Viladecans-Marsal. 2015. “Suburbanization and Highways in Spain When the Romans and the Bourbons Still Shape Its Cities.” *Journal of Urban Economics* 85: 52–67. doi:[10.1016/j.jue.2014.11.002](https://doi.org/10.1016/j.jue.2014.11.002).
- Ghani, E., A. G. Goswami, and W. R. Kerr. 2016. “Highway to Success: The Impact of the Golden Quadrilateral Project for the Location and Performance of Indian Manufacturing.” *The Economic Journal* 126(591): 317–57. doi:[10.1111/eoj.12207](https://doi.org/10.1111/eoj.12207).
- Google LLC. “Google Maps.” <https://www.google.com.br/maps> (11 fev. 2023).
- Hansen, L. P. 1982. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.” *Econometrica* 50(4): 1029. doi:[10.2307/1912775](https://doi.org/10.2307/1912775).
- IBGE. 1972. *Divisao Do Brasil Em Regioes Funcionais Urbanas*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. 1979. *Matriz de Relações Intersetoriais: Brasil 1970*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. 1987. *Matriz de Relações Intersetoriais: Brasil 1975*. Rio de Janeiro, RJ.

- IBGE. 2008. *Regiões de Influência Das Cidades 2007*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. 2010. *Atlas Nacional Do Brasil Milton Santos*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. 2011. *Sistema de Contas Nacionais: Brasil 2005-2009*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. 2018. *Matriz de Insumo-Produto: Brasil 2015*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. 2020. *Regiões de Influência Das Cidades 2018*. Rio de Janeiro, RJ.
- IBGE. “Comissão Nacional de Classificação.” <https://concla.ibge.gov.br/> (16 ago. 2021).
- Kleibergen, F., and R. Paap. 2006. “Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition.” *Journal of Econometrics* 133(1): 97–126.
- Koster, H., T. Tabuchi, and J. F. Thisse. 2022. “To Be Connected or Not to Be Connected? The Role of Long-Haul Economies.” *Journal of Economic Geography* 22(4): 711–53.
- Krugman, P. 1991. “Increasing Returns and Economic Geography.” *Journal of Political Economy* 99(3): 483–99. doi:[10.1086/261763](https://doi.org/10.1086/261763).
- Mata, D., U. Deichmann, J. V. Henderson, S. V. Lall, and H. G. Wang. 2006. *Um Exame Dos Padrões de Crescimento Das Cidades Brasileiras*. Brasília, DF: IPEA.
- Michaels, G. 2008. “The Effect of Trade on the Demand for Skill: Evidence from the Interstate Highway System.” *The Review of Economics and Statistics* 90(4): 683–701.
- MINFRA. “Banco de Informações de Transportes.” <http://www.infraestrutura.gov.br/bit.html> (18 jan. 2021).
- MMA. *Aprova o Plano Nacional de Gerenciamento Costeiro II (PNGC II)*. <https://antigo.mma.gov.br/gestao-territorial/gerenciamento-costeiro/base-legal-gerco/>.
- Morceiro, P. C. 2018. “A indústria brasileira no limiar do século XXI: uma análise da sua evolução estrutural, comercial e tecnológica.” Tese (Doutorado em Economia). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, USP.
- MTR. 1973. *Planos de Viação - Evolução Histórica (1808-1973)*. Rio de Janeiro, RJ: CNT.
- Ottaviano, G., T. Tabuchi, and J. F. Thisse. 2002. “Agglomeration and Trade Revisited.” *International Economic Review* 43(2): 409–35. doi:[10.1111/1468-2354.t01-1-00021](https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00021).
- Ottaviano, G., and J. F. Thisse. 2004. “Agglomeration and Economic Geography.” In *Handbook of Regional and Urban Economics: Cities and Geography*, Amsterdam, NL: North-Holland, 2563–2608.
- Percoco, M. 2016. “Highways, Local Economic Structure and Urban Development.” *Journal of Economic Geography* 16(5): 1035–54. doi:[10.1093/jeg/lbv031](https://doi.org/10.1093/jeg/lbv031).
- Picard, P. M., and D. Z. Zeng. 2005. “Agricultural Sector and Industrial Agglomeration.” *Journal of Development Economics* 77(1): 75–106. doi:[10.1016/j.jdevec.2004.03.002](https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2004.03.002).
- Redding, S. J., and M. A. Turner. 2015. “Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity.” In *Handbook of Regional and Urban Economics: Cities and Geography*, Amsterdam, NL: North-Holland, 1339–98.
- Samuelson, P. A. 1954. “The Transfer Problem and Transport Costs, II: Analysis of Effects of Trade Impediments.” *The Economic Journal* 64(254): 264. doi:[10.2307/2226834](https://doi.org/10.2307/2226834).
- Stamm, C., J. Staduto, J. Lima, and Y. Wadi. 2013. “A População Urbana e a Difusão Das Cidades de Porte Médio No Brasil.” *Interações (Campo Grande)* 14(2): 251–65.
- Stock, J. H., and M. Yogo. 2005. “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression.” In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge, NY: Cambridge University Press, 80–108.
- Tabuchi, T., and J. F. Thisse. 2002. “Taste Heterogeneity, Labor Mobility and Economic Geography.” *Journal of Development Economics* 69(1): 155–77.
- Toulemonde, E. 2006. “Acquisition of Skills, Labor Subsidies, and Agglomeration of Firms.” *Journal of Urban Economics* 59(3): 420–39. doi:[10.1016/j.jue.2005.12.002](https://doi.org/10.1016/j.jue.2005.12.002).
- Venables, A. J. 1996. “Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries.” *International Economic Review* 37(2): 341. doi:[10.2307/2527327](https://doi.org/10.2307/2527327).