高速公路对边缘地区收入水平的作用研究
——来自日本东京湾区的新证据

雷云雁[1],杜朝阳[2],李 红[1]
(1. 广西大学,南宁 530004; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所陆地水循环及地表过程重点实验室,北京 100101)

摘要: 长期以来,包括高速公路在内的交通基础设施建设被认为是缓解区域发展不平衡不充分的重要措施,但现有研究对高速公路的经济效应仍存在一定分歧,有些学者认为高速公路对促进边缘地区经济发展、缩小区域经济差异具有正向、积极的作用,也有些学者持相反观点,近年来还有部分学者提出高速公路的经济效应存在阶段性差异,如"倒U型"等。在此背景下,本文聚焦城市群的边缘地区,以日本东京湾区为研究对象,重点关注其高速公路建设收尾阶段的经济效应,采用考虑异质性的交错双重差分模型研究2012—2020年高速公路开通对边缘地区人均收入水平的影响,同时使用中介效应模型分析其作用机制。研究表明:① 高速公路开通对边缘地区人均收入的动态效应为负。② 高速公路开通导致边缘地区人口持续流失,土地价格、制造业及批发业所受影响不显著甚至为负。③ 根据中介效应模型实证结果,东京湾区当前扩散效应疲软而极化效应强劲,高速公路的开通未能有效提升边缘地区人均收入水平。结合东京湾区近70年的高速公路建设历史以及相关研究,本文认为高速公路建设对边缘地区人均收入水平的作用存在"窗口期",边缘地区应根据所处城市群实际情况以及自身条件适时调整发展策略。本研究以高速公路完善度较高、建设历史较长的日本东京湾区为例,为高速公路的经济效应提供了新证据,同时也为中国城市群边缘地区的高速公路建设提供重要的决策参考,有助于根据交通基础设施建设的不同阶段因时施策、因地制宜,加快推动实现共同富裕。

关键词: 高速公路;边缘地区;日本;东京湾区;交错双重差分;共同富裕
DOI: 10.11821/dlyj020220526

1 引言

从世界范围来看,区域发展不均衡是各国普遍存在的重大问题,政府为了促进地区间公平、促进核心与边缘地区[1]合作发展,通常以具有典型外部性的交通基础设施建设、国土政策以及收入再分配等方式进行宏观调控。高速公路作为交通基础设施的重要组成部分,在促进边缘地区收入水平提升、缩小区域发展差距等方面被政府和社会各界都寄予了较高期望。

事实上,对于高速公路等交通基础设施的经济效应,国内外已有较多实证研究积累,并在削弱空间隔离程度、降低运输成本、促进要素流动等经济作用方式和路径方面形成了一定共识[2-6],但在其能否促进城市群边缘地区收入水平提升、缩小区域发展差距方面,

收稿日期: 2022-05-19; **录用日期:** 2022-10-31
基金项目: 国家自然科学基金项目(72163002、71763002)
作者简介: 雷云雁(1989-),女,山西晋中人,博士研究生,主要研究方向为区域经济合作。E-mail: 790241756@qq.com
通讯作者: 李红(1968-),男,广西荔浦人,博士,教授,博士生导师,主要研究方向为区域经济合作。E-mail: luke@gxu.edu.cn

已有研究的观点并不一致。有学者认为其作用是正向的、积极的，如Warr以越南为例，分析得出农村地区修建道路提升交通可达性进而降低贫困率的结果[7]；刘生龙等分析了中国省际数据，认为交通基础设施促进了区域间贸易[8]。同时也有研究认为，高速公路建设对边缘地区的经济影响是消极的，例如Berdegu等[9]、覃成林等[10]。

近期，部分学者开始着眼于长期视角，认为非线性、非均衡的经济效应曲线更能反映长时期、多地区的真实情况。如刘玉萍等提出高铁建设对农村人均收入的影响在不同地区具有差异性[11]。颜银根等以中国259个边缘地区为例，认为高铁开通加剧了地区特定要素贫瘠的边缘地区的衰落，同时也可能会促进地区特定要素丰裕的边缘地区的崛起[12]133,134；猪原龙介等以日本的明石海峡大桥开通为例，分析了交通基础设施对地区经济增长的影响，结果并不明朗，并认为应着眼于长期效应[13]。也有学者提出“倒U型”的效应曲线猜测，如陈智颖等对中国31个省区市2003—2017年数据进行分析，认为基础设施建设对中国的经济增长具有“倒U型”影响，存在最优规模[14]；要藤正任等发现，1974—2000年期间日本高速公路建设对边缘地区人均收入水平存在正向影响，进一步根据动态效应猜测高速公路建设可能存在“倒U型”的长期影响[15]10,11，但该研究未涉及高速公路建设的长期效应分析，因此这一猜测也并未得到证实。

日本作为亚洲最早建设高速公路的发达国家，1955年开始全面推进高速公路建设，并将其作为缓解区域发展不均衡的重要措施。截至2022年，日本高速公路总里程为9050km，10万人以上城市实现互联互通全覆盖，农村地区均实现1小时通达。尤其东京湾区作为日本较为典型的核心–边缘结构城市群，自20世纪60年代开始修建高速公路，时间跨度近70年，高速公路里程占日本总里程的20%左右。东京湾区具有较为明显的核心–边缘结构以及长时期、高完善度的高速公路建设历史，可以为高速公路的经济效应提供有力证据。

本文首次聚焦东京湾区边缘地区的高速公路，建立交错双重差分模型，分析2012—2020年期间高速公路开通对边缘地区人均收入水平的影响，同时采用中介效应模型分析其作用机制。本文可能存在的创新点和边际贡献在于：① 以日本东京湾区这一典型的核心–边缘结构城市群的边缘地区为案例，重点关注高速公路建设的长期经济效应，这是既有研究尚未关注但较为有力的证据。② 借鉴de Chaisemartin等、Goodman-Bacon、Cengiz等、Callaway等关于交错双重差分（Staggered DID）模型的最新研究和改进方法，在分析高速公路开通效应时考虑其时间及空间异质性，采用de Chaisemartin等提出的改进方法分别得出高速公路开通的瞬时效应和动态效应，同时以传统的双向固定效应估计、Cengiz等提出的堆叠回归DID（Stacked DID）估计以及Callaway等提出的重新加权估计（CSDID）进行验证[16-20]，为规避交错双重差分模型中存在的异质性问题提供实证案例。③ 当前中国致力于缓解区域发展不平衡不充分、实现共同富裕，并以交通基础设施作为共同富裕建设的先行引领和兜底保障。在该背景下，东京湾区边缘地区作为高速公路完善度较高的地区，对中国正在大力推进高速公路建设的广大城市群边缘地区具有重要参考价值，有助于提前适时调整发展策略、加快实现共同富裕。

2 研究区概况

根据日本1956年颁布的《首都圈整备法》及其下位法《首都圈整备法施行令》，东京湾区包括东京都、琦玉县、千叶县、神奈川县、茨城县、栃木县、群马县和山梨县等“一都七县”区域。据2015年日本国势调查（https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kek-

ka.html），东京湾区土地总面积为4603 km^2，人口4363万，地区生产总值为11万亿元人民币，以日本全域10%的土地面积汇集了34%的人口和40%的经济总量，其中东京都对东京湾区的经济贡献高达50%左右。可以说，东京湾区是日本经济最为活跃、核心–边缘结构明显、区域发展不均衡的典型区域。

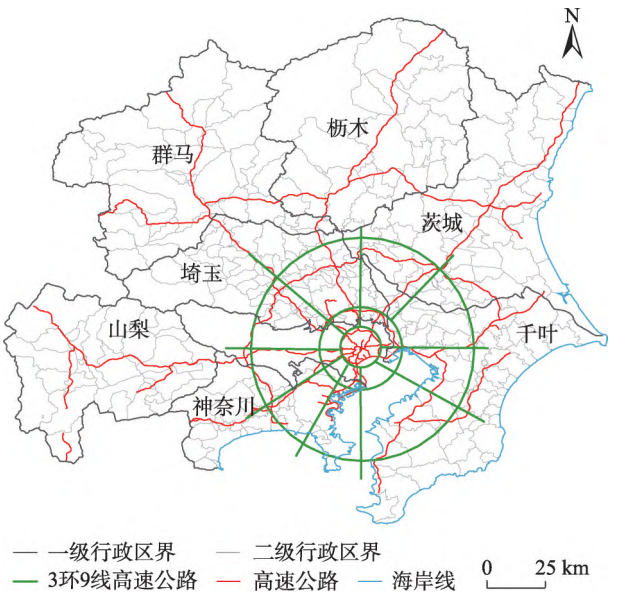

图1　研究区域

Fig. 1　The study area

注：该图基于日本国土地理研究院《国土数据信息》行政区域（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N03-v3_1.html）绘制。

进一步界定核心地区和边缘地区。国内学者通常选择直辖市、各省份的省会城市以及副省会城市等作为核心地区[12]128，日本学者通常将人口5万人以上地区定义为中心城市，往返中心城市通勤率达10%以上的地区定义为边缘地区[15]5。考虑到东京都对东京湾区较高的经济贡献、人口密度以及与其他7县之间的交通便利程度，本文将东京湾区的边缘地区定义为东京都以外的琦玉县、千叶县、神奈川县、茨城县、栃木县、群马县和山梨县等7县，共涉及281个市町村（等同于中国县域，为便于区分，以下称为“县域”），所处位置和范围如图1。

在20世纪60年代东京一极化程度较为严重的背景下，为缓解区域发展不均衡，东京湾区全面布局推进3环9线高速公路建设[21]。根据日本国土交通省规划，东京湾区3环为距离东京都中心半径约8 km的中央环状线、半径约15 km的外环线以及半径为50 km左右的中央连接线；9线是以东京都为中心的9条放射方向的高速公路。2012—2020年期间，3环9线高速公路建设已进入收尾阶段，研究区域开通高速公路的县域从2012年的107个增长到2020年的127个。

3　研究方法和数据

3.1　研究方法

本文采用实地调查和定量研究相结合的方法进行。作者于2019年赴日本早稻田大学学习，并获得政治经济学硕士学位，攻读硕士学位期间对东京湾区进行了为期一年的实地考察，考虑到每个县域进入高速公路开通期的具体时间不完全相同，因此采用交错双重差分（Staggered DID）模型，分析2012—2020年高速公路开通对东京湾区边缘地区人均收入水平的影响。

双重差分法是应用较为广泛的准实验研究设计之一，通过估计处理组和控制组之间处理前后的效应差异进而识别政策效应的影响。交错双重差分法是在传统双重差分法基础上进一步考虑了干预时点非单一的政策情况，可以用于分析高速公路开通时点不一致等更为现实的问题。近年来，越来越多学者关注到政策效应异质性可能导致的估计偏误，

如Goodman-Bacon提出实际估计值等于所有可能的2组×2期双向固定效应DID（TWFE-DID）单元估计的加权平均值，并指出如果一个组在接受干预之后政策效应存在异质性，那么该组在后期作为其他组的对照组时，其政策效应权重将会出现负值[18]。de Chaisemartin等提出了负权重单元的识别方法以及改进后的交错双重差分估计方法[16,17]。此外，Cengiz等提出堆叠回归DID（STACKED DID）估计，将同一时期受到政策干预的样本和从未受到政策干预的样本进行分类堆叠并进行比较，直接从样本观测上规避了异质性导致的偏误[19]。Callaway等提出重新加权估计（CSDID），将样本筛选分解为基础的2组×2期DID单元并进行重新赋权，规避了负权重带来的估计偏误[20]。

考虑到东京湾区高速公路修建时间跨度较长，有近1/5的高速公路于2000年前建成，这些建成较早的高速公路不仅在建成后较长时间内容易产生经济效应的时间异质性，也会在后期作为其他组的对照组时产生政策效应权重负值。因此，本文使用de Chaisemartin等提出的改进后的交错双重差分估计作为主要方法[17]，通过对比当年开通高速公路组与当年未开通高速公路组的处理效应，得到考虑时间异质性的平均处理效应的无偏估计。此外，本文结合堆叠回归DID和重新加权估计等方式对结果进行验证。改进后的交错双重差分模型具体如下：

$$\ln income_{it} = \alpha + \beta_0 D_{it} + \beta_1 X_{it} + \theta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

式中：$\ln income_{it}$作为被解释变量，为t时期i县域人均收入的对数值；D_{it}为t年份i县域高速公路开通的虚拟变量，i县域在第D_{it}年开通高速公路则为1，否则为0；X_{it}是控制变量；θ_i为个体固定效应；λ_t为时间固定效应；ε_{it}为随机扰动项。根据de Chaisemartin等[17]33，D_{it}可能产生瞬时效应（instantaneous effect）和动态效应（dynamic effect），其中瞬时效应是指高速公路开通当期产生的效应，动态效应是指高速公路开通一段时间内的效应，考虑异质性基础上进一步使用瞬时效应的无偏估计DID_M和动态效应的无偏估计DID_M。其中，$DID_{i,l}$对加入政策实施队列（加入者）和离开政策实施队列（离开者）两类效应加权汇总得出估计值，计算方式如下：

$$DID_M = \sum_{t=2}^{T}\left(\frac{N_{1,0,t}}{N_S} DID_{+,t} + \frac{N_{0,1,t}}{N_S} DID_{-,t}\right) \tag{2}$$

式中：$DID_{+,t}$为加入者效应；$DID_{-,t}$为离开者效应。由于本文涉及的高速公路建设不存在中途退出情况，因此只需考虑加入者效应：

$$DID_{+,t} = \sum_{i:D_{i,t}=1, D_{i,t-1}=0} \frac{N_{i,t}}{N_{1,0,t}} (\ln income_{i,t} - \ln income_{i,t-1}) - \sum_{i:D_{g,t}=D_{g,t-1}=0} \frac{N_{i,t}}{N_{0,0,t}} (\ln income_{i,t} - \ln income_{i,t-1}) \tag{3}$$

式中：$N_{i,t}$为i县域在t期的样本数量。本文中1个县域内只含1个样本量。

$$N_S = \sum_{(i,t):t\geq 2, D_{i,t}\neq D_{i,t-1}} N_{i,t} \tag{4}$$

$$N_{d,d',t} = \sum_{i:D_{i,t}=d, D_{i,t-1}=d'} N_{i,t} \tag{5}$$

$DID_{i,l}$将高速公路开通当期时间设为F_i，通过对比各组间F_i−1期至F_i+1期效应变化得出β_0的无偏估计值，计算方式如下：

$$DID_{i,l}=\ln income_{i,F_i+l}-\ln income_{i,F_i-1}-\sum_{i':expressway_{i',1}=0,F_{i'}>F_i+l}\frac{N_{i',F_i+l}}{N^{u}_{F_i+l}}(\ln income_{i',F_i+l}-\ln income_{i',F_i-1}) \tag{6}$$

式中：$DID_{i,l}$为未开通高速公路组从1期至t期的样本数量，公式如下：

$$N^{u}_{t}=\sum^{i:D_{i,1}=0,F_i>t}N_{i,t} \tag{7}$$

3.2 数据说明

本文主要使用日本县域行政区划数据、经济数据、交通数据、人口数据等（数据来源见下文）。行政区划方面，日本1999年以来行政区划变化较大，至2011年逐渐趋于稳定，2014年全部完成（https://www.soumu.go.jp/gapei/gapei）。基于此，本文将2012年设为分析起始年，高速公路建设基本完成的2020年作为分析结束年，并对2012年、2013年数据进行相应处理。

（1）因变量。考虑到数据可得性、数据因果关系等因素以及实地调研情况，本文以日本总务省2012—2020年市町村课税状况调查中的税基数据（https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/czei_shiryo_ichiran.htm）计算人均收入，以人均收入的对数值反映该县域人均收入水平。市町村课税状况调查数据的统计对象为当年居住在当地的居民，类似于中国常住人口的概念。税基为扣除必要性支出后的净收入，具体包括工资性收入、经营净收入、财产净收入以及奖金、赠与等各类收入。该数据统计口径类似于中国当地居民可支配收入，可以有效避免边缘地区劳工进入东京都务工并将收入以转账等方式返回原地等产生的收入数据统计偏差问题，同时也能直观反映县域居民的生活水平。

（2）自变量。对高速公路开通的虚拟变量D_{it}说明如下。东京湾区的部分县域地理形状狭长甚至不连续，如果高速公路出入口（以下简称“高速公路IC”）设立在区域末端，那么当地居民存在距离较远而难以受惠的客观情况。考虑到行政单元地理空间范围的差异对高速公路经济效应的影响，本文借鉴要藤正任[15]3做法，在传统的识别方法基础上，进一步将县域是否处于高速公路IC的辐射范围作为判断高速公路开通与否的依据。界定一个地区是否处于高速公路IC的辐射范围时，需要考虑其相对性，如要藤正任以日本全域为研究范围时，根据研究范围大小、高速公路密度和样本均衡等因素，以高速公路IC周边20 km作为辐射范围。东京湾区土地面积为日本全域的1/10，根据土地面积、样本均衡等原则，本文在当地是否开通高速公路基础上，进一步将“是否开通”精准识别至县域地理重心5 km范围和10 km范围。基于此，本文关于“是否开通”的界定共分为以下三类：县域范围开通与否、县域地理重心5 km范围开通与否以及县域地理重心10km范围开通与否。

三类情况识别范围的差异如图2所示。图2a根据县域范围开通与否，将开通高速公路的县域定义为高速公路组，其余县域定义为相邻组，高速公路组和相邻组分别涉及县域127、154个。图2b将县域地理重心5 km和10 km范围开通与否的识别范围进行合并，县域地理重心5 km范围内至少有1个或以上高速公路IC的定义为高速公路组，地理重心5 km至10 km范围内至少有1个或以上高速公路IC且不属于高速公路组的定义为相邻组，其余县域则定义为次相邻组。也就是说，根据县域地理重心5 km范围开通与否可以识别出高速公路组，而县域地理重心10 km范围开通与否可以识别出高速公路组和相邻组，识别范围较图2a更为精准。经计算，高速公路组、相邻组、次相邻组各含111、77、93个县域。

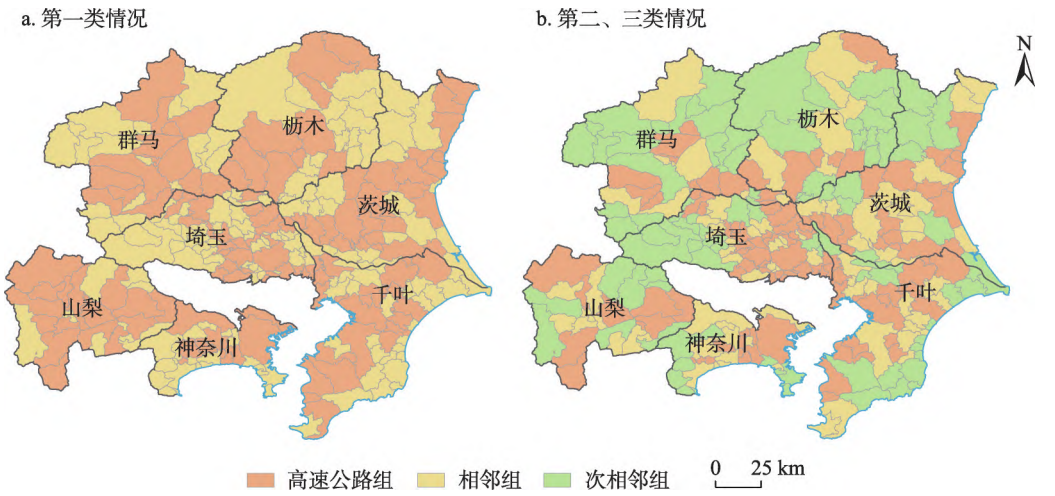

图2 识别范围

Fig. 2 Identification area

注：该图基于日本国土地理研究院《国土数据信息》行政区域（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N03-v3_1.html）绘制。

（3）控制变量。高速公路、普通道路以及铁路相关数据主要采用日本国土地理研究院的时序数据（http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist），可以反映每年在空间上的总体建设情况。根据客观实际，本文在处理各县域高速公路时，对于未开通高速公路IC的县域，高速公路里程统一设为0。选取控制变量时进一步考虑普通道路以及铁路等可替代性交通基础设施的影响。根据日本国土交通省数据（https://www.mlit.go.jp/toshi/city_plan/toshi_city_plan_tk_000007.html），2010年日本的汽车和铁路交通分担率分别占比45.7%、14.9%，是最重要的两种交通方式。其中汽车涉及的交通基础设施主要为高速公路和普通道路，2012—2020年东京湾区普通道路的总里程仅增加41 km，与2012年的6837 km基数相比变化非常微弱。同时，包括地铁、城际铁路、新干线等在内的铁路里程始终维持在3980 km左右，几乎没有发生变化。由于研究期限内东京湾区高速公路的两类主要替代性交通基础设施在建设规模上几乎未发生变化，因此普通道路、铁路等其他交通基础设施的叠加不会对本文结果产生较大影响。此外，本文还使用了国势调查的宏观经济数据、2012—2020年的日本住民基本台账（https://www.e-stat.go.jp）等有关数据作为控制变量，并结合有关县域合并情况对数据进行处理。

（4）中介变量。人口净流入率数据来源于2012—2020年的日本住民基本台账（https://www.e-stat.go.jp），统计对象为常住居民。土地价格数据主要来源于日本国土交通省（https://www.land.mlit.go.jp/webland），缺失数据由都道府县土地价格调查数据补齐（https://www.land.mlit.go.jp/landPrice_）。农业方面采用日本农林水产省农业生产收入统计的农业生产额数据（https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/sityoson_sansyutu/gaiyou/index.html），由于2012年、2013年县域农业生产额数据缺失，根据所在省份当年度农业生产收入总数以及各县域生产资料所占份额进行推算。制造业方面采用日本经济产业省工业统计中的制造业粗附加值数据，零售业和批发业主要采用日本经济产业省发布的商业统计中的年度销售额数据，其数据来源为日本经济新闻社数字媒体局的NEEDS系统（Nikkei Economic Electronic Data Bank System, https://nkbb.nikkei.co.jp/en/service/nikkei-needs/）。本文主要变量的描述性统计如表1。

表1　描述性统计

Tab. 1　Descriptive statistics

变量		变量记号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	人均收入的对数值	ln *perincome*	2529	8.005	0.128	7.671	8.607
自变量	高速公路开通虚拟变量（县域范围内开通与否）	*d*	2529	0.418	0.493	0	1
	高速公路开通虚拟变量（县域地理重心5 km范围内开通与否）	*d*5	2529	0.362	0.481	0	1
	高速公路开通虚拟变量（县域地理重心10 km范围内开通与否）	*d*10	2529	0.628	0.484	0	1
控制变量	高速公路密度（km/km^2）	*roadden*	2529	0.079	0.119	0	0.743
	人口密度（人/km^2）	*parea*	2529	1.551	2.281	0.003	14.810
	人口自然增减率	*pna*	2529	−0.541	0.527	−4.011	0.716
	第二产业劳动力占比（%）	l2	2529	27.783	7.063	8.210	51.970
	所在省份农业生产额的对数值	ln *magri*	2529	0.778	0.622	−0.427	1.583
	所在省份制造业粗附加值的对数值	ln *mmanu*	2529	3.566	0.532	1.932	5.438
	所在省份批发业年度销售额的对数值	ln *mwholes*	2529	3.999	0.732	2.019	5.193
	所在省份零售业年度销售额的对数值	ln *mretail*	2529	3.661	0.705	1.988	4.700
	所在省份总收入的对数值	ln *mincome*	2529	4.845	0.808	3.210	5.873
中介变量	人口净流入率	*pso*	2529	0.040	0.860	−3.359	17.206
	土地价格的对数值	ln *landprice*	2529	1.413	0.893	−0.994	3.696
	农业生产额的对数值	ln *agri*	2529	−3.696	1.568	−9.210	−0.248
	制造业粗附加值的对数值	ln *manu*	2529	14.994	1.669	9.294	18.623
	批发业年度销售额的对数值	ln *wholes*	2529	−1.316	1.961	−8.468	4.591
	零售业年度销售额的对数值	ln *retail*	2529	−0.915	1.482	−7.706	3.929

注：表中数据根据日本总务省市町村税课税状况、国土地理院国土数值信息、农林水产省生产农业所得统计、总务省统计局国势调查、国土交通省土地鉴定委员会土地综合信息系统、日本经济新闻社数字媒体局NEEDS系统等数据整理。

4　结果分析

4.1　边缘地区人均收入分布与演变特征

对人均收入进行区间划分，得出2012年、2016年和2020年人均收入趋势如图3所示。从分布情况来看，东京湾区边缘地区人均收入总体呈现中心–外围、沿路–边缘阶梯式分布，靠近东京都的神奈川县东部、千叶县西北部、茨城县西南部等区域由于承担东京湾区对外港口贸易、国际物流、商务、信息等功能，属于深度融入东京湾区大市场的地区，所以人均收入水平相对较高，且在2012—2020年期间还能保持上升趋势。距离东京都较远的群马县、山梨县、埼玉县等地区人均收入水平相对较低，特别是远离高速公路的群马县边缘、茨城县北部等地区。

从动态演变上看，东京湾区边缘地区人均收入水平处于上升态势，县域间收入差异有增大趋势，中心–外围、沿路–边缘阶梯式分布更为鲜明。2012—2020年期间，边缘区域的低收入水平地区范围逐步缩减，栃木县、千叶县和茨城县部分高速公路沿线地区人均收入提升至较高水平。

4.2　高速公路开通对边缘地区人均收入的影响效应估计

表2给出了人均收入的对数值作为被解释变量代入公式（1）的实证结果。由于

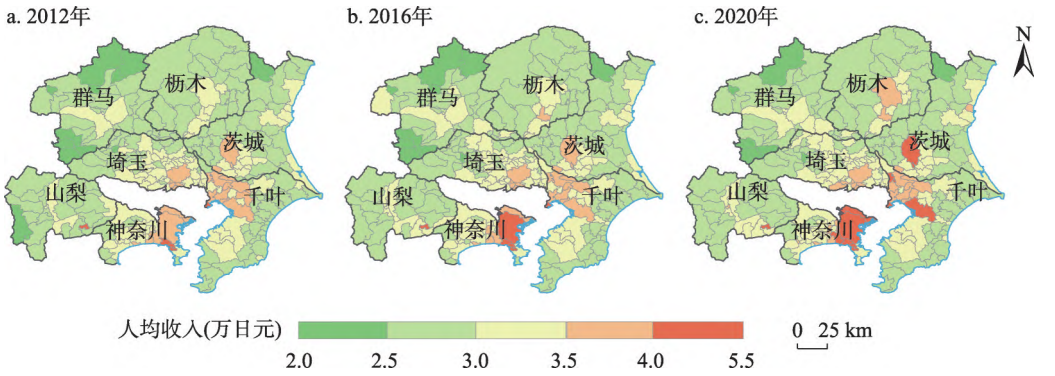

图3 人均收入空间分布

Fig. 3 Spatial distribution of per capita income

注：该图基于日本国土地理研究院《国土数据信息》行政区域（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N03-v3_1.html）绘制。

表2 高速公路开通对边缘地区人均收入的影响结果

Tab. 2 Regression result of expressway on the per capita income in periphery area

	DID_M (d)	DID_M ($d5$)	DID_M ($d10$)	$DID_{t,1}$ (d)	$DID_{t,l}$ ($d5$)	$DID_{t,1}$ ($d10$)	TWFE ($d5$)	STACKED DID($d5$)	CSDID ($d5$)
$F_t effect$	0.003	0.004	0.002	0.003	0.004	0.002	0.007	−0.003	0.004
	（0.005）	(0.005)	(0.004)	（0.005）	（0.005）	（0.004）	（−0.005）	(0.004)	（0.005）
$F_{t+1} effect$				0.010	0.004	0.004		0.001	0.004
				（0.009）	（0.005）	（0.005）		(0.003)	（0.005）
$F_{t+2} effect$				−0.006	−0.005	−0.003		0.001	−0.005
				（0.005）	（0.007）	（0.008）		(0.003)	（0.007）
$F_{t+3} effect$				−0.007	−0.014	−0.010		−0.002	−0.014***
				（0.006）	（0.005）	（0.009）		(0.002)	（0.005）
$F_{t+4} effect$				−0.013	−0.020	0.018		−0.003	−0.020**
				（0.007）	（0.008）	（0.029）		(0.002)	（0.009）
F_{t+5} $effect$				−0.011	−0.020	−0.018		−0.005	−0.020**
				（0.006）	（0.007）	（0.008）		（0.004）	（0.008）
控制变量							YES		
个体固定效应							YES		
时间固定效应							YES		
N	2529	2529	2529	2529	2529	2529	2529	1472	1701

注：第1、2、3列数据分别为d、$d5$、$d10$作为虚拟变量的瞬时效应估计值，第4、5、6列数据分别为d、$d5$、$d10$作为高速公路开通虚拟变量的动态效应估计值，第7、8、9列数据为双向固定效应、堆叠回归、重新加权估计值。括号内***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下拒绝原假设；模型均使用稳健标准误(Robust)估计。

DID_M是对高速公路开通瞬时效应的无偏估计，因此仅代表高速公路开通当期的效应，即表2中的F_i $effect$。高速公路开通虚拟变量为d、$d5$、$d10$时，DID_M得出的效应均为微弱的正值，即在高速公路开通当期，所在县域人均收入受到了微弱的正影响。而在动态效应估计中，从高速公路开通后第3期开始出现负效应，且不论虚拟变量取d、$d5$还是$d10$，这种负效应均维持到了最后一期。显然，相较于瞬时效应，动态效应更准确体现了高速公路对边缘地区县域人均收入的实际影响。从动态效应看，当高速公路开通与否的识别范围控制在县域地理重心5 km范围时，其开通当期正效应相对较大，同时最后一期

的负效应也较大，体现出较大的波动性，这主要是由于该情况下识别出的是受高速公路IC辐射较强的区域。

因此本文继续使用*d*5作为高速公路开通的虚拟变量进行双向固定效应、堆叠回归和重新加权估计。其中，双向固定效应下高速公路开通效应不显著，且根据de Chaisemartin等给出的权重估算方法[16]2973-2975，样本中有427个2×2DID单元存在负权重，占2×2DID单元总数的40%，负权重总和为−0.54，稳健性指标近似为0，即在较小的异质性程度下双向固定效应估计值也可能与实际值符号相反，因此双向固定效应估计值的异质性稳健性较低，结果存在偏误。堆叠回归和重新加权估计的结果与$DID_{i,t}$基本一致，即高速公路开通后先出现短暂的正效应，随后呈现持续负效应。

4.3 估计结果的稳健性检验

为确认估计可行性，本文进行平行趋势检验如图4所示。高速公路开通的虚拟变量为*d*、*d*5、*d*10时，高速公路开通前的平均效应均不显著，未表现出系统性差异，满足平行趋势假设。高速公路开通后，三组的动态效应均呈现下降趋势，其中d5下降趋势和幅度最为明显，这与前文中受高速公路辐射较强的区域所受影响最大的结论相符。

图5进一步给出$DID_{i,t}$估计与双向固定效应估计（TWFE）、重新加权估计（CSDID）、堆叠回归DID估计（STACKED DID）的趋势图汇总。除双向固定效应得出的偏误估计和堆叠回归DID的估计不显著外，重新加权估计以及本文使用的$DID_{i,t}$估计都在高速公路开通后呈现出较为明显的下降趋势，也进一步印证了本文结果。

4.4 高速公路对边缘地区人均收入的影响机制

经整理已有文献以及理论分析，本文认为高速公路开通对边缘地区人均收入水平的影响主要通过人口要素流动、资本要素流动和各产业发展能力变化三条路径实现。

（1）高速公路开通引起人口要素流动进而影响边缘地区人均收入水平。高速公路逐步开通后各县域之间行政边界逐步淡化，边缘地区与东京都之间的可达性提升，边缘地区居民可以在较短的时间成本和较低的心理

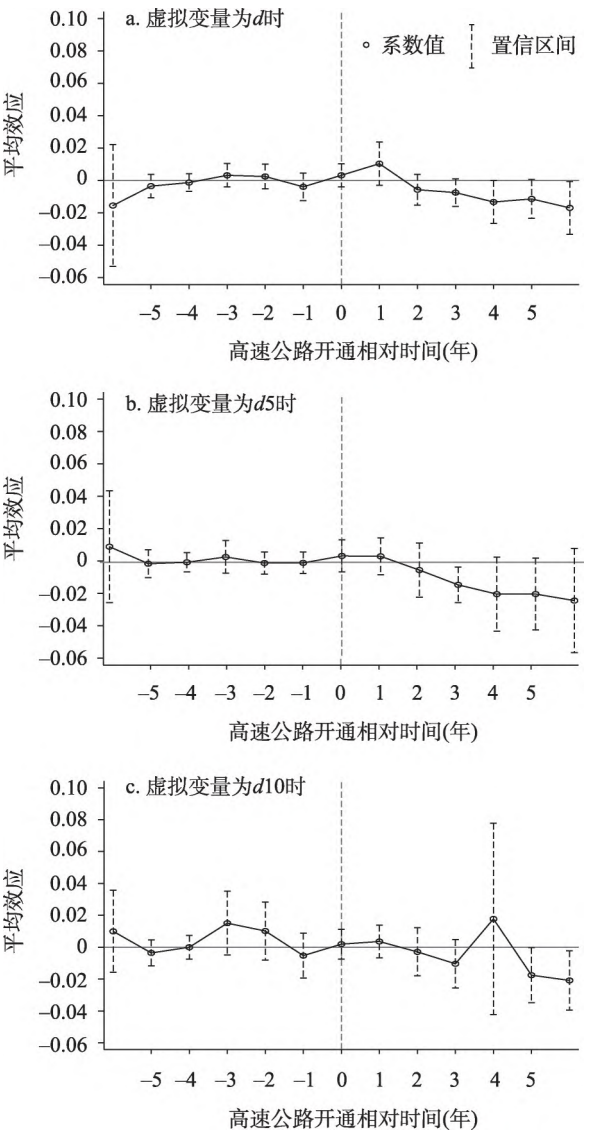

图4　DID平行趋势检验

Fig. 4　DID parallel trend test

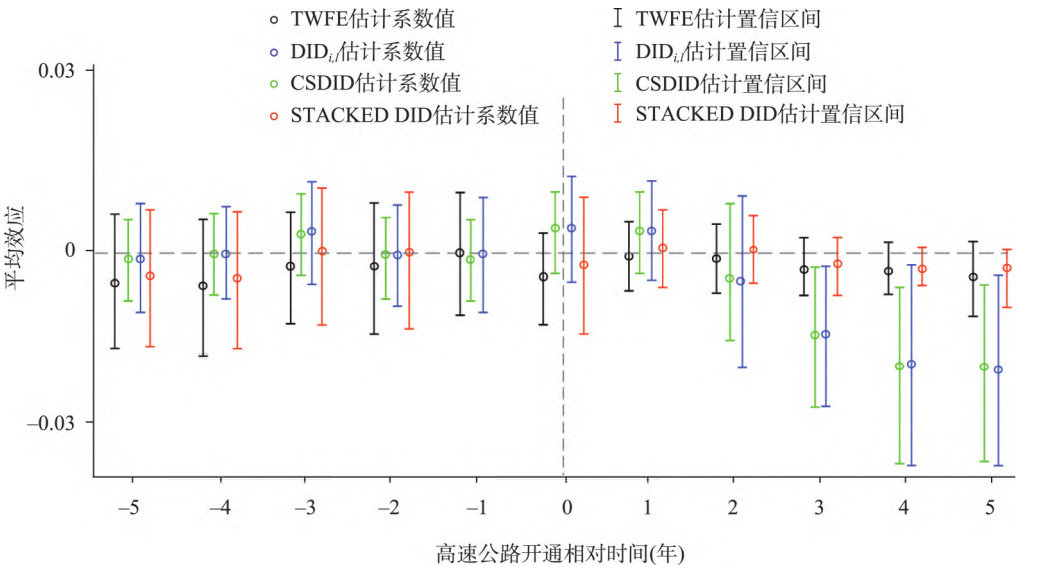

图5 各类估计值比较

Fig. 5 Comparison of all estimates

成本上进行流动和转移。在中心城市的“极化效应”与“扩散效应”两种力量共同作用下，当边缘地区人口净流入为负时，当地优质劳动力首先流出，剩余劳动力本身收入水平较低，再加上优质劳动力流失对当地产业造成的影响，导致人均收入水平下降。当边缘地区人口净流入为正时，可能存在中心城市要素和功能向外疏解以及东京湾区以外区域人口流入两种情况，但总体来说人口要素流入能够推动边缘地区经济发展，促进人均收入水平提升。

（2）高速公路开通引起资本要素流动进而影响边缘地区人均收入水平。随着高速公路逐步开通，资本流动方向也存在多种可能性。一方面，中心城市具有更为完善的市场体系和积极的市场活力，高速公路开通后进一步吸引边缘地区资本流入，导致边缘地区资本流失，边缘地区产业发展受到直接影响，进而导致人均收入水平下降。另一方面，中心城市投资成本逐步提高，企业为了获取更多利润，通常将利润率较低的产业向土地、劳动力成本低廉的边缘地区转移。边缘地区接受来自中心大城市的经济辐射与要素转移，进而实现自身的经济增长，当地收入水平实现提升。

（3）高速公路开通引起边缘地区各产业发展能力变化进而影响边缘地区人均收入水平。高速公路开通会进一步加强区域内的时空联系，在人口和资本要素流动基础上，来自外来企业的冲击会更强，本地企业的竞争压力增大，边缘地区的农业、制造业以及服务业等产业发展能力都会发生相应变化，进一步影响当地经济增长和人均收入水平。本文将农业、制造业、批发业和零售业分别作为三次产业的代表，进一步考察高速公路开通对各类产业发展能力的影响。

本文主要检验人口、资本和产业的中介效应，即高速公路如何通过因果链条中的人口、资本和产业等中间变量影响居民收入水平，有助于理解高速公路开通与收入水平变化的因果联系。温忠麟等认为，中介效应模型中的因果关系要有理有据，要在提出假设和建模之前得到支持，或者有某种学科理论支持，或者有文献做铺垫，或者有经验常识作为佐证[22]。具体到本文，高速公路开通后能够在较短时间内降低人口和资本流动成本，

改变当地可达性，不论当地处于整个城市圈的“扩散效应”还是“极化效应”背景中，人口、资本流动方向以及各类企业出于区域可达性等因素进行的选址布局，都与高速公路开通有直接联系，并且影响当地居民收入水平，符合经验常识。

根据江艇对中介效应分析的操作建议，对中介效应的分析应聚焦到提高自变量对因变量的因果关系识别可信度上，重点在于识别自变量对中介变量的因果关系，应当停止使用中介效应的逐步法检验，更不需要估计间接效应的大小并检验其统计显著性[23]。因此本文采用考虑异质性的动态效应无偏估计 $DID_{i,t}$ 分析高速公路开通对人口和资本流动以及产业发展的影响，进一步讨论高速公路开通和人均收入的因果关系。模型如下：

$$pso_{it}=\alpha_1+\beta_2 D_{it}+\beta_3 X_{it}+a_i+b_t+\delta_{it} \tag{8}$$

$$\ln landprice_{it}=\alpha_2+\beta_4 D_{it}+\beta_5 X_{it}+c_i+d_t+\eta_{it} \tag{9}$$

$$\ln agri_{it}=\alpha_3+\beta_6 D_{it}+\beta_7 X_{it}+e_i+f_t+\omega_{it} \tag{10}$$

$$\ln manu_{it}=\alpha_4+\beta_8 D_{it}+\beta_9 X_{it}+g_i+h_t+\kappa_{it} \tag{11}$$

$$\ln wholesales_{it}=\alpha_5+\beta_{10} D_{it}+\beta_{11} X_{it}+m_i+n_t+\phi_{it} \tag{12}$$

$$\ln retail_{it}=\alpha_6+\beta_{12} D_{it}+\beta_{13} X_{it}+p_i+q_t+\chi_{it} \tag{13}$$

中介效应检验结果如表3所示。从人口看，高速公路开通与否的虚拟变量采用 d 时，高速公路开通会给当地带来微弱的人口净流入。进一步将虚拟变量替换为 $d5$ 和 $d10$，可以发现这种微弱的人口净流入趋势主要来自于高速公路IC周边5 km辐射范围区域，而高速公路IC周边10 km范围内则出现较为明显的人口流失，其系数从初期的−0.072降至第6期的−0.693。结合图6和图7（见第801页），2012—2020年期间，大面积县域人口由净流入变为净流出，且净流出区域主要由研究区域边缘逐步扩张至核心区域和高速公路沿线，这一点与实证结果相吻合。与之相反的是，东京都2012—2020年期间每年人口净流入均在5万人以上，人口净流入率均保持在5%左右。基于此，可以判断2012—2020年期间东京湾区边缘地区人口持续流入东京都，东京湾区城市群“极化效应”较为显著。

从土地价格看，高速公路开通对当地土地价格有正向拉动作用。高速公路开通与否的虚拟变量采用 $d5$ 时，其系数从初期的0.012提升至第6期的0.078；而采用 $d10$ 时，其系数从0.015提升至0.092。结合图8（见第801页），高速公路沿线地区地价长期稳定在较高水平，并且高速公路开通对土地价格的支撑更体现在高速公路IC10 km范围而非5 km范围，这种空间上的滞后性表明，土地价格所体现的资本要素流动虽然呈现出“扩散效应”，但这种效应有逐步减弱趋势。

从产业来看，高速公路开通对农业和零售业的影响为负，对制造业和批发业的动态影响则不明朗。高速公路开通后，“极化效应”背景下边缘地区劳动力倾向于寻找更高报酬的工作，农业劳动者流出或转入其他行业，零售业受到外来企业的冲击，产业发展能力减弱。“扩散效应”减弱背景下，制造业和批发业并未受到积极影响。

中介效应的检验结果进一步印证了研究区域高速公路开通与人均收入的因果关系。2012—2020年期间，高速公路开通引起当地人口加速流向东京都，而扩散效应逐步减弱，在“极化效应”强劲、“扩散效应”疲软背景下，东京湾区边缘地区人均收入水平呈下降趋势。

4.5 讨论

根据要藤正任等[15]10,11，1974—2000年日本全域边缘地区的高速公路建设对人均收入水平的影响是积极的，同时推测可能存在“倒U型”长期影响以及时空滞后性，具体如图9（见第802页）所示。本文进一步论证了2012—2020年高速公路开通对人均收入水平的效应为负，这与要藤正任等的推测吻合。总体来看，2000年之前东京湾区“扩散效

表3　中介效应回归结果

Tab. 3　Regression result of mediating effect

中介效应变量	*pso*			ln *landprice*			ln *agri*			ln *manu*			ln *wholesales*			ln *retail*		
	d	*d*5	*d*10	*d*	*d*5	*d*10	*d*	*d*5	*d*10	*d*	*d*5	*d*10	*d*	*d*5	*d*10	*d*	*d*5	*d*10
F_i*effect*	−0.048	0.065	−0.072	0.0129	0.012	0.015	0.011	−0.034	−0.028	0.011	0.028	0.036	−0.063	−0.004	0.009	−0.013	−0.003	0.016
	(0.080)	(0.151)	(0.271)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.037)	(0.022)	(0.022)	(0.044)	(0.034)	(0.026)	(0.046)	(0.045)	(0.035)	(0.017)	(0.015)	(0.016)
F_{i+1}*effect*	0.040	0.100	−0.102	0.022	0.015	0.025	−0.020	−0.072	−0.083	-0.003	0.015	0.025	−0.177	−0.048	0.004	−0.021	−0.020	0.017
	(0.020)	(0.131)	(0.272)	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.045)	(0.024)	(0.036)	(0.055)	(0.045)	(0.027)	(0.106)	(0.093)	(0.076)	(0.031)	(0.023)	(0.023)
F_{i+2}*effect*	0.020	0.063	−0.140	0.047	0.030	0.046	−0.027	−0.041	−0.056	0.096	0.113	0.080	−0.056	0.037	0.046	−0.014	−0.033	0.028
	(0.101)	(0.179)	(0.271)	(0.014)	(0.013)	(0.010)	(0.036)	(0.028)	(0.041)	(0.036)	(0.073)	(0.072)	(0.108)	(0.138)	(0.153)	(0.057)	(0.039)	(0.040)
F_{i+3}*effect*	0.034	0.211	−0.264	0.062	0.044	0.063	−0.015	−0.038	−0.044	0.016	0.052	0.122	0.077	0.062	−0.026	−0.021	−0.098	−0.007
	(0.122)	(0.164)	(0.312)	(0.019)	(0.019)	(0.016)	(0.039)	(0.027)	(0.023)	(0.047)	(0.104)	(0.089)	(0.131)	(0.308)	(0.278)	(0.088)	(0.064)	(0.063)
F_{i+4}*effect*	0.004	0.266	−0.220	0.090	0.079	0.085	−0.023	−0.018	0.010	-0.032	0.031	0.080	0.299	0.554	0.231	−0.023	−0.160	−0.024
	(0.141)	(0.213)	(0.367)	(0.022)	(0.025)	(0.021)	(0.047)	(0.032)	(0.039)	(0.070)	(0.162)	(0.121)	(0.160)	(0.285)	(0.366)	(0.153)	(0.131)	(0.091)
F_{i+5} *effect*	0.096	0.483	−0.197	0.096	0.084	0.094	−0.002	0.018	0.032	0.026	0.061	0.103	0.340	0.583	0.459	−0.024	−0.199	−0.027
	(0.151)	(0.297)	(0.417)	(0.023)	(0.027)	(0.021)	(0.054)	(0.039)	(0.039)	(0.050)	(0.148)	(0.124)	(0.180)	(0.321)	(0.225)	(0.183)	(0.158)	(0.115)
F_{i+6}*effect*	−0.190	0.050	−0.693	0.095	0.078	0.092	−0.021	−0.231	−0.195	0.063	0.093	-0.009	0.444	0.790	0.673	0.217	−0.146	−0.078
	(0.224)	(0.365)	(0.616)	(0.018)	(0.028)	(0.030)	(0.192)	(0.224)	(0.011)	(0.082)	(0.258)	(0.193)	(0.254)	(0.460)	(0.450)	(0.149)	(0.213)	(0.153)
N	2529			2529			2529			2529			2529			2529		

注：表中均为动态效应$DID_{i,t}$估计值，括号内数据为标准误。

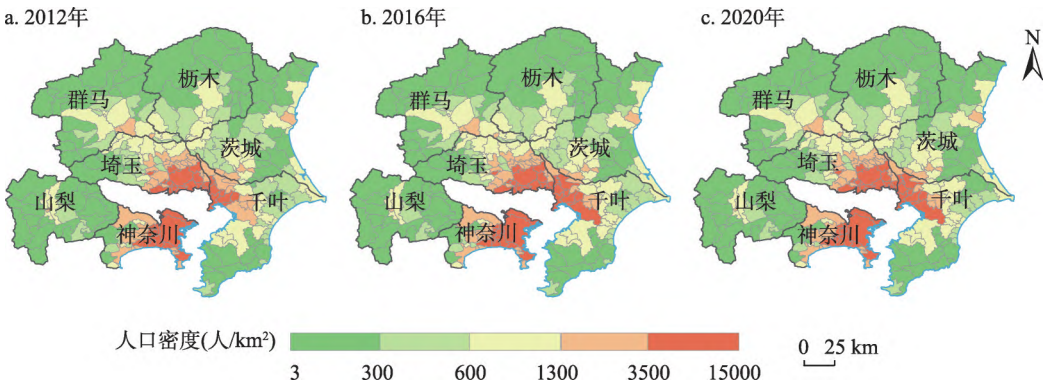

图6　人口密度空间分布

Fig. 6　Spatial distribution of population density

注：该图基于日本国土地理研究院《国土数据信息》行政区域（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N03-v3_1.html）绘制。

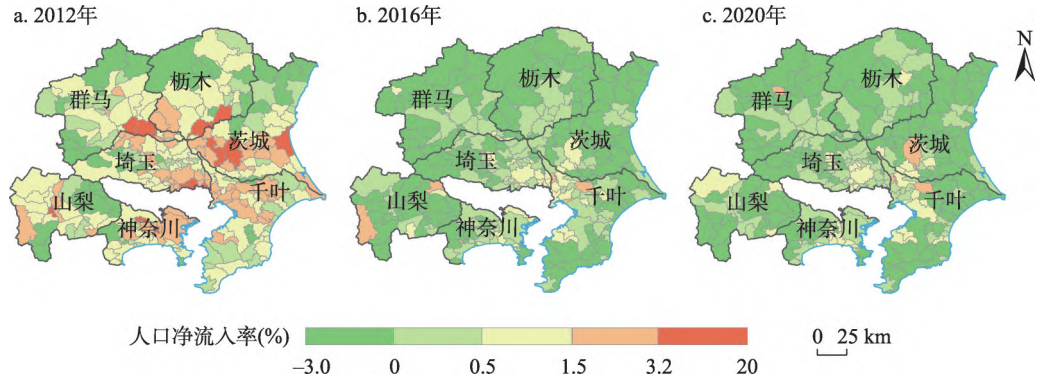

图7　人口净流入率空间分布

Fig. 7　Spatial distribution of net population inflow

注：该图基于日本国土地理研究院《国土数据信息》行政区域（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N03-v3_1.html）绘制。

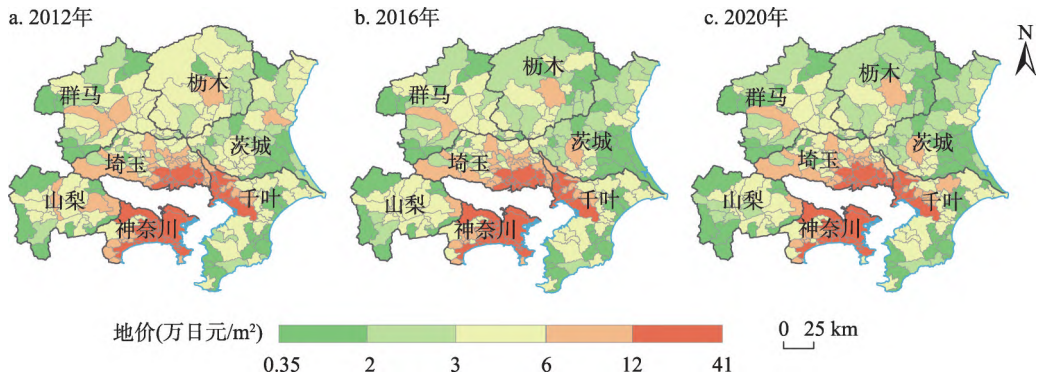

图8　土地价格空间分布

Fig. 8　Spatial distribution of land prices

注：该图基于日本国土地理研究院《国土数据信息》行政区域（https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N03-v3_1.html）绘制。

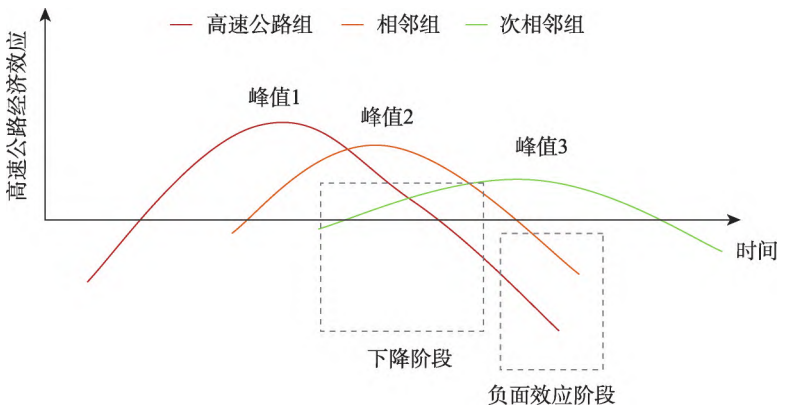

图9 高速公路区域经济效应的“倒U型曲线”

Fig. 9 "Inverted U-shaped Curve" of economic effect of expressway

应”占主导，2012年以后“极化效应”逐步增强，高速公路的经济效应与城市群处于“扩散效应”还是“极化效应”密切相关。从整个建设期来看，高速公路为边缘地区带来经济红利的时期并不长。

进一步就中国情况来看。韩冬、吴昊等、周磊等基于京津冀城市群和长江三角洲城市群情况，认为近期北京市对周边地区的辐射性质主要表现为极化效应，上海市对周边地区的辐射性质表现为扩散效应，这种结果是扩散效应与极化效应共同作用的结果[24-26]。曾鹏等对2014年京津冀、长三角、珠三角等中国十大城市群中心城市经济扩散力的评估结果显示，深圳市的扩散力遥遥领先，其次为上海市和厦门市，并认为不是所有经济密度高的城市群扩散力都很强[27]。此外，叶磊等从动态视角分析，认为长三角地区的极化效应存在波动趋势[28]。

从已有文献来看，国内城市群并非是单一的扩散效应或极化效应。不同城市群的发展阶段、空间结构、主导产业等情况不同，所呈现出的辐射性质也不同。即使城市群间表现出的辐射性质相同，在扩散效应与极化效应共同作用下其辐射性质也会随着时间发生变化。这也是已有研究对高速公路等交通基础设施是否能提升边缘地区收入水平论点不一的重要原因。

本研究进一步显示，高速公路只是促进边缘地区收入水平提升的措施之一，其效果与所在城市群的情况密切相关。在城市群扩散效应占主导时，高速公路的开通会加快中心城市产业转移和要素流动，促进城市间合理分工，优化城市群产业布局，带动边缘地区经济发展。在城市群极化效应占主导时，高速公路的开通会加速边缘地区各类经济要素向中心城市集聚，引起边缘地区人口流失、产业发展缓慢甚至停滞，收入水平降低。从局部来看中心城市经济可能仍在持续增长，但边缘地区却处于持续“失血”状态。

5 结论与启示

5.1 结论

本研究采用考虑异质性的交错双重差分模型，以日本东京湾区边缘地区的281个县域为样本，分析高速公路开通对边缘地区人均收入水平的影响及作用机制，同时采用堆

叠回归和重新加权估计进一步佐证。研究发现：

（1）高速公路开通的瞬时效应为较微弱的正值，但动态效应为负值，重新加权估计的结果进一步验证了该结论。

（2）高速公路开通引起了边缘地区人口流失，反映出东京湾区的“极化效应”。人口流失首先出现在远离高速公路的区域，靠近高速公路的地区因尚有外围腹地作支撑，故人口流失趋势出现较晚也较弱，但也已经处于负效应阶段。

（3）2012—2020年期间，高速公路开通并未对边缘地区的土地价格产生显著的正效应，制造业和批发业方面效应也并不明朗，东京湾区的资本扩散和产业扩散效应有减弱趋势。特别是从土地价格来看，受高速公路辐射较弱的区域正效应反而越强，体现了东京湾区“扩散效应”疲软以及空间上的滞后性。

（4）高速公路开通与人口、地价以及产业等中介效应的实证结果进一步验证了高速公路开通与边缘地区人均收入水平的因果联系，即高速公路的开通推动了人口、资本等经济要素流动，影响边缘地区产业发展，在“极化效应”强劲背景下人口从边缘地区流入东京都，而资本与产业扩散效应疲软，因此高速公路开通实质上降低了边缘地区人均收入水平，在共同富裕上并未发挥预期效应。

5.2 启示

在当前中国大力推动高速公路和城市群建设、致力实现共同富裕的大背景下，本研究有以下启示：

一是当前珠三角、长三角等扩散效应为主的城市群的边缘地区，应抓好扩散效应占主导的“窗口期”，加快完善高速公路建设，借势积极对接中心城市产业转移和功能疏解，加快培育比较优势，完善市场体系建设，出台服务企业、吸引人才的相关配套政策措施，为当地经济可持续发展做好要素储备，保持经济稳定正增长。

二是国家和省级层面对极化效应占主导的城市群加强政策引导，从宏观层面打破城市群资源配置的行政壁垒，推动城市间形成分工合理、相互协调、共同支撑的发展格局。同时，加强对边缘地区的政策支持力度。对于缺少资源要素、短时间内难以培育特色产业的欠发达边缘地区，鼓励因地制宜探索发展物流中转加工、商务、信息等第三产业。引导边缘地区在城市群中找准自身定位，保持经济稳定可持续发展。

三是以完善发达的交通基础设施为支撑，加快畅通国内大循环，完善全国统一大市场建设，激发边缘地区以及广大中西部地区的发展潜力。高速公路建设的最终目标不应局限于以扩散效应带动边缘地区发展，而应着眼于全国整体布局，以完善的交通基础设施网络促进各类要素资源在更大范围内畅通流动，充分发挥中国各地资源禀赋差异优势，以及日本及东京湾区局部所不具备的中国统一大市场的潜力，释放大市场的增长潜能。

致谢:真诚感谢四位匿名评审专家在论文评审中所付出的时间和精力，评审专家对本文模型完善、机制分析、结果分析以及启示和结论等方面的修改意见，使本文获益匪浅。

参考文献(References)

[1] Krugman P. Increasing returns and economic geography. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499. DOI: 10.1086/261763.

[2] Aggarwal S. Do rural roads create pathways out of poverty? Evidence from India. Journal of Development Economics, 2018, 133(4): 375-395. DOI: 10.1016/j.jdeveco.2018.01.004.

[3] Asher S, Novosad P. Rural roads and local economic development. American Economic Review, 2020, 110(3): 797-823.

DOI: 10.1257/aer.20180268.

[4] Rammelt C F, Leung M. Tracing the causal loops through local perceptions of rural road impacts in Ethiopia. World Development, 2017, 95: 1-14. DOI: 10.1016/j.worlddev.2017.02.024.

[5] 张桂文, 王青, 张荣 . 中国农业劳动力转移的减贫效应研究 . 中国人口科学, 2018,(4): 18-29. [Zhang Guiwen, Wang Qing, Zhang Rong. Study on poverty reduction effects of transferring agricultural labor force in China. Chinese Journal of Population Science, 2018,(4): 18-29.]. DOI: CNKI:SUN:ZKRK.0.2018-04-003.

[6] 龚维进, 覃成林, 李超 . 中国财政支出的减贫效应: 基于结构与空间视角 . 经济与管理研究, 2018, 39(5): 24-37. [Gong Weijin, Qin Chenglin, Li Chao. Poverty alleviation effect of China's fiscal expenditure: Based on structure and space. Research on Economics and Management, 2018, 39(5): 24-37.]. DOI: 10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2018.05.003.

[7] Warr Peter. Road development and poverty reduction: The case of Lao PDR. https://hdl.handle.net/11540/4169, 2022-01-07.

[8] 刘生龙, 胡鞍钢 . 交通基础设施与中国区域经济一体化 . 经济研究, 2011, 46(3): 72-82. [Liu Shenglong, Hu Angang. Transportation infrastructure and regional economic integration in China. Economic Research Journal, 2011, 46(3): 72-82.]. DOI: CNKI:SUN:JJYJ.0.2011-03-007.

[9] Berdegue J A, Ramirez E, Reardon T, et al. Rural nonfarm employment and incomes in Chile. World Development, 2001, 29(3): 411-425. DOI: 10.1016/S0305-750X(00)00102-9.

[10] 覃成林, 朱永磊, 种照辉 . 高速铁路网络对中国城市化格局的影响 . 城市问题, 2014, (9): 9-15. [Qin Chenglin, Zhu Yonglei, Zhong Zhaohui. The influence of high-speed railway network on urbanization pattern in China. Urban Problems, 2014, (9): 9-15.]. DOI: 10.13239/j.bjsshkxy.cswt.140902.

[11] 刘玉萍, 郭郡郡 . 农民享受到高铁红利了么: 基于中国区县数据的实证检验 . 山西财经大学学报, 2019, 41(12): 1-13. [Liu Yuping, Guo Junjun. Have farmers enjoyed high-speed rail dividend: Empirical test based on the data of China's districts. Journal of Shanxi University of Finance and Economics, 2019, 41(12): 1-13.]. DOI: 10.13781/j.cnki.1007-9556.2019.12.001.

[12] 颜银根, 倪鹏飞, 刘学良 . 高铁开通、地区特定要素与边缘地区的发展 . 中国工业经济, 2020, (8): 118-136. [Yan Yingen, Ni Pengfei, Liu Xueliang. High-speed train, immobility factors and the development of periphery regions. China Industrial Economics, 2020, (8) : 118-136.]. DOI: 10.19581/j.cnki.ciejournal.2020.08.007.

[13] Ryusuke Ihara, Ryohei Nakamura, Morita Manabu. Verification of straw effect based on spatial economics: A case study of the akashi strait bridge. RIETI Discussion Paper Series 15-J-045, 2015, (7): 2-24.

[14] 陈智颖, 钱崇秀, 陈苗臻 . 城镇化、基础设施建设与区域均衡发展: 基于2003-2017年省际面板数据的实证检验 . 云南财经大学学报, 2020, 36(2): 19-31. [Chen Zhiying, Qian Chongxiu, Chen Miaozhen. Urbanization, infrastructure construction and regional balanced development: An empirical test based on the provincial panel data from 2003 to 2017. Journal of Yunnan Finance and Trade Institute, 2020, 36(2): 19-31.]. DOI: 10.16537/j.cnki.jynufe.000543.

[15] Masato Yodo, Arihiro Yoshimura. Spillover effect driven by social capital and regional economic growth: An empirical analysis of highway reconditioning effect using urban data. In: Kyoto University. Kier Discussion Paper Series No. 1603. Kyoto: Kyoto Institute of Economic Research, 2016: 1-14.

[16] de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. American Economic Review, 2020, 110(9). DOI: 10.1257/aer.20181169.

[17] de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects. https://www.nber.org/papers/w29873, 2022-01-07. DOI: 10.3386/w29873.0.

[18] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277. DOI: 10.1016/j.jeconom.2021.03.014.

[19] Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs. The Quarterly Journal of Economics, 2019, 134(3): 1405-1454. DOI: 10.1093/qje/qjz014.

[20] Callaway B, Sant' Anna P H C. Difference-in-differences with multiple time periods. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2): 200-230. DOI: 10.1016/j.jeconom.2020.12.001.

[21] Kanto Regional Development Bureau. Social Capital Consolidation. https://www.ktr.mlit.go.jp/road/shihon/road_shihon00000131.html, 2021-02-25.

[22] 温忠麟, 叶宝娟 . 中介效应分析:方法和模型发展 . 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745. [Wen Zhonglin, Ye Baojuan. Analyses of mediating effects: The development of methods and models. Advances in Psychological Science, 2014, 22

(5): 731-745.]. DOI: 10.3724/SP.J.1042.2014.00731.

[23] 江艇 . 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 . 中国工业经济, 2022,(5): 100-120. [Jiang Ting. Mediating effects and moderating effects in causal inference. China Industrial Economics, 2022,(5): 100-120.]. DOI: 10.19581/j.cnki.ciejournal.2022.05.

[24] 韩冬 . 城市群视角下中心城市经济辐射性质和强度研究: 基于京津冀与长三角的比较分析 . 城市发展研究, 2020, 27(12): 12-16. [Han Dong. Study on the properties and intensity of economic radiation of central cities from the perspective of urban agglomeration: A comparative analysis of the Beijing-Tianjin-Hebei and Yangtze River Delta. Urban Development Studies, 2020, 27(12): 12-16.]

[25] 吴昊, 李美琦 . 基于长三角与京津冀比较的区域经济增长的聚集效应与扩散效应研究 . 商业研究, 2018,(5): 63-69. [Wu Hao, Li Meiqi. The aggregation effect and diffusion effect of regional economic growth based on the comparative analysis of Yangtze River Delta and Beijing -Tianjin-Hebei region. Commercial Research, 2018, (5): 63-69.]. DOI: 10.13902/j.cnki.syyj.2018.05.007.

[26] 周磊, 孙宁华, 缪烨峰, 等 . 极化与扩散: 长三角在区域均衡发展中的作用: 来自长三角与长江中游城市群的证据 . 长江流域资源与环境, 2021, 30(4): 782-795. [Zhou Lei, Sun Ninghua, Miao Yefeng, et al. Polarization effect and spread effect: The role of the Yangtze River Delta in regional balanced development: Evidence from urban agglomerations in the Yangtze River Delta and the Middle Reaches of the Yangtze River. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2021, 30(4): 782-795.]. DOI: 10.11870/cjlyzyyhj202104002.

[27] 曾鹏, 庞基展 . 中国十大城市群中心城市经济扩散力比较研究 . 云南师范大学学报(哲学社会科学版), 2016, 48(2): 122-131. [Zeng Peng, Pang Jizhan. A comparative study of the impacts of economic diffusion of the core cities of the top ten Chinese urban agglomerations. Journal of Yunnan Normal University(Humanities and Social Sciences Edition), 2016, 48(2): 122-131.]. DOI: CNKI:SUN:YNSF.0.2016-02-019.

[28] 叶磊, 欧向军 . 长三角地区经济极化过程与空间演变分析 . 地理科学进展, 2012, 31(12): 1668-1677. [Ye Lei, Ou Xiangjun. Analysis on the process and spatial evolution of economic polarization in the Yangtze River Delta. Progress in Geography, 2012, 31(12): 1668-1677.]. DOI: CNKI:SUN:DLKJ.0.2012-12-013.

The effect of expressway improvement on income level of residents in periphery regions: New evidence from expressway construction in Tokyo Bay Area

LEI Yunyan[1], DU Chaoyang[2], LI Hong[1]
(1. Guangxi University, Nanning 530004, China; 2. Key Laboratory of Water Cycle & Related Land Surface Processes, Institute of Geographic Science and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101, China)

Abstract: For a long time, transportation infrastructure construction has been considered as an important measure to alleviate the imbalance and inadequacy of regional development. However, there are still some different opinions on the economic effects of expressways. Some scholars believe that expressways can promote the economic development of the periphery areas, therefore expressways have good and positive effects on narrowing differences among regional economic development. But, some scholars hold the opposite opinion. In recent years, some scholars proposed that the economic effects generated from constructing expressways may vary from stage to stage, with strong and positive economic effects during the mid-period of expressways construction and weak or even negative economic effects in both the beginning and the end period of construction, similar to an "inverted U-shape". This paper focuses on the economic effects during the late period of expressway construction at the periphery areas of the Tokyo Bay Area, and uses the heterogeneous staggered DID method to study the impact of expressway on the per capita income level from 2012 to 2020, and the mediating effect model is used to analyze its mechanism of impact. The result shows that: (1) The long-term impact of expressway construction on the per capita income of periphery areas is negative; (2) The construction of expressway caused the population loss in the periphery areas. At the same time, the land prices, manufacturing and wholesale industries were not positively affected; (3) According to the results of mediating effects , the diffusion effect is weak but the polarization effect is strong in the Tokyo Bay Area, therefore the construction of expressway does not play the expected role of contributing to common prosperity. Based on the history of expressway construction in the Tokyo Bay Area in the past 70 years and related studies, we believe that there is a "window period" for the effect of expressway construction on the per capita income level in the periphery areas. The periphery areas should timely adjust their development strategies according to the urban agglomeration in which they are located and their own conditions. This study, taking the example of the periphery areas of the Tokyo Bay Area with a long history of expressway construction and relatively sophisticated expressway network, shows new evidence for the economic effects of expressways, which can provide important reference for the periphery areas in China's urban agglomerations, and accelerate the realization of common prosperity.

Keywords: expressway; periphery area; Japan; Tokyo Bay Area; staggered DID; common prosperity