

交通基础设施建设能带动 县域经济发展么？ ——基于2004—2013年国家级高速公路 建设和县级经济面板数据的分析



董晓芳 刘逸凡*

摘要：基础设施建设会引起交通成本的变化进而对地方经济产生冲击。本文基于国家级高速公路开通这一外生的基础设施变化作为自然实验，利用双重差分模型检验2004年至2013年间中国国家级高速公路建设对所通过县的经济发展的影响。实证结果发现：国家级高速公路开通对所通过县的经济存在显著正向影响，连通县比非连通县GDP高出约1.4%，人均GDP高出约1.7%；相对于第一、第三产业，第二产业受高速公路开通的影响最为显著；距离大城市越远、规模越小的县城越容易受到高速公路连通带来的正向经济带动作用；分地区结果显示高速公路开通对东部、中部地区经济增长的带动作用更为明显，而在东北地区和西部地区存在异质性。此外，与以往文献不同，本文的实证分析显示，国家级高速公路开通后并未观测到促使经济活动从高速邻近县向连通县转移的再分配效应，而是对整个区域的经济增长效应。

关键词：高速公路；基础设施；双重差分；经济发展

一、引言

经济活动的空间分布依赖于劳动力和产品的流动(Krugman, 1999)，而要素的流动则依赖于交通基础设施的状况。高速公路是交通基础设施的重要组成部分，其运输效率远高于普通公路，对周边城市的生产和生活有显著影响，因而受到政府和学者的重视。本文基于县级面板数据研究国家级高速公路的开通对所经过的县经济可能产生的影响，试图回答高速公路的修建是否能够给连通的县带来经济增长、不同行业是否在高速公路连通后存在不同效应、距大城市的距离以及县本身的规模是否会存在异质

* 董晓芳，厦门大学王亚南经济研究院(邮编：361005)，E-mail: xfdong@xmu.edu.cn；刘逸凡，厦门国际信托有限公司(邮编：361005)，E-mail: liuyf@xmitic.com。本文得到国家自然科学基金“城市与自然资源关系研究：经济增长、微观机制及政策建议”(71303201)、中央高校基本科研业务费专项资金项目“高铁建设与城市产业结构、城市间知识溢出”的资助。作者感谢匿名审稿人的评论和建议。

性等一系列相关问题。

中国的高速公路建设起步于 1984 年，20 世纪 90 年代后期得到迅速发展。表 1 给出了中国高速公路建设累计里程的逐年变化。可以看到，我国的高速公路通车里程 1994 年仅 1603 公里，在 1998 年之后得到迅猛发展，2013 年实现已通车里程 10.4 万公里。高速公路的建设需要中央和地方政府投入大量的资金、物资和人力，因此，从实证角度评估高速公路开通是否能够促进经济发展显得尤为重要。

表 1 中国高速公路开通里程数统计

年份	1994	1998	1999	2000	2003	2004	2013
累计开通高速里程数(公里)	1603	8733	11650	1.6 万	2.98 万	3.42 万	10.4 万

注：数据来源于《中国交通运输统计年鉴》。

关于中国高速公路对区域经济影响的研究，国内学者张军等(2007)运用 1988—2001 年的省级面板数据发现外商直接投资和基础设施建设存在显著的正向关系。张学良(2012)考察每个省的公路里程数和交通网络对一地区的产出增长的贡献，发现交通基础设施对区域产出存在正的溢出效应，弹性系数约 0.05 ~ 0.07。刘生龙、胡鞍钢(2010)讨论了广义的基础设施建设对区域经济的产生的正向溢出效应。李涵、黎志刚(2012)则考察高速公路建设对制造业企业存货的影响，发现高速公路存量的增加可以显著减少企业的存货成本。王永进等(2012)则考察了基础设施对各国出口技术复杂程度的影响。王自锋等(2014)研究发现基础设施规模和利用效率对 TFP 存在正向的“资本效应”和“溢出效应”。然而，同一省份内部不同的市或县基础设施建设程度不同，有的县被高速连通而有的则距离高速公路很远。国内文献的研究较少从更小的地方经济角度考察高速公路建设对经济发展的影响。

刘冲和周黎安(2014)首次利用中国县级面板数据考察 1997—2008 年高速公路建设对县级经济的影响，并用平均坡度作为工具变量考虑可能存在的内生性问题。他们发现高速公路对县域经济存在显著的正向影响。然而，Faber(2014)则利用中国 1998—2003 年间高速公路是否修建以及 1997—2006 年间的县级经济数据研究发现高速公路对所连接的小县城有显著负向作用。两文存在不同的结论。由于不知道高速公路的具体修建时间，Faber(2014)只能利用长截面数据综合衡量整个区间高速连通对县域经济的影响。事实上，表 1 的数据显示在 2003 年之前，中国的国家级高速公路的里程仅 2.98 万公里，在 2003 年至 2013 年之间增加约 3 倍，仅 2003 年至 2004 年高速公路里程就增加了约 0.5 万公里。Faber(2014)文章中被解释变量经济数据是 1997 年至 2006 年，高速公路数据仅统计了 1998 年至 2003 年，而样本在 2003 年至 2006 年间存在多个县逐渐被连接上高速公路，导致估计结果可能有偏误。

本文亦感兴趣高速公路的修建对地方经济增长的影响。基于 Faber(2014)的文献进一步拓展研究的时间范围为 2004—2013 年，引入每个县城高速公路的准确修建时

间,并运用两倍差分法来估计高速公路开通的经济效应。此外,文章中还对高速公路修建是否具有内生性进行了检验,研究了高速公路对除经过县域之外相邻县区的影响。

二、相关文献综述

交通与城市经济关系的研究是近年来城市经济学、新经济地理学的研究热点。理论方面,Redding 和 Turner(2014)建立了一个包含多地区的空间一般均衡模型,考虑商品运输成本和家庭出行成本的改变对城市的人均工资、房价、贸易和人口的空间分布的影响,并给出了实证检验的预测模型。Faber(2014)基于 Helpman 和 Krugman(1985)的跨国之间不考虑要素流动的模型,考察当一个国家内部交通成本的改变后是如何影响经济分布的,发现边缘城市通过高速公路连接到大城市后会通过本地市场效应产生负的工业产值增长。Donaldson(2015)则基于殖民地时期印度铁路建设的历史背景,建立了一个多地区存在商品贸易且贸易成本为正的一般均衡模型,得出铁路建设会对价格、贸易、收入以及社会福利等均产生影响的预测。

国外实证文献的讨论集中在高速公路建设对城市经济可能产生的影响上,强调城市自身交通的改善对经济可能产生影响:首先,高速公路连通会带来中心城市人口的郊区化。Baum-Snow(2007)考察美国高速公路的建设对旧城市郊区化的影响,通过计算每座城市穿过的高速公路数,发现每多连接一条高速公路就会导致中心城市的人口比重下降约 8%。Baum-Snow(2012)进一步考察 1990—2010 年间中国的高速公路建设对市辖区和非市辖区人口的影响,用 1962 年历史线路图作为工具变量发现,主要高速公路线路增加一条会导致城市中心人口下降约 5%,且发现高速公路连通导致约 26%的制造业迁移到边缘城市。Garcia-Lopez 等(2013)发现,在 1991—2011 年间西班牙中心城市每增加一条高速公路人口下降约 5%。其次,城市道路的连通会影响人口的就业、贸易和出行。Duranton 和 Turner(2012)研究美国城市在 1984—2004 年间就业的增长,发现在这二十年间城市内部总的高速公路里程数每增加 10%会导致就业增加约 1.5%。同时,他们还发现城市与邻近大城市连接的高速公路里程数对就业没有显著作用,因此得出结论高速公路的建设会促进城市的就业增长而不简单是城市之间就业的重新分布。Duranton 等(2013)进一步利用城市之间贸易的数据估计高速公路对贸易的影响,发现两城市之间交通距离每减少 1 单位其贸易量会增加约 1.4%至 1.7%。Duranton 和 Turner(2011)还估计了道路的增加对人们驾车出行的影响,实证显示道路存量每增加 1%则人们出行亦会增加约 1%。

另一部分研究强调高速公路将城市连接到外部经济的作用,通过城市是否与外在的交通网络相连的哑变量来考察对区域经济的影响。Chandra 和 Thompson(2000)研究高速公路的连接对美国 185 个在 1969 年之后建设高速公路的非中心城市以及 391 个

相邻的非中心城市的影响。通过将研究对象限定为“非中心城市”，Chandra 和 Thompson 希望所有这些非中心城市与高速路的连接是随机的，从而减少内生性问题。在 Chandra 和 Thompson 的研究中，被解释变量为分行业的年收入，引入高速公路连通的年龄变量，发现高速公路的连接对金融、保险、房地产以及交通和批发零售业有显著正向影响。对于高速公路连接城市的相邻非中心城市，Chandra 和 Thompson 发现了负向作用，因此他们并不能证明高速公路的建设对城市经济是增长作用还是重组作用。Michaels (2008) 则考察美国约 2000 个城镇在 1959—1975 年间连接高速公路前后经济的变化，他们发现交通和零售业在连接高速公路后有显著增长，且发现相对于高技能工人，低技能工人的工资比值有明显增长。

此外，还有若干文献研究其它基础设施建设对经济的影响。铁路方面，Donaldson (2015) 研究印度 235 个地区在 1870—1930 年间铁路系统建设对农业的影响。他的被解释变量为 17 种农作物的年均收入，发现铁路建设通过的地区比没有通过地区农业收入提高约 17%。Donaldson 和 Hornbeck (2016) 则考察美国 2200 多个县在 1870—1890 年间铁路扩张时期农业土地价值的变化，发现在铁路建设通过的地区，农业土地价值比其它地区高约 34%。Donaldson 和 Hornbeck (2016) 并没有构造工具变量来解决可能存在的内生性问题，而是构造了“潜在市场”变量作为解释变量，发现与“是否连接”的结论一致。Storeygard (2012) 则研究撒哈拉以南非洲 1992—2008 年间 287 个小城市交通成本对 GDP 的影响，他用了灯光数据来做 GDP 的代理变量，发现小城市到大城市距离每增加一倍，GDP 下降约 6%。Banerjee 等 (2012) 采用中国县级水平的数据，估计 1986—2006 年间公路和铁路的建设对人均 GDP 的影响，发现城市和线路之间的距离增加 10% 导致约 6% 的 GDP 下降，但遗憾的是由于同时存在铁路建设的内生性和公路建设的内生性，此文采用一个工具变量并没有办法区分铁路和公路的作用。高铁建设方面，Zheng Siqu 和 Kahn (2013) 利用中国地级市 2006—2010 年间房价的变化作为被解释变量，根据通勤时间构造潜在市场变量，考察高铁的修建对沿线设立站点城市房价的影响。结果发现，高铁所带来的潜在市场人口每提高 1 个百分点，房价上升约 43%。Yu Qin (2015) 研究高铁建设对沿线通过但没停靠的县城的影响，发现其 GDP 和人均 GDP 显著下降。机场建设方面，Sheard (2014) 利用美国大城市机场的数据考察机场基础设施建设对各部门就业的影响。为解决内生性，Sheard 运用 1944 年的国家机场计划作为现在机场分布的工具变量，发现机场建设对可贸易的服务业有显著正向影响，弹性系数约为 0.22，但对制造业和其它非贸易行业几乎没有影响。此外，机场的大小对本地总的就业水平影响也接近 0。

本文的贡献在于对文献中有关高速公路的基础设施建设对地方的经济影响的进一步补充。本文基于 Faber (2014) 关于中国高速公路的研究进一步拓展研究的时间范围为 2004—2013 年，引入每个县城高速公路的准确修建时间，并运用两倍差分法来估计高速公路开通的经济效应。文章中还对高速公路修建是否具有内生性进行了讨论和

检验,与 Chandra 和 Thompson(2000)有关美国的高速公路研究相对应。此外,本文研究了高速公路对除经过县域之外相邻县区的影响,讨论了是经济增长效应还是再分配效应,这在国内外文献中是较少讨论和缺乏实证依据的。

三、实证模型和讨论

本文试图研究高速公路的修建对沿线县级经济的影响,基本模型采用广义的 DID(两倍差分)法。假定第 c 个县在第 t 年连接上国家级高速公路则 $D_{ct} = 1$,未通过则 $D_{ct} = 0$,估计以下方程:

$$L_{ct} = \alpha_0 + \beta D_{ct} + \theta X_{ct} + \gamma_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, L_{ct} 为第 c 个县在 t 年的国民生产总值 GDP 和人均 GDP 的对数值。 α_0 为常数项, X_{ct} 为其它随时间变化且可能对被解释变量有影响的特征,如户籍人口、产业结构等。 γ_c 为一系列县级哑变量,用来控制不同各个县的固定效应,比如每个县不可观测的地理、气候等特征。 λ_t 为各个年份的哑变量,用来控制对所有年份固定效应,比如可能对修建高速公路有影响的中央政府宏观政策。此外,一些不可观测的省和年份的固定特征也可能对高铁的修建产生影响,基本模型还控制了省份和年份的交叉固定项 $province_p * \lambda_t$, 即估计:

$$L_{ct} = \alpha_0 + \beta D_{ct} + \theta X_{ct} + \gamma_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} + province_c * \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

高速公路的修建具有一定的非随机性。首先,每个县不可观测的地理、气候等特征会影响高速公路修建的选址。比如在山地修建高速公路需要建涵洞、架桥梁增加建造成本,高速公路通常会选择建在河流的沿岸。同时,这些自然特征对每个县的经济有一定影响,遗漏会造成内生性。本文通过控制每个县的固定效应 γ_c 来解决这一问题。其次,国家和省级层面的宏观政策会影响高速公路的修建,比如由于不同省份和中央政府的“谈判能力”不同,导致不同省份的县建设高速公路的可能性会有差异,本文通过控制省份和年份的交叉固定项 $province_c * \lambda_t$ 来控制省随年份的固定效应,从而避免可能的遗漏变量问题导致的内生性。

此外,每个县自身的经济实力也可能会反向影响该县是否连接上高速公路。比如经济发达或者政治上重要的地方,政府更有动力和实力去和上级政府沟通以及自筹资金修建高速公路,进一步导致关键变量具有内生性。在文献中,常用非关键城市法(Inconsequential Approach)来处理基础设施建设可能带来的内生性。Redding 和 Turner(2014)指出基础设施的修建通常为了连接线路上的经济较发达或政治重要的城市,而沿途所经过的城市在一定程度上可以被认为随机被选中,具有偶然性。Chandra 和 Thompson(2000)在研究美国高速公路对城市就业影响时就采用此方法,将研究对象限定为非中心城市。本文亦采用此方法,将样本设定为国家级高速公路所连通的所

有县级行政单位中的“县”，而剔除其它地级市对应的“市辖区”，从而降低可能的内生性问题^①。郑思齐等(2014)讨论了中国的城市建设中地方政府有关基础设施融资的模式。本文认为，首先国家级高速公路修建规划由国家和省级以及市政府共同决定，县级政府一方面不太会具有决策权；其次在财政资金的支持上由于县级政府的财政实力薄弱也不会有参与；最后，在国家、省或市政府对高速公路选址时，通常为了连接重要城市，县被连接上高速公路通常具有偶然性。

文献中也有认为经济欠发达的地区更容易连接上高速公路。Faber(2014)指出由于高速公路修建的政策导向性，政府可能为了支持某些经济较落后县的发展，而导向性地高速公路建设在经济较落后的县。因而 Faber(2014)采用工具变量来解决此内生性问题。本文将在本章第二部分，进一步讨论内生性问题。

(一) 数据来源和变量描述性统计

本文主要的数据来源有三个：(1)高速公路建设时间和线路的数据来源于中国交通部政府网站和文件《国家公路规划 2013 年—2030 年》；(2)县级单位的宏观经济变量数据来源于《区域统计年鉴》和《各省统计年鉴》。由于《区域统计年鉴》在 2011 年以后不再分类报告三个产业的产值信息，数据中有关 GDP、分行业 GDP 以及其它经济变量 2010—2013 年数据来源于对全国 31 个省份统计年鉴的整理与合并。此外，各省统计年鉴中，有关人均 GDP 的统计信息并不一致和存在大量缺失，考虑到同一个变量数据统计口径需要尽量统一，故本文采用中国经济数据库(CEIC)中有关人均 GDP 的数据进行了合并补充。

根据上文的分析，本文仅保留了 1900 个左右县级样本，剔除了所有城市级市辖区的信息。表 2 统计了从 2004 年至 2013 年被国家级高速公路连通的县与非连通县数，即本文 DID 的对照组和控制组。可以看到，2004 年最初仅有 163 个县在国家级高速公路网络上，占全国总县样本的不到 10%；截止 2013 年，已有 851 个县级单位连接上国家级高速公路，高速公路在县级水平的覆盖率达到约 43%，近半数的县已被国家级高速公路网络覆盖。

表 3 是给出关键变量的数据描述统计。对比高速公路连通和未连通的县，可以看到高速公路连通县 GDP 的对数均值为 4.594，人均 GDP 对数均值为 4.12，二者均显著高于非连通县对应的 3.498 和 1.88。此外，对比高速公路连通县和非连通县的第一、第二和第三产业的比重，可以看出高速公路连通县相对于控制组非连通县，其第一产业比重较低；第二产业比重较高约为 0.487，而控制组非连通县第二产业比重约为 0.398；第三产业比重对照组和控制组差异并不显著。事件组高速公路连通县存在较高的 GDP 与人均 GDP，一方面从描述统计上印证了高速公路给连通县带来经济增长的假设，但同时会引起反向因果的质疑。本章第二部分会通过随机效应 probit 回归讨论是否存在

^① 由于地级市的经济水平通常会比县级单位好，会导致本文对高速公路对经济增长作用的估计存在可能的向下偏误。在正文中，会做进一步讨论。

反向因果关系,且在第三部分会进一步通过事件研究法讨论事件组和控制组在事件发生之前是否具有相同的趋势。

表2 高速公路连通县数

年份	高速公路连通县数	高速公路未连通县数	总样本数
2004	163	1690	1853
2005	202	1590	1792
2006	305	1491	1796
2007	326	1614	1940
2008	397	1549	1946
2009	610	1330	1940
2010	702	1243	1945
2011	757	1188	1945
2012	798	1148	1946
2013	851	1099	1950

注:数据来源于中国交通部政府网站和文件《国家公路规划 2013年—2030年》。此外,本文与 Faber (2014)原文另一不同之处在于仅包含所有县级观测值,剔除了所有地级市样本。

表3 变量的描述统计

变量名	观测值	均值	方差	最小值	最大值
高速公路连通的县(2004年—2013年)					
国民生产总值对数(<i>lgdp</i>)	4707	4.594	0.889	0.983	9.253
人均国民生产总值对数(<i>lavgdp</i>)	3848	4.120	4.772	-1.527	12.562
户籍总人口(<i>lpop</i>)	5094	3.950	0.622	1.099	5.722
第一产业比重(<i>ind1</i>)	4514	0.197	0.105	0.003	0.909
第二产业比重(<i>ind2</i>)	4514	0.487	0.134	0.041	0.990
第三产业比重(<i>ind3</i>)	4514	0.315	0.084	0.006	0.838
社会固定资产投资额(<i>linvest</i>)	4751	12.614	0.960	9.217	16.426
政府财政支出(<i>lexpd</i>)	5110	11.798	0.746	8.546	14.612
政府财政收入(<i>lrevn</i>)	5109	10.698	1.109	6.607	14.706
高速公路未连通的县(2004年—2013年)					
国民生产总值对数(<i>lgdp</i>)	12883	3.498	1.186	-0.823	8.527
人均国民生产总值对数(<i>lavgdp</i>)	10502	1.883	3.937	-1.963	12.648
户籍总人口(<i>lpop</i>)	13844	3.298	1.258	-7.824	5.434
第一产业比重(<i>ind1</i>)	12748	0.269	0.135	0.006	0.894
第二产业比重(<i>ind2</i>)	12748	0.398	0.166	0.020	0.939
第三产业比重(<i>ind3</i>)	12748	0.333	0.100	0.010	0.899
社会固定资产投资额(<i>linvest</i>)	12662	11.469	1.245	3.497	15.229
政府财政支出(<i>lexpd</i>)	13939	11.021	0.931	4.673	14.187
政府财政收入(<i>lrevn</i>)	13934	9.480	1.396	4.304	14.463

注:数据来源于《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。

(二) 高速公路开通修建的内生性检验

在剔除所有城市样本之后,高速公路修建依然可能存在反向因果关系,经济发展较好或差的县可能更容易被连接上高速公路。本文根据 Chandra 和 Thompson (2000)

的方法采用随机效应 probit 回归来做内生性检验。假定第 c 县在 t 年是否被连接国家级高速公路受到其对应 $t-1$ 、 $t-2$ 与 $t-3$ 期国民生产总值 GDP 增长的影响，则具体回归方程如下：

$$Pr(Highway_{ct} = 1) = \Lambda \left(\sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln GDP_{c,t-i} \right) \quad (3)$$

其中被解释变量为第 c 县在 t 期是否被连接国家级高速公路的 0~1 变量， $\ln GDP_{c,t-i}$ 是滞后 3 期的 GDP 对数值。通过检验回归系数 α_1 、 α_2 和 α_3 是否显著为 0，即可检验高速公路修建是否存在反向因果关系。表 4 给出对模型 (3) 的回归结果，其中第 (1) 列给出滞后 3 期的 GDP 回归系数，第 (2) 列是滞后 3 期的人均 GDP 回归结果，第 (3) 列既包含滞后 GDP 又包含滞后人均 GDP。表 4 的实证结果显示，无论国民生产总值还是人均国民生产总值，滞后项的系数均不显著，即不存在我们所担心的反向因果关系，事实上，高速公路的修建并没有选址在经济较发达的县。

表 4 随机效应 Probit 回归

变量	(1)	(2)	(3)
	Highway	Highway	Highway
lgdp_1	0.014 (0.013)		0.013 (0.020)
lgdp_2	-0.021 (0.013)		-0.028 (0.020)
lgdp_3	0.013 (0.013)		0.029 (0.020)
lavdp_1		-0.006 (0.025)	-0.019 (0.032)
lavdp_2		0.000 (0.025)	0.029 (0.033)
lavdp_3		0.028 (0.025)	-0.002 (0.033)
常数项	-4.365*** (0.573)	1.922** (0.803)	1.838** (0.812)
观测值	10237	7475	7467

注：数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。第 (1) 列到第 (3) 列为面板随机效应回归，被解释变量为“是否连通”的 0~1 变量。回归方程均控制了人口对数、政府财政支出以及第一产业比重变量。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

(三) 高速公路修建的事件估计 (Event Study) 和时间趋势

DID 方法成立有一重要的假定(Card 和 Krueger, 2000)，即控制组和实验组存在相同的变化趋势 λ (Common Trend Assumption)。考虑高速公路开通这一事件的对照组和控制组可能存在不同的变化趋势，根据 Autor 等(2007)的方法，本文分别估计高速公路开通之前的 q 期和开通之后的 m 期的 DID 模型，如下：

$$L_{ct} = \alpha_0 + \gamma_c + \lambda_t + \sum_{\tau=1}^q \beta_{-\tau} D_{c,t-\tau} + \sum_{\tau=0}^m \beta_{+\tau} D_{c,t+\tau} + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

在实证分析中,考虑高速公路的建设周期以及我们样本时间的有限,本文选取 $q=3$, $m=3$, 其中 $\beta_{-\tau}$ 为高速公路开通前的系数, $\beta_{+\tau}$ 为高速公路开通之后的系数。根据一系列随时间变化的系数,我们可以观察高速公路开通对经济发展是否存在随时间增强或减退的影响。同时,根据 Granger (1969), 我们还可以根据检验 $\beta_{+\tau}$ 是否显著为零,验证高速公路的修建与经济发展是否存在因果关系。

表 5 给出对方程(4)做事件研究的实证结果,第(1)列被解释变量为 GDP 的对数值,第(2)列为人均 GDP 取对数值。第(1)列回归结果显示在事件发生之前 *Highway*₋₃、*Highway*₋₂ 及 *Highway*₋₁ 的系数均不显著且接近于 0,说明高速公路连通县和非连通县在被连接前 GDP 的增长并无显著差异。*Highway*₀ 及 *Highway*₁ 的系数值为正且在 10% 水平上显著,表明在高速公路连通后经济存在微弱增长。第(2)列对人均 GDP 回归的系数显示高速公路的连通对通过县的经济存在显著正向效应,系数数值逐渐增大,且在 10% 水平以上显著。高速公路的连通县和未连通县对照组在事件发生前 3 年与 2 年均无显著差异,但在事件发生滞后 1 期即高速开通前一年,人均 GDP 系数值出现正向显著,可能的解释为高速公路的建设带来地方投资的增加,滞后 1 期

表 5 事件研究回归

变量	(1)	(2)
	<i>lgdp</i>	<i>lavgdp</i>
<i>Highway</i> ₋₃	-0.005 (0.006)	-0.009 (0.007)
<i>Highway</i> ₋₂	-0.002 (0.007)	0.005 (0.007)
<i>Highway</i> ₋₁	0.004 (0.007)	0.013* (0.007)
<i>Highway</i> ₀	0.013* (0.007)	0.014* (0.007)
<i>Highway</i> ₁	0.013* (0.008)	0.018** (0.008)
<i>Highway</i> ₂	0.005 (0.008)	0.015* (0.009)
<i>Highway</i> ₃	-0.003 (0.008)	0.019* (0.010)
常数项	-0.293 (0.310)	-1.167*** (0.180)
观测值	12102	10254
R-squared	0.989	0.980

注:数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均控制了人口对数、政府财政支出、第一产业比重、县固定效应以及省份和年份的交叉固定效应。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

为高速建设期，高速连通县在公路建设期已出现对经济增长的正向带动作用。

通过分析，本文认为在剔除所有城市市辖区样本后，高速公路的建设与地区经济增长不存在反向因果关系，且控制组和对照组在事件发生前经济增长无明显差异，因而符合 DID 模型的基本假设。在本文的第四部分，会重点介绍对基本模型 (2) 的回归结果。

四、实证结果与讨论

(一) 基本回归结果

表 6 给出了高速公路开通对 GDP 和人均 GDP 影响的回归结果。其中，第 (1) 列至第 (3) 列被解释变量是每个县 GDP 总值的对数值，其中，第 (1) 列控制不可观测的县固定效应以及省份和年份交叉的固定效应。可以看到高速公路开通的系数为正但并不显著，可能的原因是存在遗漏变量的偏误。第 (2) 列在固定效应基础上引入其它随时间变化的县经济变量，比如总人口、政府财政支出以及固定投资总额。回归系数变为在 5% 水平上显著，高速公路开通的县会比没开通县 GDP 高出约 1.4%。

考虑到其它交通基础设施的变化可能会同时影响 GDP 增长，第 (3) 列则引入有关其它交通基础设施的控制变量，是否连接上高铁 *HSR*、是否连接上货运铁路 *Railway_ft* 以及客运铁路 *Railway_rd*。可以看到，与第 (2) 列对比系数并没有发生显著变化，高速公路是否连通的变量 *Highway* 在控制其它因素不变的条件下，GDP 的对数值高速公路的连通的县会比非连通县高出 1.4%。其它交通基础设施，即是否连接上高铁 *HSR*、是否连接上货运铁路 *Railway_ft* 以及客运铁路 *Railway_rd* 的系数均不显著。

表 6 的第 (4) 至第 (6) 列被解释变量为人均 GDP 的对数值。第 (4) 列仅控制了县固定效应和省份与年的交叉项，变量 *Highway* 的系数为 0.018 且在 1% 水平上显著。在逐渐加入其它随时间变化的县经济特征以及其它交通基础设施控制变量之后，变量 *Highway* 的系数变为 0.017 且依然在 1% 水平上显著，表明高速公路的连通确实显著提高了开通县的经济增长，连通县的人均 GDP 高出非连通县约 1.7%。

表 6 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lavgdp</i>	<i>lavgdp</i>	<i>lavgdp</i>
<i>Highway</i>	0.009 (0.005)	0.014** (0.006)	0.014** (0.006)	0.018*** (0.005)	0.017*** (0.006)	0.017*** (0.006)
<i>HSR</i>			-0.007 (0.015)			-0.003 (0.016)
<i>Railway_ft</i>			-0.056 (0.040)			-0.052 (0.035)

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lavgdp</i>	<i>lavgdp</i>	<i>lavgdp</i>
<i>Railway_rd</i>			0.055 (0.036)			0.039 (0.029)
<i>lpop</i>		0.549*** (0.080)	0.549*** (0.080)		-0.030 (0.039)	-0.030 (0.039)
<i>lexpd</i>		0.048*** (0.011)	0.048*** (0.011)		0.005 (0.009)	0.005 (0.009)
<i>linvest</i>		0.089*** (0.006)	0.089*** (0.006)		0.079*** (0.006)	0.079*** (0.006)
County FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province by Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17567	12102	12102	14333	10254	10254
R-squared	0.984	0.989	0.989	0.999	0.980	0.980

注：数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均包含常数项。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

(二) 异质性讨论

1. 分行业异质性

高速公路对于不同行业的影响可能不同。Chandra 和 Thompson(2000)对美国高速公路修建的研究发现批发零售、房地产等行业受高速公路的影响最明显。Donaldson(2013)则研究发现早期的铁路建设对农业的影响显著。对于中国的研究,高翔、龙小宁和杨光亮(2014)研究发现高速公路建设可以提高服务业企业的效率,其中规模越大、产业越多样化的城市可贸易的服务业受益最显著。基于此,本文进一步将国民生产总值 GDP 给划分为第一、第二和第三产业来考察国家级高速公路开通对不同产业的影响。

表 7 给出不同行业的回归结果。其中,第(1)至(3)列分别对应第一、第二及第三产业的产业总值。可以看出,高速公路的开通使得经过的县比其它县第二产业产值高出约 0.017%,而第一和第三产业并没有看出显著的变化。这一结果与李涵等(2012)发现高速公路的连通会有效降低制造业的存货,从而带动了第二产业的发展基本一致。为进一步验证高速公路连通对国民生产总值的影响是否通过第二产业实现,本文在第(4)和第(5)列分别加入了高速公路 *Highway* 和第二产业产值 *lind2* 的交叉项。第(4)列 *Highway* lind2* 回归系数为正且在 1%水平上显著说明,在给定第二产业产值相同的两个县,有高速公路的县其经济增长更高,高速公路的连通显著带动了其通过县域的经济增长,且对第二产业发展较好的县影响更大。

表 7 分行业回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lind1</i>	<i>lind2</i>	<i>lind3</i>	<i>lgdp</i>	<i>lavgdp</i>
<i>Highway</i>	-0.001 (0.006)	0.017* (0.009)	0.012 (0.008)	-0.031*** (0.011)	-0.016 (0.013)
<i>Highway * lind2</i>				0.011*** (0.003)	0.008** (0.003)
<i>lind2</i>				0.432*** (0.012)	0.428*** (0.012)
County FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province by Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	12104	12103	12104	12099	10251
R-squared	0.982	0.982	0.985	0.995	0.988

注：数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均包含常数项。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

2. 距大城市距离异质性

高速公路的开通对不同地理位置的县作用可能不同(Ahlfeldt 和 Feddersen, 2015)。本文引入每个县距最近大城市^①的距离以及每个县距其对应市级政府、省会城市所在地的距离三个变量,进一步考察高速公路的开通对每个县在地理距离方面的异质性。

表 8 给出了基本回归结果。第(1)至(3)列的被解释变量为国民生产总值 GDP 的对数值,分别引入每个县通过 ArcGIS 计算的最近大城市距离、GoogleMap 计算的真实高速行驶距离以及距所在市政府所在地距离三个变量与高速公路是否开通的交叉项。第(1)、(2)列的回归结果显示,距离大城市越远,国家级高速公路开通给带来的经济增长效应越大。第(3)列距所在市级政府距离的交叉项为负,但不显著。第(4)列为距所在省会城市距离的交叉项为正,但不显著。

表 8 距最近大城市、市政府所在地距离的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>
<i>Highway</i>	0.01422* (0.00759)	0.00390 (0.00758)	0.01173* (0.00624)	0.01086 (0.01118)
<i>Highway * Distance to Top Cities (ArcGIS)</i>	0.00003* (0.00002)			

① 本文“大城市”的定义是根据 GDP 和经济政治重要性选出的前 12 座城市,分别为北京、天津、重庆、郑州、上海、成都、西安、南京、杭州、深圳、广州、武汉。

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>
<i>Highway * Distance to Top Cities</i> (Googlemap)		0.00002* (0.00001)		
<i>Highway * Distance to Prefectures</i> (Googlemap)			- 0.00003 (0.00002)	
<i>Highway * Distance to Provincecapital</i> (Googlemap)				0.00001 (0.00004)
常数项	- 0.29009 (0.32443)	- 0.29980 (0.30996)	- 0.29543 (0.31022)	- 0.30048 (0.30998)
观测值	10670	12094	12048	12102
R-squared	0.98955	0.98914	0.98912	0.98914

注：数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均包含常数项。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

3. 不同区域异质性

在此部分，本文进一步讨论高速公路对不同区域的影响，分别分样本估计东北地区、西部、中部和东部地区^①。表 9 显示对于国家级高速公路的开通对于中部地区 GDP 和人均 GDP 均存在显著正向作用，其中，东部地区的人均 GDP 也存在 5%水平上的显著作用。然而，对于东北三省、西部地区，实证结果并没有发现高速公路能够显著促进经济增长，甚至系数出现负值，均不显著。表 10 进一步引入每个城市距离最近大城市的距离和高速公路的交叉项。表 10 第(1)列和第(2)列显示，对于东北地区、西部地区，高速公路对经济增长的带动作用存在明显异质性。当城市距离大城市很近(约小于 1000 公里时)，高速公路为负向作用；当距离大城市距离大于 1000 公里，高速公路开通存在正向带动经济作用。

表 9 分地区回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东北地区	东部	中部	西部
被解释变量： <i>lgdp</i>				
<i>Highway</i>	0.010 (0.035)	0.008 (0.009)	0.023** (0.010)	- 0.005 (0.011)
常数项	- 4.705*** (0.694)	1.854*** (0.397)	- 2.719*** (0.404)	1.456*** (0.213)
观测值	983	3312	5206	3800
R-squared	0.965	0.990	0.979	0.991

① 这里东北地区为黑龙江、吉林和辽宁三省；东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南共 11 个省份；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西共 10 个省份；西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 9 个省或自治区。

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东北地区	东部	中部	西部
被解释变量: <i>lavgdp</i>				
<i>Highway</i>	- 0.004 (0.032)	0.019** (0.009)	0.022** (0.009)	- 0.001 (0.011)
常数项	- 1.873*** (0.596)	- 2.003*** (0.575)	- 1.972*** (0.357)	- 0.362 (0.270)
观测值	705	2709	4450	3252
R-squared	0.953	0.979	0.974	0.981

注：数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均包含常数项。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

表 10 分地区回归结果：引入距大城市的距离

变量	(1)	(2)
	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>
	东北地区	西部
<i>Highway</i>	- 0.213** (- 0.094)	- 0.037** (0.016)
<i>Highway * Distance to Top Cities (Googlemap)</i>	0.245*** (0.087)	0.037*** (0.013)
常数项	- 4.786*** (0.693)	1.450*** - 0.214
观测值	983	3799
R-squared	0.965	0.991

注：数据来源为《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均包含常数项。标准差均在 county by year 的水平上进行了聚类。其中，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。为了使系数不全为零，这里变量 *Distance to Top Cities (Googlemap)* 的单位与表 8 不同，分别在原值基础上除以 1000。

五、经济增长效应还是转移效应？

第三、四部分的实证讨论表明高速公路的修建使得连通县的经济增长显著高于非连通县。事实上，很难区分这部分效应是连通县自身受益于连接高速公路的增长效应还是其它县的转移效应。Redding 和 Turner (2014) 指出即使在基础设施修建设计完全外生的情况下，依然无法完全区分两种效应。Chandra 和 Thomson (2000) 在估计美国高速公路对各行业经济影响时通过对高铁通过站点的邻近城市回归，发现了显著的负向效应。为进一步检验高速公路的建设是否存在此种邻近县域的转移效应，本文对所有高速公路沿线但没有直接通过的县进行回归。对于所有被高速公路连通的县，根据 GoogleMap 定位并分别查找出其在地域上相邻的县，设置变量 *Adjacent*，取值为 1 代表该县在环高速公路带上。表 11 给出了从 2004 年以来所有环高速公路带县数的变

化,从2004年660个增加至1578个。

表 11 高速公路相邻县数变化

年份	高速公路连通县数	沿高速公路带县数	总县数
2004	163	660	1853
2005	202	694	1792
2006	305	782	1796
2007	326	906	1940
2008	397	1086	1946
2009	610	1212	1940
2010	702	1397	1945
2011	757	1401	1945
2012	798	1423	1946
2013	851	1578	1950

注:数据来源于中国交通部政府网站和文件《国家公路规划2013年—2030年》。

表 12 是分别对高速公路连通县 *Highway*、环高速公路带邻近县 *Adjacent* 以及二者混合 *Highway or Adjacent* 的回归结果。第(1)至(3)列被解释变量为国民生产总值 GDP 的对数值,第(4)至(6)列被解释变量为人均国民生产总值对数值。第(1)列系数 *Highway* 是原表 6 中高速公路的连接效应,第(2)列环高速公路带邻近县 *Adjacent* 的系数为 0.027 且在 1%水平显著,表明环高速带邻近县比其它控制组国民生产总值在高速连通后高出约 0.027%。第(3)列 *Highway or Adjacent* 系数是包含所有高速公路连通以及邻近县的回归结果,系数为正的 0.021 且在 1%水平显著,表示高速公路的开通对整个环高速带所有县域均存在显著正向的经济带动作用。对人均 GDP 的回归结果系数也均为正显著,混合连通和邻近县的结果依然显著为正的 0.011,再次印证了高速公路开通确实带来经济增长,而非重新分配。值得强调的是,与以往文献的不同,本文的实证分析显示,国家级高速公路开通后并未观测到促使经济活动从高速邻近县向连通

表 12 邻近县回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lgdp</i>	<i>lavgdp</i>	<i>lavgdp</i>	<i>lavgdp</i>
<i>Highway</i>	0.014** (0.006)			0.017*** (0.006)		
<i>Adjacent</i>		0.027*** (0.007)			0.012* (0.006)	
<i>Highway or Adjacent</i>			0.021*** (0.005)			0.011** (0.005)
常数值	-0.300 (0.310)	-0.459 (0.309)	-0.300 (0.309)	-1.199*** (0.121)	-0.336* (0.196)	-1.076*** (0.191)
观测值	12102	9570	12102	10295	7958	10254
R-squared	0.989	0.988	0.989	0.980	0.979	0.980

注:数据来源于《区域统计年鉴 2005—2011》和《各省统计年鉴 2012—2014》。回归方程均包含常数项。标准差均在 county by year 水平进行了聚类。其中,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

县转移的再分配效应，而是对整个区域的经济增长效应。

六、结 论

本文利用双重差分法实证研究 2004—2013 年间国家级高速公路的修建是否能够带动地方经济的发展。在文章中首先讨论了是否高速公路的修建存在内生性。考虑到高速公路修建可能存在的政治、经济目的，文章首先定义研究样本为所有县级经济，剔除所有地级市市辖区样本。随机效应 probit 回归显示一个县对应的滞后 GDP 并没有显著作用于该县被高速公路连接的概率，因而高速公路的修建并不存在内生性。其次，本文通过事件研究法检验双重差分事件组和对照组是否具有相同的趋势。本文的主要实证结果显示国家级高速公路的连通对所连通的县有显著的经济带动作用。其中，高速公路连通县比其它控制组国民生产总值高出约 1.4%，人均国民生产总值高出约 1.7%；相对于第一、第三产业，第二产业受高速公路开通的影响最为显著；距离大城市越远、规模越小的县城越容易受到高速公路连通带来的正向经济带动作用。本文还进行了分地区样本回归，实证结果显示高速公路开通对东部、中部地区经济增长的带动作用更为明显，而在东北地区和西部地区，国家级高速公路开通对经济的带动作用存在异质性。此外，对邻近县的实证结果显示，高速公路的连通不仅影响其直接连通的县城，对其所有邻近的县也存在促进作用。

高速公路的建设需要中央和各级地方政府均投入大量的人力、物力和资金，因而有效评估高速公路等基础设施建设的经济效应具有现实意义。本文的实证研究在一定程度上可以为政府在以后有关基础设施建设的方案制定、路线选择以及政策评估提供一定参考。

参考文献

- [1] 高翔, 龙小宁, 杨广亮. 交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据[J]. 管理世界, 2015(8): 81-96.
- [2] 刘冲, 周黎安. 高速公路建设与区域经济发展: 来自中国县级水平的证据[J]. 经济科学, 2014(2): 55-67.
- [3] 刘生龙, 鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007[J]. 经济研究, 2010(3): 72-82.
- [4] 李涵, 黎志刚. 交通基础设施投资对企业库存的影响: 基于我国制造业企业面板数据的实证研究[J]. 管理世界, 2012(8): 73-80.
- [5] 王永进, 盛丹, 施炳展, 李坤望. 基础设施如何提升了出口技术复杂度?[J]. 经济研究, 2010(7): 103-115.
- [6] 王自锋, 孙浦阳, 张伯伟, 曹知修. 基础设施规模与利用效率对技术进步的影响: 基于中国区域的实证分析[J]. 南开经济研究, 2014(2): 118-135.

- [7] 张军, 高远, 傅勇, 张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施? [J]. 经济研究, 2007(3): 4-19.
- [8] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长[J]. 中国社会科学, 2012(3): 60-77.
- [9] Ahlfeldt G. M., Feddersen A. From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High-Speed Rail [J]. *Journal of Economic Geography*, 2017, 18(2): 355-90.
- [10] Autor D. H., John J. D., Stewart J. S. The Costs of Wrongful-Discharge Laws [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(2): 211-31.
- [11] Banerjee A., Duflo E., Qian N. On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China [R]. Yale Department of Economics Working Paper, 2012.
- [12] Baum-Snow N. Did Highways Cause Suburbanization [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2): 775-805.
- [13] Baum-Snow N., Brandt L., Henderson J. V., Turner M. A., Zhang Q. Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(3): 435-48.
- [14] Card D., Alan B. K. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply [J]. *American Economic Review*, 2000, 90(5): 1397-420.
- [15] Chandra A., Thompson E. Does Public Infrastructure Affect Economic Activity? Evidence from the Rural Interstate Highway System [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2000, 30(4): 457-90.
- [16] Donaldson D. Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure [J]. *American Economic Review*, 2018, 108(4-5): 899-934.
- [17] Donaldson D., Hornbeck R. Railroads and American Economic Growth: A "Market Access" Approach [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2): 799-858.
- [18] Duranton G., Turner M. The Fundamental Law of Road Congestion: Evidence from US Cities [J]. *American Economic Review*, 2011, 101(6): 2616-52.
- [19] Duranton G., Turner M. Urban Growth and Transport [J]. *Review of Economic Studies*, 2012, 79(4): 1407-40.
- [20] Duranton G., Morrow P., Turner M. Roads and Trade: Evidence from the US [J]. *Review of Economic Studies*, 2014, 81(2): 681-724.
- [21] Faber B. Trade Integration, Market Size and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System [J]. *Review of Economic Studies*, 2014(81): 1046-70.
- [22] Fujita M., Krugman, Venables. *The Spatial economy: Cities, Regions, and International Trade* [M]. MIT Press, 2001.
- [23] Garcia-Lopez M. A., Muniz I. Urban Spatial Structure, Agglomeration Economies, and Economic Growth in Barcelona: An Intra-metropolitan Perspective [J]. *Papers in Regional Science*, 2013, 92(3): 515-34.
- [24] Granger C. W. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1969, 424-38.
- [25] Helpman E., Krugman P. *Market Structure and International Trade* [M]. Cambridge, MA, 1985.
- [26] Krugman P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade [J]. *American*

- Economic Review, 1980, 70(5): 950-59.
- [27] Michaels G. The Effect of Trade on the Demand for Skill: Evidence from the Interstate Highway System[J]. Review of Economics and Statistics, 2008, 90(4): 683-701.
- [28] Qin Y. No County Left Behind? The Distributional Impact of High-Speed Rail Upgrade in China [J]. Journal of Economic Geography, 2017, 17(3): 489-520.
- [29] Redding S. J., Turner M. A., Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity[M]. Handbook of Regional and Urban Economics, Elsevier, 2015(5): 1339-98.
- [30] Zheng S., Kahn M. E. China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2013(14): E1248-53.
- [31] Sheard N. Airports and Urban Sectoral Employment[J]. Journal of Urban Economics, 2014(80): 133-52.
- [32] Storeygard A. Farther on down the Road: Transport Costs, Trade and Urban Growth in Sub-Saharan Africa [J]. The Review of Economic Studies, 2016, 83(3): 1263-95.

Does Highway Promote Economy Development? Evidence from the China National Highway Construction during 2004—2013

Dong Xiaofang¹ and Liu Yifan²

(1. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China; 2. Xiamen International Trust Corporation Limited, Xiamen 361005, China)

Abstract: The improvement of infrastructure can reduce transport cost and thus impacts local economy. In this paper, we employ the Difference in Difference method, and treat the national highway construction as an exogenous natural experiment to examine how transportation cost changes affect county economy between 2004 and 2013. The empirical results show that the national highway opening has a significant positive impact on local economy. The GDP of connected counties is about 1.4% higher than the non-connected counties, and the per capita GDP is about 1.7% higher than the non-connected counties. The second industry is most affected by the opening of highways; the farther away from the big cities, the smaller the county is, the more likely it is to be positively affected by the highways opening. The results of the sub-regions show that there are heterogeneous effects in the northeast and western regions, and the east and the middle counties grow faster after the highway opening. In addition, unlike the previous literature, the empirical analysis of this paper shows that we cannot observe the redistribution effect of promoting economic activities from neighboring counties but the economic growth effect of the whole region.

Keywords: Highway; Infrastructure Construction; Difference in Difference; Economic Development

JEL Classification: O15 R11 R23