

基础设施对全要素生产率的影响及作用机制

刘风起¹ 师博^{1,2}

(1. 西北大学经济管理学院; 2. 西北大学中国西部经济发展研究院)

内容提要:基础设施建设曾是投资驱动增长的典型模式,而随着中国经济进入“新常态”,基础设施的作用需要重新定位。本文整理了30个省份1999-2017年间的面板数据,利用中介效应模型探讨了基础设施影响全要素生产率的作用机制。实证结果显示,基础设施能够通过整合市场和促进技术创新来提高全要素生产率,并且这一结果随着基础设施类型和所在地区的不同呈现出差异性。本文给出的政策建议是:基础设施建设有助于实现经济转向创新驱动和效率驱动,但必须注重建成之后的利用效率,防止过度投资。政府部门还应着力于制度环境建设,使基础设施更好地发挥作用。

关键词:基础设施 全要素生产率 中介效应 门限回归

一、引言

基础设施对经济增长的重要作用已为中国的实践所证明:基础设施投资占GDP的比重从1978年的约3%上升为2014年的11%,对同期GDP增长的拉动作用达9.3%(胡李鹏等,2016)。西部大开发、“四万亿”刺激计划和一带一路合作倡议等国家战略,均是将基础设施建设作为应对经济危机和促进经济增长的重要手段。然而,随着中国经济迈入新常态,过去要素驱动和投资驱动的经济增长模式频繁地触及资源硬约束的边界,粗放发展方式难以为继。新时代下的新发展观,即创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念,要求经济运行必须以质量和效率为导向,即实现质量第一、效率优先(金碚,2018)。基础设施建设通常被认为是投资驱动模式的典型体现,而在经济转向高质量和高效增长的时代背景之下,基础设施建设是否还有必要继续推行,基础设施对于经济效率的提升贡献几何,这些问题都亟待回答。

全要素生产率(TFP)是指生产要素投入以外的技术进步和能力实现等导致的产出增加,是经济效率的综合体现。本文以基础设施和TFP为研究对象,探究基础设施能否以及通过何种路径对TFP产生影响。由于基础设施是一个涉及交通、通信和能源等诸多领域的宽泛概念,难以纳入共同框架下进行综合分析,本文以交通基础设施为基础设施的代表¹,因为前者是后者的重要组成部分:根据胡李鹏等(2016)的估算,交通运输、仓储及邮电通信业在基础设施存量中占比达61%,为所有基础设施行业中最高。

本文的边际贡献在于:首先,利用中介效应模型分析了基础设施影响TFP的作用机制。既有研究更多关注基础设施和TFP之间的整体关系,而对基础设施促进TFP的中介机制涉及较少。其次,本文通过分样本回归,考察了基础设施对TFP影响的地区差异性,使得本文的结论和建议更加具有针对性。

本文剩下部分的安排是:第二部分为文献综述和理论假说,通过总结归纳既有文献来提出待检验的假说。第三部分对各省份的TFP进行了核算。第四部分介绍了本文的实证模型、变量和估计方法。第五部分是对实证结果的分析。第六部分给出了本文的结论和政策建议。

¹如未特别注明,下文中的“基础设施”均指代“交通基础设施”。

二、文献综述及理论假说

长期以来,基础设施对于经济增长的积极作用一直是理论研究的热点。张学良(2012)、刘勇(2010)、刘生龙和胡鞍钢(2010)的研究均证实了基础设施建设对于经济增长的促进作用。后续的研究则进一步挖掘了基础设施促进经济增长的作用机制:基础设施可以通过降低企业生产成本(张光南等,2010)、降低企业库存水平(李涵和唐丽淼,2015)、实现地区专业化(李红昌等,2016)以及促进产业结构升级(吴福象和沈浩平,2013)等方式促进经济增长。

然而,新古典增长模型指出,受资本边际报酬递减规律的制约,经济长期增长的动力来自于全要素生产率的提高。在中国经济转向效率驱动的背景下,针对基础设施的研究不能局限于基础设施的短期增长效应,而应当关注基础设施与TFP之间的关系。Aschauer(1989)证明了美国的公路、机场和水路等基础设施对于TFP的积极作用;刘生龙和胡鞍钢(2010)等利用动态面板回归技术,发现我国的交通和信息基础设施具有显著的正外部性;刘秉镰等(2010)利用空间计量模型,发现铁路和公路基础设施对中国TFP增长的贡献率达59.1%,且基础设施存在显著的空间溢出效应;施震凯等(2018)的研究采用微观企业数据,发现铁路提速有助于改善企业TFP;郭凯明和王藤桥(2019)通过构建多部门一般均衡模型,发现基础设施投资虽然降低了服务业的比重,但使得劳动生产率的增速提高了1.2个百分点。由此可见,已经有大量的研究利用不同类型的数据和不同的方法证明了“基础设施能够促进TFP的提高”这一命题。本文希望在此基础上更进一步,探究基础设施促进TFP的作用机理,作为对既有研究的补充和完善。

基础设施的完善可以提高要素流动的效率,改善地区通达性,从而使现实中的时空距离得以缩短,带来“时空压缩”和“边界突破”效应(刘生龙和胡鞍钢,2011)。作为商品流通的载体,基础设施的改善可以降低流通过程中的“冰山成本”,促进区域间贸易的开展,从而对既有的市场壁垒产生冲击,有助于市场的整合(范欣等,2017)。而市场整合对于改善区域经济效率有重要意义:首先,市场整合扩大了企业的市场范围,使企业得以扩大生产规模来实现规模效益;其次,市场分割的破除有助于避免“诸侯经济”,促进地区生产的合作与专业化(申广军和王雅琦,2015);另外,市场整合带来更激烈的竞争,驱使企业进行技术创新和优化资源配置(陈丰龙和徐康宁,2012)。

技术创新是TFP提高的另一个重要来源。根据熊彼特的创新理论,创新就是对原始生产要素重新排列组合,以实现生产效率的提高。对于处在技术前沿的部门而言,技术创新主要来自研发活动,需要大量的资金和人力资源的投入,且面临较高的失败风险。基础设施的改善有助于企业降低日常经营成本,将更多的资金投入研发过程。完备的基础设施还提高了信息传输效率,使企业更好地把握新技术的供需动态,降低研发风险,提高创新效率(孙早和徐远华,2018)。此外,技术人员通过基础设施进行更高频的交流,有助于新技术和新知识的萌发。

与技术前沿部门相反,技术落后部门主要通过接收前沿部门的技术扩散,或是进行创造性仿制,来提升创新效率和实现技术追赶(毛昊等,2018)。作为研发活动成果的新技术可以是显性的,但更多是隐性的。显性的技术能够通过物化的交易过程从技术先进地区扩散到相对落后地区,而隐性的技术无法物化和编码,更多地依赖于技术人员之间的直接交流而发生扩散(蒋仁爱和冯根福,2012)。基础设施压缩了地区间的时空距离,便利了技术人员的流动,减少了信息传输过程中的失真和漏损(龙玉等,2017),使得后发追赶者更容易模仿和学习前沿部

门，提高自己的创新水平。

基于上述分析，本文提出以下待验证的理论假说：

理论假说 1——基础设施建设有助于 TFP 的提高。

理论假说 2——基础设施可以通过整合市场来提高 TFP。

理论假说 3——基础设施可以通过促进技术创新来提高 TFP。

三、全要素生产率的核算

（一）数据选取

基于数据可得性¹，本文的 TFP 核算区间为 1999-2017 年，产出变量为各省份的地区生产总值，投入变量为物质资本和全社会从业人员。其中，各地区生产总值和从业人员数据来自各年度的《中国统计年鉴》以及《新中国 60 年统计资料汇编》，资本存量参考张军（2004）和单豪杰（2008）的方法测算得到。地区生产总值与物质资本存量均按照 2000 年价格进行缩胀处理。因缺失数据较多，西藏未包含在样本中。重庆市 1997 年前的资本存量无法单独估计，本文按照其地区生产总值占四川省生产总值的比重，对四川省的资本存量进行了拆分。综上，本文的样本数据为 1999-2017 年间，30 个省（自治区，直辖市）的面板数据，后文的样本范围与此一致。

（二）核算方法的选择

目前，利用省级面板数据核算全要素生产率（TFP）的方法主要有两类：随机前沿分析（SFA）和数据包络分析（DEA）（田友春等，2017）。SFA 与 DEA 均为前沿分析方法，其基本思想是将经济单位的实际产出与产出边界的偏离程度视为技术效率，二者的区别在于对产出边界的估计方法不同，前者是一种参数估计方法而后者是非参数估计方法。本文拟采用 SFA 法对 1999-2017 年各省份的全要素生产率进行估算，因为相比于 DEA 法，SFA 法考虑了随机误差对经济效率的作用，同时受极端值的影响较小，且能够避免“技术退步”这一不合理现象的出现，更加契合改革开放以来中国经济增长的现实（傅晓霞，吴利学，2007）。

（三）前沿生产函数的确定与 TFP 核算

结合 Battese 和 Coelli（1992）提出的效率时变模型及超越对数生产函数形式，本文将前沿生产函数设定为：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 t + \beta_4 K_{it}^2 + \beta_5 L_{it}^2 + \beta_6 t^2 + \beta_7 K_{it} L_{it} + \beta_8 t K_{it} + \beta_9 t L_{it} + (v_{it} - u_{it})$$
$$u_{it} = \{u_i \cdot e^{[\eta(t-T)]}\} \sim iid N^+(\mu, \sigma_u^2) \#(1)$$

其中， Y 、 K 和 L 分别代表各省份的产出、资本投入和劳动力投入； i 代表省份， t 代表年份， T 代表基期年份； v_{it} 为随机扰动项； u_{it} 为技术无效率项（inefficiency term），其服从零点截断的正态分布； η 称为时变参数，用于反映技术无效率程度随时间的变化情况。

在对（1）式进行参数估计之前，需要进行一系列假设检验，如是否可以使用 SFA 模型、是否有必要采用超越对数生产函数、技术效率是否存在时变性以及技术进步是否为希克斯中性等等，一般采取单边似然比（LR）检验（Timothy J.Coelli, et al,2004）。单边似然比检验的 LR 统计量为：

$$LR = -2[\ln L(H_0) - \ln L(H_1)] \#(2)$$

¹ 2017 年后《中国统计年鉴》不再公布各省份固定资产投资形成额；1999 年之前各省份的全社会从业人员数据缺失较为严重。

其中, $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 分别为原假设和备择假设成立时的似然函数值。LR 统计量服从混合卡方分布。如果 LR 统计量的值大于临界值, 则拒绝原假设, 反之, 则接受原假设。

本文利用 Frontier 4.1 软件对 (1) 式进行假设检验, 具体细节及检验结果如表 1 所示:

表 1 假设检验结果汇总

检验内容	假设	似然函数对数值	LR 统计量	自由度 k	$\chi_{0.95}^2(k)$	结论
SFA 模型的适用性 ¹	$H_0: \gamma = 0$	193.1892	1090.8034	3	7.045	拒绝 H_0
	$H_1: \gamma \neq 0$	738.5909				
超越对数生产函数适用性	H_0 : 二次项系数全为 0	503.2817	470.6184	3	7.045	拒绝 H_0
	H_1 : 二次项系数不全为 0	738.5909				
模型是否存在技术变化	$H_0: \beta_3 = \beta_6 = \beta_8 = \beta_9 = 0$	633.6830	209.8158	3	7.045	拒绝 H_0
	$H_0: \beta_3, \beta_6, \beta_8, \beta_9$ 不全为 0	738.5909				
技术变化是否为希克斯中性	$H_0: \beta_8 = \beta_9 = 0$	797.5267	-117.8717	3	7.045	接受 H_0
	$H_0: \beta_8, \beta_9$ 不全为 0	738.5909				
技术效率是否存在时变性	$H_0: \eta = 0$	789.6501	15.7532	2	5.14	拒绝 H_0
	$H_1: \eta \neq 0$	797.5267				

假设检验结果显示, 选择 SFA 模型和超越对数生产函数是合适的, 且模型存在显著的希克斯中性技术变化, 技术效率的时变性同样得到证实。基于此, 本文最终确定的生产函数形式为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 K_{it} + \beta_2 L_{it} + \beta_3 t + \beta_4 K_{it}^2 + \beta_5 L_{it}^2 + \beta_6 t^2 + \beta_7 K_{it} L_{it} + (v_{it} - u_{it})\#$$

$$u_{it} = \{u_i \cdot e^{[\eta(t-T)]}\} \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2)\#(3)$$

利用 Frontier 4.1 软件对 (3) 式进行参数估计, 结果如表 2 所示:

表 2 生产函数估计结果

系数	估计值	t 统计量
β_0	-0.6551	-0.9716
β_1	0.6783 ^{***}	9.9121
β_2	0.8147 ^{***}	3.6298
β_3	0.0609 ^{***}	16.6298
β_4	-0.0340 ^{***}	-6.3392
β_5	-0.0649 ^{***}	-3.4044
β_6	-0.0004 ^{***}	-3.1174
β_7	0.0520 ^{***}	4.6998
σ^2	0.1236 ^{***}	22.1462

¹判断 SFA 模型适用性的主要依据是检验 $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ 是否为 0。 γ 反映了技术效率差异对个体间总效率差异的解释程度。

γ	0.9790 ^{***}	594.5105
μ	0.6958 ^{***}	12.3223
η	-0.0148 ^{***}	-9.0840
Log likelihood function		797.5267
LR 检验		1210.5586 ^{***}

*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设

表 2 结果显示, 模型拟合效果较好, 除常数项以外的所有系数均能在 1%的显著性水平下通过检验。根据刘秉镰等 (2010) 和田友春等 (2017) 提出的方法, 各省份的 TFP 可以表示为:

$$TFP_{it} = e^{\beta_0 + \beta_3 t + \beta_6 t^2} \cdot TE_{it} = e^{\beta_0 + \beta_3 t + \beta_6 t^2} \cdot e^{u_{it}} \#(4)$$

其中, $e^{\beta_0 + \beta_3 t + \beta_6 t^2}$ 代表了第 t 期的技术前沿面水平, TE_{it} 代表了省份 i 在第 t 期的技术效率, 二者的乘积就代表了省份 i 在第 t 期的技术水平, 即全要素生产率 TFP。测算结果显示, 30 个省份的 TFP 平均值由 1999 年的 0.2818 上升为 2017 年的 0.6564, 年均增长率达 4.8%¹。由此可见, 我国过去近 20 年的经济高速增长, 有很大一部分得益于 TFP 的不断提高。

四、实证模型、变量及数据

(一) 模型的设计

参考张勋等 (2018)、程令国等 (2014) 和温忠麟等 (2004) 提出的中介效应分析框架, 本文将基准模型设计如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Infra_{it} + CV + u_i + \varepsilon_{it} \#(5)$$

其中, $\ln Infra_{it}$ 代表了省份 i 在第 t 期的基础设施存量对数值, CV 是控制变量集, u_i 代表省份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。若系数 α_1 显著且大于 0, 则证明基础设施建设有助于 TFP 的提高。

进一步地, 为验证基础设施对 TFP 的作用路径, 本文在 (5) 式中加入中介变量, 同时将中介变量对基础设施变量进行回归:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1' \ln Infra_{it} + \alpha_2 Med_{it} + CV + u_i + \varepsilon_{it} \#(6)$$

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Infra_{it} + CV + u_i + \varepsilon_{it} \#(7)$$

其中, Med_{it} 代表基础设施影响 TFP 的中介变量。若 α_1' 、 α_2 和 β_1 均显著, 则中介效应成立; 若 α_1' 不显著, α_2 和 β_1 均显著, 则完全中介效应成立; 若 α_2 和 β_1 至少有一个不显著, 则需进一步进行 Sober 检验以判断中介效应是否成立。当模型中存在多个核心解释变量或是多个中介变量时, 分析方法与上文类似。

(二) 变量说明及数据来源

1. 核心解释变量

本文的核心解释变量为各省份的基础设施存量水平, 采用运输线路密度作为代理。此外, 为考察不同基础设施作用的异质性, 参照既有研究的做法 (刘秉镰和刘玉海, 2011), 本文在模型中同时纳入各省份的每百平方公里铁路运营里程的对数值 ($\ln Rail$) 和每百平方公里公路里程的对数值 ($\ln Road$)。

2. 中介变量

¹限于篇幅, 各省份的 TFP 测算结果未予列出。

根据上文提出的理论假说,本文的中介变量有两项:市场整合度($\ln Integ_{it}$)与技术创新水平($\ln Inv_{it}$)。市场整合度的计算参照盛斌和毛其淋(2011)的做法,其核心思想是是利用地区之间商品价格的差异来衡量市场整合程度,具体计算过程在此不予赘述。专利授权量是测度地区创新活动的重要指标(张杰等,2016),因此本文采用各省份每万人专利授权量来衡量其技术创新水平,这与既有研究类似(龙小宁和王俊,2015)。

3.控制变量

本文的控制变量集 CV 中包含的变量有:(1)政府干预程度(Gov)。适度的政府干预有利于完善公共服务和设施,促进地区 TFP 的提高;过度的政府干预则可能导致资源配置的扭曲以及腐败行为的出现,恶化地区的经济效率。本文用财政支出占 GDP 的比重来反映政府对经济的干预程度。(2)产业结构(Sec)。一般认为,资源从第二产业向附加值较高的第三产业转移有利于改善经济效率。本文用第二产业产值占 GDP 的比重来衡量地区产业结构。(3)出口依存度(Exp)。出口依存度较高的省份一方面能够获得较大的市场规模以及国外的先进技术,有利于 TFP 的提高;另一方面,出口依存度较高可能导致“低端锁定”,对地区 TFP 有不利影响。本文用出口额(按货源地分)占 GDP 的比重来衡量地区出口依存度。

上述变量的数据均来自各年度的《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》以及中国经济社会大数据研究平台。各变量的描述性统计见表 3。

表 3 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Max	Min
TFP	570	0.4677	0.2109	1.2436	0.1365
$\ln Rail$	570	0.3965	0.8384	2.2672	-2.1980
$\ln Road$	570	3.9050	0.9080	5.3476	0.6987
$\ln Integ$	570	3.8782	0.3607	4.7207	2.6617
$\ln Inv$	570	0.5107	1.3863	3.8973	-2.0412
Gov	570	0.1939	0.0914	0.6269	0.0478
Sec	570	0.4538	0.0801	0.6013	0.1901
Exp	570	0.1518	0.1817	0.9159	0.0072

(三)模型的估计方法

对于特定省份而言,TFP 与基础设施存量之间可能存在明显的双向因果关系:基础设施存量较高的省份可能拥有较高的 TFP;反过来生产率较高的省份可能拥有较为充足的资金,从而布局更多的基础设施(刘生龙和胡鞍钢,2010)。因此,本文的模型可能存在较为严重的内生性问题,普通 OLS 估计量可能并不可靠。本文借鉴王自锋等(2014)的做法,将滞后一期的铁路和公路密度作为当期铁路和公路密度的工具变量,采用 IV-GMM 估计来克服内生性问题。

五、实证分析

(一)基准回归结果

首先,本文以全国 30 个省(直辖市、自治区)为样本进行基准分析,以探究基础设施与 TFP 的整体关系,回归结果如表 4 所示。在分析变量系数的估计结果之前,有必要关注模型设定及估计方法的正确性。DM 检验的结果显示,模型不存在内生性问题的原假设在 1%的显著性水平上被拒绝,这一结果在模型(1)一

(3) 中保持一致。同时，识别不足检验和弱工具变量检验证实了工具变量选择的有效性。基于此，可以认为本文采用 IV-GMM 估计来处理内生性问题是合适的。

模型 (1) 展示了未加入中介变量时，基础设施及控制变量对 TFP 的影响。结果显示，基础设施存量的增加对于 TFP 有显著的正向作用，铁路和公路密度每提高 1%，分别可以使 TFP 提高约 0.22 个和 0.19 个单位，假说 1 得到了证实。政府干预程度与 TFP 显著负相关，说明过高的政府干预会导致资源配置扭曲，恶化经济效率。二产占比与 TFP 呈现出显著的负向关联，说明我国的第二产业效率较低，有必要加快产业结构的调整和转型升级。出口依存度对 TFP 的作用同样显著为负，这可能是由于我国的出口产品集中于附加值较低的劳动密集型产品，对出口的过度依赖会抑制自主创新能力，落入“低端锁定”的困境（刘生龙和胡鞍钢，2010）。

表 4 基准回归结果

TFP		(1)	(2)	(3)
ln Rail		0.2218 ^{***} (0.0534)	0.1991 ^{***} (0.0527)	0.1625 ^{***} (0.0568)
ln Road		0.1895 ^{***} (0.0277)	0.1804 ^{***} (0.0252)	0.1362 ^{***} (0.0282)
ln Integ			0.0403 ^{***} (0.0105)	0.0318 ^{**} (0.0097)
ln Inv				0.0326 ^{***} (0.0115)
Gov		-0.6091 ^{***} (0.2122)	-0.6218 ^{***} (0.2059)	-0.6807 ^{***} (0.1829)
Sec		-0.6485 ^{***} (0.1344)	-0.6474 ^{***} (0.1288)	-0.5836 ^{***} (0.1323)
Exp		-0.3335 ^{***} (0.0772)	-0.3273 ^{***} (0.0784)	-0.2976 ^{***} (0.0751)
省份固定效应		Yes	Yes	Yes
内生性检验 (DM 检验) P 值		0.0000	0.0010	0.0004
识别不足检验	LM 统计量	9.881	9.594	15.298
	P 值	0.0017	0.0020	0.0001
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F 统计量	311.182	317.602	267.132
	Kleibergen-Paap Wald F 统计量	99.576	98.562	62.231
过度识别检验	Hansen J 统计量	0.000	0.000	0.000
N		540	540	540
R ²		0.7761	0.7922	0.8175

*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设。括号内为稳健标准误。

进一步地，我们对基础设施促进 TFP 的中介效应进行分析。参考张勋等(2018)的做法，本文先将中介变量对核心解释变量进行回归，再将中介变量逐个加入模型 (1) 中，并观察各变量系数及显著性的变化。

首先验证假说 2：基础设施能够通过整合市场来提高 TFP。表 5 的第 1 列结果显示，铁路和公路密度的提高有助于整合市场，且这一结论在 1%的显著性水

平下显著。在此基础上，我们在表 4 的模型（1）中加入市场整合变量，得到模型（2）。模型（2）的估计结果显示，市场整合度与 TFP 显著正相关。同时，在加入市场整合这一中介变量之后，铁路和公路密度的系数符号及统计显著性未发生变化，但系数的值从 0.2218 和 0.1895 降低 0.1991 和 0.1804，说明在控制基础设施通过整合市场对 TFP 的影响之后，基础设施对 TFP 的促进作用有所下降。综合表 4 和表 5 的结果，我们可以认为基础设施对 TFP 的提高，有一部分是通过整合市场来实现的，假说 2 得到了证实。

表 5 中介变量对基础设施变量的回归结果

中介变量		市场整合 Ln(integ)	技术创新 Ln(inv)
ln Rail		0.5638 ^{***} (0.1440)	1.2712 ^{***} (0.2383)
ln Road		0.2261 ^{**} (0.0956)	1.4163 ^{***} (0.1457)
控制变量		Yes	Yes
省份固定效应		Yes	Yes
内生性检验 P 值		0.0013	0.0002
识别不足检验	LM 统计量	9.881	9.594
	P 值	0.0017	0.0020
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F 统计量	311.182	311.182
	Kleibergen-Paap Wald F 统计量	99.576	99.576
过度识别检验	Hansen J 统计量	0.000	0.000
N		540	540
R ²		0.4636	0.8525

*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设。括号内为稳健标准误。

接下来验证假说 3：基础设施能够通过促进技术创新来提高 TFP。表 5 的第 2 列结果显示，铁路和公路密度提高能显著促进技术创新。表 4 的模型（3）进一步加入了技术创新这一中介变量。结果显示，技术创新对 TFP 有显著的促进作用，人均专利数量提高 1%，能够使 TFP 提高约 0.03 个单位。此外，在加入技术创新变量后，其余各变量的系数符号及统计显著性未发生改变，但基础设施变量的系数进一步下降，说明在控制基础设施通过促进创新对 TFP 的影响之后，基础设施对 TFP 的促进作用下降。因此，我们可以认为基础设施对 TFP 的提高，有一部分是通过促进技术创新来实现的，假说 3 同样得到了证实。

（二）分地区回归结果

在基准回归的基础上，本文将样本划分为东部和中西部¹两个子样本分别进行回归，以考察基础设施对 TFP 的作用是否存在地区异质性，结果如表 6 和表 7 所示。

1. 东部地区回归结果

表 6 的方程（1）—（3）及表 7 的前两列报告了东部地区的回归结果。我们发现，随着中介变量的逐个加入，东部地区公路和铁路密度对 TFP 的显著促进作用保

¹东部地区包括：北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东及海南。中西部地区包括：山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏及新疆。

持稳定，且基础设施通过整合市场来促进 TFP 提高这一路径依然存在。可见，假说 1 和假说 2 在东部地区仍然得到了验证。然而，尽管表 7 显示东部地区基础设施存量的提高能够促进技术创新，但表 6 中技术创新变量 ($\ln Inv$) 没能通过显著性检验，即人均专利授权量的增加并不能带来 TFP 的提高。针对技术创新路径的 Sober 检验也显示¹，如果采用人均专利授权量代理技术创新水平，基础设施通过促进技术创新来提高 TFP 的中介效应在统计学上并不显著，这与理论假说 3 相悖。根据张杰等 (2016) 的研究，我国积极推行的专利资助政策催生了大量创新层次较低的外观专利，出现了“创新泡沫”和“创新假象”。外观专利不能很好的体现技术创新的内涵，对于其他创新也可能存在一定的“挤出效应”。因此，采用三种专利授权总量作为技术创新水平的代理指标，可能存在一定程度的失真。本文将外观专利从代理指标中剔除，采用每万人发明专利和实用新型专利数量之和来衡量技术创新水平，重新进行回归，结果证实了基础设施通过促进技术创新提高 TFP 这一路径的显著性²。

表 6 分地区回归结果

地区		东部			中西部		
TFP		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Rail$		0.2183*** (0.0721)	0.1921*** (0.0634)	0.1736*** (0.0643)	0.1344** (0.0528)	0.1092** (0.0549)	0.0454 (0.0550)
$\ln Road$		0.2704*** (0.0431)	0.2546*** (0.0330)	0.2210*** (0.0419)	0.1296*** (0.0331)	0.1250*** (0.0307)	0.0740*** (0.0268)
$\ln Integ$			0.0602*** (0.0151)	0.0557*** (0.0149)		0.0329*** (0.0084)	0.0217*** (0.0059)
$\ln Inv$				0.0219 (0.0144)			0.0432*** (0.0085)
Gov		-0.6633*** (0.4316)	-0.6760*** (0.3557)	-0.7225** (0.3304)	-0.1272 (0.1706)	-0.1396 (0.1577)	-0.2247* (0.1164)
Sec		-0.8797** (0.1787)	-0.8512*** (0.1666)	-0.8083*** (0.1808)	-0.3093 (0.1932)	-0.3131* (0.1754)	-0.2374 (0.1635)
Exp		-0.3222*** (0.1079)	-0.3061*** (0.1054)	-0.2793*** (0.1071)	0.1034 (0.1667)	0.0827 (0.1618)	0.777 (0.1487)
省份固定效应		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
内生性检验 P 值		0.0151	0.0119	0.0136	0.0028	0.0020	0.0042
识别不足检验	LM 统计量	7.989	7.971	6.286	11.769	12.136	11.400
	P 值	0.0047	0.0048	0.0122	0.0006	0.0005	0.0007
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F 统计量	98.246	102.290	85.904	139.288	137.215	119.229
	Kleibergen-Paap Wald F 统计量	46.281	46.607	22.465	32.348	24.564	12.507
过度识别检验	Hansen J 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

¹“铁路密度—技术创新—TFP”这一路径的 Sober 检验的 z 统计量等于 1.3539，“公路密度—技术创新—TFP”这一路径则为 1.4956，均无法通过显著性检验。关于 Sober 检验的细节可参考温忠麟等 (2004)。

²具体来说，铁路密度和公路密度每提高 1%，可以使每万人发明专利和实用新型专利数量之和分别提高约 1.41%和 1.49%；每万人发明专利和实用新型专利数量之和每增加 1%，可使 TFP 提高约 0.05 个单位。

<i>N</i>	198	198	198	342	342	342
<i>R</i> ²	0.8889	0.9061	0.9146	0.7589	0.7756	0.8440

*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设。括号内为稳健标准误。

2. 中西部地区回归结果

从表 7 给出的中介变量回归结果来看，中西部地区的铁路密度的提高，对于技术创新和市场整合均有显著的正向作用：铁路密度每提高 1%，可以使市场整合度和技术创新水平分别提高约 0.77%和 1.68%。然而，公路密度对于市场整合的作用为正但不显著。考虑到市场的整合需要各地区之间充足、快速的商品流动，但中西部地区幅员辽阔，而公路的跨区域联通作用不如铁路来得显著（刘生龙和郑世林，2013），所以公路对于促进中西部地区的市场整合可能帮助有限。

从表 6 的方程（4）—（6）来看，随着中介变量的逐个加入，中西部地区的公路密度对于 TFP 的促进作用保持正向显著，但铁路密度的作用则由正向显著变为正向不显著。这一结果说明，在控制了整合市场和促进技术创新两条中介路径之后，中西部铁路基础设施对于 TFP 的直接作用不具有统计显著性，即铁路对于 TFP 的效应是完全中介效应。这一结果显然值得深入研究，而不是贸然做出判断。

表 7 分地区中介变量回归结果

地区		东部		中西部	
中介变量		市场整合 <i>ln integ</i>	技术创新 <i>ln inv</i>	市场整合 <i>ln integ</i>	技术创新 <i>ln inv</i>
<i>ln rail</i>		0.4353** (0.2214)	0.9385*** (0.3157)	0.7665*** (0.1202)	1.6766*** (0.3443)
<i>ln road</i>		0.2637* (0.1517)	1.5889*** (0.1929)	0.1391 (0.0882)	1.2191*** (0.1656)
控制变量		Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应		Yes	Yes	Yes	Yes
内生性检验 P 值		0.0928	0.0303	0.0061	0.0036
识别不足 检验	LM 统计量	7.989	7.989	11.769	11.769
	P 值	0.0047	0.0047	0.0006	0.0006
弱工具变 量检验	Cragg-Donald Wald F 统计量	98.246	98.246	139.288	139.288
	Kleibergen-Paap Wald F 统计量	46.281	46.281	32.348	32.348
过度识别 检验	Hansen J 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>		198	198	342	342
<i>R</i> ²		0.3817	0.8829	0.5200	0.8483

*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设。括号内为稳健标准误。

3. 进一步分析

根据前文的分析，基础设施对 TFP 的促进作用，主要是通过加快经济要素的流动来实现的。完备的基础设施便利了商品的流动，拓宽和整合了产品市场，使企业得以扩大生产规模，同时也要面对更激烈的市场竞争，这将促进整个经济体范围内的资源配置。此外，基础设施建设将使得各个地区之间的交流愈发充分，新技术的火花将会在交流碰撞中不断闪现，使得生产函数的前沿面不断外移，最

终带来 TFP 的提高。由此可见，基础设施对 TFP 的促进作用并非来自基础设施建设本身，而是来自基础设施对要素流动的强化，基础设施对 TFP 提高的边际效应可能在很大程度上取决于其利用效率。

本文借鉴王自锋等(2014)的做法，用每公里铁路和公路的年旅客周转量(单位：万人/公里)来衡量铁路和公路的利用效率。从图 1 中可以发现，我国铁路的利用效率自 1999 年起稳步上升，但公路的利用效率呈现出波动下降的趋势。更为重要的是，中西部地区的铁路公路利用效率与东部地区存在明显差距，这与既有研究的结论接近(张天华等, 2018)。但这一发现仍不足以解释表 6 方程(6)的结果：为何在铁路和公路的利用效率都比较低的中西部，仅有铁路在控制整合市场和促进技术创新两条路径之后，对 TFP 的作用不再显著。

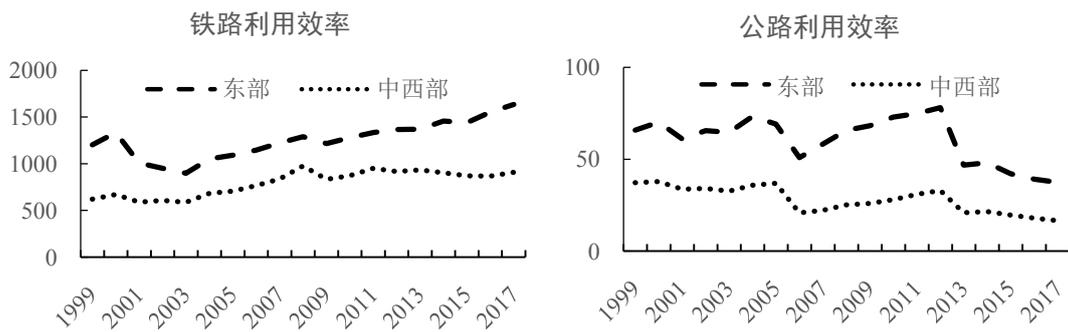


图 1 分地区基础设施利用效率

为解决这一疑问，本文采用面板门限回归技术，考察铁路和公路对 TFP 的作用是否随着利用效率的变化而呈现出不同的特征。具体来说，就是将铁路和公路的利用效率作为门限变量，考察二者对铁路和公路与 TFP 之间关系的影响。

表 8 铁路利用效率的门限效应检验

门限变量	H_0	H_1	F-stat	Prob	结论
铁路利用效率	无门限	一个门限	176.54	0.0000	拒绝 H_0
	一个门限	两个门限	48.8	0.0300	拒绝 H_0
	两个门限	三个门限	39.13	0.5450	接受 H_0

表 8 给出了铁路利用效率门限效应的检验结果，Bootstrap 仿真(300 次)结果显示存在两个显著的门限值，分别为 6.1692 和 6.9523。进一步地，表 9 给出的门限回归结果显示，随着铁路利用效率的提高，铁路密度每增加 1%可提高的 TFP 水平从 0.0968 个单位上升为 0.2632 个单位。可见，铁路建设对 TFP 的促进作用受利用效率的影响非常明显，中西部地区对铁路设施利用不足阻碍了其作用的发挥。

表 9 面板门限回归结果

变量名		TFP
ln rail (滞后一期)	$\ln Pass \leq 6.1692$	0.0968 ^{***} (0.0141)
	$6.1692 \leq \ln Pass \leq 6.9523$	0.1664 ^{***} (0.0123)
	$6.9523 \leq \ln Pass$	0.2632 ^{***} (0.0121)

$\ln road$ (滞后一期)	0.1218*** (0.0081)
Gov	-0.0986 (0.0672)
Sec	-0.4538*** (0.0475)
Exp	-0.2513*** (0.0378)
_Cons	0.1706*** (0.0251)
省份固定效应	Yes
N	540
R^2	0.8593

*, **, ***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下拒绝原假设。括号内为标准误。

表 10 则展现了对公路利用效率的门限效应检验结果，Bootstrap 仿真（300 次）结果显示并不存在显著的门限值，即公路利用效率的变化，并不会显著改变公路密度与 TFP 之间的关系。

基于此，表 6 方程（6）的结果可以得到较好的解释：铁路对 TFP 的促进作用受铁路利用效率的影响较大，由于中西部地区铁路利用效率较低，在控制通过中介变量形成的间接作用之后，铁路密度对 TFP 的直接促进作用不再显著。另外，中西部地区的公路利用效率同样比较低，但由于公路与 TFP 的关系对公路的利用效率并不敏感，所以使得公路对 TFP 促进作用在中西部地区仍然得到充分发挥。

表 10 公路利用效率的门限效应检验

门限变量	H_0	H_1	F-stat	Prob	结论
公路利用效率	无门限	一个门限	10.61	0.7233	接受 H_0
	一个门限	两个门限	7.76	0.7367	接受 H_0
	两个门限	三个门限	6.93	0.5700	接受 H_0

六、结论及政策建议

党的十九大指出，中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期。适当超前的基础设施建设在过去四十年的经济增长奇迹中扮演了重要角色：2016 年我国的铁路里程已达 12 万公里，公路里程接近 500 万公里，高速公路和高速铁路里程均为世界第一。基础设施供给不足已不再是我国经济发展的主要瓶颈。然而，发展方式转型的客观需求使得基础设施在未来发展中的作用并不明确，基础设施建设能否助力高质量和高效发展也成为了争论的焦点。

本文通过 1999-2017 年间我国 30 个省份的面板数据，利用中介效应模型和面板门限回归技术，证明了基础设施对于 TFP 的提高有显著的促进作用，并且这一作用是通过整合市场和促进技术创新来实现的。分地区回归结果显示，东部地区可能存在“创新泡沫”，本文通过更换变量指标排除此项干扰，基本结论未受影响；跨区域联络效应较强的铁路基础设施更有利于中西部地区的市场整合，但较低的利用效率使得铁路对于中西部地区 TFP 的促进作用有所折扣。

基于以上结论，本文提出以下政策建议：

（1）基础设施可以通过整合市场和促进技术创新两条途径提高经济效率，符合经济高效和高质量发展的时代需求，因此不宜立刻停止。

（2）基础设施建设和制度建设不可偏废，政府部门要注重市场壁垒的破除和创新环境的培育，使“硬”基建与“软”环境相得益彰，保证基础设施对 TFP 的作用途径畅通有效。

（3）主管部门应当预估基础设施建成之后的利用效率，并将其纳入基础设施投资决策的影响因素，避免重复建设和随意建设。只有较高的利用效率才能保证基础设施更好地促进 TFP 的提高。

（4）进入 2020 年以来，以 5G、人工智能、工业互联网、物联网为代表的新型基础设施被频繁提及。在“新基建”即将全面铺开之时，统计部门应当尽快完善与“新基建”相关的统计指标和报告，使研究者能够更好地评估其经济社会意义。

参考文献：

- [1]胡李鹏,樊纲,徐建国.中国基础设施存量的再测算[J].经济研究,2016,51(08):172-186.
- [2]金碚.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,2018(04):5-18.
- [3]张学良.中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J].中国社会科学,2012(03):60-77+206.
- [4]刘勇.交通基础设施投资、区域经济增长及空间溢出作用——基于公路、水运交通的面板数据分析[J].中国工业经济,2010(12):37-46.
- [5]刘生龙,胡鞍钢.交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角[J].中国工业经济,2010(04):14-23.
- [6]张光南,朱宏佳,陈广汉.基础设施对中国制造业企业生产成本和投入要素的影响——基于中国 1998-2005 年 27 个制造业行业企业的面板数据分析[J].统计研究,2010,27(06):46-57.
- [7]李涵,唐丽淼.交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存[J].管理世界,2015(04):126-136.
- [8]李红昌,Linda Tjia,胡顺香.中国高速铁路对沿线城市经济集聚与均等化的影响[J].数量经济技术经济研究,2016,33(11):127-143.
- [9]吴福象,沈浩平.新型城镇化、基础设施空间溢出与地区产业结构升级——基于长三角城市群 16 个核心城市的实证分析[J].财经科学,2013(07):89-98.
- [10]Aschauer David Alan. Is public expenditure productive?[J]. Aschauer David Alan,1989,23(2).
- [11]刘生龙,胡鞍钢.基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007[J].经济研究,2010,45(03):4-15.
- [12]刘秉镰,武鹏,刘玉海.交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J].中国工业经济,2010(03):54-64.
- [13]施震凯,邵军,浦正宁.交通基础设施改善与生产率增长:来自铁路大提速的证据[J].世界经济,2018,41(06):127-151.
- [14]郭凯明,王藤桥.基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响[J].世界经济,2019,42(11):51-73.
- [15]刘生龙,胡鞍钢.交通基础设施与中国区域经济一体化[J].经济研究,2011,46(03):72-82.
- [16]范欣,宋冬林,赵新宇.基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J].经济研究,2017,52(02):2034.
- [17]申广军,王雅琦.市场分割与制造业企业全要素生产率[J].南方经济,2015(04):27-42.
- [18]陈丰龙,徐康宁.本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J].中国工业经济,2012(05):44-56.
- [19]孙早,徐远华.信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗?——基于 2002—2013 年高技术 17 个细分行业面板数据的经验分析[J].南开经济研究,2018(02):72-92.
- [20]毛昊,尹志锋,张锦.中国创新能够摆脱“实用新型专利制度使用陷阱”吗[J].中国工业经济,2018(03):98-115.
- [21]蒋仁爱,冯根福.贸易、FDI、无形技术外溢与中国技术进步[J].管理世界,2012(09):49-60.

- [22]龙玉,赵海龙,张新德,李曜.时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J].经济研究,2017,52(04):195-208.
- [23]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [24]单豪杰.中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
- [25]田友春,卢盛荣,靳来群.方法、数据与全要素生产率测算差异[J].数量经济技术经济研究,2017,34(12):22-40.
- [26]傅晓霞,吴利学.前沿分析方法在中国经济增长核算中的适用性[J].世界经济,2007(07):56-66.
- [27]G. E. Battese,T. J. Coelli. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India[J]. Journal of Productivity Analysis,1992,3(1-2).
- [28]Timothy J. Coelli,D.S. Prasada Rao,Christopher J. O'Donnell,George E. Battese. An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis[M].Springer US:2005-06-15.
- [29]张勋,王旭,万广华,孙芳城.交通基础设施促进经济增长的一个综合框架[J].经济研究,2018,53(01):50-64.
- [30]程令国,张晔,沈可.教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据[J].经济学(季刊),2015,14(01):305-330.
- [31]温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(05):614-620.
- [32]刘秉镰,刘玉海.交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低[J].中国工业经济,2011(05):69-79.
- [33]盛斌,毛其淋.贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008 年[J].世界经济,2011(11):44-66.
- [35]张杰,高德步,夏胤磊.专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J].中国工业经济,2016(01):83-98.
- [34]龙小宁,王俊.中国专利激增的动因及其质量效应[J].世界经济,2015,38(06):115-142.
- [35]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(02):118-135.
- [36]刘生龙,郑世林.交通基础设施跨区域的溢出效应研究——来自中国省级面板数据的实证证据[J].产业经济研究,2013(04):59-69.
- [37]张天华,陈力,董志强.高速公路建设、企业演化与区域经济效率[J].中国工业经济,2018(01):79-99.