

DOI: 10.19361/j.er.2020.01.06

交通运输成本与农业机械化

滕兆岳 李 涵*

摘要：农业机械化是提升我国农业生产效率的一个关键因素。本文研究了我国交通运输成本下降对农业机械化程度的影响。具体来说,我们选取2004年收费公路农业机械免费通行政策作为一项政策冲击,利用双重差分模型,考察该政策的实施对有高速公路通过的县域地区农业机械化的影响。基于2000—2011年县级面板数据,在处理后高速公路线路规划的内生性问题后,我们发现该免费通行政策的实施使有高速公路通过地区的农业机械化水平显著提高了约9.10%。在进一步的异质性分析中,我们还发现,该政策对平原地区农业机械化水平的影响大于丘陵和山地地区。同时,农业机械免费通行政策的实施也通过提升县域的市场准入水平促进了农业机械化水平上升。

关键词：交通运输成本;高速公路;农业机械化;市场准入

一、引言

早在19世纪,马克思就在《资本论》中深刻探讨了机器在农业生产中的应用对农业的影响。在经济发展的过程中,农业机械的使用一方面提高了农业生产率,另一方面可以有效减少农业劳动力投入,为劳动力的非农转移创造了条件,进而解放农业生产率。Rozelle等(1999)分析了多种影响中国农业生产效率的因素,也发现农业机械化是中国农业生产率提高的一个重要原因。农业机械化可以通过降低生产成本(钟甫宁,2016)、提升农业产出(周振等,2016)等方式提高农业劳动效率。从收入效应和替代效应的角度出发,农业机械化既可以通过提高劳动生产率直接增加农民收入,也可以实现对农业劳动的有效替代(李谷成等,2018)。作为农业大国,中国从保障农产品市场有效供给和国家粮食安全出发,一直高度重视农业在国民经济中的基础性支撑作用。《中共中央 国务院关于积极发展现代农业扎实推进社会主义新农村建设的若干意见》提出,要把发展现代农业作为社会主义新农村建设的首要任务。而农业机械是发展现代农业的重要物质基础,农业机械化是农业现代化的重要标志。

*滕兆岳,西南财经大学经济与管理研究院,邮政编码:611130,电子信箱:tengzhaoyue@sina.com;李涵(通讯作者),西南财经大学经济与管理研究院,邮政编码:611130,电子信箱:hli@swufe.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金面上项目“高速铁路对企业生产率的影响机制研究”(项目号:71773097)、西南财经大学中央高校重点研究基地项目“新型城镇化与可持续发展”(项目号:JBK190601)的资助。感谢匿名审稿人的中肯建议,当然,文责自负。

探讨农业机械化的影响因素时,林万龙和孙翠清(2007)从产权理论出发,认为收入水平、土地经营规模和种植结构均会影响私人在农业机械上的投资。刘玉梅等(2009)根据人力资本投资理论,发现家庭人口规模、户主年龄、教育程度及参加职业培训情况会影响农户对农业机械装备的需求。颜廷武等(2010)从政策法律、经济技术和社会自然层面分析认为,除了收入水平以外,劳动力的非农转移也会影响到农业机械的推广。另一些研究发现地理条件和交通条件也是很关键的影响因素(张宗毅等,2011)。基于技术扩散理论,周晶等(2013)认为,地形通过阻隔效应、收入效应和结构效应作用于农业机械和农业机械服务的需求和供给。李琴等(2017)发现地块零碎化、土壤质量、基础设施便利性和地块来源都会影响农业机械作业的推广。郑文钟和何勇(2004)基于空间经济模型和地理信息系统生成农业机械空间分布地图,发现地形约束是造成某些地区农业机械化水平低于其他地区的重要原因。但是,目前还鲜有国内文献研究成本变化、特别是交通运输成本的变化对农业机械化的影响,也没有直接评估交通基础设施完善在农业机械推广中的作用。本文从交通成本降低的角度研究农业机械化的发展,进一步丰富了现有研究。此外,在现实经济活动中,交通运输等成本是农业活动交易成本中的一个重要组成部分。新古典经济理论指出,包括交通设施在内的基础设施的发展,能够通过降低交易成本为经济发展提供有利条件。诱致性技术变迁理论认为,微观生产会通过价格信号,借助市场机制实现廉价要素对昂贵稀缺要素的替代。但技术的诱致性变迁和要素替代的实现,可能受到决定要素替代难度的资源禀赋约束条件的制约(郑旭媛、徐志刚,2016)。因此,关于交通运输成本的下降能否促进农业机械化从而提高农业生产效率这个问题,仍需实证研究来为其提供经验证据。

早在古典经济学之前,重商主义和重农学派的学者们就开始阐述交通成本在经济生活中所扮演的重要角色。时至今日,虽然交通技术和社会生产日新月异,但交通基础设施投资可以降低运输成本、提高生产效率,进而促进社会分工、加速工农业现代化进程的作用机制并没有发生根本性的变化。学者们进行了大量的实证分析和规范研究(Baum-Snow and Turner, 2017; Datta, 2012; Duranton and Turner, 2012; Faber, 2014; Ghani et al., 2016; 刘生龙、胡鞍钢, 2010; 张学良, 2012)。绝大部分的研究都证明了交通基础设施投资对经济增长具有显著的促进作用,但是这些文献大多集中于对宏观经济增长、城镇化和工业企业等方面的研究,较少涉及农业问题。

Donaldson 和 Hornbeck(2016)通过分析铁路大发展对美国农业的影响,并基于市场准入(Market Access)机制,发现交通成本的下降提高了农业的产出和沿线土地的地租。还有一类文献探讨了交通基础设施在发展中国家农业经济生活中的作用。Adamopoulos(2011)通过将区域贸易和运输部门引入标准的农业—非农两部门模型来研究交通运输对于农业发展的作用,发现发达国家与发展中国家农业生产力的差异很大程度上可以用交通基础设施的差异来解释,而交通成本的下降可以有效降低农业生产者获得中间商品的成本,促进农业资源的优化配置。除此之外,不少研究还发现了交通基础设施对于农业技术投入和资本投入的促进作用(Suri, 2011)。但总体而言,相比于对城市与工业部门的研究,关于交通运输发展如何影响农业生产的实证研究仍然不多。因此,本文的研究有助于我们更全面地评估运输成本下降对农业生产的影响。

就我国的实际发展情况来看,改善交通基础设施条件长期以来都是我国促进农村发展的一项重要公共政策。因此,如何有效评估农村交通成本下降对农业生产的影响显得尤为重要。在各种交通基础设施中,高速公路的投资建设在我国起步较晚,直到1984年,才开始建设第一条高速公路(沈大高速),但发展速度很快。中国高速公路基础设施投资方式以融资为主,所以债务负担相当重。高负债带来高收费,中国收费公路收取的通行费总体水平较高,使通行费占货运成本的比例很高。高速公路的投资兴建,固然可以提升交通运输能力,促进区域经济发展,但高昂的收费标准也变相增加了经济活动的成本。农业机械一般吨位较大,特别是各种大中型农业机械,较高的公路通行费用就必然会增加农业机械的购买、运输和跨区使用成本,从而对农业机械化和农业现代化产生一定的抑制作用。为了提高农业机械化水平,2004年国务院颁布《收费公路管理条例》(国务院令 第417号),在第七条中明确规定进行跨区作业的联合收割机、运输联合收割机(包括插秧机)的车辆,免交车辆通行费。在这一政策(后文统一称为“农业机械免费通行政策”)颁布之后,全国各省区也都逐步跟进,制定了本省的农业机械免费通行政策,将跨区免费的范围进一步扩大。在很多粮食主产省份,包括为农业机械提供技术服务的车辆在内,大量农业机械作业机车道路行驶获得了免费通行许可。

本文基于中国高速公路迅速扩张和中央大力扶持农业发展的大背景,实证考察了收费公路农业机械免费通行政策对农业机械化发展的影响。从理论上来说,交通运输成本下降有可能会通过降低农业机械的使用和交易成本,促进农业机械对劳动力的要素替代,进而提升地区机械化水平。因此,本文将以农业机械免费通行政策作为一项政策冲击,探究公路交通成本下降将如何影响农业的机械化水平。具体来说,使用2000—2011年全国范围的县级面板数据,将有高速公路连通的县级样本作为实验组,其他县级样本作为对照组,以免免费通行政策作为政策时点,构建双重差分模型进行分析。文章接下来的部分安排如下:第二部分为模型设定和基本的实证结果,第三部分是稳健性检验,第四部分是进一步分析,第五部分是总结。

二、模型设定和实证结果

(一) 计量模型

本文使用的计量模型为双重差分模型,具体估计方程如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 H_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 H_{it} \times T_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:模型的被解释变量 Y_{it} 表示 i 县在第 t 年的农业机械化水平。本文使用当年农业机械总动力减去上一年农业机械总动力,再除以农林牧渔业从业人员数,获得人均农业机械增量,以该变量作为衡量农业机械化水平的标准。

H_{it} 为分组虚拟变量,当 i 县境内在第 t 年有高速公路通过时, H_{it} 取值为1,否则为0。 T_{it} 为表示政策实施前后的虚拟变量,2004年及以后年份均取值为1,之前年份为0。 $H_{it} \times T_{it}$ 的系数 β_3 即为我们关注的政策效果(Treatment Effect)。若农业机械免费通行政策可以提高有高速公路通过地区的农业机械化水平,则我们预测 β_3 的符号为正,否则为负。

X_{it} 是可能影响经济发展水平的县级层面的控制变量,包括地区年末总人口、财政收入、

财政支出、固定资产投资、福利机构床位以及中小学在校人数等; μ_i 为县级层面的地区固定效应,用来控制所有不随时间变化的地区异质性,包括县域的管理水平以及地理环境等; φ_t 为年度层面的时间固定效应,用以控制对所有县域样本影响相同的年度宏观经济形势和经济政策等因素。 ε_{it} 是残差项。本文所有回归的标准误都聚集(Cluster)到地级市水平。

(二) 数据与描述性统计

本文所用的数据主要有两个来源。第一,2000—2011 年县域社会经济数据来自《中国县(市)社会经济统计年鉴》,该年鉴包含了所有县级行政单位(不包括市辖区)的年度数据。文章使用了中国大陆地区所有县级样本,每个县包含年末人口、乡村人口、农村就业情况、农业机械动力、第一产业和第二产业增加值、固定资产投资、财政收入和支出、居民存款、金融贷款、福利机构床位以及中小学在校人数等县域特性指标。同时,我们删除了主要变量的异常值,以及部分变量缺失严重的样本。第二,我们根据 2000—2011 年《中国交通地图册》,利用 ArcGIS10.0(地理信息系统)整理了中国高速公路的交通数据,其中包括各县的地理信息以及每年铁路和高速公路里程变化情况。变量描述统计见表 1。

表 1 基本描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农业机械化水平(千瓦特/人)	21 816	0.2404	1.9973	-46.0526	94.1831
高速公路通过(是=1,否=0)	25 707	0.3433	0.4748	0	1
元代历史道路(是=1,否=0)	25 707	0.1194	0.3242	0	1
明代历史道路(是=1,否=0)	25 707	0.1070	0.3091	0	1
总人口(万人)	25 618	50.4319	130.6884	0.2000	236.000
农村人口(万人)	25 314	41.9550	108.1258	0.0800	190.000
乡村从业人员数(万人)	25 346	20.9171	16.6954	0.0534	107.9762
农林牧渔从业人员数(万人)	25 326	12.8764	10.0869	0.0459	69.1000
固定电话用户(万户)	23 374	7.2706	8.6668	0.0252	71.4398
第一产业增加值(亿元)	25 546	10.7787	10.4601	-0.0154	94.8700
第二产业增加值(亿元)	25 499	29.9933	63.2387	-0.0003	1506.0600
固定资产投资(亿元)	23 376	22.7770	41.0799	0.0027	711.9153
政府财政收入(亿元)	25 559	2.7703	6.7811	0.0013	200.2188
政府财政支出(亿元)	25 589	6.4494	8.5030	0.0122	174.5761
城乡居民存款余额(亿元)	25 393	32.7217	58.8060	0.0022	1630.1524
金融机构贷款余额(亿元)	25 443	30.0508	77.8967	0.0192	2221.8882
福利机构床位(个)	22 019	699.5722	973.1343	0	27213
中小学在校人数(万人)	23 582	7.0371	5.9530	0.0689	52.0652
平原(是=1,否=0)	25 707	0.2693	0.4436	0	1
丘陵(是=1,否=0)	25 707	0.2193	0.4137	0	1
山地(是=1,否=0)	25 707	0.3546	0.4784	0	1

(三) 基本回归结果分析

表 2 是对模型(1)的估计结果,交乘项的系数 β_3 即是我们估计的政策效应。估计结果表明,农业机械免费通行政策的实施显著提高了高速公路通过县域的农业机械化程度。表 2 列(1)只控制了地区固定效应和时间固定效应,此时交乘项的估计系数 β_3 为0.0835,

在1%的统计水平上显著。这表明,农业机械免费通行政策的实施导致高速公路连通的地区相对于国内没有连通的其他地区,农业机械化水平上升了8.35%。进一步,我们采取了添加控制变量的方法来检验模型的稳健性。表2列(2)中,我们加入了反映地区社会经济状况的随时间变化的县级宏观控制变量,交乘项的估计系数依然显著为正,数值上增加到9.23%但变化不大,意味着我们至少没有因为遗漏县级宏观变量而高估高速公路对农业机械化的影响。

(四) 内生性问题的处理

在上述的模型分析中,虽然控制固定效应可以在一定程度上消除不随时间变化的遗漏变量所导致的内生性问题,但是交通基础设施在线路规划上可能存在选择性问题,也即那些经济发展水平或者生产效率更高的地方更有可能修建高速公路,故我们的估计还会存在由于反向因果(Reverse Causality)所导致的内生性问题。因此,本文进一步通过使用工具变量对这一可能的内生性问题进行处理。

实际上,路网规划中的非随机性所导致的内生性问题是这一类研究所共同面临的问题。要解决交通基础设施建设产生的内生性问题,文献中主要有两种方法:第一种,只保留对基础设施建设不起决定性影响的样本。Chandra 和 Thompson (2000) 认为对于交通基础设施的线路规划而言,节点大城市的选择大都是非随机的,但是连接两个大城市之间的线路所经过的区域相对来说选择性较小。因此在分析中,他们通过剔除大城市样本、只保留大城市之间那些被交通基础设施所连接是相对偶然且随机的样本,来克服线路规划中的内生性问题。实际上,由于本文研究的主要对象都是县级样本,因此从这个意义上来说,我们估计模型的内生性问题并不严重。第二种,使用历史线路作为工具变量解决内生性问题(Baum-Snow et al., 2017; Duranton and Turner, 2012; Garcia-Lopez, 2012)。Duranton 和 Turner (2012) 采用历史上早期规划线路作为现代高速公路线路的工具变量, Garcia-Lopez (2012) 利用古罗马旧道和近现代铁路网作为高速公路的工具变量, Baum-Snow 等 (2017) 则使用中国 1962 年的交通路线图构建了现代铁路和公路分布的工具变量, 本文构建的工具变量也采用这一方法。我们从历史地图集中选取了元代历史道路和明代历史道路作为现代高速公路网的工具变量, 这些道路的修建时间距今已有数百年的时间, 与现代各地经济发展水平之间的相关性很小, 而且从对比中可以看出, 历史线路与当代高速公路网的布局依然存在显著的相关性, 因此古代驿路可以很好地作为现代高速公路网布局的工具变量。由于本文模型中涉及的高速公路变量都是随时间变化的, 而历史道路是不随时间变化的, 因此按照文献中常用的办法, 将历史道路与时间变量的交乘项作为本文的工具变量, 后文提到的历史道路都是交乘后的结果。

接下来, 本文使用工具变量对模型(1)进行了估计。表2列(3)和列(4)是工具变量两阶段回归中第一阶段的回归结果, 结果表明, 无论是否添加控制变量, 历史道路的通达性与当代高速公路通达性之间均存在着显著的正相关性, 而且数值变化不大。列(5)和列(6)汇报的是工具变量的第二阶段回归结果。与列(1)和列(2)的回归估计结果相比, 首先, 估计系数的符号都没有变化, 显著性上略有降低但仍然显著; 其次, 工具变量估计结果的系数有所减小, 免费通行政策使接通高速公路地区的农业机械化水平提高约9.10%。这说明公路线路规划上所存在的选择性问题会使我们高估免费通行政策对农业机械化水平提升的影响, 但该偏误并不大。

表2 基本回归结果

变量	最小二乘估计		工具变量估计： 第一阶段回归		工具变量估计： 第二阶段回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高速公路通过	-0.0007 (0.0251)	-0.0000 (0.0262)			0.0162 (0.0575)	0.0028 (0.0604)
政策时点	0.1565** (0.0626)	0.0543 (0.1311)			0.4224*** (0.0330)	0.1695* (0.0996)
高速公路通过×政策时点	0.0835*** (0.0316)	0.0923*** (0.0308)			0.0762** (0.0366)	0.0910** (0.0374)
明代历史道路			0.4133*** (0.0318)	0.4240*** (0.0332)		
元代历史道路			0.5145*** (0.0244)	0.5261*** (0.0259)		
年末总人口		0.7647*** (0.1017)		-0.0019 (0.0112)		0.7647*** (0.1015)
农村人口		0.3657*** (0.1040)		-0.0055 (0.0119)		0.3657*** (0.1038)
固定电话用户		0.0213 (0.0218)		-0.0135 (0.0090)		0.0214 (0.0218)
第二产业增加值		-0.0365 (0.0256)		-0.0020 (0.0085)		-0.0365 (0.0255)
政府财政收入		-0.0369 (0.0293)		-0.0199** (0.0100)		-0.0368 (0.0295)
政府财政支出		0.0493 (0.0416)		-0.0171 (0.0158)		0.0494 (0.0415)
城乡居民储蓄存款余额		0.0726* (0.0409)		-0.0070 (0.0098)		0.0726* (0.0408)
金融机构贷款余额		0.0538** (0.0260)		0.0203* (0.0104)		0.0538** (0.0259)
固定资产投资		0.0086 (0.0122)		-0.0007 (0.0055)		0.0086 (0.0122)
福利机构床位		0.0114 (0.0125)		-0.0008 (0.0040)		0.0114 (0.0125)
中小学在校人数		-0.2069*** (0.0644)		0.0092 (0.0216)		-0.2070*** (0.0641)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	20 664	18 941	25 707	21 152	20 643	18 905
R^2	0.0824	0.1443	0.5564	0.5415	0.0824	0.1443
F统计值			500.25	487.53		

注：(1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号中数字为地级市层面的聚类标准误。下同。(2) 在以下所有表格中，本文会继续控制年度的时间固定效应和县级的地区固定效应，并加入以上控制变量，因篇幅有限不再列出。(3) 在以下所有表格中，除表 4 外，被解释变量均为农业机械化水平，并取对数处理。(4) 本表中第(3)和第(4)列“第一阶段回归”的被解释变量为高速公路通过。(5) 表中年末总人口等县级控制变量均进行了取对数处理。

(五) 验证“共同趋势”假设

双重差分估计有效的条件是满足“共同趋势”假设,也即在农业机械免费通行政策实施前,实验组与对照组县级样本的农业机械化水平的变化具有相似的时间趋势。为了验证这一假设,我们利用政策实施前的数据,构造了一个虚拟的安慰剂测试(Placebo Test)。具体来说,我们只使用政策实施之前的数据(2000—2003年的数据),并按照相同的分组方式将样本分为实验组和对照组。现假定免费通行政策是2001年开始实施,并利用主回归模型(1)估计其政策效果。由于2001年并没有实施这一政策,所以,如果两组样本满足“共同趋势”假设,那么政策效果的估计值应该是不显著的。表3列(1)的估计结果表明,此时政策效果的估计系数并不显著,而且估计值比基本回归的估计值要小很多。也就是说,两组样本在2001年前后农业机械化水平的变化趋势并没有显著不同。此外,我们也假设政策在2002年和2003年实施,重复上述过程,表3列(2)和列(3)表明估计结果都是一致的。

表 3 共同趋势检验

变量	(1)	(2)	(3)
	2001 年	2002 年	2003 年
高速公路通过×政策时点	-0.0178 (0.0451)	0.0331 (0.0373)	0.0471 (0.0407)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
样本量	6 384	6 384	6 384
R^2	0.2089	0.2091	0.2092

(六) 农业机械化与农业发展

从上文分析中我们发现,农业机械免费通行政策促进了高速公路通过地区农业机械化水平的提高。这里我们进一步分析,通过农业机械化水平的提升,免费通行政策是否可以促进县域农业的发展。在表4中我们使用模型(1),并将被解释变量替换为机械动力贡献度、农业劳动生产率和人均粮食产量。

表 4 农业机械化与农业发展回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	机械动力贡献度	农业劳动生产率	人均粮食产量
高速公路通过×政策时点	0.0834 *** (0.0291)	0.0349 * (0.0197)	0.0869 *** (0.0255)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
样本量	20 858	21 109	20 448
R^2	0.1362	0.7584	0.1887

注:表中机械动力贡献度指农业机械总动力与第一产业增加值的比值,农业劳动生产率指第一产业增加值与农林牧渔业从业人员数的比值,人均粮食产量指粮食产量除以农林牧渔业从业人员数。三个被解释变量均取对数。

表4列(1)的结果显示,政策实施显著提升了8.34%的机械动力贡献度;列(2)的结果显示,政策实施显著提升了3.49%的农业劳动生产率;列(3)的结果显示,政策实施显著提升了

8.69%的人均粮食产量。这说明,农业机械免费通行政策通过提升高速公路连通地区的农业机械化水平,增加了农业机械化对农业生产的贡献度,进而提升了农业生产效率,实现了粮食产量增加,最终促进了农业发展。

三、稳健性检验

为了检验研究结果的稳健性,本文使用 PSM-DID 模型检验县域样本差异对估计结果的影响;使用其他衡量交通可达性的指标,检验解释变量赋值的有效性。

(一) 基于 PSM-DID 模型的估计

理想的准自然实验理论上应该类似于随机试验,实验组和对照组的样本应不存在明显差异。然而,这个条件在现实研究中很难成立,特别是本文中,各个县级样本的差异巨大。针对这一问题,本文使用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)消除样本选择偏差,然后用双重差分法和工具变量法重新估计农业机械免费通行政策对农业机械化水平的影响。具体的估计过程:利用模型中所有的县级控制变量,根据 1:1 的最近邻匹配规则,运用 PSM 方法,得到匹配后的对照组样本,形成平衡性检验表(篇幅有限正文中不再汇报)。从匹配后的结果可以发现,实验组与对照组的所有指标都不再具有显著性差异,县级样本分布更加近似于一项理想的准自然实验。表 5 汇报了基于 PSM-DID 模型的估计结果,其中(1)-(4)列的结果依然显著为正,说明样本选择问题对本文的研究影响不大。

表 5 稳健性检验 I :PSM-DID 估计

	最小二乘估计		工具变量估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高速公路通过	-0.0035 (0.0251)	-0.0042 (0.0261)	0.0075 (0.0575)	-0.0021 (0.0604)
政策时点	0.1923 *** (0.0583)	0.0081 (0.1344)	0.4367 *** (0.0325)	0.1383 (0.1019)
高速公路通过×政策时点	0.0703 ** (0.0299)	0.0801 *** (0.0306)	0.0656 ** (0.0305)	0.0792 ** (0.0372)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	20 398	18 675	20 378	18 634
R^2	0.0866	0.1333	0.0866	0.1333

(二) 其他衡量交通可达性指标的估计结果

在之前的回归结果中,本文采用的是一个哑变量来度量县域高速公路通达性。而在这一部分,本文使用距离高速公路 30 公里范围内的县级样本作为实验组,形成新的虚拟变量。另外,根据 Datta(2012)的做法,采用任一县域地理中心到距离其最近高速公路的直线距离作为衡量交通可达性的指标。这一做法的优点在于,即便对于没有直接接入高速网络的县,也可以通过这一指标测度其高速公路可达性,距离越远说明可达性越弱。表 6 列(1)和列(2)汇报了以 30 公里为范围构建实验组的估计结果,与主回归结果一致;列(3)和列(4)汇报了连续距离的估计结果,系数的估计值显著为负,与预期相符。

表 6 稳健性检验 II:其他衡量交通可达性的指标

变量	到高速公路距离<30 km		到高速公路连续距离	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	最小二乘	工具变量	最小二乘	工具变量
高速公路 30 公里	-0.0404 (0.0448)	-0.1546 (0.1675)		
政策时点	0.0476 (0.1299)	0.1398 (0.1003)	0.0572 (0.1301)	0.1596 (0.0979)
高速公路 30 公里×政策时点	0.1096 ** (0.0428)	0.1810 * (0.1084)		
高速公路距离			0.0243 (0.0152)	0.0096 (0.0370)
高速公路距离×政策时点			-0.0437 *** (0.0129)	-0.0363 * (0.0207)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	18 941	18 905	18 829	18 799
R^2	0.1446	0.1436	0.1460	0.1459

注:对高速公路距离进行了取对数处理。

四、异质性与机制分析

为进一步深化对估计结果的分析,本部分从地形异质性角度,具体分析不同地形对于政策效果的影响;同时,基于高速公路引致的市场准入水平,分析农业机械免费通行政策对农业机械化的影响机制。

(一) 地形异质性的影响分析

如果农业机械免费通行政策可以提高高速公路连通地区的农业机械化水平,那么对于地形更利于推广机械化的地区,这一影响应该更加明显。自然地理条件、特别是地形条件是影响区域农业机械化水平的重要因素(张宗毅等,2011;周晶等,2013)。因此,本文通过分样本回归来考察政策实施对地形不同的县级样本产生的异质性影响。本文使用《中国县(市)社会经济统计年鉴》中的平原、丘陵和山地分类将样本中的县域划分为平原、丘陵和山地三组。由表 7 可见,与山地和丘陵样本相比,平原地区政策实施可以带来更加巨大和显著的农业机械化水平提升,这和上文的预期一致。

表 7 地形异质性影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	平原	丘陵	山地
高速公路通过×政策时点	0.1351 ** (0.0590)	0.0090 (0.0849)	0.0667 (0.0682)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
样本量	5 460	4 203	6 270
R^2	0.1256	0.1989	0.1353

(二) 市场准入水平的影响机制分析

运输成本的下降还会通过扩大农机贸易的市场准入水平,降低贸易成本,促进地区间的

农机贸易。市场准入这一概念由一般均衡贸易理论推导而来,用来度量交通成本变化对区域间贸易成本的影响。从这个角度出发,可以得到一个交通运输成本下降提高农业机械化水平的影响机制:农业机械免费通行政策可以引致市场准入水平的提高,从而扩大农业机械的运输与可贸易范围,降低农业机械使用与采购成本,进而提升农业机械化水平。

使用市场准入水平可以刻画交通基础设施对地区的全局影响,以及经济区域间的互联程度。基于 Donaldson 和 Hornbeck (2016) 提出的概念,本文对高速公路开通所引致的市场准入水平进行了简化测算^①。测算公式如下:

$$MA_i \approx \sum_j \tau_{ij}^{-\theta} N_j \quad (2)$$

(2)式中: MA_i 表示*i*县的市场准入水平; τ_{ij} 表示地区之间的交通成本,是一个地区间动态的交通成本矩阵,既包含出行时间的成本,也包含所需的费用成本; N_j 是*j*县的年末总人口数,用以表示*j*县的市场规模。根据 Zheng 和 Kahn (2013),地区间的交通线路距离等于直线距离的 1.2 倍,本文使用县中心的经纬度坐标数据,运用 ArcGIS 10.0 软件计算得到高速公路开通地区间的直线距离和交通距离。考虑到高速公路在出行时间和出行费用上的成本,本文根据张梦婷等(2018)对运行速度和所需费用进行标准化处理,设高速公路的速度为 100 公里/小时,费用为 0.23 元/公里。时间和费用两个变量是在计算交通成本时需要权衡的关键,为了反映开通高速公路带来的交通往来时间价值的节约,本文将目标地区*j*县的历年平均小时工资视作时间的单位价值。有关参数 θ 的估计,本文参考张梦婷等(2018),将 θ 值取为 3.6。

为了考察市场准入水平的提高对农业机械化的影响,在基本回归方程(1)的基础上进行改进,得到:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 MA_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 MA_{it} \times T_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型中, β_3 是高速公路引致市场准入水平与政策时点交乘的估计系数,是机制的核心估计系数, $\beta_3 > 0$ 表明高速公路引致市场准入水平的提高正向影响了农业机械化,反之则为负向影响。表 8 列(1)和列(2)为基本回归结果,交乘项对农业机械化水平有显著的正向影响,这与我们之前的分析是一致的。由此可见,高速公路开通引致的市场准入水平提高在政策实施后会进一步得到加强,进而提高农业机械化水平,最终促进农业的发展。

表 8 市场准入水平影响机制的回归结果

	(1)	(2)
市场准入水平	-0.0113 (0.0078)	-0.0143* (0.0083)
政策时点	0.1954*** (0.0491)	0.0808 (0.1319)
市场准入水平×政策时点	0.0197*** (0.0073)	0.0226*** (0.0077)
控制变量	否	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
样本量	20 664	18 941
R^2	0.0824	0.1443

注:对市场准入水平进行了取对数处理。

^①由于篇幅有限,关于市场准入的具体推导过程可向作者索取。

五、结论

本文实证研究了农业机械免费通行政策对农业机械化的影响。我们使用中国 2000—2011 年县级面板数据,发现政策实施后,有县域高速公路互联互通的地区农业机械化水平将提高约 9.10%。通过内生性问题处理、样本差异处理和替换变量处理,发现估计结果依然是稳健的。同时,这一效应对于平原地区而言更加显著。进一步的机制分析表明,农业机械免费通行政策通过降低农业机械运输成本,提升了地区的市场准入水平,进而促进了农业机械化的普及,从而实现农业的发展。

本文的政策启示是:其一,改善交通基础设施条件长期以来作为一项重要公共政策,对促进中国农村发展是非常必要的。从整体上说,我国基础设施建设水平仍然制约着我国农业发展,强化交通基础设施建设是实现农业现代化的重要措施之一。其二,减免交通费用,降低交通运输成本,可以有效提升资源配置效率,扩大中国超大规模市场优势,提升广大农村地区的农业机械化和现代化水平。其三,一个不容忽视的影响因素是地形差异引起的农业成本差异。我们的结果显示,在农业机械免费通行政策实施后,山地与丘陵地形的农业机械化增量仍远低于平原地形。交通成本的下降并不能完全克服客观自然条件限制,在实现农业发展时,应该因地制宜,实现农业机械化、农业现代化和特色农业协调发展。

综上所述,考察交通基础设施投资和支农惠农政策对中国农村经济发展的影响具有重要的现实意义。如何更好地让交通基础设施服务于农民增收、农业增产和农村现代化是一个重要的公共政策问题。我们的研究为进一步深化农业供给侧改革、提高农业机械化水平提供了必要的实证依据,同时也可以为我国制定基于交通基础设施网络的农业产业政策、解放农村生产力、实现农业现代化提供一定的参考。

参考文献:

1. 李谷成、李烨阳、周晓时,2018:《农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?》,《中国农村经济》第 11 期。
2. 李琴、李大胜、陈风波,2017:《地块特征对农业机械服务利用的影响分析——基于南方五省稻农的实证研究》,《农业经济问题》第 7 期。
3. 林万龙、孙翠清,2007:《农业机械私人投资的影响因素:基于省级层面数据的探讨》,《中国农村经济》第 9 期。
4. 刘生龙、胡鞍钢,2010:《交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角》,《中国工业经济》第 4 期。
5. 刘玉梅、崔明秀、田志宏,2009:《农户对大型农机装备需求的决定因素分析》,《农业经济问题》第 11 期。
6. 颜廷武、李凌超、王瑞雪,2010:《现代化进程中农业装备水平影响因素分析》,《农业技术经济》第 12 期。
7. 张梦婷、俞峰、钟昌标、林发勤,2018:《高铁网络、市场准入与企业生产率》,《中国工业经济》第 5 期。
8. 张学良,2012:《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》,《中国社会科学》第 3 期。
9. 张宗毅、曹光乔、易中懿,2011:《“十二五”农业机械化发展区域划分研究》,《中国农业资源与区划》第 4 期。
10. 郑旭媛、徐志刚,2016:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第 16 卷第 1 期。
11. 郑文钟、何勇,2004:《基于 GIS 的浙江省农业机械化发展水平的地区比较》,《浙江大学学报(农业与生命科学版)》第 6 期。
12. 钟甫宁,2016:《正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题》,《农业经济问题》第 1 期。
13. 周晶、陈玉萍、阮冬燕,2013:《地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响——基于湖北省县级面板数据的实证分析》,《中国农村经济》第 9 期。

- 14.周振、张琛、彭超、孔祥智,2016:《农业机械化与农民收入:来自农机具购置补贴政策的证据》,《中国农村经济》第2期。
15. Adamopoulos, T. 2011. "Transportation Cost, Agricultural Productivity, and Cross - country Income Differences." *International Economic Review* 52(2):489-521.
16. Baum-Snow, N., L. Brandt, J. V. Henderson, M. A. Turner, and Q. H. Zhang. 2017. "Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities." *Review of Economics & Statistics* 99(3):435-448.
17. Baum-Snow, N., and M. A. Turner. 2017. "Transport Infrastructure and the Decentralization of Cities in the People's Republic of China." *Asian Development Review* 34(2):25-50.
18. Chandra, A., and E. Thompson. 2000. "Does Public Infrastructure Affect Economic Activity? Evidence from the Rural Interstate Highway System." *Regional Science and Urban Economics* 30(4):457-490.
19. Datta, S. 2012. "The Impact of Improved Highways on Indian Firms." *Journal of Development Economics* 99(1):46-57.
20. Donaldson, D., and R. Hornbeck. 2016. "Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach." *Quarterly Journal of Economics* 131(2):799-858.
21. Duranton, G., and M. A. Turner. 2012. "Urban Growth and Transportation." *Review of Economic Studies* 79(4):1407-1440.
22. Faber, B. 2014. "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System." *Review of Economic Studies* 81(3):1046-1070.
23. Garcia-Lopez, M-A. 2012. "Urban Spatial Structure, Suburbanization and Transportation in Barcelona." *Journal of Urban Economics* 72(2-3):176-190.
24. Ghani, E., A. Goswami, and W. Kerr. 2016. "Highway to Success: The Impact of the Golden Quadrilateral Project for the Location and Performance of Indian Manufacturing." *Economic Journal* 126(591):317-357.
25. Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. DeBrau. 1999. "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China." *American Economic Review* 89(2):287-291.
26. Suri, T. 2011. "Selection and Comparative Advantage in Technology Adoption." *Econometrica* 79(1):159-209.
27. Zheng, S., and M. E. Kahn. 2013. "China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth." *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 110(14):1248-1253.

Transportation Costs and Agricultural Mechanization

Teng Zhaoyue and Li Han

(Research Institute of Economics Management, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: Agricultural mechanization is a key factor to improve agricultural productivity. This paper studies the influence of reducing transportation cost on China's agricultural mechanization. We set the free-tall policy of agricultural machines in 2004 as a policy impact and use the DID method to investigate the impact of the policy on agricultural mechanization in counties with highways. Based on the county-level panel data from 2000 to 2011, after solving the endogeneity of highway routes, we find the policy significantly increases the level of agricultural mechanization by 9.10% in areas with highways. In the heterogeneity analysis, we find that the policy has a greater impact on the level of agricultural mechanization in the plains than in the hills and mountains. At the same time, the free - tall policy also increases the level of agricultural mechanization by enlarging the market access of counties.

Keywords: Transportation Cost, Highway, Agricultural Mechanization, Market Access

JEL Classification: H54, L92, R16

(责任编辑:赵锐、彭爽)