

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

周 晶 陈玉萍 阮冬燕

内容提要：农业机械化发展的区域不平衡对全面实现农业现代化构成重大挑战。本文基于自然地理条件视角解释农业机械化水平的区域差异，从阻隔效应、收入效应和结构效应三个维度构建地形影响农业机械化水平的分析框架。利用 1991~2011 年湖北省县级面板数据的分析表明，山区地形、农民收入以及种植结构等因素对农业机械化水平具有显著影响。本文进一步利用回归分解法和泰尔指数分解法测度地形对农业机械化水平区域差异的贡献率。分析发现：地形对农业机械化水平区域差异的解释程度达到 35%~50%，是造成农业机械化水平区域差异的主要因素；地形的阻隔效应构成地形总效应的主要成分，在农机具购置补贴政策实施初期地形的阻隔效应大幅度跃升，但 2005 年以后持续下降；地形的收入效应逐年上升，其影响力已接近地形的阻隔效应；地形的结构效应则不断下降。

关键词：农业机械化 区域差异 地形 效应分解 湖北省

一、引言

发达国家的历史经验表明，农业机械化是实现农业现代化的重要前提和标志（张桃林，2012）。改革开放以来，中国农业机械化发展迅速，不仅打破了家庭承包经营制度造成的土地细碎化不利于农业机械化发展的观点（刘凤芹，2006；侯方安，2008；曹阳、胡继亮，2010），还极大地提高了农业物质装备水平和科学技术水平，推进了中国农业现代化进程。

经过多年的发展，中国农业机械化尽管总体上已进入中级发展阶段^①，但在多重因素的作用下，农业机械化水平呈现出显著的区域不平衡性（刘玉梅、田志宏，2005）。其中，自然地理条件是影响区域农业机械化水平的重要因素（张宗毅等，2011），这使得农业机械化水平区域差异在不同地形区之间表现得尤为明显。诸多研究表明，以华北、东北两大平原为代表的平原地区和以西部尤其是西南地区为代表的丘陵地区、山区是中国农业机械化发展的两个极端（杨敏丽、白人朴，2005^a；杨敏丽、白人朴，2005^b；张宗毅等，2011；段亚莉等，2011）。不同地形区农业机械化水平的差异对中

*本文研究得到国家自然科学基金项目“山区农户生计转型及其脆弱性研究”（项目编号：71003106）、教育部人文社会科学基金项目“滇西南干旱背景下的陆稻生产和农户生计转型”（项目编号：10YJA790026）和鄂西生态文化旅游研究中心招标项目“鄂西生态脆弱区绿色产业发展研究”（项目编号：STZX20120707）的资助，在此表示感谢。

^①根据农业部网站（www.gov.cn）的数据，2007 年，中国农业耕种收综合机械化水平达到 41%，标志着农业机械化发展正式从初级阶段进入中级阶段。另外，据中国农业信息网（www.agri.gov.cn）报道，2011 年，中国农业机械化水平提高到 54.5%，连续六年保持 2 个百分点以上的增幅。

国全面提升农业装备水平和全面实现农业现代化无疑是一项重大挑战。因此,考察地形对农业机械化发展的影响对于探索提升地形复杂地区农业机械化水平的道路,以及制定地区乃至全国农业机械化协调发展战略,都具有重要参考意义。

虽然山地、丘陵地形制约农业机械化发展已经成为学术界和政府部门的普遍认识,但是,到目前为止,对地形约束农业机械化发展的作用机理展开深入分析的研究成果较为缺乏,定量分析地形影响程度的文献也还不多。本文以中国中部地区农业大省且境内地形复杂多样的湖北省为研究区域,构建地形影响农业机械化发展的分析框架,从阻隔效应、收入效应和结构效应三个维度阐释地形对农业机械化的作用机制,并利用1991~2011年县级面板数据展开计量分析,在此基础上测度地形对农业机械化水平区域差异的贡献率及各种效应。

二、文献综述

中国农业机械化发展区域不平衡是全面实现农业现代化的重要限制因素之一,很多研究利用实证分析方法,从农民收入水平、土地经营规模、家庭人口资源禀赋、种植结构、农机具购置补贴政策等角度对这一现象进行了解释。林万龙、孙翠清(2007)和张宗毅等(2009)利用省级面板数据研究发现,农民收入水平和土地经营规模对农业机械化水平具有显著的正向影响。这一发现不仅得到了一些利用宏观截面数据和时间序列数据的研究的支持(例如杨敏丽、白人朴,2004;陈宝峰等,2005;侯方安,2008),还得到了运用农户调查数据的实证研究的响应(例如刘玉梅等,2009;廖西元等,2009;曹阳、胡继亮,2010),一些研究甚至将二者归为影响农业机械化最主要的因素(例如刘玉梅、田志宏,2005;刘玉梅、田志宏,2008;颜廷武等,2010)。种植结构也被认为对农业机械化水平具有重要影响,其中,小麦播种面积比重高有利于农业机械化(刘玉梅、田志宏,2008),而水稻播种面积比重对农业机械化水平具有显著的负向影响(张宗毅等,2009)。人口资源禀赋对农业机械化的影响也受到了关注。一些研究发现,农户家庭人口数量对农业机械化水平具有显著的正向影响(刘玉梅等,2009;刘玉梅、田志宏,2009),家庭农业劳动力数量对农业机械化水平具有显著的负向影响(陈宝峰等,2005;纪月清、钟甫宁,2011),而劳动力非农化则对农业机械化水平构成显著的正向影响(Krishnasreni and Thongsawatwong, 2004;侯方安,2008;刘玉梅、田志宏,2009)。还有研究表明,国家农机补贴政策对农业机械化具有显著的推动作用。张宗毅等(2009)和曹阳、胡继亮(2010)发现,农机具购置补贴政策的实施显著提升了农业机械化水平;曹光乔等(2010)利用江苏省水稻种植户的调查数据发现,在补贴政策的激励下,购买农机具的稻农比例有所上升,农机服务市场规模也有所扩张。

自然地理条件对农业机械化的影响也受到了一些研究的关注。通过对区域农业机械化水平进行分类对比和评价,一些研究认为,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(郑文钟、何勇,2004;刘玉梅、田志宏,2005;段亚莉等,2011),政府部门也认同这一观点(例如湖北省农业厅,2011)。关于地形制约农业机械化发展的机理,少量研究涉及,且它们多认为,山区和丘陵地区地势起伏不平且地块较为零碎,农业机械化难度大、成本高(张宗毅等,2009;曹阳、胡继亮,2010;张宗毅等,2011)。在实证分析中,部分文献采用固定效应模型控制地形的潜在影响(例如林万龙、孙翠清,2007;颜廷武等,2010),但未能测度地形作用的大小;曹阳、胡继亮(2010)的研究在设置地区虚拟变量时考虑了地形因素,发现地形对农户农业机械化水平具有显著的影响,但他们在指标选取上把经济发展水平和地形混合在一起,从而无法分离地形的实际影响程度;还有研究采用定量指标测度地形的影响,例如,张宗毅等(2009)和陈宝峰等(2005)

分别利用省级面板数据和山西省各县的截面数据分析发现，丘陵和山地比例对农业机械化水平具有显著的负向影响。

综上所述，农业机械化发展区域不平衡是多种因素综合作用的结果，其中，地形是重要的影响因素。然而，迄今对地形的作用机制展开深入探讨以及量化地形影响程度的文献并不多，而且以下几个方面的问题还值得深入探讨：第一，现有的研究只是简单指出丘陵地区和山区农业机械化难度大、成本高，并没有解释地形为何导致难度大、成本高及其影响农业机械化发展的路径；第二，农业机械化的难度和成本实际上体现了地形的阻隔效应，然而，地形还可能通过其他途径影响农业机械化水平；第三，已有的定量分析仅仅得到了地形的边际影响，无法回答地形对农业机械化发展区域不平衡的贡献到底有多大，也没有把地形的影响分解成各种可能的效应。本文尝试解答这些问题。

三、分析框架

农业机械化本质上是在农业生产各个环节实现机械对人畜力的替代（曹阳、胡继亮，2010），它一般通过两条途径完成：一是农户购买农业机械，在家庭经济圈内实行农机自我服务；二是农户直接从农机专业服务市场购买农机服务。农户对农机或农机服务的购买决策是需求和供给两方面因素综合作用的结果：农户对农机或农机服务的需求越旺盛，购买农机或农机服务的潜在规模越大；充足的农机或农机服务供给可以降低农机或农机服务价格，增强农户的购买意愿（见图1）。

根据 Rogers（1962）的技术扩散理论，农户间关于农机作业技术、效益等方面的交流可在一定区域范围内产生示范带动作用，从而引致新的农机或农机服务需求。在一定条件下，农机户朝专业化方向发展，为周围农户提供农机服务，可以增加农机服务供给量。农机作业示范效应和农机户专业化对提升区域农业机械化水平起到“催化剂”的作用。农机作业规模越大，农户间的交流越频繁，农业机械化的示范效应也越明显。

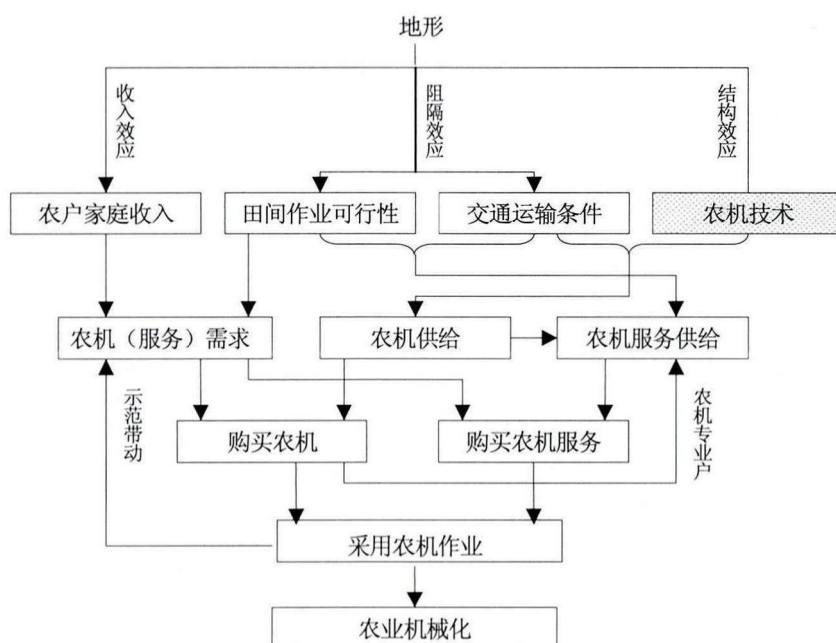


图1 地形对农业机械化的作用机理

本文认为，地形通过阻隔效应、收入效应和结构效应作用于农机和农机服务的需求和供给，从

而影响农业机械化水平。其中,地形通过影响农机作业可行性和公路交通进而对农业机械化水平区域差异产生影响,本文把这种影响称为阻隔效应;不同地形区农户收入差距也会造成农业机械化水平的区域差异,本文将这种效应称为收入效应;地形约束还可能造成区域农作物种植结构上的差异,而种植结构差异又会引起农业机械化水平的区域差异,本文把这种效应称为结构效应。

1.阻隔效应。山区海拔一般超过 500 米,地表相对落差大于 100 米,高低起伏的地表特征对农业机械化产生显著的阻隔效应。这种效应主要表现在两个方面:第一,山区地形通过降低农机田间可达性和作业便利性制约农机作业可行性。农机在农户宅院或乡村公路与农田地块之间以及在不同地块之间顺利通行,是开展田间作业的前提,但山区沟壑、陡坡遍布,修筑机耕道的成本往往超出了农户的支付能力或者预期收益,其后果是,一部分地块无法修通机耕道,而另一部分地块虽有机耕道连通,但路面质量很难达到高标准,这样就降低了农机田间可达性。另外,山区地形降低农机田间作业便利性。山区很大一部分地块具有面积小、形状不规则、坡度大且分布分散的特征,这给农机作业造成极大的不便。较低的农机作业可行性不仅会降低农户农业机械的使用价值,提高其家庭劳动力操作农机的难度,抑制农户农机需求,而且会提高农机专业户供给农机服务的成本,制约农机服务的有效供给。第二,山区地形制约区域交通发展,阻碍农机和农机服务供给。复杂的地表状况大幅度增加了公路修筑和养护成本,导致山区高质量公路网密度远不及丘陵和平原地区。相对滞后的交通状况增加了农机供应的难度,导致农机供给短缺进而提升农机购置价格,抑制农户对农机的有效需求。交通滞后还可能阻碍农机专业服务队伍为周边农户提供农机服务,这也是大范围的农机跨区作业很难辐射到偏远山区的重要原因。

丘陵地区海拔通常低于 500 米,地表高低落差往往在 10~50 米之间,地表起伏在一定程度上增加了农机作业的难度。然而,丘陵地区农田多呈高低错落、连绵成片的状态,修建机耕道路的难度和成本低于山区,这意味着,农机作业可行性可通过田间道路的修缮和农机操作人员技术训练的强化得到有效提高。平原地区地表高低落差一般低于 50 米,坡度在 5°以下,地势低平,起伏和缓。与丘陵、山区相比,平原地形对农业机械化并无明显的阻隔效应。

通过以上分析,本文预期,山区地形将制约农业机械化发展,丘陵地形对农业机械化并无明显的制约作用,而平原地形有利于农业机械化发展。

2.收入效应。农户收入水平也是影响农业机械化水平的重要因素。农民收入水平越高,对农业机械以及农机服务的支付能力越强(侯方安,2008),而且农业劳动力的机会成本也可能越大(黄季焜、罗思高,1996;刘玉梅、田志宏,2005),继而刺激农户采用劳动节约型技术来替代劳动力(McNamara,2005)。因此,农户家庭收入水平越高,对农业机械(服务)的需求可能越大。

地形条件还会造成农民收入差距,从而影响农业机械化水平。受地形条件制约,丘陵地区尤其是山区,大宗农产品产量及其商品率相对较低,致使农户农业经营收入偏低。山区交通和信息相对闭塞,不仅制约大宗农产品商品化,而且使得地方特色农产品资源优势难以发挥。另外,山区落后的基础设施还阻碍非农产业发育,造成农户收入来源单一。鉴于以上分析,笔者推断,山区地形降低了农民收入,从而制约其农业机械化发展。值得注意的是,根据标准的 Mincer 收入模型,农户收入由土地、劳动力、资本等一系列因素决定,地形条件或者地理位置仅仅是其中一个因素,因而考察地形对收入差距的影响程度是准确刻画地形的收入效应的前提。

3.结构效应。由于作物特性以及农机科技水平的制约,部分作物某些生产环节的机械化关键技术尚未取得突破,抑或虽有突破但尚未展开大规模商业化应用,导致农机市场上相关农机供给短缺,从而降低这些农作物生产的综合机械化水平。在其他条件保持不变的前提下,某一类生产综合

机械化水平偏低的农作物在全部农作物中的比重过高将会拉低种植业整体的机械化水平。因此,种植结构与农机科技水平相叠加共同对农业机械化水平产生影响。小麦作为主要的旱作粮食作物,其生产基本上实现了全程机械化;适宜的水稻插秧机技术尚未取得重大突破,因而水稻机播水平较低;玉米机收技术相对滞后,其生产综合机械化水平偏低;相比于粮食作物,非粮食作物机械技术研发和推广明显滞后,其生产机械化水平较低。据此,本文推断,在其他条件相同的情况下,农作物中小麦播种面积比重与农业机械化水平正相关,而玉米播种面积比重和非粮食作物播种面积比重与农业机械化水平负相关。

一个地区的地形对其农业生产结构具有较为明显的作用,从而对农业机械化水平区域差异产生影响。例如,环境适应性强的玉米在山区农业生产中占有重要地位,这也可能是制约山区农业机械化发展的重要因素。基于以上分析,本文认为,地形条件在一定程度上还通过种植结构对农业机械化水平区域差异产生影响。当然,除地形因素外,种植结构受气候条件、当地居民饮食习惯等自然、社会、经济、文化因素的影响也较大,因而需要将地形的影响从众多因素中分离出来。

四、实证分析模型的变量选择及数据来源

为了检验上文的理论判断,并考察地形对农业机械化的各种效应,本文利用 1991~2011 年湖北省 71 个县的面板数据展开计量分析^①。湖北省地处中国中部,是全国农业大省和粮食大省,且境内地形复杂多样,山地、丘陵和岗地、平原湖区各占总面积的 56%、24%、20%^②。另外,湖北省位于中国南北交接地带,农作物种类丰富,北方旱作粮食作物小麦和南方主要水田粮食作物水稻都有大面积种植,2011 年,湖北省水稻、小麦、玉米、油菜、棉花播种面积占比分别为 25.4%、12.7%、6.9%、14.3%、6.1%^③。因此,选择湖北省为研究区域具有典型意义。

除地形指标数据以及多数年份的农民家庭人均纯收入数据外,本文分析所使用的大多数数据均来自 1992~2012 年历年的《湖北农村统计年鉴》^④。农民收入数据除少数年份来自《湖北农村统计年鉴》外,更多年份来自《湖北统计年鉴》^⑤。地形指标数据取自《中国县(市)社会经济统计年鉴 2011》^⑥。另外,对于少数年份数据缺失问题,本文采用常用的数据弥补方法,即用相邻两个年份数据的均值来代替缺失值。

模型的因变量是农业机械化水平,同多数研究一样,本文关注种植业机械化水平,采用耕种收综合机械化率来表示机械化水平^⑦。已有的一些研究采用丘陵和山地面积占行政区域面积的比重来衡

^①本文研究中的样本县是指地级市所辖或由省直管的县、县级市和区,以下统称为“县”。受行政区划变更的影响,部分县域连续多年的统计数据无法获取,本文把它们剔除考察范围,包括武汉市的大多数县以及十堰、荆门、黄冈、孝感、黄石、荆州等地级市首府所在的县,还把随州市的随县与曾都区进行合并处理(2009 年,经国务院批准,随县从曾都区分离出来成为与曾都区平级的县),最后选取 71 个县作为考察对象,这 71 个县涵盖了湖北的绝大部分区域,而且被剔除的县多属于城市化水平较高的非农业区域,所以,样本依然能够代表整个湖北省。

^②数据来源:湖北省人民政府:《湖北地貌》,湖北省人民政府网站(www.hubei.gov.cn),2013 年 4 月 1 日。

^③资料来源:湖北省统计局(编):《湖北统计年鉴 2012》,中国统计出版社,2012 年。

^④湖北省统计局(编):《湖北农村统计年鉴》(1992~2012 年,历年),中国统计出版社。

^⑤湖北省统计局(编):《湖北统计年鉴》(1992~2012 年,历年),中国统计出版社。

^⑥国家统计局农村社会经济调查司(编):《中国县(市)社会经济统计年鉴 2011》,中国统计出版社,2011 年。

^⑦本文研究计算机械化水平的方法与权威部门略有不同。农业部门公布的综合机械化率为机耕率、机播率和机收率的加权平均值(权重分别为 0.4、0.3、0.3),其机耕率等于机耕面积除以实际耕作面积,机播率等于机播面积除以农作物播种面积,机收率等于机收面积除以实际收获面积。由于无法获得各县实际耕作面积和收获面积数据,本文研究采用所有农作物机耕面积、机播面积和机收面积的算术平均值与农作物播种面积的比值作为替代指标。运用 2007 年全国的相关数据,按照本文方法测算得出当年全国综合农业机械化率为 38.7%,这一数据略低于用权威方法测算得出的

量地形条件,但由于湖北各县山地和丘陵面积数据无法获取,本文研究采用虚拟变量表示地形条件,即将所有县按照平原、丘陵和山区划分为3类,并设置“是否山区县”和“是否丘陵县”两个虚拟变量,以考察山区和丘陵地形的阻隔效应。按照《中国县(市)社会经济统计年鉴2011》中的划分标准,本文所关注的71个县由36个山区县、19个丘陵县和16个平原县组成。收入水平采用农民人均纯收入表示,但考虑到收入水平和机械化水平之间可能存在双向因果关系,为了控制内生性,本文对收入变量进行滞后一期处理^①。农民收入还按照物价指数进行了调整。根据湖北省的实际情况,本文选择玉米播种面积占粮食作物播种面积比重、小麦播种面积占粮食作物播种面积比重和非粮食作物规模3个指标代表种植结构。2011年,湖北山区县粮食作物播种面积中玉米播种面积所占比重为24.0%,是丘陵县的3倍多,是平原县的8倍。丘陵地区小麦播种面积比重达到26.0%,高于平原地区和山区。湖北是全国水稻主产区之一,各县水稻种植较为广泛。由于不同地形区之间水稻播种面积比重差异并不明显,本文未选用水稻播种面积比重指标。江汉平原是全国重要的棉花和油菜生产基地,因而湖北平原地区非粮食作物播种面积在农作物播种面积中的比重较高,2011年,这一比重达到49.8%,比丘陵地区和山区均高出10个百分点。然而,如果同时使用百分比指标,非粮食作物播种面积比重很可能与玉米播种面积比重和小麦播种面积比重产生多重共线性问题。为了避免这一问题,本文选用非粮食作物规模指标来考察非粮食作物的结构效应。从湖北的统计数据来看,非粮食作物规模与非粮食作物播种面积比重具有一致性。各变量的描述性统计见表1。

同时,本文还引入了一些控制变量。农业劳动力规模可能对农业机械化水平造成负向影响,农户劳动力越多,使用机械替代劳动力的动机越小,本文采用户均农业劳动力数量代表劳动力规模。农机操作的技术性较强,对农机手的素质要求较高,农户家庭人口数量越多,出现具有农机操作技能劳动力的可能性越大,本文采用户均人口数代表人口规模。农户土地经营规模对农业机械化水平的正向影响已经得到很多研究的证明,本文使用人均耕地面积来表示。在农业生产中,役畜对农业机械可能具有替代作用,发达国家农业机械化进程伴随着役畜规模的不断下降(陈联诚,2001)。为考察其替代作用,本文用每10亩耕地上的役畜头数来表示役畜规模,但农业机械也可能反过来对役畜产生替代作用,为了缓解内生性,本文对其进行滞后一期处理。农业机械补贴政策对农业机械化发展的影响不可忽视,但各县农机具购置补贴数据无法获取,本文采用虚拟变量替代。

表1 变量的描述性统计(样本量:1491)

变量	变量代码	变量定义及说明	均值	标准差	最小值	最大值	预期影响方向
农业机械化水平(%)	<i>Mech</i>	耕种收综合机械化率,即机耕、机播和机收面积平均值与农作物播种面积的比值	13.00	12.28	0.10	64.83	—
山区地形	<i>Mount</i>	山区=1,非山区=0	0.51	0.50	0.00	1.00	-
丘陵地形	<i>Hill</i>	丘陵=1,非丘陵=0	0.27	0.44	0.00	1.00	?
收入水平(元)	<i>Income</i>	农民人均纯收入,滞后一期	2206.72	1466.84	283.54	11027.11	+
小麦比重(%)	<i>Wheat</i>	粮食作物播种面积中玉米播种面积占比	20.63	14.15	0.00	60.25	+
玉米比重(%)	<i>Maize</i>	粮食作物播种面积中小麦播种面积占比	12.30	13.73	0.00	65.64	-

41%的水平,但这两个指标基本上是一致的。另外一点需要说明的是,本文仅关心种植业总体机械化水平,对各种农作物生产机械化水平不做细分。

^①此外,本文还进行了内生性检验,详见后文。

(续表 1)

非粮食作物规模 (亩/户)	Cashc	户均非粮食作物播种面积	4.35	2.07	1.10	11.56	-
劳动力规模 (个)	Labor	户均农业劳动力数量	1.19	0.27	0.46	2.05	-
土地经营规模 (亩)	Land	人均耕地面积	1.37	0.48	0.51	3.52	+
人口规模 (个)	Hsize	户均人口数	3.96	0.44	2.87	5.72	+
役畜规模 (头/ 10 亩)	Animal	每 10 亩耕地役畜头数, 滞后一期	0.58	0.37	0.00	2.66	-
农机具购置补贴 政策	Sub	2003 年以后=1, 其他年份=0	0.38	0.49	0.00	1.00	+

五、模型估计及地形效应的测算

(一) 计量模型及估计方法

本文使用面板数据模型测度各变量的影响, 采用的基准模型如下:

$$\begin{aligned} Mech_{it} = & \alpha_i + \beta_1 Mount_{it} + \beta_2 Hill_{it} + \beta_3 Income_{it} + \beta_4 Wheat_{it} \\ & + \beta_5 Maize_{it} + \beta_6 Cashc_{it} + \beta_7 Labor_{it} + \beta_8 Land_{it} \\ & + \beta_9 Hsize_{it} + \beta_{10} Animal_{it} + \beta_{11} Sub_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

由于地形虚拟变量不随时间变动, 其估计系数无法反映地形影响可能的变化情况。为准确反映地形阻隔效应的年际变化, 本文对 (1) 式进行调整, 把山区地形虚拟变量乘以年份虚拟变量^①, 其中, $Year_t$ 表示第 t 年即为 1, 否则为 0。调整后模型为:

$$\begin{aligned} Mech_{it} = & \alpha_i + \beta_1 Year_t \times Mount_{it} + \beta_2 Hill_{it} + \beta_3 Income_{it} + \beta_4 Wheat_{it} \\ & + \beta_5 Maize_{it} + \beta_6 Cashc_{it} + \beta_7 Labor_{it} + \beta_8 Land_{it} + \beta_9 Hsize_{it} \\ & + \beta_{10} Animal_{it} + \beta_{11} Sub_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

面板数据模型存在诸多估计方法, 但对于区域面板数据, 多采用固定效应模型。本文通过一系列检验也发现, 对于本文样本数据, 采用固定效应模型比较合适, 检验结果见表 2。

表 2 模型选择检验结果

估计方法	检验方法	检验结果
混合 OLS 固定效应	LR 检验: $LR\chi^2(68) = 584.40$; $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$	固定效应模型优于混合 OLS 方法
混合 OLS 随机效应	Breusch-Pagan 检验: $\chi^2_{0.05}(1) = 1099.13$; $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$	随机效应模型优于混合 OLS 方法

^①本文未使用丘陵地形虚拟变量乘以年份虚拟变量的交叉项, 有以下两个方面的考虑: 第一, 本文在前面的分析中推断丘陵地形对农业机械化水平并无明显的制约作用, 表 3 中方程 1 的估计结果也表明, 丘陵地区农业机械化水平与平原地区无显著差异。笔者将丘陵地形虚拟变量与年份虚拟变量的交叉项放入 (2) 式中再进行回归, 发现该交叉项并不显著, 且系数估计值多在 ± 0.5 左右浮动。因此, 利用交叉项考察丘陵地形影响程度变动的实际意义并不大。第二, 在 (2) 式中加入 21 个交叉项变量将会减少方程估计中的自由度, 更为重要的是, 随着变量的增加, 后文的回归分解在实际运算时将变得异常复杂而不可行 (详见后文的说明)。

(续表 2)

固定效应	Hausman 检验: $\chi^2(28)=54.03$; Prob > $\chi^2=0.0000$	固定效应模型优于随机效应模型
随机效应		

虽然本文选择了固定效应模型,但对于面板数据模型,还需要考虑截面异方差、序列相关以及截面相关等方面的问题。Reed and Ye (2011) 在研究中分别采用 HETCOFE、RHOHAT 和 CSCORR 三个指标来判断样本数据是否存在截面异方差、序列相关和截面相关。本文按照他们的方法计算了这三个指标。其中, HETCOFE 的值为 2.47, 表明截面之间存在异质性; RHOHAT 的值达到 0.71, 表明存在明显的序列相关; CSCORR 的值为 0.38, 表明截面相关性并不明显。本文进一步对截面异方差和序列相关进行检验。结果显示, 固定效应模型异方差检验的统计量高达 12216.44, 表明存在显著的异方差性; 采用 Arellano 检验考察因变量是否存在一阶自相关性, 得出 AR 统计量为 23.42, 在 1% 的水平上拒绝原假设, 由此判断模型因变量存在显著的自相关性。因此, 在固定效应模型估计中要重点解决截面异方差和序列相关问题。根据 Reed and Ye (2011) 的建议, 当面板数据截面数量超过时序数量且 HETCOFE 大于 1.67 时, 对截面异方差、序列相关都稳健的 FGLS 法(可行广义最小二乘法, groupwise heteroscedasticity+serial correlation)法是相对合适的参数估计方法, 本文采用这一方法。FGLS 法本质上是一种固定效应估计方法, 它的另外一个优势在于不随时间变化的地形虚拟变量可以被纳入模型当中, 而单纯的固定效应模型无法考察不随时间变化的虚拟变量。本文还对滞后一期处理后的农民收入水平和役畜规模这两个变量的内生性进行了检验, 运用 Davidson-MacKinnon 检验计算得到 F 统计量分别为 0.35 和 0.21, 在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上都无法拒绝这两个变量是外生变量的原假设, 说明进行滞后处理后的收入水平和役畜规模变量的内生性并不严重。

(二) 模型估计结果及其稳健性检验

本文采用对截面异方差、序列相关都稳健的 FGLS 法, 运用 Stata12.0 软件估计模型的各个参数(见表 3 中方程 1), 发现除丘陵地形外, 其他自变量都在 1% 的水平上显著。为节省篇幅, 表 3 没有报告历年年份虚拟变量和山区地形虚拟变量交叉项的系数估计值, 而是报告了所有年份该系数估计值的平均值, 在表 3 中对应山区地形虚拟变量。除役畜规模外, 其他变量系数估计值的符号都与预期一致。这表明, 山区地形对农业机械化具有显著的阻碍作用, 丘陵地区和平原地区农业机械化水平无显著差异, 收入水平、小麦比重、土地经营规模、人口规模和农机具购置补贴政策对农业机械化具有显著的推动作用, 而玉米比重、非粮食作物规模、农业劳动力数量对农业机械化具有显著的制约作用。

山区地形虚拟变量显著且系数为负, 说明山区地形对农业机械化具有显著的阻隔效应。这种阻隔效应直观地表现为山区偏低的农机购买量和农机服务市场规模。拥有农机的农户比重(以下简称“农机户比重”)和单位耕地面积农机作业收入(以下简称“农机作业收入”)这两个指标分别反映了农户农机购买量和农机服务市场规模。1991~2011 年, 湖北山区农机户比重和农机作业收入一直低于平原和丘陵地区, 而且在农机具购置补贴政策实施以后, 二者的增长速度也远低于丘陵和平原地区^①。丘陵地形虚拟变量虽然系数为负, 但不具有统计显著性, 表明丘陵地形对农业机械化并无显著的阻隔效应。这一点也可以从统计数据中找到佐证: 2003 年以后, 在农机具购置补贴政策的驱动下, 丘陵地区农机户比重快速上升并超过平原地区, 这意味着农机操作难度在丘陵地区是可以被克服的问题; 2007 年以前, 丘陵地区农机作业收入甚至略高于平原地区, 直到 2008 年以后才被超越, 表明丘陵地区农业服务市场发育较好^②。收入水平变量和种植结构变量对农业机械化水平具有显著影

^①数据来源: 湖北省统计局(编):《湖北农村统计年鉴》(1992~2012 年, 历年), 中国统计出版社。

^②数据来源: 湖北省统计局(编):《湖北农村统计年鉴》(1992~2012 年, 历年), 中国统计出版社。

响,这意味着地形还可能具有显著的收入效应和结构效应。役畜规模系数的符号与预期不一致,这可能是因为在考察的时间范围内,湖北省总体农业机械化水平还处于向中级阶段的过渡期,农业机械还未对役畜形成大规模替代,相反,二者可能还处于相互支持的阶段。

为了检验上述结果的稳健性,本文还对部分控制变量进行取舍并采用 FGLS 法进行估计(方程 2 和方程 3),同时截取 1997~2011 年的样本对模型进行 FGLS 估计(方程 4),表 3 也报告了随机效应模型的估计结果(方程 5)。从表 3 可以看到,本文重点关注的地形变量、收入变量和农业结构变量的系数符号和显著性基本上没有发生变化。这表明,方程 1 的回归结果是稳健的。

表 3 模型估计结果及其稳健性检验

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
山区地形	-5.7137*** (1.1419)	-5.3960*** (0.9816)	-6.1964*** (1.0436)	-5.8814*** (1.1215)	-2.4341* (1.3721)
丘陵地形	-0.6193 (1.0044)	-0.0912 (1.0147)	-0.3201 (1.1130)	-1.1315 (1.1040)	-0.8611 (1.2906)
收入水平	0.0042*** (0.0002)	0.0044*** (0.0002)	0.0046*** (0.0002)	0.0046*** (0.0002)	0.0053*** (0.0002)
小麦比重	0.0756*** (0.0178)	0.0856*** (0.0177)	0.0677*** (0.0183)	0.1195*** (0.0206)	0.1968*** (0.0240)
玉米比重	-0.1302*** (0.0215)	-0.1475*** (0.0199)	-0.0997*** (0.0199)	-0.1583*** (0.0248)	-0.2303*** (0.0337)
非粮食作物规模	-0.6362*** (0.1386)	-0.6650*** (0.1256)	-0.6357*** (0.1229)	-0.6786*** (0.1486)	-1.1375*** (0.1574)
劳动力数量	-2.8384*** (0.8364)	-1.5894** (0.7977)	—	-3.5224*** (1.0396)	-3.6772*** (0.9603)
土地经营规模	2.7753*** (0.5582)	1.7371*** (0.4617)	—	2.7411*** (0.5423)	5.5913*** (0.6233)
人口规模	1.7596*** (0.5111)	—	1.0579** (0.4914)	1.9354*** (0.6275)	2.2031*** (0.7490)
役畜规模	1.4704*** (0.5341)	—	0.8705* (0.5184)	0.9828 (0.6057)	0.8301 (0.7022)
农机具购置补贴政策	3.5265*** (0.6084)	1.1275*** (0.3097)	0.8985*** (0.2924)	1.3817*** (0.3591)	2.7833*** (0.4187)
常数项	-1.1615 (2.5733)	7.0384*** (1.7238)	2.5840 (2.3304)	-0.5419 (3.1929)	-7.1230** (3.4394)
样本量	1491	1491	1491	1065	1491
r	0.8517	0.8510	0.8347	0.8573	0.8718
Wald 检验统计量	1733.03	1704.41	1554.45	1168.88	4518.80

注: FGLS 中 R^2 不能用, 本文报告了因变量预测值与实际值的相关系数, 在表中用 r 表示; 随机效应模型回归结果本身报告了 R^2 , 但为了便于不同方程估计结果的比较, 本表统一报告 r 值; **、* 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的统计显著性水平; 括号内的数值为标准误。

(三) 地形效应的测定

表3中的模型估计结果仅仅反映了各变量对农业机械化水平的边际影响,但地形、收入、农业结构等变量对农业机械化水平区域差异的贡献率各是多少,哪个因素是造成该差异的主要因素,地形的各种效应有多大,都需要进一步研究。本文结合回归分解法和泰尔指数分解法测度地形的多重效应。在方程1估计结果的基础上,本文采用Wan(2002;2004)改进后的回归分解法测算各变量对农业机械化水平区域差异的贡献率,其中,农业机械化水平区域差异用变异系数 $CV(\bullet)$ 来表示。将(2)式的回归模型简化为:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_{11} X_{11} + \varepsilon \quad (3)$$

(3)式中, Y 为因变量, X_k 表示第 k 个自变量,与(2)式中的变量相对应^①。本文根据方程1的回归结果得到 α 和 β 的估计值,然后计算得到 Y 的估计值 \hat{Y} ,同时也计算不考虑常数项时 Y 的估计值 \hat{Y}_x 。下面分步骤进行回归分解。第一步:计算残差和常数项对 $CV(Y)$ 的贡献:

$$C_\varepsilon = CV(Y) - CV(\hat{Y}) \quad (4)$$

$$C_\alpha = CV(\hat{Y}) - CV(\hat{Y}_x) \quad (5)$$

第二步:分别计算每个变量对 $CV(Y)$ 的贡献。通常针对不同的县域, X 的取值也不同,当用 X_i 的样本均值来取代 X_i ,可以消除 X_i 的差异,替换后很容易重新计算 Y 的值,由此得到的 Y 值记为 \hat{Y}_i ,用 \hat{Y}_i 所测度的不平等记为 $CV(\hat{Y}_i)$,它取决于 X 除去 X_i 后的差异性;类似地,分别用 X_i 和 X_j 的样本均值来取代 X_i 和 X_j ,可以同时消除 X_i 和 X_j 的差异,替换后重新计算 Y 值记为 \hat{Y}_{ij} ,用 \hat{Y}_{ij} 所测度的不平等记为 $CV(\hat{Y}_{ij})$;以此类推,还可以同时消除更多 X 的差异。

以 C_i^{mn} 表示变量 i 在第 m 轮中第 n 个对不平等的贡献,各轮中不平等的贡献计算公式如下:

^①就目前而言,如果自变量个数超过15个(不包括常数项),回归分解运算过程将变得异常复杂而不可行,而(2)式由于使用了21个年份虚拟变量与山区地形虚拟变量的交叉项,全部自变量个数达到31个。为了使回归分解变得可行,本文对分解过程进行了一些调整:第一,分年度做分解时只选用11个自变量,其中,除山区地形与年份交叉项外的其他10个自变量保持不变,而山区地形变量仅选用当年的年份虚拟变量与山区地形虚拟变量的交叉项,剔除另外20年的交叉项。第二,分解中调用的系数估计值统一使用方程1包含全部自变量的回归结果。由于各个变量回归分解结果的大小取决于该变量自身取值及其系数估计值的大小,而除当年年份虚拟变量与山区地形虚拟变量交叉项外,其他年份交叉项的值均为0,因而理论上讲本文对分解过程所做的调整对整体分解结果的影响较为微小。笔者还对调整后的方法计算结果进行了测试,选取连续5个年份的交叉项和另外10个非交叉项变量共15个变量,分别按不做调整和做调整两种方法进行回归分解,对比两个结果发现,这两种分解方法的分解结果差异很小。

$$C_i^{1n} = CV(\hat{Y}_x) - CV(\hat{Y}_i); \quad i=1,2,\dots,11 \quad (6)$$

$$C_i^{2n} = CV(\hat{Y}_i) - CV(\hat{Y}_j); \quad i,j=1,2,\dots,11(i \neq j) \quad (7)$$

$$\vdots$$

测算出 m 轮中每一个的贡献后, 计算变量 i 在第 m 轮中的贡献:

$$C_i^m = \sum_{n=1}^{N_m} C_i^{mn} / N_m \quad (8)$$

(8) 式中, C_i^m 表示变量 i 在第 m 轮中的贡献, $N_m = (11-1)! / ((11-m)!(m-1)!)$ 。变量 i 对农业机械化水平区域差异的贡献为:

$$C_i = \sum_{m=1}^{11} C_i^m / 11 \quad (9)$$

第三步: 分别测算各因素的贡献率。变量 i 对农业机械化水平区域差异贡献率的计算方法如下:

$$CD_i = [C_i / CV(Y)] \times 100\% \quad (10)$$

残差项和常数项贡献率的计算方法与此相同。

各变量回归分解结果见表 4。为了节省篇幅, 本文值仅报告了 1996 年、2011 年和 21 年平均的回归分解结果。从回归分解结果来看, 常数项和所有自变量对总差异的解释力之和达到 81.3%, 进一步说明方程 1 的拟合程度是比较理想的; 山区地形、农民收入水平和玉米比重是造成区域总差异的主要变量, 它们的年均贡献率分别为 24.1%、20.1%和 15.2%; 从 2007 年开始, 收入水平的贡献率超过山区地形, 成为最重要的变量; 小麦比重和家庭人口规模也具有一定影响, 其贡献率在 4%~6%之间; 其他变量的贡献率较低。本文把山区地形虚拟变量的贡献率作为山区地形的阻隔效应。

表 4 回归分解结果

变量	21 年平均		1996 年		2011 年	
	变异系数	贡献率 (%)	变异系数	贡献率 (%)	变异系数	贡献率 (%)
山区地形	0.17	24.05	0.20	20.76	0.10	18.95
丘陵地形	-0.01	-0.86	-0.01	-0.91	0.01	-0.45
收入水平	0.14	20.05	0.14	13.82	0.20	36.07
玉米比重	0.11	15.16	0.15	15.73	0.05	8.38
小麦比重	0.04	6.01	0.06	6.42	0.02	4.32
非粮食作物规模	-0.01	-1.78	-0.02	-1.63	0.01	-0.06
劳动力数量	0.01	1.01	0.01	1.44	0.01	0.76
土地经营规模	0.03	4.09	0.02	2.50	0.02	3.01
人口规模	0.02	2.95	0.05	4.74	0.01	1.74
役畜规模	0.01	1.71	0.02	1.94	0.01	0.69
常数项	0.07	8.89	0.11	11.34	0.02	3.24

(续表 4)

所有变量	0.58	81.28	0.73	76.13	0.46	76.65
残差项	0.15	18.72	0.25	23.87	0.11	23.35
全部	0.73	100.00	0.98	100.00	0.57	100.00

注：农机具购置补贴政策虚拟变量不随截面单位而变动，回归分解结果中其贡献率均为 0，故在此未予报告。

前文已经指出，地区间农民收入水平和种植结构差异并不完全是由地形因素造成的，因而收入水平和种植结构所对应的贡献率不能直接作为地形的收入效应和结构效应。为此，本文先将总样本分为平原地区、丘陵地区和山区三个子样本，然后采用泰尔指数分解法测度组间差异对农民收入水平和种植结构地区总体差异的贡献率，该贡献率可被看作地形对区域之间农民收入水平和种植结构差异的影响程度。

泰尔指数是测度不平等程度的主要指标之一，其突出优点在于它可以将总样本分成不同的子样本来考察组间不平等和组内不平等。本文采用第二泰尔指数测度农民收入水平和种植结构的区域差异，并分别以农村居民人口比重、农作物播种面积比重作为权重对区域差异进行分解。全部样本按照地形可分解为平原地区、丘陵地区和山区三个子样本。总体差异可以表示为：

$$T = T_{\text{组间}} + T_{\text{组内}} = \sum_{i=1}^3 W_i \times \log(W_i / M_i) + \sum_{i=1}^3 W_i \times T_i \quad (11)$$

(11) 式中， T 为泰尔指数； $i=1、2、3$ ，为划分的组数，分别代表平原组、丘陵组和山区组； W_i 为权重指标； M_i 为第 i 组农民收入水平或种植结构指标； T_i 为未加权的组内泰尔指数：

$$T_i = \sum_{j=1}^{n_i} w_j \times \log(w_j / m_j) \quad (12)$$

(12) 式中， n_i 表示第 i 组的县域个数； w_j 表示第 j 个县权重指标； m_j 表示第 j 个县农民收入或种植结构指标。计算得到组间差异后，通过组间差异与总差异相除可以很容易得到组间差异贡献率，测算结果见表 5。

表 5 基于泰尔指数分解法的地形对收入水平和种植结构差异的贡献率 (%)

年份	农民收入水平	小麦比重	玉米比重	非粮食作物规模
1991	39.20	25.29	56.01	40.68
1995	41.86	20.82	45.43	37.71
1999	26.84	17.62	43.14	35.80
2003	40.51	19.00	42.56	37.45
2007	39.82	8.93	31.68	40.66
2011	38.67	9.39	29.99	18.70

本文把相关变量组间差异贡献率与用回归分解方法测度得到的该变量贡献率的乘积作为地形的收入效应、小麦结构效应、玉米结构效应和非粮食作物结构效应，将地形的各种效应加总得到地形的总效应，并列示于图 2 中。

从图2可以看出,地形的各种效应处于不断变化中。地形总效应介于35%~50%之间。1996年以后,地形总效应达到40%;在农机具购置补贴政策实施初期,地形总效应又跃升到50%左右,但2005年以来呈下降的趋势。结合地形总效应大小以及回归分解中各变量的贡献率可以判断,地形是造成湖北省农业机械化水平区域差异的主要因素。山区地形的阻隔效应是主要的效应成分,它在地形总效应中占一半左右,其走势决定了地形总效应的变化趋势,但在农机具购置补贴政策实施后也经历了先急剧上升、后逐渐下降的阶段。阻隔效应在农机具购置补贴政策实施初期急剧上升,可能是因为补贴政策刺激下,平原和丘陵地区农户和农机专业服务组织增加了农机购买量。统计数据显示,2003~2005年,丘陵和平原地区农机户比重和农机作业收入增长速度明显加快,而同期山区这两项指标增长平缓^①。2005年以后,阻隔效应有所下降,可能是因为一方面,山区农户在补贴政策刺激下农机购买量开始增加,另一方面,山区开展的基础设施建设部分改善了农业机械作业的基础条件。

玉米结构效应和收入效应也比较明显。其中,玉米结构效应逐年减弱,在上世纪90年代初期,玉米结构效应超过10%,但2011年已不足5%。随着畜禽养殖业对玉米等饲料用粮的需求量不断增加,丘陵和平原地区扩大了玉米种植规模。1991~2011年,湖北省丘陵和平原地区玉米播种面积在粮食作物播种面积中的比重分别提高了5个和2个百分点,不同地形区之间玉米播种面积比重的差异缩小,造成玉米结构效应逐年下降。与玉米结构效应相反,收入效应则从1991年的3%增加到2011年的15%,已经接近阻隔效应。本文认为,这与不同地形区之间农民绝对收入差距扩大有关。1991~2011年,湖北省山区和平原地区农民人均纯收入绝对差距从167元增加到2769元,21年间扩大了15倍,致使农民收入水平变量对农业机械化水平区域差异的贡献率增加(见表4)。

小麦结构效应和非粮食作物结构效应较小,且不断萎缩,2008年以后接近0。1991~2011年,湖北省丘陵地区和山区小麦种植规模缩小,小麦播种面积在粮食作物播种面积中的比重分别从29.6%和23.4%下降到26.0%和14.2%,缩小了小麦面积比重组间差异贡献率(见表5),引起小麦结构效应持续下降。受比较效益的驱动,山区和丘陵地区非粮食作物规模逐渐扩张,1991~2011年,湖北省山区和丘陵地区非粮食作物播种面积在农作物播种面积中的比重分别上升了16个和11个百分点,非粮食作物规模组间差异贡献率逐渐缩小(见表5),引起非粮食作物结构效应下降。

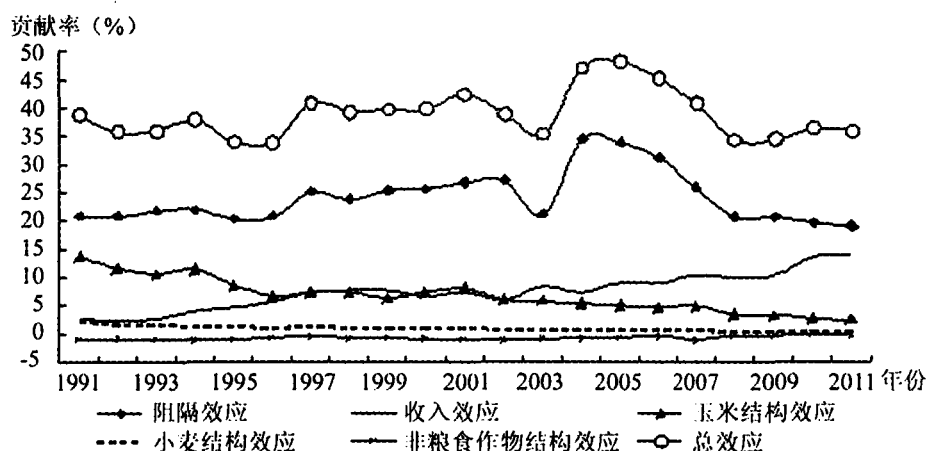


图2 地形各种效应变化趋势

^①资料来源:湖北省统计局(编):《湖北农村统计年鉴》(1992~2012年,历年),中国统计出版社。

六、主要结论及启示

本文以湖北省为样本区域,从地形条件的角度解释了农业机械化发展的区域不平衡,发现地形不仅具有直接的阻隔效应,还存在间接的收入效应和结构效应。本文利用面板数据展开计量分析,并结合回归分解法和泰尔指数分解法测度地形各种效应的大小,通过对结果的分析得出以下结论:第一,地形是造成湖北省农业机械化水平区域差异的主要因素。这一发现不同于以往所有的研究。究其原因,一些研究在选取解释变量时遗漏了地形因素;一些研究采用固定效应模型控制了地形的潜在影响;还有一些测度地形影响力的文献也只是简单测算了地形的边际影响,而无法比较各因素贡献的大小;更重要的是,它们忽略了地形可能存在的间接效应尤其是收入效应。当然,在其他地区地形可能并不是农业机械化发展最主要的决定因素,但这并不妨碍地形成为影响农业机械化的重要因素。第二,地形对农业机械化的影响表现在多个方面,且各种效应是动态的,其中,阻隔效应占主导,但近年来收入效应正扮演着越来越重要的角色,而结构效应则持续下降。第三,山区农业机械化发展滞后是地形阻隔、农民收入水平相对偏低、玉米播种面积比重大等多重效应作用的结果。第四,丘陵地区农业机械化水平并不必然低于平原地区,丘陵地形的阻隔作用可以被农户通过基础设施建设、种植结构调整、农机操作训练强化等调整和适应活动所消除,而湖北省丘陵地区小麦的广泛种植也提升了其农业机械化水平。

基于以上研究结论,本文得到以下几点启示:第一,认识地形因素对农业机械化发展的极端重要性。在全国和地方农业机械化发展规划乃至农业现代化发展战略中都需要把地形约束放在重要位置上加以考虑。第二,区分地形的多重效应,提高相关政策的针对性。打破地形障碍,提升山区农业机械化水平是当前的重点和难点,但通过推动农户增收促进山区农业机械化发展应成为未来关注的焦点。第三,采取多样化措施是提升山区农业机械化水平的重要思路。加大中小型、便携式、适合山区作业的农业机械的研发和推广力度,开展田间道路网建设,加大对农机手操作培训的力度,是克服山区地形阻隔效应的必要措施。提升山区农业机械化水平还需从增加农民收入、增强农户农机(服务)购买能力方面着手。不同地形区之间农民收入差距还意味着农机具购置补贴政策应向山区有所倾斜,一方面把适合山区的中小型农机具纳入补贴范围,另一方面可以考虑通过贴息贷款的方式对山区购置农机具的农户加以支持。加快玉米收获机械的研发和推广也是提高山区综合农业机械化水平的途径。第四,走出丘陵地形必然制约农业机械化发展的认识误区。丘陵地形的阻隔效应可以被有效克服,而且小麦大面积种植有助于农业机械化水平的提升。当然,也应该看到,近年来丘陵地区农业机械化的发展势头开始落后于平原地区,主要原因在于农机服务市场规模相对不足,因此,丘陵地区未来农业机械化发展的重点是扶持农机专业服务发展。第五,国家还应加大对非粮食作物农业机械技术研发的投资力度,解决经济作物生产机械化水平偏低的问题。

参考文献

1. McNamara, K. T. and Weiss, C.: Farm Household Income and On-and-off Farm Diversification, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 37(1): 37-48, 2005.
2. Krishnasreni, S. and Thongsawatwong, P.: Status and Trend of Farm Mechanization in Thailand, *Agricultural Mechanization in Asia, Africa and Latin America*, 35(1): 59-66, 2004.
3. Reed, R. W. and Ye, H. H.: Which Panel Data Estimator Should I Use? *Applied Economics*, 43(8): 985-1000, 2011.
4. Rogers, E.: *Diffusion of Innovation*, New York: Free Press of Glencoe, 1962.

- 5.Wan, G. H.: Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-based Approach, *Journal of Comparative Economics*, 32(2): 348-363, 2004.
- 6.Wan, G. H.: *Regression-based Decomposition: Pitfalls and a Solution Procedure*, World Institute for Development Economics Research Discussion Paper, 2002.
- 7.曹光乔、周力、易中懿、张宗毅、韩喜秋:《农业机械购置补贴对农户购机行为的影响——基于江苏省水稻种植业的实证分析》,《中国农村经济》2010年第6期。
- 8.曹阳、胡继亮:《中国土地家庭承包制度下的农业机械化——基于中国17省(区、市)的调查数据》,《中国农村经济》2010年第10期。
- 9.陈宝峰、白人朴、刘广利:《影响山西省农机化水平的多因素逐步回归分析》,《中国农业大学学报》2005年第4期。
- 10.陈联诚:《发达国家和地区农业机械化发展历程分析》,《农业经济问题》2001年第4期。
- 11.段亚莉、何万丽、黄耀明、朱虎良:《中国农业机械化发展区域差异性研究》,《西北农林科技大学学报(自然科学版)》2011年第6期。
- 12.侯方安:《农业机械化推进机制的影响因素分析及政策启示——兼论耕地细碎化经营方式对农业机械化的影响》,《中国农村观察》2008年第5期。
- 13.湖北省农业厅:《湖北省“十二五”农业机械化发展规划》,湖北农业信息网(www.hbagri.gov.cn),2011年10月19日。
- 14.黄季焜、罗思高:《中国水稻生产潜力、消费与贸易》,《中国农村经济》1996年第4期。
- 15.纪月清、钟甫宁:《农业经营户农机持有决策研究》,《农业技术经济》2011年第5期。
- 16.廖西元、王磊、王志刚、胡慧英:《稻农采用农业机械化生产技术的因素影响因素实证研究》,《农业技术经济》2006年第6期。
- 17.林万龙、孙翠清:《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》2007年第9期。
- 18.刘凤芹:《农业土地规模经营的条件与效果研究:以东北农村为例》,《管理世界》2006年第9期。
- 19.刘玉梅、田志宏:《中国农业装备水平区域性影响因素的实证研究》,《中国农业经济评论》2005年第4期。
- 20.刘玉梅、田志宏:《中国农机装备水平的决定因素研究》,《农业技术经济》2008年第6期。
- 21.刘玉梅、田志宏:《农户收入水平对农机装备需求的影响分析——以河北省和山东省为例》,《中国农村经济》2009年第12期。
- 22.刘玉梅、崔明秀、田志宏:《农户对大型农机装备需求的决定因素分析》,《农业经济问题》2009年第11期。
- 23.颜廷武、李凌超、王瑞雪:《现代化进程中农业装备水平影响因素分析》,《农业技术经济》2010年第12期。
- 24.杨敏丽、白人朴:《农业机械总动力与影响因素关系分析》,《农机化研究》2004年第6期。
- 25.杨敏丽、白人朴:《中国农业机械化发展的区域不平衡性研究》,《农业机械学报》2005^a年第9期。
- 26.杨敏丽、白人朴:《我国农业机械化发展的阶段性研究》,《农业机械学报》2005^b年第12期。
- 27.张桃林:《以农业机械化支撑和引领农业现代化》,《求是》2012年第14期。
- 28.张宗毅、周曙东、曹光乔、王家忠:《我国中长期农机购置补贴需求研究》,《农业经济问题》2009年第12期。
- 29.张宗毅、曹光乔、易中懿:《“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》2011年第4期。
- 30.郑文钟、何勇:《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)》2004年第6期。

(作者单位: 中南财经政法大学工商管理学院)

(责任编辑: 小林)