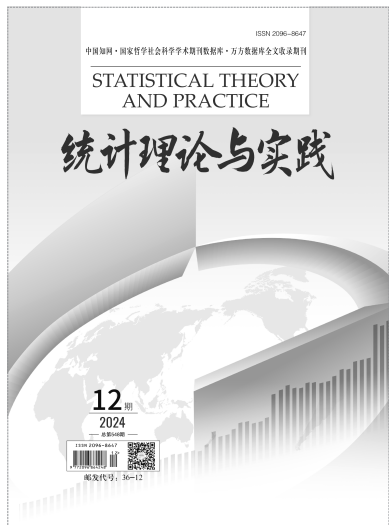




2024 年第 12 期(总第 548 期)

主管单位:河南省社会科学院

主办单位:河南省社会科学院

出版单位:《统计理论与实践》编辑部

出版地址:河南省郑州市郑东新区

恭秀路 16 号

国内发行:河南省邮政报刊发行局

国外发行:中国国际图书贸易总公司

本刊承印:河南瑞之光印刷股份有限公司

连续出版物号: $\frac{\text{ISSN } 2096-8647}{\text{CN } 41-1458/\text{C8}}$

出版日期:每月 25 日

邮政编码:450008

单册定价:15.00 元

订 阅:全国各地邮局(所)

邮发代号:36-12

投稿邮箱:tjllysj@vip.sina.com

网络合作伙伴:博看网 www.bookan.com.cn

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY
AND PRACTICE

编 委 会

编委会主任:王承哲

编委会副主任:李同新 王玲杰 郭 杰

编委会成员:(按姓氏笔画排序)

王新涛 向书坚 刘定平 刘昱洋 刘 洪 苏为华

李冻菊 李金昌 李宝瑜 李腊生 杨凤娟 杨仲山

杨 灿 杨贵军 肖红叶 邱 东 完世伟 宋丙涛

张 虎 陈明星 苗 雨 罗良清 金勇进 周国富

赵西三 赵彦云 郝爱民 洪兴建 顾六宝 徐国祥

高 璇 曹 明 蒋 萍 曾五一 雷钦礼 薛 波

社 长:曹 明

主 编:曹 明

封面设计:王青丽

版式设计:周 易

- 受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3 个月不见采用或通知,方可另行处理。
- 本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字,图片稿件,本刊概不承担任何连带责任。
- 著作权使用说明。本刊已许可中国知网、国家哲学社会科学学术期刊数据库、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。
- 本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文 PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

目录 CONTENTS

●本刊特稿

共同富裕:新质生产力驱动下的政治经济学分析 肖光恩 徐 哲 / 3

●产业解读

中国农业新质生产力水平测度及对产出效率的影响研究
——基于E-CRITIC权评价法 魏艳华 王丙参 马立平 / 11

金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响研究 卢国琪 张书浩 / 21

●区域发展

数字经济发展的行业带动效应及路径分析
——基于河南省社会核算矩阵 张晓芳 杨昊林 李亚珂 / 27

政府政策支持、绿色生态认知对农户绿色生产技术采纳的影响 李晓鹏 王 玥 万闵喆 刘 霞 / 36

财政科技经费分配使用机制的改革导向前瞻与路径研究 郭家彤 / 44

●社会经纬

丈夫家务劳动参与能提升女性的再生育意愿吗? 张舒贤 / 49

城镇居民家务劳动价值核算及对工资的影响研究 代金辉 张文洋 / 56

●理论研究

新质生产力:中国式现代化的应有之义 申浩良 / 64

给“热力图”降温
——谨慎使用Pearson相关系数 李 锋 朱训林 冯三营 / 68

共同富裕：新质生产力驱动下的政治经济学分析

肖光恩 徐 哲

(武汉大学 马克思主义学院,湖北 武汉 430072)

摘要:解放和发展社会生产力是实现共同富裕的物质前提。新质生产力的提出是对马克思主义生产力理论的最新贡献,是中国特色社会主义新时代实现共同富裕目标的强大动力。新质生产力的发展塑造了新型生产关系。基于马克思主义社会再生产体系框架的研究可知,新质生产力通过推动生产总量变革、分配公平改善、交换效率提升、消费需求升级,优化了社会再生产体系,夯实了实现共同富裕的物质基础。与此同时,在新质生产力推动共同富裕目标实现中也出现了认知、实践层面的堵点。针对以上问题,应在理论层面加强新质生产力宣传,在实践层面以教育强国提供新质化人才支撑,因“企”制宜发展新质生产力,革新政府对企业的扶持培育模式。

关键词:新质生产力;共同富裕;生产关系;社会再生产体系

中图分类号:F042

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0003-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.12.001

一、引言

共同富裕是中国共产党矢志不渝的价值追求,是社会主义现代化建设的重要目标和内容。党的二十大报告将“实现全体人民共同富裕”列为中国式现代化的本质要求之一,更加凸显了实现共同富裕的重大意义。伴随中国特色社会主义进入新时代,我国经济社会发展已经到了扎实推进共同富裕的历史阶段。

当前全球经济结构深刻调整,第四轮科技革命推动产业变革方兴未艾。面对纷繁复杂的国际经济局势,我国亟须转变发展模式并培育经济发展新动能。在此背景下,习近平总书记立足国内国际两个大局提出发展新质生产力这一重大论断。从目标指向看,发展新质生产力是实现共同富裕的必由之路。高度发展的生产力是实现共产主义必备的物质基础,而共同富裕作为能够体现社会主义制度优越性的中长期目标,需要高度发展的新质生产力作为支撑。从科学逻辑看,发展新质生产力实现共同富裕是顺时应势的理性

选择。马克思指出“社会劳动生产力,首先是科学的力量”^[1]。科学技术的日新月异加速了数字化时代的到来,引起人类生产方式和生活方式的变迁,数字技术成为数字时代先进质态生产力的核心要素。因此,发展以技术革命性突破为核心的新质生产力是科学性的论断。从需求导向看,新质生产力驱动实现共同富裕是现实选择。当前我国面临区域发展不协调不平衡和社会贫富差距逐渐扩大的严峻局面,亟须通过推动新质生产力发展加速产业变革,提高资源配置效率,重构区域经济格局,改善收入分配局面。因此,厘清新质生产力驱动共同富裕的理论逻辑和实现路径对实现这一战略目标意义重大。

二、新质生产力和共同富裕

(一)新质生产力的定义及内涵

新质生产力代表先进生产力的演进方向,是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的先进生产力质态。事实上,新质生产力还

基金项目:国家社科基金项目“新冠肺炎疫情对中美经贸关系的影响与应对研究”(20STA029);教育部人文社科重点研究基地重大项目“基于中国实践的开放发展理论研究”(22JJD790059)。

作者简介:肖光恩(1971—),男,河南罗山人,博士,教授,博士生导师,中共中央宣传部武汉大学经济舆情研究基地主任,研究方向为中国特色社会主义政治经济学;徐哲(1995—),男,河南息县人,博士研究生,研究方向为中国特色社会主义政治经济学。

体现了发展逻辑的演进。从新质生产力本身看,技术革命性突破是核心驱动力,生产要素创新性配置是技术革命性变革的必然结果,产业深度转型升级是技术变革在产业场景中的具体应用。

从基本内涵看,新质生产力是以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,具有强大发展动能,能够引领创造新的社会生产时代。更高素质和创新能力的劳动者是发展新质生产力的第一要素;更高技术含量的劳动工具是发展新质生产力的重要体现;更广范围的劳动对象是新质生产力的实践基础。生产力本身具有历史性特征,不会永远停留在某一个层面上,而是随人们实践的变化不断变化。新质生产力对应的是新时代的生产力,是区别于旧时代生产方式,体现新时代生产方式优越性和巨大发展潜力的可持续生产力。

(二)新质生产力的特征

生产力是人类社会发展的决定性力量,而生产力本身处于不断新质化的运动之中。马克思主义政治经济学原理指出生产力是人类改造自然和征服自然的能力,这种能力不是静态的,而是不断发展变化的^[1]。因此,对新质生产力的认识不能仅仅停留在概念层面,要深入到同传统生产力的对比去理解。新质生产力不同于传统生产力的进步。从发展经济学眼光看,落后于同时代先进生产模式的生产力发展本质上是传统生产力进步,与时代同步甚至超越时代的生产模式孕育而生的生产力才是新质生产力。新质生产力体现了诸多区别于传统生产力形式的变革。

第一是生产力驱动方式的变革。一是创新作用突出化。在传统生产力发展模式,劳动、资本、土地等传统生产要素起决定性作用,科学技术的进步则通过对现存生产要素投入组合的优化从而达到提高生产率的目的。而在新质生产力中,创新的重要性被凸显,成为整个生产力中最具有活力的部分。相较而言,新质生产力是在传统投入要素的基础上,以创新为核心驱动,创新生产要素、技术以及劳动生产过程,创造新产出以形成新质生产力。二是创新范围扩大化。科学技术的重大突破推动生产力跃升,这一普遍规律贯穿人类社会历史。“科学技术是第一生产力”明确了科技在生产力中的核心地位和作用。与传统生产力相比,新质生产力从依赖科技创新转向全面创新驱动。在创新领域上,从聚焦重点领域转向全方位创新,即从单一的科技创新拓展为以产业创新为引领,涵盖要素、商业模

式、金融等各方面的全面创新。在创新主体上,由重点主体创新转变为全主体创新,即由企业、科研机构 and 高等院校创新转变为各类企业、大众创业者、各类机构的创新。

第二是生产力释放方式的变革。一是释放要素多元化。社会主义的根本任务是解放和发展生产力,对中国特色社会主义建设的一切探索始终围绕这一主题进行。发展新质生产力绝不是要同传统生产力做阶段性划分,而是在其基础之上探索更多释放生产力的形式。从这个意义上讲,传统生产要素蕴藏的生产力已经过历史的验证,而新质生产力则是探索更多可能形式的生产力,重点表现为虚拟化要素的生产力释放。数据等传统非生产要素迅速成为以数字经济为代表的新质生产力的关键生产要素;设计类、服务类虚拟化产品要素极大满足了消费者的多样化需求。二是释放场景多元化。传统生产力中的技术进步局限于延续此前的生产方式,是对既定生产场景的优化与补充。新质生产力则是以技术为核心,创造新应用场景进而扩大消费者需求。例如,人工智能算法的自动驾驶、医疗诊断、金融服务、智能城市、智能化生产方式的应用,都体现了多元化应用场景的生产力开发与释放。

第三是生产力乘数效应的倍增。一是乘法效应凸显。习近平总书记论述供给侧结构性改革时提出要使用好“四则运算”,传统生产力理论体系中“加减乘除”并重,即补齐短板的加法,去产能、去杠杆的减法,创新发展的乘法,解决体制机制等阻碍经济发展的除法同时驱动^[2]。新质生产力则是突出以创新乘法为核心的发展体系,充分发挥乘法效应。二是乘数效应倍增。新质生产力体系更强调多环节协同发力而非创新环节的单独展示,该生产体系通过创新驱动、数实融合、产业协同、区域合作、要素流动、绿色发展等环节做连续乘法,使发展的乘数效应呈现“指数爆炸型”增长,加速了生产力从量变到质变的进程,为我国经济增长注入强大动力。

(三)共同富裕的内涵及特征

共同富裕是全体人民通过辛勤劳动和相互帮助最终达到丰衣足食的生活水平,是消除两极分化和贫穷基础上的普遍富裕。从辩证唯物主义角度看,共同富裕不是孤立静止的概念,应该是发展的概念,是主观和客观统一的概念。伴随人民物质生活水平的极大提升,“共同富裕”的概念也在发生衍变。中国特色社会主义新时代的“共同富裕”至少应包括以下三个层次:

一是物质丰富。物质丰富包括直接满足需要的生活资料 and 间接满足需要的生产资料的极大富足。二是分配合理。共同富裕强调物质资料的共享,而物质资料的共享则意味着分配的合理化。三是效用提升。效用是指消费者拥有的商品或服务对自身欲望的满足程度。共同富裕不仅是对客观现象的描述,还应该是主观心理上的认同,即人民由于美好生活需要被满足而产生的心理获得感提升。

三、新质生产力推动共同富裕的政治经济学逻辑

共同富裕的目标既强调“富裕”又强调“共同”,这就意味着新质生产力在解决发展总量问题的同时,需兼顾满足广大人民群众需求的均衡问题。习近平总书记指出:“新质生产力已经在实践中形成并展示出对高质量发展的强劲推动力、支撑力,需要我们从理论上进行总结、概括,用以指导新的发展实践。”新质生产力推动共同富裕的实践同样需要从理论上进行探索总结,并对新的实践提供指导性作用。

基于生产力和生产关系辩证统一的原理,新质生产力推动新型生产关系的塑造,而新型生产关系赋能新质生产力的发展^[3]。新质生产力通过建立新型生产关系解放和发展了生产力,并逐步推动共同富裕目标的实现。马克思在《政治经济学批判》导言中将社会再生产体系划分为生产、分配、交换、消费四个环节,新质生产力推动共同富裕的作用也依托社会再生产体系中的环节依序展开。

(一)生产总量变革

生产力是指社会成员共同改造自然、改造社会,同自然界进行物质交换以获取生产资料和生活资料的能力,其水平受到多种因素的影响。生产力是一个历史的范畴,随着科学技术的发展以及在生产中的应用,生产力在实践中的表达形态有所不同^[4],相应地,对应的生产关系也呈现了不同的形式。新质生产力推动新质生产关系的变化首先体现在生产环节变革方面,即通过要素投入、产业变革、宏观生产函数优化增加产出。

第一,从要素投入角度看,新质生产力改变了生产要素投入模式。马克思在《资本论》中指出:“劳动生产力是由多种情况决定的,其中包括:工人的平均熟练程度,科学的发展水平和他在工艺上应用的程度,生产过程的社会结合,生产资料的规模和效能,以及自然条件。”^[5]由此观之,劳动者、劳动资料、劳动对象成为生产力新质化过程的三大推动要素。首先,新质生产力

优化了劳动力投入。人是科技创新中最关键的因素,从第一次工业革命中瓦特对蒸汽机的改良,到第二次工业革命中法拉第对电磁感应现象的发现,继而到第三次工业革命中爱因斯坦对微观世界的探索,无不重复验证这一结论。新质生产力摆脱了传统生产力对劳动者数量的需求,转为对劳动者质量和技能的追求。不同于传统劳动力从事简单重复的劳动,新型劳动者不仅要熟练掌握和运用先进生产工具,还要拥有快速知识迭代和创新能力应用的能力。其次,新质生产力变革了生产工具。生产工具的变革是划分生产力发展不同阶段的标准。从原始社会的石器到农业社会的农具,从工业社会的机械设备到信息时代的计算机设备,每一次重大生产力的发展都可以从生产工具的变革上找到痕迹。原因不仅在于劳动工具的发达程度依赖于科学技术的发展,还在于它们是“人类的手所创造的人类头脑的器官,都是物化的智力”^[6]。新质生产力体现在劳动工具之“新”。人工智能、虚拟现实、智能化生产设备等创造了以数字化、网络化、智能化、精细化、定制化的新型生产方式,极大提升了产出总量和供需匹配的效率,为共同富裕目标实现提供了路径依赖。最后,新质生产力扩大了劳动对象范围。新质劳动工具作为新质生产力的“传动系统”,需要新质劳动资料来充分展现其效率优势,于是,新质生产力将劳动对象的范围从物质性向非物质性拓展,从现实世界向虚拟世界延伸。自20世纪70年代以来,德鲁克的“不连续时代”、布热津斯基的“电子技术时代”、贝尔的“后工业社会”、波拉特的“信息经济”和托夫勒的“第三波浪潮”都提出了一个围绕知识和信息组织起来的社会愿景^[7]。在这一信息社会中,大多数劳动对象和商品趋于非物质化,数据等非物质要素成为核心劳动对象。新质生产力正是在这种背景下应运而生,它超越了雷蒙德·威廉姆斯的文化唯物主义框架,不仅确认了文化等非物质劳动的生产性,还充分挖掘了数据类要素的潜在生产力,进而扩大了生产资料投入范围。

第二,从产业变革角度看,新质生产力推动了产业体系的重构,克服了数字时代机器对劳动力的排挤。马克思机器大生产理论科学揭示了机器广泛应用于社会生产时对劳动力就业产生的一系列影响,主要体现在以下三个方面:一是“挤出效应”。资本追求生产效率和剥削效率的积累规律要求在生产过程中尽可能用机器的自动化来取代工人的劳动力^[8]。机器的应用增加了固定资本投入,对劳动力的需求不断降

低,挤出了相当一部分劳动力就业,从而创造出庞大的产业后备军。二是“替代效应”。随着机器复杂程度的增加和劳动力工作的简化,劳动力的“可替代性”不断增加,于是庞大的产业后备军开始发挥作用,用女工替代男工,用童工代替成年工,进一步降低工人群体的收入。三是“依赖效应”。机器生产打破了工人劳动过程和劳动技能的紧密结合,工人的劳动技能被肢解成机械重复性的操作,从而沦为机器的附庸,并且产生了对机器的“依赖效应”。新质生产力在数字时代的发展则是通过改造提升传统产业、培育壮大新兴产业、超前布局建设未来产业促进整体产业体系的融合,克服了三大效应。新质生产力产业系统的主体由新兴产业和未来产业组成。围绕新能源、先进光伏和新型储能、新材料、装备制造、医药健康、生物制造、空天信息、低空经济等战略性新兴产业催生了新的技能型就业岗位,解决了部分现实就业需求,“挤出效应”被削弱。未来产业作为先导产业,提供了劳动力技能升级的方向和面向未来社会劳动力需求的构想,在技术密集型和创新能力需求导向的产业体系中,劳动力的“替代效应”“依赖效应”进一步弱化。传统产业的改造升级丰富了就业结构。就业市场的需求是多层次多面向的,既有技术密集型岗位需求,也有劳动性密集岗位需求。对于无法实现技能升级的劳动力来说,传统产业体系生产效率经过改造得以提升,既提供了劳动密集型岗位的就业,同时增加了工人收入,有效提供了共同富裕的实现路径。

第三,从宏观生产函数优化看,新质生产力改变了生产函数的作用形式。一是新质生产力创造了新质生产函数。根据传统宏观生产函数 $Y=AF(L,K)$ 可得,技术(A)进步、劳动(L)和资本(K)投入增加是导致产出增加的直接因素。对比而言,在新质生产力生产体系中,数据(S)生产要素的重要性凸显,技术的“乘数效应”得以发挥,科技转化现实应用的效率提升,进而形成新质生产函数 $Y=A^aF(L,K,S)$ 。二是新质生产力改变了等效人力替代的技术进步模式。传统生产力发展模式,技术进步可以看作是自然力突破人的自然限制和生理限制而达到等效人力替代的效果,生产函数形式可以等效为 $Y=F(AL,K)$,主要强调等效劳动在生产中所起的决定性作用。而新质生产力生产体系则强调生产要素的创新型配置,是全方位对所有生产要素的优化而非单个生产要素的创新使用,生产函数等效转变为 $Y=F(A^aL,A^bK,A^cS)$ 。由此可见,新质生产力

通过对宏观生产函数的优化,进一步提高了产出。

综上所述,首先,新质生产力通过优化劳动力投入,变革生产工具,扩大劳动对象范围,在丰富劳动资料可得性的同时增加产品资料供给,满足了共同富裕的第一层次即物质丰富。其次,新质生产力通过对传统产业、战略性新兴产业、未来产业的整体设计,克服了马克思机器大生产时代机器应用引发的“挤出效应”“替代效应”“依赖效应”,在增加劳动者就业岗位的同时有效提升了劳动者收入,塑造了产品资料合理化分配格局,进而满足共同富裕的第二层次即分配合理。最后,新质生产力对宏观生产函数的优化不仅在于增加了生产资料投入并凸显了技术的革命性作用,还在于通过全部生产要素的等效替代提高了生产率,夯实了实现共同富裕的物质基础。

(二)分配公平改善

马克思指出分配环节具有两阶段的内容。第一阶段是生产前分配即“生产工具的分配以及社会成员在各类生产之间的分配(个人从属于一定的生产关系)”,第二阶段是产品的分配即收入的分配^[9]。根据生产决定分配的逻辑,第二阶段的分配显然是第一阶段分配的结果。新质生产力对分配公平的改善体现在各个层面主体上。

第一,从微观层面看,新质生产力改善了劳动者分配局面。一是新质生产力改善了劳动者生产工具分配。在以数字化为重要特征的新质生产力发展实践中,“同侪生产”(Peer-Production)模式开始发挥巨大作用。“同侪生产”理念认为在开放的平台上,能获取的资源相较于组织内部获取的资源更多,透过“无限的群体智慧”运用群众外包(Crowdsourcing)的概念来扩大其获取知识资源的领域。因此,劳动者有更多机会掌握类似于编码、解码、大数据收集运算、人工智能开发等技能,享有“生产工具公平”。而此类先进生产工具的使用能够充分利用个体的创造力和群体协作能力,通过“分包优化汇总”的生产环节提升生产效率。二是新质生产力改善了劳动者收入分配。在传统生产力的劳动过程中,由于劳动分工简化导致工人“可替代性”“依赖性”增强,“死劳动”仍然对“活劳动”起着支配作用,资本对劳动的控制能力不断提升。在新质生产力发展中,以创新为核心的发展导向改变了这种支配地位。人的“创新能力”居于生产体系的核心地位,“死劳动”与“活劳动”之间的关系发生变化,“活劳动”占据了主导地位并决定了生产效率提升的幅度及速度,进而劳

动者的收入得以显著增加。

第二,从中观层面看,新质生产力调节了企业分配环节。一是新质生产力调节了企业内部生产关系分配。传统企业架构由前中后台部门组成,前台主要面向客户和终端销售商,中后台部门主要负责产品研发和内部运营管理。在需求起决定性作用的经济逻辑下,前台作为直接实现终端利润的部门,自然而然占据生产关系中的高位。新质生产力的引入则对企业管理和组织架构提出更高的要求,更加侧重于以中后台部门为主导的产品服务和研发创新来吸引终端消费者。这种变化提升了各个部门的协同性,优化了企业内部生产关系。二是新质生产力倒逼企业提升创新能力。新质生产力的发展需求呼唤颠覆式创新的出场,也倒逼企业发展模式的变革。在新质生产力萌发的时代,企业局部式的微改革难以适应社会日新月异的需求变化。以迭代式创新为主的企业必须完成向跨越式创新的跃迁,打造企业自身的“新质”竞争力,从而保持企业收入持续稳定增长。

第三,从宏观层面看,新质生产力改变了产业结构变化路径。传统产业体系的变革主要指产业结构升级,即第一、第二、第三产业间的梯次升级导致整体产业结构从低级形态到高级形态的变化。这里面既包括劳动力的流向,也涵盖生产率的增加。对比而言,新质生产力的发展对产业体系的变革突破了这种桎梏。其一是由横向产业重构转变为产业内部的结构优化。这种产业结构变化强调各产业链的内部优化升级。以东北地区为例,东北地区作为传统工业基地,制造业是经济发展的基础,难以迅速转变为以第三产业为主的服务型经济。新质生产力则是以现代化的生产体系为依托,对传统产业进行技术升级改造,在保持原有产业占生产体系份额的基础上进行生产工具的优化分配,从而确保整体产业生产率的均衡提升。其二是通过生产性服务业优化三大产业之间的生产前分配关系。制造业与生产性服务业协同集聚效应在波特的价值链理论、交易成本理论和社会网络理论等方面得到大量的支撑^[10]。“新质”生产性服务业依附于第一、二产业存在,主要是以颠覆性技术创新的知识资本和人力资本作为主要投入品,凭借高附加值和高科技的特点加速产业间融合,并通过高级的生产要素流动对制造业及农林牧渔业形成前向溢出和后向激励作用。因此,“新质”生产性服务业通过生产要素分配优化改善了产业间收入分配格局。

新质生产力在宏观层面的分配格局不仅促进了产业联动,还关照了区域间协作发展。一是新质生产力发展结合了地区功能。习近平总书记指出“要牢牢把握高质量发展这个首要任务,因地制宜加快发展新质生产力”^[11]。各地区在生产要素禀赋、地理区位、制度模式上存在差距,经济发展水平参差不齐。新质生产力结合各地经济特色,探究区域互补增进的发展模式。以“东数西算”为例,将东部沿海的广大消费市场衍生的数据拿到电力资源丰富的西部地区进行大数据运算,在缓解东部地区电力缺乏的同时解决了西部地区过剩电力储存的难题。二是新质生产力建立了跨区域补偿机制。新质生产力也是协作生产力,落后地区为发达地区解决资源供给问题,作为回应,发达地区同样通过财政补偿的方式反哺落后地区的经济发展,促进区域经济均衡发展和区域间按劳分配制度的良性运转。

总的来说,新质生产力在不同层面优化了不同阶段的分配关系,并且这种优化既有共性的存在又有个性化的展示。从共性看,新质生产力在微观、中观、宏观层面都改善了生产后分配,即收入分配。从个性看,新质生产力在微观层面通过优化个人生产工具分配改善生产前分配,在中观层面通过优化企业内部生产关系改善生产前分配,在宏观产业层面通过生产性服务业改善三大产业间生产前分配关系,在宏观地域层面则利用地区功能的耦合协调机制改善生产前分配关系。新质生产力对两阶段分配关系的调整和优化促进了生产率的提高和物质资料的合理化分配,契合了共同富裕前两个层次的内在要求。

(三) 交换效率提升

马克思社会再生产的四个环节并不是孤立和割裂的,而是有机结合成一个整体而存在。生产作为其中的起点和支配性要素,与分配、交换、消费环节都有概念交叉的部分。马克思在此基础上进一步指出“只要产品交换是用来制造供直接消费的成品的手段,在这个限度内,交换本身是包含在生产之中的行为”^[12]。由此观之,交换可分为生产的交换和产品的交换两个层次。新质生产力从两个层次上推动了交换效率的提升。

新质生产力通过加快产业资本循环促进了交换。单个产业资本循环是货币资本循环、生产资本循环、商品资本循环的统一,并且三种职能形式要在时间上继起、空间上并存。从循环过程看,生产的交换存在于货币资本到生产资本形式的转变之中,产品的交换存在

于商品资本形式的实现之中。一是新质生产力加速了生产方式以及组织方式的变革。不同于以往的单个企业购买原材料、引入产线、加工制造、组装装配、质量控制的生产流程,新质生产力是以技术突破为牵引,结合多类型主体现有生产工具构建协同的生产体系,充分发挥各主体原有优势从而缩小产品生产周期。以小米汽车为例,小米公司凭借手机终端业务创造的货币资本,结合传统车企成熟的生产线和技术引入,加之自身互联网公司的智驾优势,快速进行投产,极大压缩了产品的生产周期。二是新质生产力加速了产品交换。商品流通的速度关乎社会总产品的实现问题。纵观经济发展史,商业平台经历了从“职能单一、小规模、分散化”到“功能整合、大规模、集中化”的演变趋势^[13],并在数字时代以平台化的形式呈现。新质生产力孕育于数字时代,数字平台作为新质生产力的重要形式,以其超越时空限制的商品和服务提供能力,集聚用户信息并快速处理的运算能力高效匹配了供求,促使商品完成“惊险的跳跃”^[14]。而完成售卖过程的用户也得以通过数字平台中介购买所需商品,从而加速了W—G—W'的产品交换过程。

总之,新质生产力通过整合现有生产资源,加快了货币资本向生产资本的转换过程,缩短了产品的生产周期,及时满足了消费者的需求。此外,新质生产力通过加速产品的交换过程,有效匹配了不同人群的多样化需求,提升了消费者的心理获得感,促使人们对共同富裕的认知深入到第三层次。

(四)消费需求升级

构建新发展格局是中国经济发展的路径选择,习近平总书记强调“要逐步形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。新质生产力的发展不仅改变了社会再生产体系生产、分配、交换环节,更是通过打造“新质”需求扩大了内需,促进共同富裕的实现。具体而言,主要体现在如下三个方面。

其一是从数量需求到质量需求的转变。新质生产力的发展改变了传统生产模式,技术的创新性突破缩小了原先的产品周期,使产品迭代能力大大增强,提升了商品满足消费者需求的时效性。不同于单个场景的技术应用,新质生产力强调创造性的技术应用,力图通过产品协同做到生活场景全覆盖。例如,智能家居、智能手机、智能穿戴设备、智能驾驶的融合丰富了商品品类,提升了用户体验。尤其是以满足个性化需求为典型特征的定制化消费和服务,更是直接提升了消费者

对产品或服务质量的追求。其二是从当下需求到未来需求的布局。新质生产力建设中的未来产业布局,首先立足于对新概念的理解和阐释,并且由此衍生出对未来产业的构想。例如,元宇宙、脑机接口、量子信息、人形机器人、生成式人工智能、生物制造、未来显示、未来网络、新型储能等概念的提出便是印证。未来产业的发展建立在科学技术极大进步、物质资料丰富的背景下,面向消费者未来生活场景的需求建设以“需求时间提前”换取“需求空间延展”,有效扩大了当下内需。其三是从生活需求到环境需求的期望。新质生产力本身就是绿色生产力。作为新质生产力的一大表现形式,绿色生产力运用绿色低碳技术转生态资源为生产要素、化生态优势为生产优势^[15],在保证生态环境的同时兼顾了经济效益的产出。这种绿色生产方式既应用了适当的生产力,同时激发了消费者对美好生活环境的需求。

概括而言,新质生产力的崛起,不仅为消费者市场带来了提质升级的新趋势,更推动了大众消费观念的深刻转变。从单纯追求数量的满足,逐渐转向对品质的追求;从满足当前的消费需求,到展望未来的生活愿景;从关注生活的基本需求,到对环境质量的日益重视。这一系列转变,不仅极大满足了人民对美好生活的向往,更是深刻体现了“共同富裕”理念的实践深化。尤其是在“共同富裕”的第三层次——效用提升方面,新质生产力为这一实践路径注入了新的活力,同时为新时代解决不平衡不充分的发展与人民日益增长的美好生活需要之间的矛盾提供解决方案。

四、新质生产力推动共同富裕的堵点

理论来源于实践,是人类在认识自然和改造自然的活动中进行归纳、总结、提炼、升华而成。理论体系的科学与否需要实践加以验证。新质生产力推动共同富裕目标实现并非一蹴而就,而是实践主体在现实活动中不断产生问题、解决问题的能动性过程,在此过程中产生了认知和实践两个层面的问题。

(一)新质生产力认知层面的问题

第一,新质生产力的认识误区。新质生产力作为“日用而不自知”的新概念,广大实践主体对新质生产力的认知还存在一些误区。其中较为典型的看法是新质生产力只存在于战略性新兴产业和未来产业之中,而传统产业被排除在“新质”之外。该种片面性看法实质上是忽略了现代化产业体系的整体性和联动性,忽视了传统产业的制造业基础对新兴产业和未来产业的

支撑性作用。事实上,传统产业的重要地位与发展特点决定了其与战略性新兴产业、未来产业共同构成新质生产力的产业基础^[16]。

第二,新质生产力的判别标准。生产力的发展同样遵循量变引起质变的事物发展规律,传统生产力量变到一定程度会质变为新质生产力。那么如何判断生产力量变的“临界点”,是一个突出性问题。换言之就是如何区分哪些生产力隶属于“旧质”,哪些生产力从属于“新质”,其中的关键就在于明晰传统生产力进步与新质生产力萌发的界限。

(二)新质生产力实践层面的问题

第一,个人层面的人才培养问题。新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式的先进生产力质态。人作为最关键最核心的创新要素,是生产力中的生产力^[17],决定了生产力发展变革的方向。一方面,人才作为直接劳动要素投入作用于生产,促进生产率的提升,另一方面,人才作为间接劳动要素能够通过自己的知识资本转化推动技术变革,进而作用于生产力的发展。因此,要发展新质生产力,必须培养一批拥有高技术和较强创新意识的人才。

第二,企业层面的新质生产力发展问题。企业作为发展新质生产力的重要实践主体,在探索和发展新生产模式中有突出性问题。其一是不同所有制企业发展新质生产力差异问题。众所周知,国有企业与私营企业在制度设计、经济体量、管理模式、经营目标等方面存在较大区别,尤其是在社会主义市场经济体制下,私营企业的市场活力往往要优于国有企业,其对新生产模式的探索力度和适应速度占优势。因此,如何在不同所有制企业中探索差异化的新质生产力发展模式是一大难题。其二是企业发展新质生产力模式中的资源浪费问题。企业由于自身认知的局限性,很可能忽视实际情况,盲目投入较多资源发展新质生产力,从而造成严重的资源错配甚至浪费问题。

第三,政府层面的制度设计问题。政府在市场经济体制中承担着制定宏观经济政策,调控经济体系运行,维护社会经济秩序的重任。发展新质生产力的实践同样离不开政府政策的制度支持。政府在扶持新质生产力发展的制度设计可能存在三个问题。其一是如何避免新质生产力发展中出现“独角兽”的问题。新质生产力推动共同富裕,不能只落脚于“富裕”,更要兼顾“共同”。政府在政策支持方面需要避免资源过度倾斜导致个别企业野蛮生长的现象。其二是如何保持新质

生产力发展的可持续性。新质生产力不是单纯应时性的概念,而是科学可持续发展的生产力。政府如何通过体制机制改革增强新质生产力的可持续性 is 实践的重难点。其三是如何对落实新质生产力发展实践中的“异化”现象进行监管。政府不仅要发挥引导和支持作用,更要对实践主体起到监管和约束作用,避免部分实践主体借发展新质生产力之名行异化牟利之实。

五、新质生产力推动共同富裕的实现路径

第一,加强对新质生产力的认识宣传。发展新质生产力,推动共同富裕目标,首先要解决认识论问题,澄清有关新质生产力的认识误区。一是要对新质生产力的产业基础予以阐释。要进一步明确在当下的发展环境下,战略性新兴产业和未来产业的技术特性决定了其是探索新质生产力发展的主阵地而非全部阵地,传统产业的工业基础同样是新质生产力发展的必要补充。考虑到传统产业经济体量仍然是我国实体经济的重要组成部分,以新一代信息技术为支撑改造传统产业,尤其是加快推动重点传统制造业产品装备智能化和生产智能化^[18],有助于确保产业链的完整性,从而探索出新质生产力发展的成功实践。二是要明确生产力的“质变”标准。生产力的发展具有历史性、继承性、渐变性。生产力在“旧质”中的进步同“新质”中的萌发并不是割裂开的两个环节,而是你中有我我中有你的交叉式嬗变,其中的关键质变标准在于颠覆性的技术突破。每一次传统生产力的进步都是累积生产力质变的必要准备,基于此,要对新质生产力发展推动实现共同富裕目标的长期性和艰巨性有充分认识。

第二,以教育强国提供新质化人才支撑。新质生产力的实践归根结底要靠新质化人才完成,这就需要建立全新的人才培养机制。首先,要创新人才培育模式。学校在交叉学科和前沿学科的教育要根据学生特点制定个性化培养方案,强调创新精神的树立和创新思维的训练,拓展学生学习广度,提高专业领域学习深度。其次,要立足于现实问题导向。教育跟现实需求不能脱节,研究要基于解决现实问题展开。要鼓励高校和科研机构同企业和政府平台合作,支持高校学生参与政府和企业相关项目研发,构建从教学到科研再到产业的全链条育人模式,打造产学研一体化的科研成果转化体系。最后,要打破人才流动壁垒。以新质生产力推动共同富裕必须要全国上下一盘棋,不能以区域建设为中心,搞人才集聚的“小圈子”“大院子”。要建立健全各地方人才引进机制,围绕地方的重要领

域、重点产业和重大项目建立专项人才储备计划。尤其是对贫困地区的人才引进,要加大宣传力度和改善人才待遇,充分利用其专业能力贡献区域协调发展,以人力资本筑牢共同富裕的基石。

第三,因“企”制宜发展新质生产力。发展新质生产力不能一哄而上,搞一种模式的推而广之。首先,企业要充分释放创新主体活力。新质生产力的发展重点在于加快发展人工智能、生物技术、新型信息技术等先进生产力领域。不同所有制企业应积极参与这些领域的发展,推动传统产业的升级改造。其次,不同所有制企业可以进行协同探索。不同所有制企业可以结合自身生产特色和生产优势进行新质生产力的共同实践。国有企业,要充分利用资金优势和政策优势;民营企业,要充分利用灵活运营模式和创新能力,通过二者的协同运作实现资源共享和优势互补,从而探索出不同所有制企业发展新质生产力的成功路径。最后,企业要结合现有生产模式进行探索。企业发展新质生产力决不是对现在模式的全盘抛弃,而是要将颠覆性技术嵌入到现行生产体系中去,充分发挥地方区位优势^[19],进行以点带面式的渐进变革,如此既可以提升生产率,也避免了可能的资源浪费。

第四,革新政府对企业的扶持培育模式。在发展新质生产力、推动共同富裕实践中,政府的牵引作用不可或缺。首先,政府扶持标准应由“培优”转化为“补漏”。政府在培育新质生产力企业发展时,应改变原先的“培优”模式,避免资源过度向某一家企业倾斜造成不公平竞争。新质生产力推动共同富裕要全面、整体地提升企业收入,因此政府需要做好下限管控,即“补漏”工作,促进企业公平有序发展。其次,政府应完善支持新质生产力发展的财政体系。新质生产力发展的主体是企业,政府的财政支持模式应由“自上而下式”的帮扶模式转变为“自下而上式”的需求导向式帮扶。以企业的实际需求为导向,确保财政支持能够发挥其最大效用,切实解决企业在发展中的资金困境,从而增强新质生产力发展的可持续性。最后,政府应完善发展新质生产力的监管制度设计。发展新质生产力的实践不能缺失监管的约束。针对部分通过发展新质生产力之名套取项目资金和政策扶持的企业,要加强监管力度,采取设立专门账户专款专用、定期财务审查、汇报项目进度等措施控制资金流向,避免新质生产力项目的“异化”现象,使之真正成为助推实现共同富裕目

标的动力源泉。◆

参考文献:

- [1]马克思,恩格斯.马克思恩格斯全集:第23卷[M].北京:人民出版社,1972:424.
- [2]刘典.新质生产力 中国经济发展新动能[M].北京:中国财政经济出版社,2023:32.
- [3]刘文祥.塑造与新质生产力相适应的新型生产关系[J].思想理论教育,2024(5):41-47.
- [4]王朝科.从生产力到新质生产力:基于经济思想史的考察[J].上海经济研究,2024(3):14-30.
- [5]马克思.资本论:第1卷[M].北京:人民出版社,2004:53.
- [6]中国科学院自然科学史研究所.马克思 恩格斯 列宁 斯大林论科学技术[M].北京:人民出版社,1979:32.
- [7]FISHER E, FUCHS C. Reconsidering Value and Labor in the Digital Age[M]. Berlin: Springer, 2015.
- [8]肖光恩,刘展睿.制度演进、技术变革与数字资本主义发展[J].内蒙古师范大学学报(哲学社会科学版),2023,52(4):57-64.
- [9]马克思,恩格斯.马克思恩格斯选集:第2卷[M].北京:人民出版社,2012:696.
- [10]张虎,韩爱华,杨青龙.中国制造业与生产性服务业协同集聚的空间效应分析[J].数量经济技术经济研究,2017,34(2):3-20.
- [11]何聪,金正波.坚定信心、鼓足干劲、勇挑大梁:习近平总书记重要讲话在江苏广大干部群众中引发热烈反响[N].人民日报,2024-03-06(1).
- [12]马克思,恩格斯.马克思恩格斯选集:第2卷[M].人民出版社,2012:698.
- [13]胡莹,刘铿.数字经济推动构建新发展格局的理论机制研究:基于马克思资本流通理论的视角[J].当代经济研究,2023(11):18-27.
- [14]刘鹏飞,王之禹.数字化转型促进消费升级的机理、挑战及路径[J].中国流通经济,2024,38(5):66-77.
- [15]蒋永穆,马文武,冯奕佳.新质生产力如何看?怎么办?[M].北京:中国经济出版社,2024:59.
- [16]周文,许凌云.再论新质生产力:认识误区、形成条件与实现路径[J].改革,2024(3):26-37.
- [17]吴江,冯定国.加快形成新质生产力的人才驱动策略[J].当代经济管理,2024,46(9):20-28.
- [18]肖光恩,冉小东.全球数字贸易治理“赤字”与中国的对策:基于全球公共品的视角[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),2022,42(1):139-147+187.
- [19]肖光恩,徐哲.数字经济对城市创新效应的实证研究:基于中介效应和门槛效应的分析[J].内蒙古师范大学学报(哲学社会科学版),2022,51(3):66-75.

(责任编辑:萧静)

中国农业新质生产力水平测度 及对产出效率的影响研究

——基于E-CRITIC权评价法

魏艳华¹ 王丙参¹ 马立平²

(1.天水师范学院 数学与统计学院,甘肃 天水 741001;2.首都经济贸易大学 统计学院,北京 100070)

摘要:基于熵权法、CRITIC 权法构建 E-CRITIC 权法,对中国各省(区、市)农业新质生产力水平进行测度,通过 Dagum Gini 系数分解法分析空间差异来源,运用障碍度模型探讨制约农业新质生产力提升的内部主要因素,借助面板回归模型探究农业新质生产力水平对产出效率的影响。研究表明:总体看,我国农业新质生产力水平持续上升,从东向西递减;我国农业新质生产力水平的绝对地区差异较为合理,但依然显著,相对地区差异较大,主要取决于三大地区间差异;根据障碍度模型,农业科技活动经费的障碍度最高,农村平均受教育年限的障碍度最低;农业新质生产力对农业产出效率具有显著的促进作用,但存在异质性,促进强度从高到低依次是东部地区、中部地区、西部地区(不显著)。

关键词:农业新质生产力;农业农村现代化;产出效率;障碍度

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0011-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2024.12.002

一、引言

2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察时首次提出“新质生产力”(邱海平,2024)^[1],并多次强调发展新质生产力是推动现代化的内在要求和重要着力点。揭示了新质生产力与高质量发展的辩证关系以及后发经济体生产力发展规律,进一步明确了实现中国式现代化的战略路径(孟捷和韩文龙,2024)^[2],是对马克思主义经济学的创新,也是对马克思主义时代化中国化的新拓展,为学术界探究该问题提供了指引和遵循。

从理论研究看,现有文献主要从内涵特征、形成逻辑及发展路径等角度对新质生产力进行阐释。新质生产力是以科技创新为主导,以显著提高生产率为核心标志,以高科技、高效能、高质量为主要特征的先进生产力质态(刘伟,2024)^[3]。新质生产力的关键是新,本质是科技创新和制度创新,构建现代化产业体系是其主要载体。新质生产力是生产力现代化转型

的最新体现,有着深刻的历史逻辑、理论逻辑、实践逻辑(任保平,2024)^[4]。培养新科技人才、提高科技创新能力等是其主要发展路径(齐文浩等,2024)^[5]。从实证研究看,有学者尝试从新型劳动者、劳动资料和劳动对象以及科技、绿色、数字生产力等方面构建指标体系测度新质生产力水平(卢江等,2024;韩文龙等,2024)^[6-7],其评价指标各有侧重,评价结果差别较大,实证研究亟待加强。从测度方法看,现有新质生产力测度以信息熵确定权重的熵值法为主,该方法忽略了指标间的可替代性(指标相关性越大,可替代性越强,蕴含信息越少),而CRITIC权法则利用指标的相关系数构建了冲突性指标,考虑了指标的可替代性,从这个角度说更为合理。但CRITIC权法也有缺点,其利用标准差度量指标的波动信息,相对较为粗糙。若将两种方法结合,优势互补,则可为确定权重提供更加合理的借鉴方法。从研究范围看,关于新质生产力的

基金项目:甘肃省哲学社会科学规划项目“以数字经济培育发展甘肃新质生产力的对策研究”(2024YB104)。

作者简介:魏艳华(1978—),女,吉林四平人,博士,副教授,研究方向为社会经济统计;王丙参(1983—),男,河南南阳人,博士,副教授,研究方向为应用统计研究;马立平(1963—),女,北京人,博士,教授,博士生导师,研究方向为社会经济统计。

研究主要围绕工业领域展开,少有涉及农业新质生产力(罗必良和耿鹏鹏,2024;罗必良,2024)^[8-9]。姜长云(2024)^[10]从内涵特征、发展重点、面临制约等方面对农业新质生产力进行探究。朱迪和叶林祥(2024)^[11]采用熵值法对农业新质生产力进行测度,并用Kernel密度、Markov链等方法探究动态规律。关于农业新质生产力的研究有待深入,尤其缺乏对其产出效率影响的探究。

农业是国民经济的基础,发展农业新质生产力是实现农业现代化的关键抓手和必然选择。因此,对农业新质生产力深入探究有重要的学术价值和实践意义。本文首先基于熵权法、CRITIC权法构建E-CRITIC权法,兼顾指标的信息熵和可替代性,然后采用E-CRITIC权法对中国农业新质生产力水平进行测度,通过Dagum Gini系数分解法分析空间差异来源,并运用障碍度模型探讨制约农业新质生产力提高的主要因素及其作用程度,最后借助面板回归模型探究农业新质生产力水平对产出效率的影响,以期为促进农业现代化提供相关对策。

二、研究方法

(一)E-CRITIC权评价法

对于可比的正向指标 $X=(X_1, X_2, \dots, X_p)'$,令 $r_{jk}=\text{cor}(X_j, X_k)$, $C_j=\sum_{k=1}^p (1-|r_{jk}|)$ 表示 X_j 与其他指标的冲突性(史明霞和李雅洁,2022)^[12],取值越小,可替代性越强,蕴含信息越少;令 $d_j=\text{Sd}(X_j)$, $j=1, 2, \dots, p$,表示指标标准差,取值越大,蕴含信息越多; $I_j=d_j C_j$ 表示 X_j 包含的信息量,则 X_j 的权重 $w_j=\frac{I_j}{I}$,其中 $I=\sum_{j=1}^p I_j$ 。根据线性可加模型与权重,则省(区、市) s_i 对应综合得分 $z_i=\sum_{j=1}^p w_j x_{ij}$, $i=1, 2, \dots, n$,其中, x_{ij} 是第 i 个省(区、市)的第 j 个指标的观测值,该方法被称为CRITIC权评价法。

熵权法采用熵值 $\text{Entropy}(X_j)$ 度量指标 X_j 波动,熵值越小,蕴含信息越多,令 $d_j=1-\text{Entropy}(X_j)$, $j=1, 2, \dots, p$,将 d_j , $j=1, 2, \dots, p$,归一化即可得熵权。在CRITIC权评价法中,若采用 $d_j=1-\text{Entropy}(X_j)$ 度量指标波动,将 $I_j=[1-\text{Entropy}(X_j)] C_j$ 归一化,记为 w_j , $j=1, 2, \dots, p$,其他计算过程不变,则被称为E-CRITIC权评价法。E-CRITIC权既考虑了指标信息熵,也考虑了指标的可替代性 C_j ,是熵权与CRITIC权的融合,相比之下更全面合理。

(二)基于E-CRITIC权的障碍度模型

在评估农业新质生产力水平后,可运用障碍度模型来辨别、分析制约各省(区、市)农业新质生产力提高的内部主要影响因素。设 $(x_{ij})_{n \times p}$ 为评价对象的 p 个正向且无量纲化指标的观测数据,因子贡献度 w_i 衡量第 i 个指标对评价目的的重要性(郑鹏等,2023)^[13],通常取对应指标权重,本文采用E-CRITIC权。偏离度 $V_{ij}=1-x_{ij}$ 表示 s_i 第 j 个指标相对于最优值1的偏离程度(相对差距), $Q_{ij}=\frac{V_{ij}w_j}{\sum_{j=1}^p V_{ij}w_j} \times 100$ 表示 s_i 第 j 个指标障碍度,反映该指标对评价对象 s_i 农业新质生产力的阻碍程度。

(三)Dagum Gini系数分解

假定将农业新质生产力水平得分 $z_1, z_2, \dots, z_n$ 分为 k 组,比如东部、中部、西部三组,Dagum Gini系数分解为组内系数 G_w 、组间系数 G_{nb} 、超变密度 G_t ,可用于度量农业新质生产力水平地区差异的空间分布^[14]:

$$G=\frac{1}{2n^2\bar{z}} \sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^n |z_i - z_r| = G_w + G_{nb} + G_t$$

(四)面板回归模型

农业新质生产力水平 x 对农业产出效率 y 的影响分析可借助面板回归模型,可有效规避遗漏变量问题(遗漏变量可放入个体效应)。基本面板回归模型为:

$$y_{it}=\alpha+x'_{it}\beta+z'_t\delta+u_i+\gamma_t+\varepsilon_{it}$$

其中, y_{it} 为农业生产效率综合得分, x_{it} 为农业新质生产力水平综合得分, δ 为控制变量, u_i 、 γ_t 分别表示个体、时间效应。

三、农业新质生产力水平的时空演变

(一)农业新质生产力水平与产出效率评价指标体系

借鉴相关研究,从农业机械化、水利化、科技创新与劳动者先进性等方面选择核心指标,度量农业新质生产力水平(见表1),侧重知识、技术和人力资本在农业发展中的作用,强调生产投入,而非生产结果。农业机械化水平可衡量农业生产中机械化程度,反映生产过程的现代化水平,可实现人力替代和劳动强度减轻,并创造新型劳动工具;农业水利化水平可评估农业灌溉设施的现代化程度,直接影响农作物的产量和质量;农业科技经费支出率和农业科技人员占比分别从资金和人员两个角度衡量农业科技的支持力度,科技创新是新质生产力的核心要素,实现农业创新,优化农业生产方式,也是农业新质生产力的本质体现;农业劳动者的教育水平越高,越可以接受、使用农业先进生产力,

表1 农业新质生产力水平与产出效率的评价指标体系

目标	二级指标(属性)	计算公式	单位	权重	符号
农业新质 生产力水平	农业机械化水平(+)	机械总动力/农作物播种面积	千瓦/公顷	0.208	x1
	农业水利化水平(+)	有效灌溉面积/农作物播种面积	%	0.176	x2
	农业科技经费支出率(+)	农业科技活动经费/农林牧渔业增加值	%	0.295	x3
	农业科技人员占比(+)	农业科技人员人数/第一产业从业人员	%	0.289	x4
	农村平均受教育年限(+)	农村人口受教育年限之和/农村总人口	年/人	0.032	x5
农业产出 效率	劳动产出效率(+)	第一产业增加值/第一产业从业人员	亿元/万人	0.345	y1
	土地产出效率(+)	第一产业增加值/农作物播种面积	亿元/千公顷	0.655	y2

注: +表示正向指标。

选用农村平均受教育年限用于评估新型农业劳动者水平,反映农民受教育程度和文化素质。本文所选指标消除了地区和常住人口的影响,更具有可比性。

农业产出效率提高是农业新质生产力直接作用的结果,劳动产出效率和土地产出效率是农业产出效率的重要衡量指标^[15],由于农业货币资本度量困难且误差较大,故本文没有选用农业资本产出效率。

研究数据为2010—2022年中国除西藏和港澳台外的30个省(区、市)的面板数据,来源于国家统计局、EPS数据库和《中国农村统计年鉴》等。个别年份缺失数据,通过插值法补齐。

(二)省(区、市)农业新质生产力水平测算

为使评价结果在时间(纵向)上具有可比性,先进行价格平减(劳动、土地产出效率采用第一产业增加值指数进行折算),再将样本期内各年的省(区、市)合并为390个评价对象(2010年北京、2022年北京是两个评价对象,其他类似),并看作截面数据,采用E-CRITIC权法测算:

第一步,采用0.01—1无量纲化,以增加指标观测值的可比性。

$$\text{正向指标: } x_{ij}^* = a + (1-a) \frac{x_{ij} - x_j^{\min}}{x_j^{\max} - x_j^{\min}}$$

$$\text{负向指标: } x_{ij}^* = a + (1-a) \frac{x_j^{\max} - x_{ij}}{x_j^{\max} - x_j^{\min}}$$

其中, $a=0.01$, $x_j^{\max}$ 与 $x_j^{\min}$ 为第 j 个指标的最大值与最小值。农业新质生产力水平是相对得分,只表明自身在所有评价省(区、市)中的相对位置,当评价对象、评价指标或参数 a 改变时,其得分也会变化,因此在对农业新质生产力水平得分进行解读时要客观、慎重。取 $a=0.01$ 的优点有:符合通用做法,非常接近0—1化,便于解读综合得分;避免出现0。

第二步,对390个评价对象直接运用E-CRITIC权

评价法计算农业新质生产力水平得分与排名(见表2),箱线图见图1,对应权重见表1。

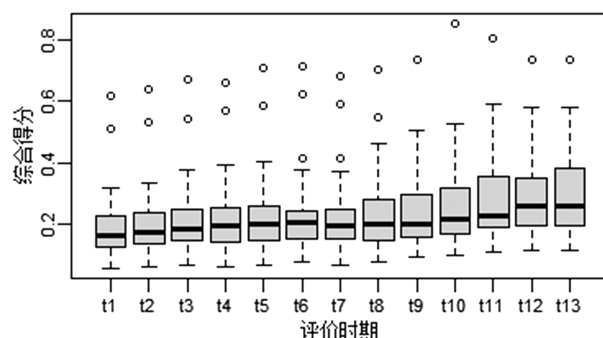


图1 农业新质生产力水平综合得分箱线图

根据表2、图1,主要结论有:

农业新质生产力水平综合得分箱线图的中位线及箱体呈上升趋势,表明我国农业新质生产力水平整体呈现上升趋势;北京、天津(2018—2022年除外)、浙江(仅在2015年、2016年)以异常点形式展示其农业新质生产力水平远高于其他地区,可能因为北京、天津、浙江在科技、经济、教育等方面实力较强,更能代表我国先进生产力水平,农业新质生产力水平也远高于其他地区,这也从侧面表明农业新质生产力水平地区差异较大。

2010—2022年北京农业新质生产力水平稳居第1,且远高于其他地区,可能因为北京是我国科技中心,农业科技投入较大,并一直在探索先进生产模式。浙江、天津在第2、第3位置相互交替,上海(2012—2015年除外)居第4,江苏(2010—2015年排名第7)居第5,农业大省山东排名在第4—8位波动,广东排名在第7—11位波动,河北排名在第6—10位波动。河南排名在第12—15位波动,四川排名在第22—27位波动,值得重点关注,因为这两个省份农林牧渔业增加值很大,对我国农业全面现代化具有重要影响。排名进步较大

表2 农业新质生产力水平得分与排名

地区	综合得分							排名												
	t1	t4	t7	t10	t11	t12	t13	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10	t11	t12	t13
北京	0.619	0.662	0.681	0.854	0.806	0.737	0.733	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
浙江	0.317	0.391	0.415	0.527	0.589	0.554	0.580	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	3	2
天津	0.510	0.567	0.592	0.498	0.550	0.578	0.544	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3	2	3
上海	0.309	0.326	0.370	0.395	0.425	0.430	0.481	4	4	5	5	5	5	4	4	4	4	4	4	4
江苏	0.237	0.302	0.346	0.381	0.401	0.411	0.435	7	7	7	7	7	7	5	5	5	5	5	5	5
福建	0.175	0.229	0.236	0.354	0.384	0.395	0.413	13	10	10	10	9	11	10	7	6	6	6	6	6
山东	0.309	0.358	0.326	0.322	0.353	0.380	0.409	5	5	4	4	4	4	6	6	7	7	8	7	7
广东	0.188	0.230	0.238	0.320	0.356	0.350	0.382	9	9	9	9	11	9	9	9	8	8	7	8	8
河北	0.283	0.310	0.256	0.303	0.330	0.326	0.349	6	6	6	6	6	6	7	8	9	9	9	10	9
安徽	0.162	0.225	0.251	0.262	0.310	0.326	0.338	17	15	13	11	10	8	8	10	10	10	10	9	10
湖南	0.153	0.179	0.199	0.251	0.295	0.307	0.327	18	18	20	17	18	18	15	12	11	11	11	11	11
海南	0.106	0.141	0.162	0.221	0.231	0.265	0.288	26	25	25	23	24	25	20	14	15	15	15	15	12
湖北	0.139	0.178	0.194	0.224	0.259	0.276	0.285	21	21	22	18	17	17	16	15	14	14	12	12	13
辽宁	0.226	0.253	0.217	0.234	0.254	0.269	0.271	8	8	8	8	8	10	11	11	12	12	13	13	14
河南	0.178	0.206	0.202	0.228	0.247	0.267	0.270	12	12	12	13	13	13	14	13	13	13	14	14	15
宁夏	0.142	0.171	0.158	0.214	0.225	0.257	0.249	19	20	21	19	19	19	21	19	16	16	16	16	16
新疆	0.163	0.204	0.203	0.192	0.191	0.251	0.249	16	17	18	14	15	16	13	16	18	20	22	17	17
黑龙江	0.135	0.191	0.216	0.198	0.216	0.224	0.239	22	22	17	16	16	14	12	18	19	18	17	20	18
江西	0.164	0.117	0.139	0.193	0.214	0.224	0.235	15	14	14	27	27	27	25	23	21	19	18	19	19
陕西	0.172	0.196	0.188	0.207	0.212	0.228	0.232	14	16	15	15	14	15	17	17	17	17	19	18	20
吉林	0.141	0.159	0.179	0.187	0.207	0.222	0.230	20	19	19	20	20	20	18	21	22	22	20	21	21
青海	0.180	0.154	0.166	0.190	0.197	0.194	0.198	11	13	16	21	21	21	19	20	20	21	21	22	22
重庆	0.075	0.089	0.117	0.163	0.184	0.194	0.195	28	28	28	28	28	28	28	27	24	24	24	23	23
四川	0.106	0.125	0.150	0.168	0.191	0.187	0.189	25	27	26	25	25	24	23	22	23	23	23	24	24
内蒙古	0.125	0.149	0.140	0.124	0.145	0.167	0.186	23	23	23	22	22	23	24	28	28	28	28	25	25
广西	0.098	0.123	0.130	0.158	0.162	0.159	0.173	27	26	27	26	26	26	26	25	25	25	26	28	26
甘肃	0.120	0.139	0.121	0.154	0.164	0.167	0.171	24	24	24	24	23	22	27	24	26	27	25	26	27
山西	0.183	0.219	0.154	0.154	0.158	0.161	0.161	10	11	11	12	12	12	22	26	27	26	27	27	28
贵州	0.056	0.061	0.065	0.105	0.122	0.133	0.137	30	30	30	30	30	30	30	30	29	29	29	29	29
云南	0.063	0.076	0.100	0.100	0.107	0.112	0.116	29	29	29	29	29	29	29	29	30	30	30	30	30

注:t1—t13依次表示2010—2022年,下同;部分年份省略,数据留存备索。

的有福建(13→6)、安徽(17→10)、湖南(18→11)、海南(26→12)、湖北(21→13)、重庆(28→23);排名退步较大的有辽宁(8→14)、陕西(14→20)、青海(11→22)、山西(10→28)。以最近5年为准,排名前8的是北京、浙江、天津、上海、江苏、福建、山东、广东,皆是我国经济发达地区,表明经济发展水平高的地区一直是我国先进生产力的代表,有能力、有机会进行科技创新,尝试新模式。排名靠后的是广西、甘肃、山西、云南、贵州,除山西外皆分布在我国西部,而中部的山西可能是过度依赖能源产业,忽视了农业产业发展。

整体而言,多数省(区、市)的农业新质生产力水平在评价期内基本持续提升,包括疫情期间;疫情前后两年,仅有北京的农业新质生产力水平(0.806→0.733)存在明显下降,浙江、天津虽然在疫情期间震荡下降,但依然高于疫情前,表明疫情期间在党和政府的坚强领导下,我国农业生产继续稳定进行,粮食安全得到保障,因此疫情对我国农业新质生产力水平影响有限。

下面利用农业新质生产力水平得分间 Pearson 相关系数 ρ 与排名间 Spearman 相关系数 ρ_s 度量中国农业新质生产力水平的系统稳定性。中国30个省(区、市)

在不同年份 ρ 的最小值为0.886(2010年与2022年), ρ_s 的最小值为0.769(2010年与2022年),相邻两年的 ρ 和 ρ_s 最小值分别为0.984(2016年与2017年)、0.943(2012年与2013年),表明中国农业新质生产力水平系统较稳定,在一年内各省(区、市)的相对水平变化很小,但长期变化显著,即我国各省(区、市)对农业新质生产力都很重视,但提升速度存在一定差异,长期排名变化显著,竞争态势较为明显。

(三)三大经济带农业新质生产力水平测算

基于30个省(区、市)农业新质生产力水平得分计算更大地区A(比如全国)的农业新质生产力水平,最简单方法就是直接取均值,但是农业大省山东与西部青海的农业重要性存在显著差异。因此,建议采用加

权均值(魏艳华等,2020^[16]):假定地区A包含 n_A 个省(区、市),对应农业新质生产力水平得分为 $z_1, z_2, \dots, z_{n_A}$,权重为 $p_1, p_2, \dots, p_{n_A}$,建议取农林牧渔业增加值的归一化向量,则地区A的农业新质生产力水平得分 $z_A = \sum_{i=1}^{n_A} p_i z_i$ 。东、中、西部三大地区^[7,11]以及全国对应的农业新质生产力水平综合得分与排名见表3。

2010—2022年三大地区农业新质生产力水平基本持续提高,其中东部地区(0.255→0.399)最高,中部地区(0.158→0.276)次之,西部地区(0.111→0.181)最低。从提升速度看,中部(74.7%)最快,西部(63.1%)次之,东部(56.5%)最慢。2015—2016年,东部(0.315→0.294)、中部(0.203→0.199)、西部(0.141→

表3 三大地区与全国农业新质生产力水平

地区	综合得分													排名
	t1	t2	t3	t4	t5	t6	t7	t8	t9	t10	t11	t12	t13	t1—t13
东部地区	0.255	0.270	0.291	0.301	0.311	0.315	0.294	0.319	0.326	0.341	0.370	0.376	0.399	1
中部地区	0.158	0.167	0.181	0.187	0.195	0.203	0.199	0.201	0.204	0.223	0.252	0.266	0.276	2
西部地区	0.111	0.116	0.124	0.131	0.135	0.141	0.136	0.142	0.144	0.152	0.165	0.175	0.181	3
全国	0.185	0.194	0.209	0.216	0.223	0.228	0.216	0.227	0.231	0.244	0.265	0.275	0.288	—

0.136)的农业新质生产力水平都略有下降,但2019—2020年(疫情前后),农业新质生产力水平在提高。农业新质生产力水平与经济发展水平基本一致,呈现东高西低态势,本质上都是由地理环境决定。在海洋经济时代,东部地区交通便利、气候适宜,整体发展较好;中部地区适合发展农业,是我国主要粮食产区,承担着保障粮食安全重任,而粮食价格一直在低位徘徊,加上经济、科技基础较薄弱,导致其农业新质生产力水平不如东部地区;西部地区山区较多,海拔高,气候干旱、温度较低,交通不便,经济发展水平低,对农业、科技等方面发展具有较大限制。

整体看,全国农业新质生产力水平基本持续上升,但整体水平较低,从2010年的0.185上升到2022年的0.288,仅在2015—2016年略有下降。进一步查看二级指标,发现2015—2016年山西、内蒙古、辽宁、河南、湖北、湖南、宁夏、新疆的农业科技人员占比下降较大,农业机械化水平、农业水利化水平也存在部分省(区、市)下降较大的现象。农业发展遵循一定的自然规律,受地理环境、自然灾害、农机补贴和报废政策等影响显著,偶尔下降也较为合理。

(四)农业新质生产力水平地区差异的空间分解

中国东、中、西三大地区的农业新质生产力水平对应的Dagum Gini系数分解见表4。对农业新质生产力水平综合得分直接进行Dagum Gini系数分解,对应Gini系数称为绝对Gini系数,但无法确定地区差异的绝对大小,因为无量纲化中的平移会改变地区差异。因此,将每年新质生产力水平得分先进行0.01—1化(每年的最高分为1,最低分为0.01,看作连续序)再进行Dagum Gini系数分解,对应Gini系数称为相对Gini系数,这可作为度量地区差异的有益补充,用于度量相对水平差异。

从绝对Gini系数看,2010—2022年全国Gini系数从0.299震荡下降到0.249,表明我国农业新质生产力水平绝对地区差异略有下降;东部地区Gini系数从0.251震荡下降到0.160,显著高于西部地区的Gini系数(0.200→0.117),更显著高于中部地区的Gini系数(0.060→0.114)。可见,农业新质生产力水平的绝对地区差异较合理,可能因为社会进步会使各省(区、市)农业新质生产力水平提高,且差距呈现出一定程度的下降现象。但是,无量纲化中的平移会影响Gini系数测

表4 农业新质生产力水平的Dagum Gini系数分解

年份	绝对Gini系数分解										相对Gini系数分解			
	总体 Gini	组内Gini系数			组间Gini系数			贡献率(%)			总体	组内Gini系数		
		东	中	西	东-中	东-西	中-西	G_w	G_{nb}	G_t		东	中	西
t1	0.299	0.251	0.060	0.200	0.331	0.443	0.176	23.9	71.8	4.2	0.347	0.302	0.088	0.348
t2	0.295	0.244	0.053	0.190	0.325	0.445	0.172	23.3	73.2	3.5	0.336	0.293	0.078	0.332
t3	0.287	0.234	0.044	0.178	0.313	0.441	0.171	22.7	74.6	2.8	0.347	0.286	0.066	0.328
t4	0.292	0.226	0.098	0.187	0.317	0.440	0.191	23.0	73.4	3.6	0.340	0.268	0.139	0.313
t5	0.292	0.231	0.098	0.174	0.318	0.439	0.184	23.0	73.4	3.6	0.350	0.280	0.144	0.310
t6	0.285	0.237	0.088	0.157	0.308	0.430	0.179	23.3	73.4	3.3	0.358	0.293	0.135	0.299
t7	0.284	0.236	0.095	0.151	0.305	0.431	0.179	23.3	74.3	2.4	0.346	0.284	0.138	0.262
t8	0.278	0.204	0.104	0.136	0.327	0.426	0.154	21.3	76.7	2.0	0.370	0.253	0.167	0.262
t9	0.276	0.199	0.102	0.133	0.325	0.424	0.153	21.0	77.0	2.0	0.377	0.260	0.187	0.312
t10	0.275	0.211	0.089	0.130	0.313	0.426	0.156	21.5	77.1	1.4	0.367	0.275	0.157	0.303
t11	0.268	0.197	0.109	0.114	0.292	0.423	0.177	20.8	77.5	1.7	0.391	0.257	0.188	0.269
t12	0.249	0.173	0.111	0.132	0.267	0.392	0.176	20.9	76.8	2.4	0.392	0.230	0.191	0.304
t13	0.249	0.160	0.114	0.117	0.267	0.400	0.180	19.5	78.4	2.1	0.391	0.212	0.197	0.277

算,难以直接采用Gini系数的传统分界标准,故相对Gini系数可更好刻画农业新质生产力水平的相对差异,具有较高的参考价值。再结合综合得分箱线图,可以看出农业新质生产力水平相对地区差异较大,且有一定的上升。以北京、浙江、天津、上海、江苏、福建、山东、广东为代表的农业新质生产力引领地区的经验,值得落后地区借鉴。

我国农业新质生产力水平地区差异主要取决于三大地区间差异,且贡献率不随着再次0.01—1化而发生改变(因为0.01—1化后贡献率不变,故略去)。组间净贡献率 G_{nb} 从2010年的71.8%(最小)震荡上升到2022年

的78.4%，“东—西”的农业新质生产力水平地区差异最大,而组间超变密度 G_t 贡献率从4.2%震荡下降到2.1%,表明三大地区各省(区、市)依据农业新质生产力水平排序后交叉现象较少,从东向西的阶梯越来越明显。

(五)障碍度分析

障碍度可以度量内在因素(即评价指标)对农业新质生产力水平的阻碍情况。计算每年所有指标的障碍度,即30个省(区、市)对应障碍度均值,及其排序,见表5。

可见,2010—2022年, x_3 、 x_4 的障碍度在30%附近震荡,远高于其他3个指标, x_1 、 x_2 的障碍度在18%附

表5 评价指标的障碍度及排序

时间	评价指标障碍度					评价指标障碍度排名				
	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
t1	16.326	19.683	23.485	38.812	1.694	4	3	2	1	5
t2	15.539	16.601	33.379	33.066	1.416	4	3	1	2	5
t3	19.138	17.994	30.957	30.363	1.547	3	4	1	2	5
t4	25.371	16.899	27.195	28.955	1.581	3	4	2	1	5
t5	16.852	17.678	37.369	25.947	2.155	4	3	1	2	5
t6	18.195	16.659	33.617	29.639	1.891	3	4	1	2	5
t7	13.452	18.829	33.159	32.711	1.849	4	3	1	2	5
t8	18.073	18.316	31.184	30.891	1.536	4	3	1	2	5
t9	17.861	18.618	32.733	29.313	1.476	4	3	1	2	5
t10	19.736	18.717	30.072	29.581	1.894	3	4	1	2	5
t11	19.142	18.214	30.339	30.272	2.033	3	4	1	2	5
t12	16.545	17.767	31.246	32.187	2.254	4	3	2	1	5
t13	19.006	12.790	33.884	32.284	2.036	3	4	1	2	5
平均值	18.095	17.597	31.432	31.079	1.797	3	4	1	2	5

近震荡, x_5 的障碍度在 1.8% 附近震荡。从平均值看, 5 个评价指标对农业新质生产力的阻碍作用从高到低依次为 x_3 、 x_4 、 x_1 、 x_2 、 x_5 。可能因为作为科技中心的北京的农业科技活动经费较高, 但农林牧渔业增加值较低, 导致北京的农业科技活动经费水平(x_3)远高于其他地区, 进而导致其他省(区、市)对应指标远离最优值; 农业科技人员占比(x_4)也具有类似现象; 农业水利化水平(x_2)主要取决于地理位置, 天津、河北、浙江等地的农业水利化水平较高, 但甘肃等地区因地理环境导致其农业水利化水平较低; 农业机械化水平(x_1)主要取决于农业实际生产情况, 各省(区、市)在不同年份会平稳变化, 故此指标偏离最优值的程度不高; 农村平均受教育年限(x_5)是基础指标, 由于我国最高学位是博士, 且目前实行九年义务教育, 故 x_5 波动小, 权重小, 因而其障碍度最低。显然, 障碍度受对应指标最优值和权重影响, 如果最优值远高于其他地区, 甚至呈现异常值, 则会导致其他评价对象对应指标远离最优值, 进而导致此指标波动、障碍度都较大, 因此对评价指标障碍度的解读应客观、慎重。这也是综合评价的主要问题之一, 对综合得分的客观解读, 因为指标无量纲化处理后数值在本质上只是序, 平移变换通常会影响到权重、地区差异等。

四、农业新质生产力对产出效率的影响及异质性分析

(一) 变量选择与研究假说

采用劳动产出效率、土地产出效率度量农业产出效率, 产出效率综合得分也采用 E-CRITIC 权法计算, 记为 y , 作为被解释变量, 权重见表 1。农业新质生产力(5 个农业生产指标构成的综合指数)可为农业生产提供新动力, 机械化可提高农业便捷性、规模化, 水利化可保障农业生产受气候影响较小, 农业科技创新可提供新的品种、新的生产方式等, 劳动者是农业生产的主导者, 一定程度上会提高农业产出效率。因此, 提出假说:

假说 1: 农业新质生产力水平对农业产出效率具有显著的促进作用。

不同省(区、市)在农业生产环境、生产投入等方面差异显著。比如甘肃、新疆等西北地区干旱少雨, 山地较多, 不便于灌溉等农业生产活动; 河南、河北等平原地区更适合机械化操作, 便于灌溉; 北京、天津等地区教育发达, 农业科技投入水平高, 农业劳动力的受教育水平也较高。这些差异很可能会导致农业新质生产力

水平及其对农业产出效率的影响呈现显著的异质性。因此, 提出假说:

假说 2: 农业新质生产力对农业产出效率影响存在显著的异质性。

本文主要考虑农业新质生产力 x (核心解释变量) 对农业产出效率 y (被解释变量) 的影响, 控制变量有:

经济发展水平(per)。中国区域经济发展明显不平衡, 经济发展水平越高的地区, 越有条件发展农业, 农业科技活动等也相对较多, 进而影响农业产出效率 y 。本文选择人均实际 GDP 衡量经济发展水平。

城镇化率($urban$)。城市化进程可以促进劳动力自由流动, 有助于提高劳动效率, 增加对农产品多样化的需求, 提高农产品附加值, 从而促进农业生产效率的提高。另外, 城镇化率越高, 农村人口相对越少, 则农村人均占有的农业资源(如土地)相对越多, 也会很大程度上影响农业生产效率。本文选用城镇人口占地区总人口比例来衡量城镇化率。

(二) 基准回归

将混合回归分析作为基准, 观测数据存在明显的个体效应(LM 检验: $\chi^2=1698.92$, $p=0.000$)和一定时间效应, 但是双效应模型效果较差, 难以对回归系数作出合理解释, 可能与引入过多时间虚拟变量有关。进一步, 根据 Hausman 检验($\chi^2=16.52$, $p=0.0024$), 建议选择固定效应模型。表 6 给出了对应的回归结果, 表明农业新质生产力水平对农业产出效率有着显著的驱动作用。当不采用控制变量时, 混合回归对应调整 R^2 仅有 0.317, 而增加 2 个控制变量后, 调整 R^2 上升到 0.341, 表明控制变量有效。解释变量的回归系数大于 0, 表明解释变量对被解释变量具有促进作用, 绝对值大小表示作用的强度大小。由表 6 列(4)可知, 对于全国来说, 农业新质生产力水平对农业产出效率有着显著的驱动作用, 且其系数高于混合回归对应系数, 验证了假说 1。另外, 城镇化率($urban$)对农业产出效率有着显著的驱动作用, 可能因为城镇化会增加人均农业资源量, 进而提高农业生产率; 经济发展水平(per)对农业产出效率的驱动作用较小且不显著。

(三) 内生性处理

首先, 对农业新质生产力水平的内生性展开 Hausman 检验($p=0.0005$), 结果拒绝原假设“不存在内生性”, 即存在显著的内生性问题。为处理内生性问题, 采取工具变量方法进行处理, 本文参考黄凌云等(2018)^[17]、张毅和王军(2023)^[18]的相关研究, 选取农业

表6 农业新质生产力对农业生产效率的影响分析

变量	混合回归OLS		个体固定效应面板回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
x	0.648*** (0.048)	0.420*** (0.081)	1.352*** (0.168)	0.846*** (0.255)	0.892*** (0.084)	0.663** (0.244)
per		0.017*** (0.005)		0.003 (0.008)	0.001 (0.002)	0.008 (0.009)
$urban$		-0.094 (0.112)		0.579*** (0.205)	0.559*** (0.060)	0.588** (0.227)
常数	0.092*** (0.013)	0.104** (0.045)	-0.080* (0.041)	-0.315*** (0.094)	-0.301*** (0.029)	-0.277*** (0.089)
个体效应	-	-	是	是	是	是
N	390	390	390	390	390	302
adj.R ²	0.317	0.341	0.615	0.718	0.699	0.773

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平，括号内为稳健标准误，表7、表8同。

新质生产力水平与其均值差的三次方作为工具变量 IV ，即 $IV=(z_{ij}-\bar{z})^3$ ，其中， $\bar{z}=\frac{1}{nT}\sum_{i,j}z_{ij}$ ， z_{ij} 为第 i 个省（区、市）在第 j 年的农业新质生产力水平。由于 IV 个数等于内生变量个数，故恰好识别。不可识别检验对应 $LM=27.551$ ， $p=0.000$ ；弱工具变量检验对应 $F=29.586$ ， $p=0.000$ ，表明构造的工具变量 IV 有效；过度识别 Sargan 对应 $p=0.000$ ，等同于精确识别。回归结果见表7，显然，在考虑了模型可能存在的内生性问题后，农业新质生产力水平仍存在显著的正向影响，且城镇化率与基准回归结果（见表6）一致。

表7 内生性结果

变量	第一阶段	第二阶段
IV	0.866*** (0.159)	
x		1.846*** (0.352)
per	0.015*** (0.001)	-0.016** (0.006)
$urban$	0.139*** (0.039)	0.505*** (0.076)
F	76.830($p=0.000$)	92.230($p=0.000$)
N	390	390
adj.R ²	0.683	0.568

（四）稳健性分析

为考查估计结果的稳健性，采用更换核心解释变

量和消除异常值影响的方法进行稳健性检验，分为2种情形，结果见表6中列（5）—（6）。

（1）调整评价方法更换农业新质生产力水平得分。采用保序主成分评价法计算农业新质生产力水平得分作为核心解释变量，回归结果对应表6中列（5）。

（2）删除异常值。考虑异常值的影响，将农业新质生产力水平得分高于90%分位数和低于10%分位数的样本删除，并将最发达的2个直辖市北京、上海删除（孙成昊，2023）^[19]，回归结果对应表6中列（6）。

结果显示，农业新质生产力水平得分的估计系数仍然显著为正，即本文结果是稳健的。稳健性分析情形（1）表明，结论关于农业新质生产力水平得分是稳健的，事实上，农业新质生产力水平得分受评价指标、无量纲化方法、评价方法等因素影响，即结论关于这些因素也具有一定的稳健性；稳健性分析情形（2）表明，剔除异常值后仍然是稳健的。

（五）区域异质性分析

将30个省（区、市）划分为东部、中部、西部，进一步分析不同地区的农业新质生产力水平与产出效率之间的关系，并进行比较分析，回归模型仍采用个体固定效应面板回归，结果见表8。

由表8可见，东部、中部地区的回归结果相似，农业新质生产力水平对农业产出效率有着显著促进作用。但是，农业新质生产力水平 x 的回归系数大小存在差异，东部地区明显大于中部地区，可能因为东部地区经济相对发达，基础设施比较完善，新质生产力水平

表8 农业新质生产力水平对产出效率影响的异质性分析

变量	东部	中部	西部
x	0.987*** (0.131)	0.195*** (0.067)	0.021 (0.108)
per	-0.004 (0.003)	0.006* (0.003)	0.0034 (0.003)
$urban$	1.457*** (0.142)	0.739*** (0.087)	0.577*** (0.067)
常数	-0.947*** (0.035)	-0.295*** (0.024)	-0.169*** (0.083)
固定效应	是	是	是
N	143	104	143
adj.R ²	0.791	0.891	0.842

相比较高,农业发展更为精细化、高效化,产业链条更加完善,附加值更高。中部地区农业资源比较丰富,综合竞争力较高,但粮食深加工不足,经济效益与东部地区相比较低。西部地区的农业新质生产力回归系数仅有0.021且不显著,可能因为西部地区自然环境相对恶劣,农业产出受其影响较大,农业新质生产力水平较低,不足以促进产出效率显著增长。综上,验证了假设2。

五、结论与建议

(一) 结论

农业新质生产力是促进我国农业农村现代化的重要动力,本文选择5个指标度量农业新质生产力水平,从劳动、土地两方面度量农业产出效率。针对权重确定,基于熵权法、CRITIC 权法构建E-CRITIC 权法,考虑了指标的信息熵、可替代性,更全面合理,为综合评价提供了方法借鉴。并基于E-CRITIC 权法探讨农业新质生产力水平的时空演变规律及对农业产出效率的影响。具体结论如下:

第一,对于农业新质生产力水平,2010—2022年,北京、浙江、天津、上海、江苏、福建、山东、广东等排名靠前,是农业新质生产力的引领者,其先进经验值得其他省(区、市)学习,尤其是值得排名靠后的广西、甘肃、山西、云南、贵州等学习;排名进步较大的有福建、安徽、湖南、海南、湖北、重庆,辽宁、陕西、青海、山西的排名退步较大;三大地区、全国整体的农业新质生产力水平呈现波动上升态势,从东向西递减,增长幅度也是从东向西递减,对其阻碍作用最高的是农业科技活动经费水平,其次是农业科技人员占比,即农业科技创新是

农业新质生产力提高的关键,阻碍最低的是农村平均受教育年限。

第二,我国农业新质生产力水平的地区差异较为合理,可能因为社会发展进步导致,而国内统一大市场基本畅通;相对地区差异较大,主要取决于三大地区间差异,且西部地区差异显著高于东部地区差异;三大区域各省(区、市)依据农业新质生产力水平排序后交叉较少,阶梯越来越明显。

第三,农业新质生产力对农业产出效率具有显著的促进作用,但存在异质性,促进强度从高到低分别是东部地区、中部地区、西部地区。

(二) 建议

基于以上结论,提出如下建议:

第一,以融合发展的理念、机制推动省域间农业互融互补。三大地区农业新质生产力水平有显著差异,各省(区、市)应立足区域特点,在优化农业布局的基础上加强区域融合。对于受自然条件限制少且基础较好的东部地区,尤其是高等教育中心北京、天津、上海,应加大投入,着重科技研发,吸引社会资本,为建立区域融合机制夯实基础,同时通过创新产出机制,提高产出效率,为健全区域融合机制提供保障。对于基础较弱的西部而言,需要稳步推进农业的提质增效,重点引进先进的技术、制度。基于建设全国统一大市场的考虑,需要以一体化的举措提高省际政策协同,建立起农业和非农产业融合发展机制,消除要素顺畅流通的阻滞,消除垄断性,破除隐蔽性的区域壁垒,疏通农产品跨区域流动的运输障碍、检验障碍,破除地方保护主义。

第二,发挥现代农业科技的核心效应。农业新质生产力的关键是新,即科技创新并应用推广。从研究可以看出,我国农业新质生产力水平整体呈上升趋势,但部分区域产出、效率、质量较低,应通过现代农业科技创新,促进农业内生增长,推动农业现代化,提高生产效率和质量,科技中心(北京、天津、上海等)与农业强省(广东、江苏、山东、福建等)应发挥引领和辐射作用。在稳定增长维度,着力提升农业机械化水平,推动农机装备信息化转型,建设高标准农田,充分利用数字化技术发展智慧农业和农业生产性服务业,加快推广智慧农场、智慧果园的成熟经验,提高农业效益。同时,要从市场角度,注重发挥农业主体在劳动、土地等要素投入产出上的主导地位,促进效率提升。

第三,立足当地资源、环境、定位发展优势农业、特色农业。各省(区、市)均有自己的比较优势,沿海地区

的农产品加工业具有明显的比较优势,应发挥先进经营理念和优势规模农业的示范、带动作用 and 溢出效应,充分将工业化理念推广到农业新质生产力中,通过机械化、标准化等方式,引领现代农业产业结构调整,增加农业产业链长度和附加值。排名较为靠后的地区应摒弃小而全的发展模式,立足区域资源禀赋,根据当地生态环境承载力,侧重耕地、林地资源的自我恢复和可持续发展,着眼于旱作杂粮、牛羊繁育、蛋奶制品、订单种业方向,提高特色产业产值在农业总产值中的比重。同时通过地理标志认证、原产地标识、有机农产品认证等方式,形成具有地域特色的农产品品牌,提升农业附加产出。◆

参考文献:

- [1]邱海平.新质生产力理论的科学内涵及其重大创新意义[J].财经问题研究,2024(5):3-14.
- [2]孟捷,韩文龙.新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J].经济研究,2024,59(3):29-33.
- [3]刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(3):4-11.
- [4]任保平.生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J].经济研究,2024,59(3):12-19.
- [5]齐文浩,赵晨,苏治.基于四“新”维度的新质生产力发展路径研究[J].兰州大学学报(社会科学版),2024,52(2):15-24.
- [6]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):1-17.
- [7]韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024,41(6):5-25.
- [8]罗必良,耿鹏鹏.农业新质生产力:理论脉络、基本内核与提升路径[J].农业经济问题,2024(4):13-26.
- [9]罗必良.论农业新质生产力[J].改革,2024(4):19-30.
- [10]姜长云.农业新质生产力:内涵特征、发展重点、面临制约和政策建议[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(3):1-17.
- [11]朱迪,叶林祥.中国农业新质生产力:水平测度与动态演变[J].统计与决策,2024,40(9):24-30.
- [12]史明霞,李雅洁.我国财政压力指数的构建与应用场景分析[J].中央财经大学学报,2022(4):15-24.
- [13]郑鹏,刘壮,陈家怡,等.青藏高原县域旅游目的地竞争力评价及障碍分析[J].干旱区资源与环境,2023,37(2):177-185.
- [14]王丙参,魏艳华,张宝学.中国数字经济水平地区差异、空间集聚及收敛性研究[J].统计与信息论坛,2024,39(4):63-78.
- [15]范巧.中国式现代化视域下加快形成新质生产力的逻辑阐释与机制建构[J].经济体制改革,2024(2):5-16.
- [16]魏艳华,马立平,王丙参.中国八大综合经济区经济发展差异测度与评价[J].数量经济技术经济研究,2020,37(6):89-108.
- [17]黄凌云,刘冬冬,谢会强.对外投资和引进外资的双向协调发展研究[J].中国工业经济,2018(3):80-97.
- [18]张毅,王军.数字经济对资源错配的影响研究:作用机理与经验证据[J].当代经济管理,2023,45(11):32-45.
- [19]孙成昊.金融结构、绿色技术创新与碳排放[J].统计与决策,2023,39(20):152-157.

(责任编辑:新月)

金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响研究

卢国琪 张书浩

(湖北大学 马克思主义学院,湖北 武汉 430062)

摘要:实证分析金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响,以缓解农村金融排斥,畅通财政支农渠道,推动农业绿色发展。基于2006—2022年我国30个省(区、市)的面板数据,采用EBM模型和熵值法,测算农业绿色全要素生产率和金融排斥水平,采用固定效应模型、中介效应模型及门槛效应模型,系统分析金融排斥对农业绿色全要素生产率的作用和影响机制。研究发现,金融排斥对农业绿色全要素生产率有显著的抑制作用,且该效应在东部、中部地区显著,在西部、东北地区不显著;加强财政支农能够有效缓解金融排斥对农业绿色全要素生产率的不利影响;财政支农在金融排斥与农业绿色全要素生产率间存在门槛效应,当财政支农水平低于阈值6.154时,金融排斥对农业绿色全要素生产率的抑制作用趋弱。

关键词:金融排斥;财政支农;农业绿色全要素生产率;门槛效应模型

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0021-06

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2024.12.003

一、引言

推动农业绿色发展既是中国农业可持续发展的关键所在,也是构建现代农业发展新格局的必要条件。自2021年起,“农业绿色发展”连续三年被纳入中央一号文件,体现了其在国家战略中的重要地位。《“十四五”全国农业绿色发展规划》明确提出,农业绿色发展是实现农业高质量发展的核心目标,也是生态文明建设的重要组成部分。中央农村工作会议进一步强调,新发展阶段需牢牢守住不发生规模性返贫的底线,走高质量发展道路,并持续推进农业和农村绿色发展。党的二十大报告指出,应增强内生动力,加快高质量发展进程,重点提升全要素生产率。将农业绿色全要素生产率作为衡量指标,不仅能够量化农业生产发展的质量,还可以将资源和环境要素纳入考核范围。这一指标更准确地反映了农业绿色发展的真实绩效,与高质量发展的绿色内涵高度契合,为农业转型升级提供了科学的评价依据^[1]。

当前对农业绿色全要素生产率的研究,主要集中在从农业产业集聚^[1]、数字乡村^[2]、人口老龄化^[3]、耕地多功能^[4]、农业保险发展^[5]、新型城镇化^[6]等角度探究其驱动因素。黄红光等(2018)^[7]发现随着金融排斥水平的增高,农业科技投入对农业经济发展的显著促进作用趋弱。李凯风等(2021)^[8]发现金融错配对工业绿色全要素生产率有显著的抑制作用,环境规制起调节作用。刘赛红等(2021)^[9]发现农村金融发展对城乡经济融合具有显著的促进作用,农业技术进步发挥中介效应。张志新等(2023)^[10]认为农村金融排斥过高会通过农业技术进步作用于粮食供给安全,且农业技术进步对粮食供给安全具有门槛效应。然而鲜有研究考察金融排斥对农业绿色全要素生产率可能产生的影响,更缺乏对两者之间中介效应和门槛效应的探究。

鉴于此,本文利用2006—2022年中国省级面板数据,结合超效率EBM模型和熵值法测算农业绿色全要素生产率和金融排斥指标,研究金融排斥对农业绿色

基金项目:湖北省高等学校哲学社会科学研究重大项目“习近平关于公平正义重要论述研究”(21ZD022)。

作者简介:卢国琪(1963—),男,湖北恩施人,博士,教授,研究方向为资本理论与经济发展;张书浩(2000—),通信作者,男,河南南阳人,硕士研究生,研究方向为农业经济。

全要素生产率的影响及作用机制,并分析两者之间的门槛效应。

二、理论分析与研究假设

(一)金融排斥与农业绿色全要素生产率

根据内生经济增长理论,肖力(2003)^[11]认为实现我国经济可持续发展,需要充分发挥人力资本、知识、技术进步和高储蓄率作用。金融排斥的出现抑制了农业技术进步,放慢了农业生产方式改革的速度,延缓了农业绿色全要素生产率的提升。互联网的普及实现了农业新技术、新知识的跨时空传播,对农业技术进步起到助推器作用,数字金融的发展降低了农村金融的交易成本,为农村金融服务提供了便利性^[12]。但金融排斥的出现打破了原本局面,尤其是农户的自我排斥,由于农户缺乏对互联网的认识和了解,加之对陌生事物的恐惧心理,以及对网络安全、电子设备的不信任,抑制了农业技术进步。同时,互联网的发展虽然降低了农业信息在农户之间的传播成本,提高了农业资本、劳动力、土地等要素的利用率,但金融排斥的设施排斥阻碍了发展,农户需要借助电脑或者智能手机等设备来实现农业信息的交流,电子设备高昂的价格对农户来说是挑战,且农户的知识水平较低、对电子设备的了解不够充分,使用能力的缺乏抑制农业技术效率的提高^[13]。农业技术进步和农业技术效率是提升农业绿色全要素生产率的两个极为重要的部分^[14]。据此,提出假设:

H1:金融排斥对农业绿色全要素生产率的增长具有抑制作用。

(二)财政支农、金融排斥与农业绿色全要素生产率

财政支农是克服农业弱质性和低回报性的一种强农惠农政策,在增加粮食产量、保证粮食安全和促进农民增收等方面发挥着重要作用^[15]。第一,财政支农能够为农业绿色发展提供所需经济性公共物品和服务,缓解农业发展过程中既要绿色又兼顾经济的困难,提升农业资源的使用效率^[16],进而提升农业绿色全要素生产率。第二,农业财政支持有助于积累农村人力资本,培养农业专业性人才。农村人力资本通过提升农村劳动素质对农业绿色增长有着极为重要的作用,是从根本上改革我国农业发展方式,建设农业强国的一项基础性工作^[17]。第三,财政支农通过农业补贴政策对农业生产要素的投入产生影响,农业补贴可以改善农户要素配置,在针对先进技术的替代投资方面或净投资方面帮助农户克服经济约束,提高农户农业生产

的技术效率^[18]。

金融排斥的出现意味着农户获得金融服务的可能性降低,农户农业生产资本的投入降低。财政支农政策可给予农户一定的支持和帮扶,有效缓解金融排斥给农户带来的负面影响,特别是对资金约束较大的小型农户来说,财政支农政策会颠覆生产方式,对农业生产效率的提升更显著^[19]。金融市场双轨制有利于农户创业增收进而促进农户就业机会增加,正规金融对激励农民创业发挥显著作用,非正规金融在激励农民创业中起到更大作用^[20]。然而,金融排斥一定程度上限制了农民工创业,一旦农户面临金融排斥,其很难解决创业和非农就业方面的难题。财政支农作为农村金融体系中的重要组成部分,在解决农民就业促进农村经济发展中扮演重要角色^[21]。由此,提出假设:

H2:财政支农能够缓解金融排斥对农业绿色全要素生产率的负面效应。

三、模型的建立与变量选取

(一)模型设定

为验证假设H1,构建模型如式(1):

$$tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 ife_{it} + \sum Control + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

公式(1)中, i 表示省(区、市), t 表示年份; tfp 为被解释变量农业绿色全要素生产率; β_0 代表常数项; ife 是核心解释变量农村金融排斥; $\sum Control$ 为控制变量; ε_{it} 代表随机误差项, μ_i 代表个体效应, ω_t 代表时间效应。

为了验证财政支农是否在金融排斥与农业绿色全要素生产率之间发挥中介效应。本文参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[22]提出的中介效应检验方法,构建以下中介效应检验模型:

$$\begin{cases} \ln lae_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ife_{it} + \sum Control + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \\ tfp_{it} = \pi_0 + \pi_1 ife_{it} + \pi_2 \ln lae_{it} + \sum Control + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (2)$$

公式(1)中 β_1 表示金融排斥对农业绿色全要素生产率影响的总效应,公式(2)中 π_1 反映了金融排斥对农业绿色全要素生产率的直接效应,中介效应大小由 $\alpha_1 \pi_2$ 来衡量。

(二)变量选取

1.核心解释变量

本文的核心解释变量为农村金融排斥指数(ife),由于统计年鉴中没有直接写明相关指标,本文参考张志新等(2023)^[10]的变量选取方式,构建农村金融排斥指标体系(见表1)。利用熵值法根据各指标体系权重,计算得出农村金融排斥指数,计算公式如下:

$$ife_{it} = 1 - \sum_{j=1}^n W_j X_{ij} \quad (3)$$

表1 农村金融排斥指标体系

维度	衡量指标	衡量指标计算方法
农村地理排斥	农村地区每万人金融机构网点数	农村地区金融机构网点数×10000/农村地区人口总数
农村评估排斥	农村地区金融机构存贷款余额比	农村地区金融机构贷款总额/农村地区金融机构存款总额
农村营销排斥	农村地区每万人金融从业人员数	农村地区金融从业人员数量×(10000/农村地区人口总数)
农村自我排斥	农村居民人均受教育程度	小学×6+初中×9+高中×12+大专及以上×15/(6岁以上人口数)

2. 被解释变量

本文的被解释变量为农业绿色全要素生产率(tfp)。关于农业绿色全要素生产率的核算方法,现有研究主要运用包络分析法(DEA),该方法不需要设定具体函数形式,有效规避了生产函数误设导致的误差。考虑到非期望产出,即在评价模型上加入一个或多个农业绿色全要素生产率的非期望产出(即农业碳排放指标),本文采用考虑非期望产出的全局超效率EBM模型。在解决规模报酬是否可变的问题上,参考Zheng等(1998)^[23]的观点。

指标体系构建见表2。一级指标包括投入变量、期望产出和非期望产出。农业绿色全要素生产率的投入变量主要从机械、土地、化肥、灌溉、劳动、农膜、农药七部分进行测算。由于统计年鉴中并未直接给出农业就业人数和农业机械总动力的相关数据,本文参考黄少安等(2005)^[24]的做法,土地投入指标使用农作物总播种面积,即广义农业,包括农业、林业、畜牧业和渔业的合计数值;机械投入指标,该指标在统计资料中以农林牧渔机械总动力形式存在,为了保证与土地投入指标一致,并且实现投入产值相匹配,需要测算出农业机械总动力,将农业总产值在农林牧渔总产值中的比重作为权重对农林牧渔机械总动力进行提取,进而将农业机械总动力从农林牧渔机械总动力中提取出来。化肥投入指标、灌溉投入指标、农膜投入指标以及农药投入指标相关统计资料中均有公布;劳动投入指标与机械投入指标的测算方法类同。农业绿色全要素生产率的期望产出指标主要是农业总产值,即狭义农业种植业总产值。农业绿色全要素生产率的非期望产出指标以农业碳排放总量为主,从化肥、农药、农膜、柴油、农作物播种面积和农业有效灌溉面积六个方面作为碳排放源用以测算农业碳排放总量。

表2 农业绿色全要素生产率指标体系

一级指标	二级指标	测算方法	单位
投入变量	机械投入	农业机械总动力	万千瓦
	土地投入	农作物总播种面积	千公顷
	化肥投入	农用化肥施用折纯量	万吨
	灌溉投入	农业有效灌溉面积	千公顷
	劳动投入	农业就业人数	万人
	农膜投入	农用塑料薄膜使用量	吨
期望产出	农药投入	农药使用折纯量	吨
	农业总产值		亿元
	农业碳排放总量		吨

3. 中介变量

本文的中介变量为财政支农($lnlae$)。财政支农支出2006年及以前用支农支出衡量,2006年以后用农林水事物支出衡量。通常情况下,财政支农支出越多,投入农业生产的物质装备越丰富,越有利于农业绿色发展。

4. 控制变量

参考黄红光等(2018)^[7]、张志新等(2023)^[10]的做法,选择如下控制变量:(1)受灾面积,在农业投入不变的情况下,随着受灾面积增加,农业产出会下降,农业绿色发展受到抑制。(2)城镇化水平,用城镇人口占总人口的比重衡量。(3)政府经济参与度,用省级层面政府财政总支出占地区生产总值的比重衡量。(4)农业产业结构,用粮食播种面积占总播种面积的比重衡量。

(三) 数据来源

基于我国30个省(区、市,不含西藏、港澳台)2006—2022年的面板数据。其中,农业绿色全要素生产率各项投入产出变量来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》;农村金融排斥指标体系数据来源于各省(区、市)的区域金融运行报告、wind数据库、《中国人口和就业统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》;财政支农支出、城镇化水平、城镇人口、总人口、政府财政总支出、地区生产总值、粮食播种面积、总播种面积相关数据来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》。以上数据的描述性统计分析见表3。

四、实证检验与结果分析

为防止存在相关关系,本文结合VIF检验变量之间是否存在多重共线性,具体见表4。结果显示,变量 $lncity$ 的VIF值最大,为3.743,未超过10,说明变量之间不存在多重共线性,指标可以使用。本文依照上述设定的公式运用固定效应模型进行分析。

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量含义	符号	观测值	单位	均值	标准差
被解释变量	农业绿色全要素生产率	<i>tfp</i>	510	—	1.074	0.076
核心解释变量	金融排斥指数	<i>ife</i>	510	—	0.784	0.066
中介变量	财政支农	<i>lnlae</i>	510	亿元	5.704	0.896
控制变量	受灾面积	<i>lnnda</i>	510	千公顷	6.179	1.543
	城市化水平	<i>lnlcity</i>	510	%	4.002	0.240
	政府经济参与度	<i>lnfisa</i>	510	%	3.044	0.375
	农业产业结构	<i>lnstr</i>	510	%	4.254	0.236

表4 变量之间的多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
<i>ife</i>	2.477	0.378
<i>lnlae</i>	1.333	0.726
<i>lnnda</i>	2.786	0.343
<i>lnlcity</i>	3.743	0.270
<i>lnfisa</i>	1.276	0.812
<i>lnstr</i>	1.380	0.690
方差膨胀因子均值	2.143	

根据 Hausman 检验结果,本文利用双向固定效应模型对基准模型进行参数回归,并依次加入城市化水平、农业产业结构、受灾面积和政府经济参与度,得到金融排斥影响农业绿色全要素生产率的基准回归结果,见表5。对比列(1)—(5)可知,随着控制变量相继加入,金融排斥估计系数大小和显著性未发生明显变化,均通过1%的显著性检验,表明金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响较为稳健。由列(5)可知,金融排斥系数为负,表明金融排斥将负向影响农业绿色全要素生产率,验证了假说H1。

(一)稳健性检验

为进一步验证研究结论的可靠性,采用调整样本期和缩尾处理的方式进行稳健性检验,结果见表6。首先对核心解释变量进行缩尾处理,以减少异常值对结论造成的影响,结果见列(1)。其次调整样本期,由于2020年新冠疫情给经济社会带来冲击,为避免该影响,将样本期调整为2006—2019年,重新估计金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响,结果见列(2)。数据调整后,回归结果仍然稳健。

(二)区域异质性检验

我国幅员辽阔,不同地区资源禀赋、自然经济条件差异显著,本文将30个省(区、市)分为四大区域进行异质性分析,结果见表7。可见东部地区和中部地区

表5 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>
<i>ife</i>	-0.530*** (-5.09)	-0.569*** (-5.42)	-0.551*** (-5.20)	-0.554*** (-5.27)	-0.558*** (-5.31)
<i>lnlcity</i>		0.142** (2.31)	0.128** (1.98)	0.131** (2.12)	0.144** (2.31)
<i>lnstr</i>			-0.108* (-1.76)	-0.113* (-1.90)	-0.125** (-2.08)
<i>lnnda</i>				0.001 (0.27)	0.001 (0.16)
<i>lnfisa</i>					0.050 (1.35)
常数项	1.471*** (16.53)	0.961*** (4.04)	1.437*** (3.91)	1.440*** (3.92)	1.345*** (3.60)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
N	510	510	510	510	510
R ²	0.266	0.275	0.281	0.281	0.284

注:括号内为t值;***表示p<0.01,**表示p<0.05,*表示p<0.1。表6、表7、表8、表10同。

表6 稳健性检验

变量名称	(1)	(2)
	缩尾处理	调整样本期
<i>ife</i>	-0.542*** (-3.44)	-0.504*** (-4.37)
控制变量	控制	控制
常数项	1.404***	1.705***
	(3.73)	(4.09)
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	510	510
R ²	0.258	0.262

金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响显著,而西部地区和东北地区的影响不显著。原因可能是,东、中部地区相较于西部地区、东北地区的城市集聚效应更明显,东、中部地区农村居民离开村镇向城市迁移的意愿更强,导致城市资源更加丰富,农村金融形势日趋严峻。农村金融活跃度的降低使流向农业技术装备的资金减少,减缓农业技术进步的速度,降低农业技术效率,不利于农业绿色全要素生产率的提升。西部地区和东北地区,人口密度相对较小,不同城市间地理位置

相距较远,与东、中部地区相比城市发展差距大,可能导致金融排斥对农业绿色全要素生产率的影响不够显著。

表7 区域异质性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
<i>ife</i>	-0.569***	-0.415*	-0.129	-0.441
	(-4.98)	(-1.48)	(-0.33)	(-0.89)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1.862***	2.8123**	-0.246	-14.378*
	(3.96)	(2.05)	(-0.19)	(-2.04)
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	170	102	187	48
R ²	0.415	0.571	0.307	0.746

(三)机制分析

本文采用逐步回归法检验金融排斥影响农业绿色全要素生产率的中间传导机制。表8列(1)为基准回归结果;列(2)将被解释变量替换为财政支农,结果在1%的水平下显著,即金融排斥对财政支农有明显的抑制作用;列(3)的结果表明,财政支农的增加促进农业绿色全要素生产率,能够缓解金融排斥。

为进一步验证财政支农的中介效应,本文采用Sobel检验进行中介效应。结果显示,中介效应的p值小于0.05,通过了Sobel检验,且中介效应占比为26.184%,验证了金融排斥对农业绿色全要素生产率的抑制一定程度上可通过增加财政支农缓解,验证了假说H2。

(四)门槛模型检验

考虑到财政支农在金融排斥与农业绿色全要素生产率之间可能存在非线性关系,本文采用Bootstrap方法检验,结果见表9。估计结果存在门槛值,即金融排斥对农业绿色全要素生产率的作用存在非线性变化,双重门槛未通过,表明财政支农的门槛个数为1。

表10为金融排斥门槛回归模型的估计结果。根据财政支农水平的高低,将整个样本划分为两个区间:当财政支农水平较低(即 $lnlae \leq 6.154$)时显著;当金融排斥超过门限值(即 $lnlae > 6.154$)时也显著。因此,存在财政支农的单一门槛效应,且随着财政支农的上升,尤其是超过门槛值后,缓解能力减弱。

表8 中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>tfp</i>	<i>lnlae</i>	<i>tfp</i>
<i>ife</i>	-0.558***	-4.424***	-0.412***
	(-5.31)	(-3.74)	(-2.15)
<i>lnlae</i>			0.033***
			(-0.27)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	1.345***	2.121	1.186***
	(3.60)	(3.27)	(3.05)
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
N	510	510	510
R ²	0.284	0.988	0.327
Sobel检验	Z=-2.434,其P值为0.0140		
	中介效应/总效应=26.184%		

表9 门槛估计结果

门槛类型	门槛值	F值	p值	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛	6.154	19.94	0.023	14.467	18.256	20.667
双重门槛	4.058	7.65	0.351	10.756	13.335	17.434

表10 门槛模型参数估计结果

变量	门槛变量:财政支农
	被解释变量:农业绿色全要素生产率
<i>ife</i> ($lnlae \leq 6.154$)	-0.473*** (0.113)
<i>ife</i> ($lnlae > 6.154$)	-0.538*** (0.118)
控制变量	控制
常数项	1.421*** (0.311)
N	510

五、主要结论及建议

本文基于我国30个省(区、市)2006—2022年面板数据,采用EBM模型和熵值法测算农业绿色全要素生产率和金融排斥水平,采用固定效应模型、中介效应模型及门槛效应模型,系统分析金融排斥对农业绿色全要素生产率的作用及影响机制,得到以下结论:一是2006—2022年期间我国农业绿色全要素生产率显著提升。二是金融排斥显著抑制农业绿色全要素生产率。从异质性分析的结果看,东、中部地区的抑制作用

更显著;从机制分析看,财政支农可缓解抑制作用。三是抑制作用存在以财政支农为门槛的门槛效应,即一定范围内的财政支农水平,可有效缓解金融排斥对农业绿色全要素生产率的抑制。据此提出如下建议:

第一,多措并举缓解农村地区金融排斥。一是在乡镇经济发展政策的引领下,着力提升三农领域的金融支持力度,为农户提供涉农信贷服务及贷款优惠。二是拓宽金融服务渠道,做好乡村振兴金融服务工作,给农民提供更加便捷的金融服务,降低农户对农村金融的风险厌恶程度。三是强化金融机构基础建设,加大农村地区的金融布局力度,充实农户信贷员岗位力量,降低农户获取金融服务的成本,给农户提供高效、便捷的信贷服务。

第二,完善农村地区金融机构服务体系。一是强化农村地区金融机构的服务功能,多元拓展金融服务,完善农业保险的保障范围和能力。二是提高农户产权确权地完成度,推进农户农地确权颁证、产权抵押登记,完善农地流转交易机制和农户个人评估处置机制,为农村融资提供完整的要素配置,改革要素市场。三是提升农村金融机构的基础服务水平,建立配套的统计监测机制,定时对金融机构考核评估,量化金融机构服务水平,提高现代化农业强国的金融服务质量。

第三,因地制宜推动农业绿色发展。一是畅通财政支农渠道,激发市场活力,创新体制机制。二是改革农业绿色发展体系,实行激励政策,强化可持续发展理念,减少农药化肥使用,降低农村碳排放。三是强化新型农业经营主体对农户的辐射作用,推进产学研合作,弱化金融排斥降低农业生产风险,帮助农户增收,推动地区农业绿色可持续发展。◆

参考文献:

- [1] 韩海彬,杨冬燕.农业产业集聚对农业绿色全要素生产率增长的空间溢出效应研究[J].干旱区资源与环境,2023,37(6):29-37.
- [2] 杜建军,章友德,刘博敏,等.数字乡村对农业绿色全要素生产率的影响及其作用机制[J].中国人口·资源与环境,2023,33(2):165-175.
- [3] 金绍荣,王佩佩.人口老龄化、农地流转与农业绿色全要素生产率[J].宏观经济研究,2023(1):101-117.
- [4] 张丝雨,胡伟艳,赵可,等.耕地多功能与农业绿色全要素生产率的耦合协调发展研究[J].世界农业,2022(11):83-97.
- [5] 周法法,郑义,李军龙.农业保险发展与农业绿色全要素生产率:内在机制与实证检验[J].世界农业,2022(10):70-82.
- [6] 郭海红,张在旭.新型城镇化对农业绿色全要素生产率的门槛效应[J].湖南师范大学社会科学学报,2019,48(2):55-63.
- [7] 黄红光,白彩全,易行.金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J].管理世界,2018,34(9):67-78.
- [8] 李凯风,夏勃勃,郭兆旋.金融错配、环境规制与工业绿色全要素生产率[J].统计与决策,2021,37(18):145-148.
- [9] 刘赛红,罗美方,朱建,等.农村金融发展、农业科技进步与城乡经济融合研究[J].农业技术经济,2021(11):31-45.
- [10] 张志新,李成,靳玥,等.农村金融排斥、农业技术进步与粮食供给安全[J].科研管理,2023,44(2):184-192.
- [11] 肖力.新经济增长理论与可持续发展[J].经济问题探索,2003(2):24-27.
- [12] 王亚飞,徐铭,张齐家.农旅产业协同集聚对农业绿色全要素生产率增长的影响:作用机理与经验证据[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2022,50(4):143-157.
- [13] 吕勇斌,邓薇,颜洁.金融包容视角下我国区域金融排斥测度与影响因素的空间分[J].宏观经济研究,2015(12):51-62.
- [14] 张号栋,尹志超.金融知识和中国家庭的金融排斥:基于CHFS数据的实证研究[J].金融研究,2016(7):80-95.
- [15] 朱秋博,白军飞,彭超,等.信息化提升了农业生产率吗?[J].中国农村经济,2019(4):22-40.
- [16] 刘晓丽,韩克勇.财政支农、劳动力流转与农业经济增长[J].现代经济探讨,2023(7):115-122.
- [17] 肖锐,陈池波.财政支持能提升农业绿色生产率吗?:基于农业化学品投入的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2017(1):18-24+158.
- [18] 罗明忠.人力资本视角下中国农业强国建设的基本路径[J].求索,2023(1):120-131.
- [19] 叶锋,贺亚琴,李谷成.农业支持保护补贴能否提高规模户粮食生产效率?[J].农村经济,2023(6):42-52.
- [20] 朱满德,李辛一,程国强.综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析:基于省级面板数据的DEA-Tobit两阶段[J].中国农村经济,2015(11):4-14+53.
- [21] 项质略,张德元.金融可得性与异质性农户创业[J].华南农业大学学报(社会科学版),2019,18(4):80-90.
- [22] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [23] ZHENG J, LIU X, BIGSTEN A. Ownership Structure and Determinants of Technical Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Chinese Enterprises (1986—1990) [J]. Journal of Comparative Economics, 1998, 26(3): 465-484.
- [24] 黄少安,孙圣民,宫明波.中国土地产权制度对农业经济增长的影响:对1949—1978年中国大陆农业生产效率的实证分析[J].中国社会科学,2005(3):38-47+205-206.

(责任编辑:萧静)

数字经济发展的行业带动效应及路径分析

——基于河南省社会核算矩阵

张晓芳 杨昊林 李亚珂

(河南大学 经济学院,河南 开封 475000)

摘要:采用社会核算矩阵乘数及结构路径分析模型,以数字经济制造业和数字经济服务业两个行业为切入点,分析河南省数字经济行业发展对其他行业发展的带动效应及影响路径。乘数分析发现,2012—2017年河南省数字经济制造业对经济的带动效应提升较大,位于中等水平,数字经济服务业的乘数效应虽有上升但排名低于其他行业。数字经济制造业对与其关联性较强的金属制造业等行业的带动效应较大,对农林牧渔业、采掘业等行业的带动效应较小;数字经济服务业因其高技术性壁垒导致与其他行业的融合度降低,带动效应较小,但对金属制造业、化学工业等行业的带动效应有所提升。结构化路径分析显示,数字经济制造业对其他行业的直接传导路径作用较大,而数字经济服务业的传导路径作用普遍较低,故应继续加深数字经济尤其是服务业与其他行业的深度融合发展,以充分发挥数字经济在推动产业优化升级、推动经济高质量发展方面的引擎作用。

关键词:数字经济;社会核算矩阵;乘数分析;结构路径分析

中图分类号:F21;F222.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0027-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2024.12.004

一、引言

数字经济是全球未来的发展方向,中国信通院在《中国数字经济发展研究报告(2023)》中指出,2022年我国数字经济规模达到50.2万亿元,数字经济占GDP的比重相当于第二产业占国民经济的比重,达到41.5%,成为我国经济稳增长的引擎^①。显然,数字经济已经逐渐渗透到国民经济发展的各行各业,数字化已成为目前行业发展的新动力。党的二十大也明确提出要发展数字经济,推动实体经济和数字经济融合发展,加快推进数字产业化、产业数字化,努力推动高质量发展。因此研究数字经济行业发展对其他行业发展的引擎带动作用具有重要的现实意义,本文尝试在社

会核算矩阵的框架下,利用行业发展之间的关联性,具体探讨数字经济行业对其他行业发展的带动作用以及影响路径。

对于数字经济的认识,李长江(2017)^[1]认为数字技术是其本质特征。张雪玲和焦月霞(2017)^[2]认为信息和通信技术的数字化是其生产要素。任保平(2020)^[3]则强调数字经济融合效应的本质特征。Dahlman等(2016)^[4]认为数字经济不仅包括互联网,还包括信息网络和人们通过网络所进行的活动。G20杭州峰会(2016)通过的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》表明数字经济是以数字化知识和信息为核心的经济活动^②。OECD(2020)^[5]在数字经济的通用测度框架中认

基金项目:河南省软科学研究计划项目“河南省数字经济对其他产业的影响及提升路径研究”(232400410098)。

作者简介:张晓芳(1978—),女,河南漯河人,博士,副教授,研究方向为宏观经济统计分析;杨昊林(1998—),男,河南平顶山人,硕士,研究方向为经济统计分析;李亚珂(2000—),女,河南周口人,硕士研究生,研究方向为经济统计分析。

^①http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427_419051.htm

^②http://www.cac.gov.cn/2016-09/29/c_1119648520.htm

为数字经济是包含所有依赖数字投入或者通过使用数字投入而显著增强的经济活动。数字经济与实体经济的深度融合,成为新时代中国经济高质量发展的重要驱动力量(丁志帆,2020)^[6]。

在数字经济对产业发展的影响方面,多数学者认为数字经济的发展有利于传统产业的优化升级,如Lee等(2009)^[7]从信息化视角,Gaputo等(2016)^[8]从物联网技术视角,赵西三(2017)^[9]从企业生产视角,戚聿东等(2020)^[10]从生产效率视角分别分析了数字经济对产业发展的重要影响。李馥伊(2018)^[11]认为数据已成为制造业新的关键生产要素。何文斌(2020)^[12]从全球价值链角度分析数字经济对我国制造业的升级重构作用。焦帅涛和孙秋碧(2021)^[13]利用工具变量法、双重差分以及中介效应法等研究了数字经济发展对产业结构升级的影响效果及内在机制。刘国武和李君华(2024)^[14]从供给和需求两方面构建了数字经济促进产业结构转型升级的理论框架。唐守廉等(2013)^[15]用投入产出表分析了信息资源产业对其他产业的关联和波及效应,指出中国的信息资源产业为消费依赖型,且对国民经济发展的波及效应不显著。张辉和石琳(2019)^[16]按照三次产业划分计算机信息产业的完全消耗系数和完全分配系数,研究数字经济与其他行业之间的强关联关系。张恪渝等(2023)^[17]基于投入产出表的视角,分析了数字产业与其他产业的关联效应。

以上研究均表明数字经济在产业发展过程中具有重要的影响作用,也显示出利用投入产出表研究数字经济的可行性特征。社会核算矩阵基于投入产出表构造,包含社会经济发展的生产、消费等各个行业部门,范围更全,可以更有效地分析各行业发展之间的关联性。基于此框架的研究方法,多用于研究产业结构(张晓芳,2017)^[18]、消费问题(张丹,2015)^[19]以及收入分配问题(张晓芳和石柱鲜,2011)^[20],但目前运用此方法研究数字经济的文献鲜有出现,省级层面的研究更少见。因此,本文以河南省的投入产出表为基础,构造河南省数字经济社会核算矩阵及相应模型,分析河南省数字经济细分行业对其他行业的关联效应及影响路径,进一步提出促进河南省数字经济发展以及其他产业结构优化升级的政策建议。

本文的创新点可能有:第一,在一般均衡框架下构造河南省的社会核算矩阵,反映了河南省经济部门的运行概况;第二,详细分析数字经济制造业和数字经济服务业两个行业发展对其他行业发展的乘数带动作

用;第三,结合河南省的行业发展现状详细分析数字经济对其他行业发展的影响路径。

二、河南省数字经济社会核算矩阵编制

社会核算矩阵(SAM)是一个包含生产活动、要素、居民、企业、政府等多部门的宏观经济数据框架,反映了一定时期社会经济主体的各种经济联系。基于数据可得性以及数字经济的发展考虑,本文根据河南省2012年和2017年的投入产出表分别构建了相应的宏观、微观的社会核算矩阵,以便分析数字经济发展对其他行业发展的动态与静态影响作用。采用自上而下的方法首先构建宏观SAM,共含有10个部门,分别是生产部门(商品、活动)、要素部门(劳动、资本)、机构部门(居民、企业)、政府、省外、资本形成和汇总,省外账户含有本国省外以及国外。将政府、省外和资本账户设置为外生账户,其他账户为内生账户。数据主要来源于2013年和2018年的《河南统计年鉴》《河南省税务年鉴》。由于SAM中的数据来源不同可能存在偏误而不均衡,故均采用交叉熵(CE)方法对不平衡的SAM进行调平。

为了研究需要,在宏观SAM的基础上进一步构建相应的微观SAM,主要对商品和活动两个部门进行账户拆分,分别细分为19个账户,主要依据《数字经济及其核心产业统计分类标准(2021)》和《国民经济行业分类(2017年)》,确定数字经济的行业分类以及其他的传统产业分类(见表1)。其中3—19个行业为传统行业账户,将“通信设备、计算机和其他电子设备制造业”和“信息传输、软件和信息技术服务业”分别定义为“1.数字经济制造业”和“2.数字经济服务业”来代表数字经济的行业分类。

三、数字经济对其他行业的带动效应分析

依据构造的河南省2012年和2017年的社会核算矩阵,运用乘数分析方法分析数字经济对其他各行业发展的总带动效应(包括对内生账户收入再分配效应)和转移净效应。

(一)不同行业发展的乘数总带动效应分析

乘数效应(Ma)反映了某一行业需求增加时,对内生各账户产生的总影响,转移净效应反映了对内生账户的带动效应。如表2所示,数字经济制造业的乘数效应和转移净效应分别从2012年的2.830和0.897增长到2017年的6.322和2.886,排名分别从第18和12位增长到第2和1位,数字经济制造业近年来对河南省经济发展的总体带动效应和行业发展带动效应都有显

表1 生产活动部门(商品和活动)的分解

行业	行业	行业
1.数字经济制造业	8.炼焦煤气石油核燃料加工业	15.交通运输仓储和邮电业
2.数字经济服务业	9.化学工业	16.批发零售贸易住宿和餐饮业
3.农林牧渔业	10.非金属矿物制品业	17.金融保险业
4.采掘业	11.金属产品制造业	18.房地产租赁和商务服务业
5.食品制造及烟草加工业	12.机械设备制造业	19.其他服务业
6.纺织缝纫及皮革产品制造业	13.电热热力水的生产和供应业	
7.其他制造业	14.建筑业	

著提升,且排名靠前,已经处于引领带动行业发展的较高级阶段。数字经济服务业的乘数效应和转移净效应排名分别从2012年的第13位和16位均下降到2017年的最后1位,说明河南省数字经济服务业对其他行业发展的带动作用处于下降趋势,且与其他行业的关联性较弱,究其原因主要是其具有高技术性壁垒特点,导致掌握数字经济技术的专业人员较缺乏,限制了该行业的创新发展,对整体经济的带动作用相对较弱。

农林牧渔业作为河南省的重要基础性行业,乘数效应从2012年(4.973)到2017年(6.137)有较大幅度的提高,排名也比较靠前,说明其对经济总体的带动作用较大且呈增长趋势,这主要受益于其对就业人口的带动作用,因为河南省是人口大省,从事农林牧渔业行业的人数比较多。但是其转移净效应排名比较靠后,说

明与其他行业的关联性不强,对其他生产性行业的带动作用比较弱,以农林牧渔业为基础的深加工业需进一步优化发展,延长产业链。

另外,除建筑业外其他行业对经济发展的乘数效应从2012年到2017年都有所增长,其中金属产品制造业、批发零售贸易住宿和餐饮业等增长较多。根据2017年数据,河南省轻纺工业如食品制造及烟草加工业、纺织缝纫及皮革产品制造业、其他制造业等均有较大的经济带动效应(乘数效应排名靠前)及行业带动效应(转移净效应比较大),发展水平较高,这与河南省的行业状况相吻合。资源加工型行业如化学工业、非金属矿物制品业、金属产品制造业等行业的经济带动效应比较大,因其与其他行业的关联性较强,转移净效应排名比较靠前,对其他行业的带动效应较大,稍高于中等水平。而建筑业、交通运输仓储和邮电业等因

表2 各行业需求增加的带动效应分析

部门	乘数效应(Ma)				转移净效应(T)			
	2012年	排名	2017年	排名	2012年	排名	2017年	排名
1.数字经济制造业	2.830	18	6.322	2	0.897	12	2.886	1
2.数字经济服务业	3.785	13	3.145	19	0.663	16	0.545	19
3.农林牧渔业	4.973	3	6.137	5	0.842	15	0.812	17
4.采掘业	3.615	14	4.931	14	1.061	10	1.869	10
5.食品制造及烟草加工业	4.984	2	6.266	3	1.561	5	1.926	9
6.纺织缝纫及皮革产品制造业	5.005	1	6.727	1	1.602	4	2.676	2
7.其他制造业	4.913	4	5.785	7	1.868	1	2.065	6
8.炼焦煤气石油核燃料加工业	3.564	15	5.165	12	1.320	7	2.042	7
9.化学工业	3.800	11	6.170	4	1.317	8	2.262	5
10.非金属矿物制品业	4.781	5	6.100	6	1.757	2	2.488	3
11.金属产品制造业	3.515	16	5.715	8	1.278	9	2.335	4
12.机械设备制造业	2.781	19	4.502	16	0.876	13	1.755	11
13.电力热力水的生产和供应业	4.468	6	5.559	11	1.698	3	1.951	8
14.建筑业	3.935	9	3.293	18	1.322	6	1.070	14
15.交通运输仓储和邮电业	4.014	8	5.571	10	1.015	11	1.182	13
16.批发零售贸易住宿和餐饮业	2.940	17	5.033	13	0.419	19	0.894	16
17.金融保险业	3.931	10	4.811	15	0.851	14	0.980	15
18.房地产业租赁和商务服务业	4.098	7	4.109	17	0.490	18	0.741	18
19.其他服务业	3.800	12	5.655	9	0.544	17	1.234	12

其较大的就业吸纳能力,乘数效应相对较大,但对其他行业的带动作用居中,服务业如批发零售贸易住宿和餐饮业、金融保险业、房地产业租赁和商务服务业、其他服务业等则具有较低的经济带动效应和行业带动效应。

(二)数字经济制造业对其他行业的带动效应

表3测度了数字经济制造业对其他行业的乘数效应和转移净效应。总体看,2017年数字经济制造业对各行业的总带动效应和转移净效应都明显高于2012年,说明数字经济制造业对各行业的渗透以及带动作用都加强了,且对多数行业带动效应的排名变化不大,说明对各行业的影响作用基本趋于稳定。但也有个别影响排名变化较大,如对房地产业租赁和商务服务业、非金属矿物制品业、金融保险业等行业的影响排名提升较多,名次分别提升了8、5和3个位次,说明

对这些行业的带动效应增强。而对农林牧渔业、采掘业、电力热力水的生产和供应业的影响排名降低较多,分别降低了7、6和5个位次,则说明与这些行业发展的关联性有所降低。

根据2017年数据看,数字经济制造业的发展进一步加深了对机械设备制造业、金属产品制造业、化学工业、非金属矿物制品业、房地产租赁和商业服务业等行业的关联性,对这些行业的总带动效应和转移净带动效应比较大,处于较高水平。对采掘业、金融保险业、交通运输仓储和邮电业、电力热力水的生产和供应业、其他服务业、其他制造业等行业的总带动效应和转移净效应水平居中,说明与这些行业的融合发展程度一般。而对剩下的其他行业如农林牧渔业、数字经济服务业等的带动效应较弱,需进一步探索数字经济制造业与这些行业之间的创新融合途径,推动其高质量发展。

表3 数字经济制造业对其他行业发展的带动效应

受影响终端账户(j)	2012年				2017年			
	总效应(Ma _{ji})		转移净效应(T)		总效应(Ma _{ji})		转移净效应(T)	
	值	排名	值	排名	值	排名	值	排名
12.机械设备制造业	0.135	1	0.123	1	0.521	1	0.442	1
11.金属产品制造业	0.126	2	0.121	2	0.288	2	0.256	2
16.批发零售贸易住宿和餐饮业	0.102	3	0.083	3	0.188	5	0.132	5
9.化学工业	0.072	4	0.057	4	0.221	3	0.163	4
4.采掘业	0.062	5	0.051	5	0.082	11	0.066	7
5.食品制造及烟草加工业	0.046	6	0.015	9	0.148	6	0.038	13
13.电力热力水的生产和供应业	0.044	7	0.033	6	0.079	12	0.056	10
3.农林牧渔业	0.040	8	0.012	12	0.064	15	0.025	14
10.非金属矿物制品业	0.030	9	0.026	7	0.217	4	0.201	3
15.交通运输仓储和邮电业	0.030	10	0.023	8	0.083	10	0.056	9
19.其他服务业	0.025	11	0.006	16	0.116	8	0.047	11
17.金融保险业	0.025	12	0.012	11	0.099	9	0.063	8
6.纺织缝纫及皮革产品制造业	0.024	13	0.008	15	0.066	14	0.020	16
7.其他制造业	0.023	14	0.015	10	0.072	13	0.038	12
18.房地产业租赁和商务服务业	0.022	15	0.011	13	0.133	7	0.084	6
8.炼焦煤气石油核燃料加工业	0.015	16	0.011	14	0.031	16	0.024	15
2.数字经济服务业	0.007	17	0.003	17	0.014	17	0.004	18
14.建筑业	0.006	18	0.002	18	0.012	18	0.008	17

(三)数字经济服务业对其他行业的带动效应

根据表4,当数字经济服务业从2012到2017年的需求增加时,对其他各行业需求的带动总效应多数是降低的,只有对机械设备制造业和数字经济制造业的带动效应提升较大,对化学工业、金属产品制造业、非金属矿物制品业的带动效应稍有提高,而对其他行业

的带动效应有所降低,说明数字经济服务业对这些行业带动作用减弱,也主要是数字经济服务业的专业人员较为缺乏,水平有限,抑制了数字经济服务业的发展。从数字经济服务业对其他各行业带动总效应的排名看,对数字经济制造业、金属产品制造业、化学工业等影响的排名上升较多,分别上升了11、9和6个位

次;对农林牧渔业、房地产租赁和商务服务业、其他制造业的影响排名下降较多,分别下降了9、7和5个位次。总体看,河南省数字经济服务业的发展相对比较缓慢,甚至落后于其他行业的发展。

根据2017年的测算结果,数字经济服务业对数字经济制造业、机械设备制造业、金属产品制造业、其他制造业、化学工业、批发零售贸易住宿和餐饮业等行业的转移净效应较大,处于较高水平,对这些行业的发展带动作用

用较强。对非金属矿物制品业、电力热力水的生产和供应业、交通运输仓储和邮电业、采掘业、金融保险业、其他服务业等行业的转移净效应水平居中,说明对这些行业的带动效应一般。而对农林牧渔业、纺织缝纫及皮革产品制造业、建筑业等的关联性较弱,对这些行业的转移净效应也比较小,但其实恰恰是这些行业在河南省带动就业的力度较大,更能改善收入分配,故应采取措施提升数字经济服务业在这些行业中的创新融合发展。

表4 数字经济服务业对其他行业发展的带动效应

受影响终端账户(j)	2012年				2017年			
	总效应(Ma _{ji})		转移净效应(t)		总效应(Ma _{ji})		转移净效应(t)	
	值	排名	值	排名	值	排名	值	排名
16.批发零售贸易住宿和餐饮业	0.148	1	0.114	1	0.053	5	0.024	6
18.房地产业租赁和商务服务业	0.109	2	0.090	2	0.037	9	0.010	14
7.其他制造业	0.095	3	0.081	3	0.047	8	0.028	4
5.食品制造及烟草加工业	0.083	4	0.028	9	0.070	3	0.011	13
3.农林牧渔业	0.077	5	0.027	10	0.029	14	0.008	15
12.机械设备制造业	0.071	6	0.049	4	0.106	2	0.064	2
6.纺织缝纫及皮革产品制造业	0.058	7	0.028	8	0.033	10	0.008	16
19.其他服务业	0.055	8	0.019	14	0.049	7	0.012	12
13.电力热力水的生产和供应业	0.053	9	0.032	6	0.031	13	0.018	8
9.化学工业	0.051	10	0.025	11	0.056	4	0.025	5
4.采掘业	0.050	11	0.031	7	0.021	16	0.013	10
1.数字经济制造业	0.041	12	0.034	5	0.159	1	0.146	1
17.金融保险业	0.039	13	0.015	16	0.031	12	0.012	11
15.交通运输仓储和邮电业	0.036	14	0.025	12	0.032	11	0.018	9
11.金属产品制造业	0.031	15	0.020	13	0.051	6	0.033	3
8.炼焦煤气石油核燃料加工业	0.025	16	0.017	15	0.009	17	0.005	17
10.非金属矿物制品业	0.021	17	0.015	17	0.027	15	0.019	7
14.建筑业	0.015	18	0.007	18	0.005	18	0.003	18

四、数字经济对其他行业影响的结构路径分析

依据河南省2017年的SAM,运用结构化路径分析方法分析数字经济对其他各行业发展的影响路径,由于路径较多,下面仅选择部分主要路径进行分析。

(一)数字经济制造业对其他行业发展影响的路径分析

如表5所示,从直接路径看,数字经济制造业对其他各行业直接影响较大的依次为机械设备制造业(0.116)、非金属矿物制品业(0.046)、批发零售贸易住宿和餐饮业(0.037)等,说明数字经济对这些行业的影响作用比较大;路径乘数较大的依次为纺织缝纫及皮革产品制造业(4.725)、金属产品制造业(4.141)等,说明数字经济制造业对这些行业的传导速度比较慢,效

率较低;路径乘数较小的如建筑业(2.236)、炼焦煤气石油核燃料加工业(2.367)等的路径传导速度相对较快,效率较高;完全影响较大的有机械设备制造业(0.392)、非金属矿物制品业(0.165)等,分别占总体影响比重的75.35%、76.04%,说明这些路径的传导效应较大。另外,也发现数字经济总体乘数影响较大的产业其路径传导作用相对也较大,虽然排名位次不完全一致,但相差不大(除食品制造及烟草加工业、建筑业外)。

以数字经济制造业对机械设备制造业、食品制造及烟草加工业的传导路径为例进行具体说明。河南省机械设备制造业的产值在行业产值排名中居第1位,并且数字经济制造业对其乘数效应以及路径传导效应都较大,路径乘数(3.390)也相对较大,说明传播速度

较慢。根据测度结果,当数字经济制造业增加1000个单位时,机械设备制造业产出将会增加521个单位,通过路径分析,增加的这部分中由“数字经济制造业→机械设备制造业”这条直接路径引起的占75.35%,由“数字经济制造业→金属产品制造业→机械设备制造业”(路径2)和“数字经济制造业→非金属矿物制品业→机械设备制造业”(路径3)引起的分别占3.10%和2.00%,说明直接路径传导效应占比较大,间接路径传导占比较少。

食品制造及烟草加工业是河南省产值排名第2的行业,地位比较重要。但是数字经济制造业的发展对

食品制造及烟草加工业的乘数影响仅为0.148,并不是很大,路径的直接影响也比较小;路径乘数(3.789)较大,说明传导速度较慢,效率较低,传导路径占比也极低,仅为1.05%,即由数字经济制造业需求增加引起的食品制造及烟草加工业增加的部分中,有1.05%是由直接路径产生的,而由“数字经济制造业→批发零售住宿和餐饮业→食品制造及烟草加工业”(路径2)和“数字经济制造业→化学工业→食品制造及烟草加工业”(路径3)传导的分别占10.90%和2.70%。说明数字经济制造业对食品制造及烟草加工业的传导多由间接路径传导且影响较小。

表5 数字经济制造业对其他行业传导路径的测度结果

路径终端	总体影响	基础路径	直接影响	路径乘数	完全影响	路径影响占比(%)
12.机械设备制造业	0.521	直接路径1	0.116	3.390	0.392	75.35
		间接路径2	0.003	6.095	0.016	3.10
		间接路径3	0.002	5.514	0.010	2.00
10.非金属矿物制品业	0.217	直接路径1	0.046	3.608	0.165	76.04
		间接路径2	0.003	5.514	0.017	8.00
		间接路径3	0.001	6.725	0.007	3.20
16.批发零售贸易住宿和餐饮业	0.188	直接路径1	0.037	2.496	0.091	48.50
		间接路径2	0.003	3.829	0.010	5.20
		间接路径3	0.002	4.097	0.007	3.50
5.食品制造及烟草加工业	0.148	直接路径1	0.000	3.789	0.002	1.05
		间接路径2	0.004	4.172	0.016	10.90
		间接路径3	0.001	7.027	0.004	2.70
2.数字经济服务业	0.014	直接路径	0.000	2.394	0.001	5.51
3.农林牧渔业	0.064	直接路径	0.000	2.824	0.000	0.00
4.采掘业	0.082	直接路径	0.000	2.808	0.000	0.03
6.纺织缝纫及皮革产品制造	0.066	直接路径	0.001	4.725	0.003	4.96
7.其他制造业	0.072	直接路径	0.002	3.250	0.007	9.07
8.炼焦煤气石油核燃料加工业	0.031	直接路径	0.000	2.367	0.001	2.00
9.化学工业	0.221	直接路径	0.019	4.118	0.078	35.35
11.金属产品制造业	0.288	直接路径	0.031	4.141	0.126	43.74
13.电力热力水的生产供应业	0.079	直接路径	0.004	2.808	0.010	12.77
14.建筑业	0.012	直接路径	0.001	2.236	0.002	13.46
15.交通运输仓储和邮电业	0.083	直接路径	0.004	2.917	0.010	12.40
17.金融保险业	0.099	直接路径	0.009	2.471	0.022	22.15
18.房地产业租赁商务服务业	0.133	直接路径	0.020	2.520	0.050	37.52
19.其他服务业	0.116	直接路径	0.012	2.630	0.030	26.14

(二)数字经济服务业对其他行业发展影响的路径分析

表6显示了数字经济服务业对其他行业的影响路

径。数字经济服务业对其他各行业的直接影响相对于数字经济制造业都偏小,其中对数字经济制造业、机械设备制造业、其他制造业的直接影响较大,分别为

0.061、0.015、0.015,路径乘数较大的分别为数字经济制造业(2.394)、纺织缝纫及皮革产品制造业(2.358)、化学工业(2.059),说明其传导较慢,效率较低;而对建筑业、电力热力水的生产和供应业、农林牧渔业等的路径乘数较小,传导速度较快。路径传导比重较大的依次是数字经济制造业(91.24%)、其他制造业(51.10%)、建筑业(36.50%),说明这几条路径的直接传导效应较大。

具体看,在数字经济服务业对数字经济制造业这条直接路径中,当数字经济服务业需求增加1000个单位时,可使数字经济制造业产出总共增加159个单位,其中直接导致数字经济制造业产出增加61个单位,从路径乘数(2.394)相对较大来看说明传导路径效率较低,路径传导比重达到91.24%,说明带动数字经济制造业增加的绝大部分影响都是由这条直接路径产生。

另外如数字经济服务业→机械设备制造业→数字经济制造业(路径2)的传导比重仅为0.90%,剩余路径影响更小。

数字经济服务业对农林牧渔业的总影响比较小(0.029),在数字经济服务业→农林牧渔业这条路径中,直接影响仅为0.001,路径传导占比为3.84%,说明这条直接路径引起的农林牧渔业的增加仅占由数字经济服务业引起的需求增加的3.84%,路径传导作用较小。其他间接路径导致需求增加的比重较大的分别为数字经济服务业→其他制造业→农林牧渔业(路径2)和数字经济服务业→食品制造及烟草加工业→农林牧渔业(路径3),路径影响占比分别为6.55%和4.88%,也比较小,但是可以看出间接路径的传导效应要稍大于直接路径,可见数字经济服务业直接对农林牧渔业的影响作用较小,其影响多是通过其他行业的间接传

表6 数字经济服务业对其他行业传导路径的测度结果

路径终端	总体影响	基础路径	直接影响	路径乘数	完全影响	路径影响占比(%)
1.数字经济制造业	0.159	直接路径1	0.061	2.394	0.145	91.24
		间接路径2	0.000	3.702	0.002	0.90
		间接路径3	0.000	2.870	0.000	0.10
5.食品制造及烟草加工业	0.070	直接路径1	0.003	1.893	0.005	6.81
		间接路径2	0.001	2.088	0.002	2.21
		间接路径3	0.000	4.054	0.000	0.33
3.农林牧渔业	0.029	直接路径1	0.001	1.410	0.001	3.84
		间接路径2	0.001	2.074	0.002	6.55
		间接路径3	0.001	2.207	0.001	4.88
13.电力热力水的生产和供应业	0.031	直接路径1	0.007	1.403	0.010	33.91
		间接路径2	0.000	1.850	0.001	2.40
		间接路径3	0.000	3.067	0.001	2.20
12.机械设备制造业	0.106	直接路径	0.015	1.718	0.026	24.85
15.交通运输仓储和邮电业	0.032	直接路径	0.006	1.457	0.009	28.65
9.化学工业	0.056	直接路径	0.001	2.059	0.002	4.12
16.批发零售贸易住宿和餐饮	0.053	直接路径	0.007	1.249	0.009	16.40
11.金属产品制造业	0.051	直接路径	0.002	2.072	0.004	7.41
19.其他服务业	0.049	直接路径	0.005	1.315	0.007	14.41
7.其他制造业	0.047	直接路径	0.015	1.622	0.024	51.10
18.房地产业租赁和商务服务	0.037	直接路径	0.000	1.260	0.000	0.00
6.纺织缝纫及皮革产品制造	0.033	直接路径	0.002	2.358	0.004	12.85
17.金融保险业	0.031	直接路径	0.002	1.234	0.003	9.65
13.电力热力水的生产和供应业	0.031	直接路径	0.007	1.403	0.010	33.91
10.非金属矿物制品业	0.027	直接路径	0.000	1.804	0.001	2.09
4.采掘业	0.021	直接路径	0.000	1.402	0.000	0.00
8.炼焦煤气石油核燃料加工	0.009	直接路径	0.001	1.181	0.001	14.71
14.建筑业	0.005	直接路径	0.002	1.116	0.002	36.50

导作用实现的。因此,基于河南省的农业大省地位、农业在我国发展中的基础性地位,要进一步推进数字经济服务业在农林牧渔业发展中的创新引领作用,在提升农林牧渔业发展的同时,加快新农村建设步伐。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文运用基于社会核算矩阵的乘数分析方法和结构化路径分析方法,分析了河南省数字经济制造业、数字经济服务业两个行业对其他行业发展的带动效应以及影响路径。得出以下结论:

第一,从数字经济行业发展对其他行业的总带动效应看,数字经济制造业、数字经济服务业的带动效应从2012年到2017年都有提升,但是与其他行业发展的带动效应相比,数字经济制造业的排名从第18提升到了第2位,数字经济服务业从第13位降到了第19位,显然数字经济制造业的乘数效应得到了较大提升,数字经济服务业对其他行业的带动效应较弱,还有较大的发展空间。

第二,从细分行业影响看,数字经济制造业提高了对各行业发展的带动作用,对金属制造业等关联性较强行业的带动效应提高较大,对房地产业租赁和商务服务业、非金属矿物制品业、金融保险业等行业的关联性增强,而对农林牧渔业、采掘业、电力热力水的生产和供应业等行业的带动作用相对较弱。数字经济服务业对其他多数行业发展的带动作用相对较低,说明数字经济服务业的发展速度相对其他行业较为缓慢,带动效应较小。对数字经济制造业、金属产品制造业、化学工业等行业的带动效应较大。

第三,从路径影响看,数字经济制造业对其他行业的直接影响较大,间接影响较小,如对机械设备制造业、非金属矿物制品业等;在纺织缝纫及皮革产品制造业、金属产品制造业、化学工业等行业中的传播速度较慢,而在建筑业、炼焦煤气石油核燃料加工业等行业中的传播速度较快。数字经济服务业对其他行业的直接影响相对数字经济制造业来说都较低,直接影响也比较小,传导速度较慢。

(二)对策建议

根据以上结论,发现河南省数字经济制造业的发展与其他行业的关联性较强,已经展现出对其他行业较强的带动效应,但与其他行业相比,仍未完全展现出其优势特点。数字经济服务业的发展远落后于其他行业,急需提升发展速度。同时,要进一步深挖其应用领

域,推动其与其他行业的融合发展,尤其是推动其与农林牧渔业等在河南省占有重要地位产业的渗透融合,促进转型升级,发挥引领带动作用。基于此,提出以下政策建议:

第一,提升人力资本的数字素养,培养数字经济领域人才。普及并提升就业人员的数字技能,数字经济领域的相关知识更新发展较快,故政府、企业、社区等相关部门应该定期举办相关知识的普及、晋级培训等,提升数字经济领域人才的相关知识水平。扩大并提升本地数字经济专业人才的培养,大力提升本省高等院校数字经济领域的专业人才培养,同时采取措施从资金投入和人才引进或与高水平院校合作办学等途径提升本地数字经济专业人才水平。引进高端数字经济专业人才,制定灵活的人才引进机制,大力引进高端数字经济专业人才,提升地区数字经济行业发展速度,推动河南省经济进一步发展。

第二,加强对数字经济行业发展的扶持力度,推动数字经济行业健康稳定发展。不论是数字经济制造业还是数字经济服务业的发展,除了数字化基础领域的发展,数字经济核心技术研发与创新应用等也必不可少,均需政府的大力支持。政府一方面需要加大投资力度,推动数字经济基础领域的发展,另一方面还要有前瞻眼光,提前布局未来数字经济相关产业发展,尤其是要扶持中小微创新型数字经济相关企业的持续健康发展。另外,还应充分发挥本地的资源优势,推动数字经济产业和高校以及科研机构的深度结合,推动科研成果产业化发展,以需求推动科研,以科研提升产业发展。多管齐下,逐步形成良好的循环经济发展环境。

第三,加大数字技术的融合力度,推动传统产业转型升级。数字经济特有的渗透性和带动性可以引领、推动传统产业转型升级,对经济的带动作用不容小觑,可以结合数字经济对其他行业带动效应的测算以及消费需求的考虑,从供给和需求两方面选择,加大对高带动效应以及高需求数字经济行业发展的支持力度,优化产业结构,如加大数字经济服务业对农林牧渔业等相关产业的投入,推动更深层次的融合发展,加快带动河南省农业发展。◆

参考文献:

- [1]李长江.关于数字经济内涵的初步探讨[J].电子政务,2017(9):84-92.
- [2]张雪玲,焦月霞.中国数字经济发展指数及其应用初探[J].浙

- 江社会科学,2017(4):32-40+157.
- [3]任保平.数字经济引领高质量发展的逻辑、机制与路径[J].西安财经学院学报,2020,33(2):5-9.
- [4]DAHLMAN C, MEALY S, WERMELINGER M. Harnessing the Digital Economy for Developing Countries [J].OECD Development Centre Working Papers,2016.
- [5] OECD. A roadmap toward a common framework for measuring the digital economy [EB/OL]. (2020-03-20).<https://www.oecd.org/sti/roadmap-toward-a-common-framework-for-measuring-the-digital-economy.pdf>.
- [6]丁志帆.数字经济驱动经济高质量发展的机制研究:一个理论分析框架[J].现代经济探讨,2020(1):85-92.
- [7]LEE S, KIM M S, PARK Y. ICT Co-evolution and Korean ICT strategy—An analysis based on patent data [J]. Telecommunications policy,2009(5-6):253-271.
- [8]CAPUTO A, MARZI G, PELLEGRINI M M. The Internet of Things in manufacturing innovation processes Development and application of a conceptual framework[J]. Business process management journal,2016,22(2):383-402.
- [9]赵西三.数字经济驱动中国制造转型升级研究[J].中州学刊,2017(12):36-41.
- [10]戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020(11):17-35.
- [11]李馥伊.中国制造业及其在数字经济时代的治理与升级[D].北京:对外经济贸易大学,2018.
- [12]何文彬.全球价值链视域下数字经济对我国制造业升级重构成效应分析[J].亚太经济,2020(3):115-130+152.
- [13]焦帅涛,孙秋碧.我国数字经济发展对产业结构升级的影响研究[J].工业技术经济,2021,40(5):146-154.
- [14]刘国武,李君华.数字经济发展对产业结构转型升级的影响:基于需求端视角[J].当代经济科学,2024,46(1):104-116.
- [15]唐守廉,谢小可,夏雨.我国信息资源产业关联与波及效应分析[J].情报科学,2013,31(4):10-15+38.
- [16]张辉,石琳.数字经济:新时代的新动力[J].北京交通大学学报(社会科学版),2019,18(2):10-22.
- [17]张恪渝,武晓婷,何子龙.中国数字产业的宏观经济效应分析:基于投入产出视角[J].统计与信息论坛,2023,38(12):50-62.
- [18]张晓芳.基于社会核算矩阵的河南省产业结构路径分析[J].统计与决策,2017(22):135-138.
- [19]张丹.食品价格变动对城乡居民消费行为的影响:基于2012年中国社会核算矩阵分析[J].财经科学,2015(10):132-140.
- [20]张晓芳,石柱鲜.中国经济的收入分配和再分配结构分析:基于社会核算矩阵的视角[J].数量经济技术经济研究,2011,28(2):78-88.

(责任编辑:新月)

政府政策支持、绿色生态认知对农户绿色生产技术采纳的影响

李晓鹏 王 玥 万闵喆 刘 霞

(兰州财经大学 农林经济管理学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:作为农业绿色生产的主体,农户的生产行为对于我国农业绿色发展水平的提升具有很大的影响。基于西北地区马铃薯种植户的调查数据,本文深入探讨了政府政策支持、农户绿色生态认知与其采纳绿色生产技术之间的关系。通过构建二元 Probit 模型进行分析,发现政府的政策支持对其绿色生产行为产生了显著且正向的影响。进一步的中介效应分析显示,农户绿色生态认知在政府政策对其绿色生产行为的影响中发挥了中介作用,即政府的支持通过增强农户的绿色生态认知,间接地影响了他们的生产决策。为了推动中国农业的绿色发展,必须重视并强化农户的绿色生态认知。同时,政府应提供有力的政策支持,以建设和完善相关体系,进一步促进农户绿色生态认知的提升,并激励农户积极采纳绿色生产技术,有助于实现我国农业的可持续发展。

关键词:政府政策支持;绿色生态认知;绿色生产技术;二元 Probit 模型;中介效应模型

中图分类号:F129.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0036-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.12.005

一、引言

推进农业绿色发展是深化农业供给侧结构性改革的关键一环。随着马铃薯生产商业化程度的日益加深,种植户为追求更高产量以实现收益最大化,不断加大化肥、农药及农业地膜等资源的投入,这不仅给农业资源环境带来了负担,也对马铃薯的质量安全构成了一定威胁。因此,深入探究并准确识别影响农户采纳绿色生产技术的核心因素,对于促进农业可持续发展、确保农产品质量安全以及改善农业生态环境具有重要意义。2023年中央一号文件明确提出了推动农业向绿色发展转型的目标,并强调要加速推广既能减少农业投入品使用又能提升生产效率的先进技术。面对当前农业发展中的环境污染问题,不仅要寻求解决方案,更要全面推动农业生产方式的根本性绿色转型。然而,在当前的农业发展实践中,尽管农户作为生

产经营的核心力量对绿色生产技术持有积极态度,但其实际采纳率却仍然偏低^[1]。这种“高意愿、低行为”的现象普遍存在^[2-3],表明农户在认知与行动之间存在一定的差距。因此,我们需要进一步分析这种差距产生的原因,以便更有效地推动农户采纳绿色生产技术,实现农业的绿色可持续发展。

同时,即便开始采用相关绿色生产技术,也常遭遇持续性^[4]和深度应用不足的问题,凸显了绿色农业技术推广的难点。因此,促进农业生产绿色转型,是在新时代、新的发展背景下迫切需要解决的问题。绿色生产行为指的是农户在农业生产的各个阶段,运用以“高效益、低环境影响”^[5]为核心的可持续方法来开展农业作业。已有研究表明影响农户采纳绿色生产技术的因素主要分为内部和外部两个方面。从内部因素来看,农户的个体特征是影响其认知、动机、行为的深层根源

基金项目:甘肃省哲学社会科学规划项目“甘肃内陆河流域生态补偿机制研究”(YB082);甘肃省科技计划项目(自然科学基金)“甘肃内陆河流域水足迹变化驱动力分析”(20JR5RA202)。

作者简介:李晓鹏(1981—),女,甘肃天水人,博士,副教授,研究方向为经济林产业经济、林果区域经济发展;王玥(1999—),女,甘肃天水人,硕士研究生,研究方向为农业经济与政策;万闵喆(1999—),男,湖北武汉人,硕士研究生,研究方向为农业经济与政策;刘霞(1999—),女,甘肃天水人,硕士研究生,研究方向为农村产业发展与生态建设。

性因素,如农户的受教育程度、性别和年龄等个人生产特征^[6]。这些个人因素影响农业人口资本水平的高低,进一步影响绿色农业的转型升级发展。国内学者在农户的年龄对绿色生产技术采纳的影响研究方面暂无统一说法,但多数研究者认同教育水平与绿色生产技术采纳之间存在正相关关系^[7]。农户的个人特征、土地使用状况以及家庭背景等因素直接作用于农户对绿色生产技术的接受意愿^[8]。农户既作为农产品的提供者,又作为农业投入品的购买者^[3],他们的行为不仅受自身条件的影响,还受到外部各种因素的影响。从外部因素来看,以往的研究考虑了心理认知因素,以探讨和分析影响农户采纳绿色生产技术的各种因素。例如,一些国内学者利用Logit模型证实了农户的绿色意识^[9]和生态意识^[10]能够推动他们更加科学地使用化肥和农药。还有部分研究表明,政府的推广培训、政策规制^[4,11]、社会信息^[12]都能有效促进农户减少杀虫剂和其他农药的使用。然而,现有研究仍存在一些局限性:多数研究仅针对农产品生产过程中的某几个环节或特定绿色生产行为进行分析。实际上,绿色生产是一个涵盖产前、产中及产后全过程的概念,而非局限于某个独立环节或单一行为,农民在实施绿色生产技术时多表现出连贯性和多样性。因此,仅研究某一环节或特定行为,无法全面反映农民的绿色生产技术采纳情况。

本文以西北五省(区)作为调研区域,将马铃薯种植户作为研究对象,选取是否使用地膜、有机肥、农药来探究具体的农户绿色生产技术采纳行为及其影响因素。对样本地区农业绿色发展情况进行研究,分析农户对马铃薯绿色生产方式的应用情况和影响马铃薯绿色生产技术采纳的主要因素,为推进地区绿色可持续发展提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一)政府政策支持与马铃薯种植户采纳绿色生产技术

正向的环境规制、个体规范及社会规范等主观规范对行为意愿产生显著的正向影响^[13]。现有研究表明,政府在推动农业绿色转型中扮演着至关重要的角色,其政策指导与宣传倡议对农户采纳绿色生产技术具有明显的正面效应^[14]。具体而言,政府通过实施补贴政策,有效地应对了农业生产的正外部性挑战,这是目前公认的最有效策略之一^[15]。政府补贴不仅直接降低了农户采取环保生产措施时面临的边际成本,还间接地提升了绿色生产活动的吸引力和可行性。因此,

本文提出以下假设:

假设H1:政府政策支持正向影响马铃薯种植户采纳绿色生产技术。

(二)绿色生态认知与马铃薯种植户采纳绿色生产技术

绿色生态认知影响农户绿色生产行为^[14],种植户的生态意识核心涉及他们对农业废弃物处置方式的知晓程度、是否认同绿色生产方式对环境的积极影响,以及他们对本土环保政策的熟悉情况,这一系列认知直接体现了种植户对于农业资源过度消耗及农村环境恶化问题的认识深度。研究指出,种植者的生态意识与其采纳绿色生产技术的决策及实施强度正相关,意味着生态意识水平提升的农户更倾向于采纳并深入实践绿色生产技术^[16]。换言之,对绿色生产理念理解越透彻,就越能激发对保护乡村生态和合理利用农业资源的关注与责任感,促使种植户在态度与行动上向采纳绿色生产技术靠拢,实现认知与行为的统一^[17]。因此,本文提出以下假设:

假设H2:绿色生态认知正向影响马铃薯种植户采纳绿色生产技术。

(三)政府政策支持与农户绿色生态认知

政府的政策支持除了直接影响马铃薯种植户绿色生产技术的采纳以外,可能还存在着间接影响。由于种植户在农业生产过程中使用地膜以及化肥和农药会造成农业环境污染,政府提出农民农田保护、绿色认知等培训活动,制定法律政策限制农民农业生产过程中不合理不规范的生产行为,一定程度上鼓励农民深入了解当前农业环境,规范其生产行为。一方面,可以改善环境污染,降低农业生产风险,另一方面,随着政府实施减少化肥、补贴等环境调控政策,农民对生态政策和污染的认识越发清晰,并在一定程度上加深了农民的生态认识^[18],种植户会选择采纳绿色生产技术。因此,本文提出以下假设:

假设H3:政府政策支持可以通过农户绿色生态认知间接促进其采纳绿色生产技术。

三、数据来源与研究方法

(一)研究区域概况

根据我国各地马铃薯栽培制度、栽种类型、品种类型及分布等,结合马铃薯的生物学特性,参照地理条件、气候条件和气象指标,将我国划分为4个马铃薯栽培区:北方一作区、中原二作区、南方二作区、西南一二季混作区^[19]。北方一作区涵盖了黑龙江、吉林两省以

及辽宁省大部分地区(不包括辽东半岛),同时还包括内蒙古自治区、宁夏回族自治区、甘肃省、河北省北部、山西省北部、陕西省北部、青海省东部以及新疆维吾尔自治区天山以北的区域^[20]。西北地区种植的马铃薯品质上乘,具有较大的单产提升空间,所以西北地区被视为我国马铃薯种植的重要优势地带。因此,本文选取西北地区陕西省、甘肃省、青海省、新疆维吾尔自治区和宁夏回族自治区的榆林市、延安市、安康市、宝鸡市、天水市、定西市、白银市、平凉市、庆阳市、临夏回族自治州、海东市、西宁市、固原市、吴忠市、乌鲁木齐市、昌吉回族自治州、伊犁哈萨克自治州、塔城地区等18个市(州、地区)作为调查对象进行调查。具体调查区域见图1。

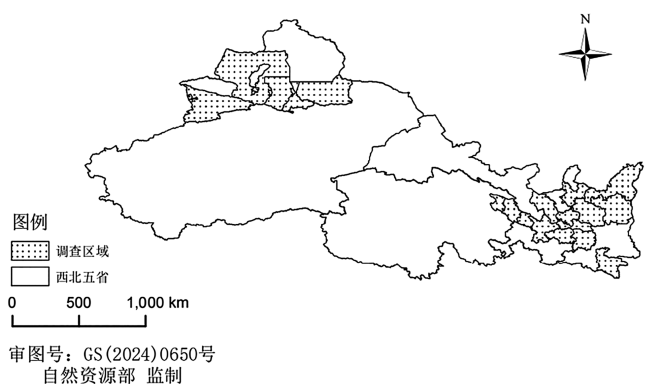


图1 研究区域

(二)数据来源

研究所用数据源于2024年1月—5月对西北五省(区)主要马铃薯种植区开展的调研,通过问卷星小程序发放线上问卷,收集马铃薯种植户对绿色农业生产的采纳情况,剔除填写不完整和数值异常的样本后,最终筛选出1069个有效样本。有效样本的基本特征见表1。从年龄看,受访者年龄比较平均,其中25—35岁的种植户偏多,占26%。受访者男性居多,男女比例约为1.4:1,符合我国现实情况。75%以上受访者的受教育程度为高中及以下。年平均收入方面,34%的受访者收入处于15000元以上。有26%的种植户表示马铃薯近三年平均产量在7000斤以上,这与耕地面积分布具有较强联系。拥有7亩及以上耕地面积的比例最高,达到27%,这表明调查对象中拥有较大耕地面积者所占比例较高。

(三)变量定义与描述

1.被解释变量

本文的被解释变量是马铃薯种植者所采纳的绿色生产技术。采用绿色生产技术,可以保证农产品的安

表1 被研究样本农户的基本情况

变量	分类	占比
年龄	25—35岁	0.26
	36—45岁	0.25
	46—55岁	0.23
	56岁以上	0.26
性别	男	0.56
	女	0.44
受教育程度	文盲	0.27
	小学	0.22
	初中	0.26
	高中及以上	0.25
年人均收入水平	10000元以下	0.33
	10000—15000元	0.33
	15000元以上	0.34
近三年马铃薯均产量	3000斤以下	0.26
	3000—5000斤	0.25
	5000—7000斤	0.23
	7000斤以上	0.26
马铃薯种植面积	3亩以下	0.26
	3—5亩	0.23
	5—7亩	0.24
	7亩以上	0.27

全,提高农产品的质量,提高农民的收入水平。本文主要选择以下指标作为绿色生产技术采用的评价标准:是否使用地膜、是否使用有机肥、是否合理使用农药^[21]。

2.核心解释变量

政府政策支持为本文的核心解释变量。

3.中介变量

为了解政府政策支持在影响马铃薯种植户采纳绿色生产技术的过程中是否存在间接影响,本研究选取绿色生态认知(是否认为绿色生产技术能对生态环境带来好处)作为中介变量,进一步来研究政府政策支持对农户采纳绿色生产技术的影

4.控制变量

根据已有文献对农户绿色生产技术采纳行为的分析,个体特征、家庭特征^[13]等因素可能对马铃薯种植户采纳绿色生产技术产生影响,因此本文选取农户的年龄、性别、受教育程度、年人均收入、马铃薯种植面积、近三年马铃薯平均产量为控制变量。由于影响农户绿色生产技术采纳的因素不止一些农户个人以及家庭特征,政府政策以及农户对绿色生产的认识等也对其采纳行为有一定影响,所以本文还选取了是否了解农业

废弃物的处理方法、是否有农业补贴、是否参加过绿色生产技术培训等变量作为控制变量来进一步分析马铃薯种植户绿色生产技术采纳的影响因素。具体变量说明及描述性统计分析结果如表2所示。

表2 变量说明及描述性统计

变量	变量内容	赋值	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	是否使用地膜	1=是,0=否	0.563	0.496	1	0
	是否使用有机肥	1=是,0=否	0.460	0.499	1	0
	是否合理使用农药	1=是,0=否	0.477	0.500	1	0
核心解释变量	政府政策支持	1=是,0=否	0.498	0.500	1	0
中介变量	绿色生态认知	1=是,0=否	0.541	0.498	1	0
控制变量	年龄	1=25—35岁 2=36—45岁 3=46—55岁 4=56岁以上	2.490	1.132	4	1
	性别	1=男,0=女	0.562	0.496	1	0
	受教育程度	1=文盲 2=小学 3=初中 4=高中及以上	2.483	1.140	4	1
	年人均收入	1=10000元以下 2=10000—15000元 3=15000元以上	2.018	0.818	3	1
	马铃薯种植面积	1=3亩以下 2=3—5亩 3=5—7亩 4=7亩以上	2.520	1.145	4	1
	近三年马铃薯平均产量	1=3000斤以下 2=3000—50000斤 3=5000—70000斤 4=7000斤以上	2.487	1.126	4	1
	是否了解农业废弃物的处理方法	1=是,0=否	0.539	0.499	1	0
	是否有农业补贴	1=是,0=否	0.501	0.500	1	0
	是否参加过绿色生产技术培训	1=是,0=否	0.478	0.500	1	0

(四)研究方法

在技术采纳的过程中,虽然可能会出现技术使用上的重叠,但最终可以归结为采纳与不采纳两种情况,形成一个典型的二分类结果。因此,采用二元Probit模型进行统计分析是适宜的。二元Probit模型^[22]的具体公式为:

$$Y=ln\left(\frac{P_u}{1-p_u}\right)=\alpha_i+\alpha_jx_j+\sum_{k=1}^n\alpha_kx_u+\mu \tag{1}$$

式(1)中, P_u 表示马铃薯种植户采纳绿色生产技术的概率, $1-P_u$ 表示马铃薯种植户未采纳绿色生产技术的概率, $\frac{P_u}{1-p_u}$ 为概率比, α_j 、 α_i 代表截距项, x_j 为解释变量, x_u 为各控制变量, α_k 为回归系数, μ 代表随机扰动项^[23]。

四、实证结果与分析

(一)马铃薯种植户采用绿色生产技术的的基本情况
如表3所示,其中有602户农户在农业生产中使用了地膜,占比56%;有492户农户有使用了有机肥,占比46%;有510户农户合理使用了农药,占比48%;三种技术全部采纳的仅有281户,只占到全部调查的26%。

表3 马铃薯种植户绿色生产技术的采纳情况

	使用地膜	使用有机肥	合理使用农药	三种都使用
是	602	492	510	281
共计	1069	1069	1069	1069
占比(%)	56	46	48	26

(二)马铃薯种植户绿色生产技术采纳的实证分析

为验证各变量对马铃薯种植户采纳绿色生产技术的影响,利用Stata17软件对影响绿色生产技术采纳的各变量进行二元Probit回归分析。实证分析之前,对模型中的所有变量进行共线性检验。检验结果表明,最高的方差膨胀因子为1.45,最低的仅为1.07,平均VIF值是1.22。由于这些数值远低于10的通常阈值,可以得出结论,变量间的共线性程度很低,不会对回归结果造成影响,因此可以继续回归分析。表4第(1)列是农户是否使用地膜的回归过程,第(2)列是农户是否使用有机肥的回归过程,第(3)列是农户是否合理使用农药的回归过程。

政府政策支持对促进农户采纳绿色生产技术产生了显著的正面效应,表明政府的政策支持在促进农户绿色生产技术的采纳方面起着至关重要的作用。政府通过宣传有关环境保护与治理的政策,可促进农户认识到自身行为带来的环境效益,提高自身绿色生态意识,从而强化农户绿色生产,增加其实施绿色生产行为的可能。此外,地膜、有机肥等技术在农业生产中的成本投入较高,政府的相关农业信贷政策将会减轻农户的生产负担,进而加大绿色生产技术的投入使用。因此,假设H1得到验证。

部分个人与家庭特征变量对农户采纳绿色生产技术有显著影响。马铃薯种植户的年龄对农户采纳绿色生产技术具有显著的负向影响,表明随着农民年龄的增长,可能会逐渐减少使用绿色生产技术,例如地膜覆盖技术、有机肥的使用、合理使用农药等。这种情况由多种原因造成,首先,随着年龄增长,农民的体力、精力逐渐下降,难以承担一些劳动强度较大的绿色生产技术。其次,老年农民可能对新技术的接受程度较低,他们更加习惯于传统的农业生产方式,因而不愿意尝试新的绿色生产技术。此外,老年农民可能更加关注短期收益,接受风险的能力较弱,不愿意投资长期的绿色生产技术。农户的性别只对是否使用有机肥有显著负影响,由于有机肥的使用需要更多的体能,且大多男性农户在外务工,女性农户对有机肥的使用具有一定局限性,导致种植过程中对有机肥的投入使用较少。马铃薯生产者的受教育程度对其绿色生产技术的采纳的影响呈显著正影响。随着农民教育水平的提高,他们能够更有效地获取市场资讯,进而更倾向于在农业生产活动中采纳绿色生产技术;他们能更精确地掌握绿色生产技术的相关知识和操作技巧,在农业劳动中更

好地运用绿色生产技术。农户家庭的年人均收入水平只对有机肥的使用有显著正向影响,由于市面有机肥的价格较高,投入量大,效果周期长,只有收入水平高的农户会愿意在农业生产过程中投入使用有机肥。马铃薯的种植面积显著负影响地膜、有机肥的使用和合理使用农药,种植面积越大需要投入的生产资料越多,农户的生产成本越高,就越不愿意使用绿色生产技术。农户对农业生产的废弃物的处理方法的了解、是否有农业补贴和对农户的绿色生产培训显著正向影响($P<0.1$)农户采纳绿色生产技术。其原因可能是,政府在农户的生产过程中有资金补贴,农户可以有更多资金进行劳动生产;农户经过培训能够认识到绿色生产技术会给马铃薯生产、自身收益带来良好影响,对农户的培训也能强化农户的绿色生产意识,认识到不合理的农业剩余垃圾处理方式和不合理使用化肥、农药会造成土地板结,导致土壤养分流失,焚烧农业剩余垃圾

表4 二元Probit模型回归结果

	(1)	(2)	(3)
政府政策支持	0.435*** (0.087)	0.922*** (0.091)	0.291*** (0.084)
年龄	-0.147*** (0.038)	-0.163*** (0.038)	-0.099** (0.037)
性别	-0.090 (0.089)	-0.239** (0.085)	0.033 (0.084)
受教育程度	0.212*** (0.038)	0.090* (0.038)	0.123** (0.036)
年人均收入水平	0.104 (0.054)	0.248*** (0.054)	0.040 (0.052)
马铃薯种植面积	-0.175*** (0.040)	-0.160*** (0.039)	-0.162*** (0.037)
近三年马铃薯均产量	0.032 (0.040)	-0.018 (0.039)	0.012 (0.037)
是否了解农业废弃物的 处理方法	0.303** (0.091)	0.503*** (0.093)	0.367*** (0.089)
是否有农业补贴	0.389*** (0.089)	0.391*** (0.086)	0.349*** (0.083)
是否参加过绿色生产培训	0.785*** (0.090)	0.280** (0.089)	0.335*** (0.089)
常数项	-0.740** (0.249)	-0.911*** (0.246)	-0.541* (0.237)
R ²	0.196	0.176	0.104
N	1069	1069	1069

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著,括号内为标准差。下表同。

会造成大气污染。农户经过各种教育培训后,能够认识到这些危害,从而会对生产行为进行优化,降低危害。

(三)中介效应检验分析

由表5结果可知,马铃薯种植户的绿色生态认知对农户绿色生产技术采纳呈现显著正影响,表明更好的绿色生态认知能够促进农户绿色生产技术的采纳。究其原因,通过采用绿色生产技术,农户能够生产出更健康、化学污染更少的农产品,满足消费者对高质量食品的需求。这些产品的市场价值往往更高,能够为农户带来更多的收入。同时,绿色生产技术有助于保护生态环境,促进农业可持续发展,从而为农户创造长期的经济效益。因此,假设H2得到验证。

根据上述结果,政府政策支持、农户绿色生态认知

对马铃薯种植户采纳绿色生产技术均具有正向促进作用,接下来,进一步检验绿色生态认知是否在政府政策支持影响马铃薯种植户对绿色生产技术的采纳过程中起到中介作用。由表4可知,政府政策支持的回归系数分别为0.435、0.922、0.291,表明政府政策支持影响马铃薯种植户采纳绿色生产技术的直接效应是显著的。由表5列(1)可知,政府政策支持的回归系数分别为0.329、0.347、0.249,表明政府政策支持正向影响绿色生态认知。在列(2)中,政府政策支持和绿色生态认知的回归系数都显著,表明在控制政府政策支持的影响下,中介变量绿色生态认知对马铃薯种植户采纳绿色生产技术的影响仍然显著。这表明绿色生态认知在政府政策支持影响马铃薯种植户采纳绿色生产技术的过程中存在中介效应,假设H3得到验证。

表5 中介效应检验结果

	(1)绿色生态认知			(2)农户绿色生产技术采纳		
	使用地膜	使用有机肥	合理使用农药	使用地膜	使用有机肥	合理使用农药
政府政策支持	0.329*** (0.087)	0.347*** (0.087)	0.249** (0.088)	0.389*** (0.088)	0.889*** (0.092)	0.263** (0.084)
绿色生态认知				0.420*** (0.094)	0.448*** (0.090)	0.356*** (0.092)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-1.267*** (0.250)	-0.817** (0.241)	-1.128*** (0.250)	-0.772** (0.250)	-1.055*** (0.251)	-0.585* (0.238)
R ²	0.186	0.149	0.204	0.209	0.193	0.114
N	1069	1069	1069	1069	1069	1069

(四)稳健性检验

通过改用二元Logit模型重新分析农户绿色生产技术采纳的影响因素,以验证结果的稳定性,结果见表6。其中第(1)、(2)、(3)列分别是对农户是否使用地膜、农户是否使用有机肥、农户是否合理使用农药的稳健性检验结果,与基准回归结果基本相符,从而证实了基准回归结果的稳健性。

表6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)
政府政策支持	2.113*** (0.208)	4.673*** (0.724)	1.611*** (0.220)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.312** (0.130)	-0.221*** (0.091)	-0.436* (0.169)
R ²	0.197	0.177	0.103
N	1069	1069	1069

五、讨论

从所采集的样本数据来看,当前西北地区的农户采纳绿色生产技术的比例不高,绿色化水平亟须提高。根据二元Probit模型的分析结果,农户的绿色生产行为受到内在行为特征和外部环境因素的共同作用^[24],其中,农户的年龄和受教育程度是不可忽视的影响因素。在农业生产活动中,年龄和受教育程度的重要性不言而喻,它们在很大程度上决定了农户的生产经验、生产体能、认知学习能力和对新兴农业生产技术的接纳程度。与其他学者的研究结果相似,本文也发现,农户对绿色生态的认知程度提升有助于增加其对绿色生产技术的使用概率^[25]。然而,这种绿色生态认知往往是由于环境压力所驱动,而非农户主动保护环境的意识,因此,英国经济学家庇古提出的政府规制方法可能会有较好的效果,它可以通过补贴等政策手段来调节外部环境对农户认知的影响,促进农户形成

更加合理的认知,引导他们重视生态保护和乡村振兴。虽然这可能需要农民在早期阶段增加一些成本,例如购买水、肥集成设备,塑料膜回收的时间成本,废塑料膜的处理成本和人工成本。然而,根据农业补贴的描述性统计分析和政府绿色生产培训的频率可知,农民普遍对当前的补贴和政策支持较为满意,这表明西北地区有一个良好的政策环境来促进农业向绿色发展模式的转变^[24]。因此,通过有效的政府规制和政策措施,可以加速西北地区农业的绿色转型发展。

六、结论与建议

(一)研究结论

本研究利用来自西北五省(区)的1069份马铃薯种植户调查问卷,采用二元Probit模型和中介效应模型,探讨了政府政策支持如何影响农户的绿色生产技术采纳,并分析了农户的绿色生态认知在此过程中的中介作用。通过研究分析,得出以下结论:(1)多数马铃薯种植户目前仅采纳了一种绿色生产技术,因此,对于绿色生产技术的采纳程度还有待进一步深化和提升。(2)政府政策的支持在促进马铃薯种植户采纳绿色生产技术方面起到显著影响。这表明,政府的政策支持能够有效地引导农户形成更科学的理念,提供必要的技术支持和资金援助,进而推动农户更加积极地采用绿色生产技术。(3)农户的绿色生态认知在政府政策支持影响马铃薯种植户采纳绿色生产技术的过程中起到中介效应。

(二)对策建议

为提升马铃薯种植户对绿色生产技术的采纳率,助推马铃薯种植业的绿色转型发展,结合上述研究结论,提出以下对策建议:

第一,要加大绿色生产技术的推广力度。推广过程中,可以采用多种方式相结合的方法,例如举办各类培训班。培训内容应当丰富且实用,涵盖绿色生产技术的各个方面,从土壤改良、种子选育到田间管理、病虫害防治等环节,通过系统的理论讲解和实际操作演示,让农户深入了解绿色生产技术的原理和操作要点。

第二,要强化对农户绿色生态理念的宣传教育工作。这不仅是简单地向农户传达一些环保概念,而是要深入到他们的生产生活中,让他们真正理解绿色生态理念与农业生产种植的紧密联系。可以通过专题讲座、发放宣传手册、设置宣传栏等多种形式进行宣传。宣传内容上要注重结合实际案例,向农户展示采用绿色生产技术对农业生产和生态环境的积极影响。

第三,政府要强化政策支持。一方面直接提供技术指导与资金支持,派遣技术团队提供免费咨询,解决技术难题,设立专项资金补贴种植户购买绿色生产资料、引进设备等,降低生产成本。另一方面通过政策引导增强农户绿色生产意识,在农业项目审批、土地流转、农业保险等政策上向采用绿色生产技术的种植户倾斜,让他们得到更多政策红利,推动绿色生产技术在马铃薯种植中的广泛应用,实现产业绿色可持续发展。◆

参考文献:

- [1]杨志海.老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为:来自长江流域六省农户数据的验证[J].中国农村观察,2018(4):44-58.
- [2]黄炎忠,罗小锋,刘迪,等.农户有机肥替代化肥技术采纳的影响因素:对高意愿低行为的现象解释[J].长江流域资源与环境,2019,28(3):632-641.
- [3]杨远萍,布买日也木·买买提,陈桂明,等.广州市荔枝主产区荔农绿色生产行为影响因素研究[J].热带地理,2023,43(7):1315-1325.
- [4]盖豪,颜廷武,张俊飏.感知价值、政府规制与农户秸秆机械化持续还田行为:基于冀、皖、鄂三省1288份农户调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2020(8):106-123.
- [5]陈奕山,钟甫宁,纪月清.农户兼业对水稻杀虫剂施用的影响[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2017,18(6):1-6.
- [6]石志恒,崔民.个体差异对农户不同绿色生产行为的异质性影响:年龄和风险偏好影响劳动密集型与资本密集型绿色生产行为的比较[J].西部论坛,2020,30(1):111-119.
- [7]张聪颖,霍学喜.劳动力转移对农户测土配方施肥技术选的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(3):65-72.
- [8]杨志海,王洁.劳动力老龄化对农户粮食绿色生产行为的影响研究:基于长江流域六省农户的调查[J].长江流域资源与环境,2020,29(3):725-737.
- [9]罗磊,罗晨豪,刘宇荧,等.异质性视角下农户绿色生产技术采纳行为研究:基于四川省836份柑橘农户的调查数据[J].中国农业资源与区划,2023,44(4):172-183.
- [10]彭斯,陈玉萍.农户绿色生产技术采用行为及其对收入的影响:以武陵山茶业主产区为例[J].中国农业大学学报,2022,27(2):243-255.
- [11]余丽燕,梁辉堡,鲁益雨.信贷可得性对农户采纳绿色生产技术的影 响:基于农户加入合作社的调节效应分析[J].农林经济管理学报,2023,22(1):56-64.
- [12]杨一名,黄智,王鹏,等.基于计划行为理论的农业绿色生产技术采纳研究:以梨园生草栽培技术为例[J].江苏农业科学,2024,52(5):255-259.
- [13]李昊,曹辰,李林哲.绿色认知能促进农户绿色生产行为

- 吗?:基于社会规范锁定效应的分析[J].干旱区资源与环境, 2022,36(9):19-25.
- [14]储成兵.农户病虫害综合防治技术的采纳决策和采纳密度研究:基于Double-Hurdle模型的实证分析[J].农业技术经济, 2015(9):117-127.
- [15]赵晨晓,陈玉兰,赵达君.棉花主产区棉农融入绿色生产经营行为分析[J].新疆农业科学,2023,60(3):757-765.
- [16]吉超昱,金珊羽.农户绿色农业生产技术采纳行为及其影响因素研究:以陕西关中地区为例[J].山西农经,2024,(1):108-113.
- [17]李全海,朱鹏,郑军.参与电商能否促进设施蔬菜种植户绿色生产?:基于山东省五市十一县的微观调研[J].中国人口·资源与环境,2024,34(2):106-118.
- [18]张俊飏,谢添任,梁志会.生态认知、市场规制与农户绿色生产技术采纳行为:基于湖北省水稻主产区调查数据的分析[J].中国农业大学学报,2024,29(3):204-216.
- [19]张泓,黄峰,张春江,等.马铃薯与肉类制作主餐菜肴的品质互补优势[J].食品科技,2017,42(10):141-146.
- [20]刘晶.我国马铃薯种植概况及提高效益的措施[J].农业工程,2021-10-20.
- [21]张红丽,李洁艳,史丹丹.环境规制、生态认知对农户有机肥采纳行为影响研究.[J]中国农业资源与区划,2021,42(11):42-50.
- [22]杨志武,钟甫宁.农户种植业决策中的外部性研究[J].农业技术经济,2010(1):27-33.
- [23]翁贞林,兰丁旺,汤晋,等.风险偏好、合作社参与对水稻绿色生产技术采纳行为的影响:基于江西省520份水稻种植户的调研[J].农业经济与管理,2023,81(5):13-21.
- [24]程鹏飞,于志伟,李婕,等.农户认知、外部环境对绿色生产行为研究:基于新疆的调查数据[J].干旱区资源与环境.2021,35(1):29-35
- [25]于艳丽,李桦.社区监督、风险认知与农户绿色生产行为:来自茶农施药环节的实证分析[J].农业技术经济,2020(12):109-121.

(责任编辑:云野)

财政科技经费分配使用机制的改革 导向前瞻与路径研究

郭家彤

(中央民族大学 管理学院, 北京 100081)

摘要:财政科技经费分配使用机制改革是落实创新驱动发展战略、实现科技高水平自立自强的重要举措。在梳理国家财政科技经费分配使用机制改革导向基础上,对财政科技经费分配使用机制的发展现状及问题进行分析,同时借鉴其他地区改革经验,前瞻“十五五”和中长期发展,以河南省为例,提出财政科技经费分配使用机制改革的对策思考,以及以强化顶层设计统筹协调创新资源,以多元投入机制加大创新资金支持,以优化经费配置提升投入效能,以体制机制改革激发创新创造活力,以全过程监督推动经费管理流程化等对策建议。

关键词:财政科技经费;分配使用机制;改革导向;路径

中图分类号:F812.45

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0044-05

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlls.2024.12.006

一、引言

财政科技投入是实现科技创新的基础保障。党的二十大站在党和国家事业发展全局的高度,对实施科教兴国战略提出了明确任务,强调要“提升科技投入效能,深化财政科技经费分配使用机制改革,激发创新活力”。党的二十届三中全会进一步提出,要完善中央财政科技经费分配和管理使用机制。近年来,国家从顶层设计和战略规划层面不断优化财政科技投入的总体改革思路,出台了一系列政策文件和改革措施,在简化财政科研经费管理流程、增加科研人员自主权、优化经费使用结构、加强结余资金管理和使用、优化基地和人才专项、整合科技创新引导专项(基金)等重点领域取得了较大突破,为进一步落实创新驱动发展战略、实现科技高水平自立自强提供了坚实的制度保障。

面向“十五五”,立足高质量发展新形势新阶段,在国家财政科技经费分配使用机制改革导向基础上,以河南省为例,根据实践需要,重点分析河南省财政科技经费分配使用现状及问题,同时借鉴其他省(区、市)改革经验,在经费分配使用机制的重点领域、关键环节等方面对河南深化财政科技经费分配使用机制

改革提出针对性的对策建议,对持续加强创新资源统筹协调、优化科技资金配置、促进科创领域体制机制突破性探索、推动创新资源布局和效率提升具有重要的时代意义。

二、财政科技经费分配使用机制的改革导向前瞻

随着科技自立自强理念不断强化,未来一段时期,特别是“十五五”时期,我国财政科技经费分配使用将呈现以下几个主要趋势。

(一)财政科技投入稳步增长

习近平总书记指出:“创新是一个民族进步的灵魂,是一个国家兴旺发达的不竭动力,也是中华民族最深沉的民族禀赋。”以习近平同志为核心的党中央确立了坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,从强化国家战略科技力量、提升企业技术创新能力、激发人才创新活力、完善科技创新体制机制等方面提出了新时期科技创新重大战略任务。同时在发展现代产业体系、构建新发展格局、推进乡村振兴、推进区域协调和新型城镇化、提高国家文化软实力、推动绿色发展等重要领域均可以看到科技创新的影子,对财政科技投入提出了新的更高要求。全国财政科技支出从2018

作者简介:郭家彤(2005—),女,河南郑州人,研究方向为社会经济学、科技创新管理。

年的8327亿元增长到2023年的11996亿元^①,年均增长7.6%，“十五五”时期科技创新的战略地位将更为突出,财政对科技的投入将持续增加。

(二)财政投入牵引社会多元化投入机制加速形成

“十五五”乃至未来更长时期内,实现科技高水平自立自强不仅需要财政给予大力支持,更需要市场发挥更大作用,强化企业创新主体地位。2023年,全国基础研究经费投入2259.1亿元,比上年增长11.6%,占R&D经费比重为6.8%,而企业R&D经费达25922.2亿元,占比达77.7%;2024年更是安排中央本级科技经费预算3708.3亿元,比上年增长10.0%。在投入方式上,以财政投入为牵引带动社会多元化投入机制将发挥更大作用^[1],财政稳定支持经费和竞争支持经费比例关系将更加协调,部门协同、央地合作、省市联动的科技金融框架政策将更加完善。

(三)以重大国家战略为导向的基础领域、新质生产力领域成为投入重点

“十五五”时期,我国经济社会发展对基础研究和应用研究的需求将大幅上升且多样化。面对百年未有之大变局,中央财政科技投入将更加突出国家战略目标,通过加强基础研究和应用研究的投入,提高原始创新能力,致力于在战略性关键性重点领域抢占全球新一轮科技革命和产业变革的制高点,攻克一批关键核心技术,加速发展新质生产力,支撑产业高质量发展,全面提升我国科技创新供给能力^[2]。

(四)财政科技经费使用领域改革更为深入

在保持科技领域现行财政政策总体稳定的基础上,中央通过全面系统梳理科技领域各类事项,对经费使用领域进行了多次调整,厘清了政府与市场边界,对中央和地方财政事权和支出责任进行了明晰,更加注重央地财政的权责、协调、均衡^[3]。2024年,财政部结合“四个注重”,将统筹协调科技研发、基地建设、人才队伍、成果转化等8个领域,更加精准地调整为强基础、强攻关、强力量、强效能,并深化经费管理使用改革,进一步扩大“包干制”试点范围,精简科研经费预算编制,推行“放权限、四自主”改革,以更加有力有效的举措推动科技创新引领现代化产业体系建设。

(五)科技领域预算绩效管理机制更为完善

近年来,党中央更为注重投入效能,通过制定实施细则和配套政策措施,完善激励、考核和评价管理办

法,健全第三方评估评价机制,在全社会形成既充满活力又规范有序的正向激励。在中央引导地方科技发展资金方面,财政部、科技部分工明确,资金主要用于支持地方政府围绕国家科技发展战略和地方经济社会发展目标,改善科研基础条件,优化科技创新环境,支持基层科技工作,促进科技成果转移转化,提升区域科技创新能力。实施全过程预算绩效管理,强化资金监管,提高财政科技资金配置效率和使用效益,制定专项资金管理细则,进一步明确资金使用的重点方向和范围、支持方式、绩效管理及信息公开等。

三、财政科技经费分配使用的实践案例分析——以河南省为例

(一)发展现状

近年来,河南省深入贯彻创新驱动发展战略,发挥财政资金激励引导作用,不断深化财政科技经费管理改革,提升财政资金使用效益和管理效能,取得了较好的阶段性成绩。

一是财政科技经费投入快速壮大。2020—2022年,河南省财政科技支出连续突破200亿元、300亿元、400亿元大关,2023年达到463.8亿元,同比增长13.3%;科技支出占一般公共预算支出比重为4.2%,超过全国平均水平,2016—2022年连续7年研发经费支出增速超过10.0%,其中基础研究、试验发展经费增速较快,应用研究经费增速相对较慢。2023年河南省科技支出及占比排名分别位居中部地区第2位、第3位,其中科技支出占比与安徽、湖北两省差距在不断缩小,已超过全国平均水平。

二是财政科技经费分配领域持续优化。河南省组建科技委员会后,分配结构调整科技委重大决策和部门决策,省委决策重大专项资金不断提升,经费投入更为精准,重点投向“双一流”、“两城一谷”、新型研发机构和企业研发等重要领域,推动26家省实验室开展基础研究。2024年,河南省科技专项资金18.9亿元,其中科创委项目约4.8亿元、省实验室2亿元,更好统筹科技力量集中在重要领域、关键环节;省本级累计安排专项资金125.4亿元,主要包括创新研发专项7.3亿元、企业创新引导和制造业高质量发展专项14.9亿元、创新生态支撑专项13亿元、科研机构事业发展专项3.9亿元、院士基金6亿元和其他专项29.8亿元。

①2023年全国科技经费投入统计公报。

三是财政科技经费效能不断提高。研究制定了科创资金保障办法和管理办法,优化资金管理流程,加快预算评审和拨付进度,推动科创项目尽快实施见效。科技创新水平稳步提升,揭牌运行26家省实验室、6家省产业技术研究院,布局41家省产业研究院,建设50家省中试基地;高新技术企业超过1.2万家,国家科技型中小企业入库超过2.6万家,均较3年前实现翻番,R&D活动企业占比达到33.4%;2023年河南省技术合同成交额1367亿元,较2022年增长33.0%。

四是“放管服”改革不断深入。结合河南省科技创新实际,探索开展科研经费“包干制”试点,试点实施省级直拨到项目承担单位的直通车制度。精简科研经费预算编制,将科研项目经费调整为三大类,调剂权限下放至项目承担单位,推行“放权限、四自主”改革。拨付周期由4个月以上缩短至21天,推进科研资金尽快发挥使用效益。联合基金、高新技术企业和科普活动等专项已纳入第三方专业机构评估范围,省科技重大专项由科学技术情报中心进行评审。

(二)存在问题

一是科技体制改革滞后于经济体制改革大环境。首先,科技创新与经济发展需求衔接不畅。目前,在省科技计划转型实施方案和概算编制中,部分项目并非基于企业和产业实际技术需求,立项项目与实际需求存在一定偏差,支持产业转型的决策项目资金和企业科技创新的普惠性政策不足。其次,科技管理行政体系不够健全。科技管理行政体系仍以项目管理为核心,从实践看,项目立项等决策管理仍由相关部门负责,专业机构则重点负责具体实施。同时,科技领域多元投入机制不够健全,部省合作项目较少,省市县多级联动项目较少,存在“单打独斗”现象。最后,统筹协调力度有待加强。虽已建立了科技专项厅际协调机制,但不同框架科技计划专项差异化定位和边界不够清晰,科技计划立项的应用类项目与行业应用项目对接不充分,部门间项目对接机制不够健全,资源缺乏有效共享和统筹协调,导致科技资金分散,难以形成合力。

二是科技投入资金配置结构有待优化。首先,科技资金预算结构失衡。在省财政科技投入总量增长的基础上,部门决策资金规模多年基本维持在18亿元左右,且资金分散在多部门,难以发挥财政引领和撬动作用,不利于营造良好创新生态环境。其次,聚焦重点关键领域相对不足。基础研究领域投入总量和占比虽有较大增长,但部门用于“四个一流”的经费支出规模没

有增长,投入相对不足的问题仍需持续改善。最后,资金配置与产业联系不够。近年来,重大专项资金投入多用于省实验室建设,而省实验室以基础研究为主,短期内研究成果难以转化应用,容易导致资金配置偏离产业发展实际需求,削弱了项目资金利用效能。

三是经费分配与项目管理机制有待进一步完善。首先,项目资助定位不清。虽建立了“双一流”及学科建设经费等稳定拨款机制,但落实到科研人员层面,仍存在着稳定拨款与竞争性项目资助定位不清等问题。其次,专项组织实施方式精准性不高。目前多数专项仍主要沿用发指南、分课题的组织实施方式,虽然已开展“揭榜挂帅”“赛马”等新的组织方式,但“榜单”精准性有待提高,“赛马”上场和退出机制不健全。最后,存在重分配、轻管理现象。科技经费绩效管理观念不强,缺乏全链条、全方位的绩效管理体系,“破五唯”在高校和科研院所推进缓慢,单位科研考核指标依然繁重,评价指标体系和评价组织还不够科学,评价结果应用约束力不够。

四、优化财政科技经费分配使用机制的区域经验借鉴

(一)统筹协调财政科技资金安排

山东省成立了科技领导小组,协调省政府各部门之间、部门与各地市之间涉及科技的重大事项,领导小组办公室设在省科技厅,承担领导小组日常工作。同时将科技、发展和改革、工业和信息化、市场监管等部门管理的科技创新类资金、农业科技资金、省属科研机构发展资金、科学技术普及资金等进行全面统筹集中,设立省级科技创新发展资金,改变以部门为主体的管理模式,由科技领导小组实行统一决策管理、统筹配置安排。

(二)创新经费支持和投入方式

江苏省采用“拨投结合”的财政资金支持方式,即利用财政资金按科研项目投入支持,在项目进展到市场认可的技术里程碑阶段进行市场融资时,前期投入转化为股权,参照市场化方式管理和退出。深圳支持新型研发机构“预算+负面清单”管理模式,择优给予新型研发机构稳定财政资金支持,探索实行负面清单管理模式,赋予新型研发机构更大的经费使用自主权^[4]。

(三)集中布局重点创新领域

山东省整合后的科技创新发展资金,集中用于重大关键共性技术攻关、重大原始创新、重大技术创新引

导及产业化、重大创新平台项目等四大重点创新领域。安徽省在项目申报环节由省科技厅会同发展和改革委员会、工信厅等部门,围绕全省高质量发展最紧急、最紧迫的问题,共同征集项目需求、凝练项目指南,在项目遴选上,工作专班紧盯重点领域,优先支持科技领军企业发挥牵头作用,实现项目支持的精准优化。

(四)向深推进财政科研经费改革

广东、安徽、江苏等省深化财政科研经费改革,切实为科研经费松绑,为科研人员减负。如扩大科研经费管理自主权,下放预算调剂权,并在人才类、基础研究类、软科学研究类等定额资助的科研项目中推行经费包干制试点。在项目申报、项目评审、项目决策环节建立全流程项目管理机制,提供全周期服务,为科技攻关零基预算改革保驾护航。同时,加强科研经费绩效考核与监督管理,强化科研经费绩效导向,将绩效评价结果作为项目调整、后续支持的重要依据。

五、深化财政科技经费分配使用机制改革的建议

(一)以强化顶层设计统筹协调创新资源

着眼提升河南省创新体系整体效能,继续强化顶层设计与改革,发挥科技委员会的决策领导作用,统筹推进创新体系建设和科技体制改革,以科技体制机制改革释放的强劲动能,提升科技创新能力和水平的势能。一是财政科技主管部门以目标为着眼点,结合河南省科研基础、工业体系和产业优势,聚焦抓战略、促改革、强规划、做服务方面,在统筹谋划上下功夫,以科技管理职能改革为着力点,借鉴中央层面改革,理清部门预算管理权责。二是优化省科技厅宏观管理,划转具体管理职责,明确与其他部门的职责关系,业务主管部门全面负责本部门预算编制和具体执行,财政部门不参与项目申报、审批、验收等具体事务,主要抓好预算编制、支出政策审核和预算绩效管理,确保资金得到合理配置、严格监管和有效使用。同时,由财政、科技等主管部门牵头,完善厅际联席会议制度,稳妥有序地推动建立健全与部门发展更加适配的新机制。

(二)以多元投入机制加大创新资金支持

进一步发挥财政资金的引导和撬动作用,让企业 and 市场在关键技术选择 and 市场化发展方面发挥决定性作用,调动政府、企业、研究机构及资本等多方积极性。一是政府应发挥财政资金杠杆撬动作用,综合运用税收、政府采购、贴息、保险补偿、政府投资基金等,引导多元化科技投入^[5]。加强省级科技计划与其他部门的统筹,完善省级科技计划与部门产业促进政策对

接机制,实现资源共享,形成横向政策合力。促进省级科技计划专项与市县支持政策形成有效联动,在项目立项中充分考虑各地产业研发需求,建立与各地政府支持的科研项目、平台建设和补贴等资源统筹机制,形成纵向政策合力^[6]。二是转变财政对市场主体的扶持方式,由行政化转为市场化。通过面向产业需求提出问题,广泛听取企业和产业界的意见,让创新政策、产业政策和竞争政策更加协调,激发企业创新活力,在新的开放条件下实现技术突破和产业发展“双同步”。以加大研发费用加计扣除、高新技术企业税收优惠等持续稳定的财税政策,鼓励引导投资主体结构的长期资金流向创新企业。同时,充分运用“科技贷”政策工具,推动财政资金以无偿资助、贴息、政府基金、混合基金、拨投结合、荣誉激励等多种方式,撬动社会资本参与科技创新,确保创新持续。

(三)以优化经费配置提升投入效能

依据河南省的资源条件禀赋、科技创新基础和发展优势,优化财政科技经费配置,推动科技创新生产资料与科技创新对象及其优化组合实现质的跨越。

首先,强化产业需求与重大科技项目的双向对接。聚焦国家重大战略和产业发展两个需求,以产业深度转型升级为突破口,打通基础研究、应用研究、试验开发与产业发展链条,促进产学研用深度融合、大中小企业融通创新。以科技成果产出为导向,强化有组织科研,突出重大项目引领,支持未来产业前瞻布局,推动产业需求与重大科技项目、重大技术攻关、人才培养实现深度融合。落实好“专精特新”中小企业财政支持政策,带动更多企业专注细分市场,走好“专精特新”之路。

其次,集中力量支持重大科技创新平台建设。优化整合省级财政科技领域专项资金,加强财政资源统筹,积极争创国家级重大创新平台,持续推进省实验室体系建设,优化布局中试基地等创新平台,构筑高能级创新平台体系。探索建设科技协同合作研发基地、科技资源共享服务平台和行业检测服务平台,培育产业创新载体锚地,积极争取国家重大科技基础设施在域内布局。打造“众创空间—孵化器—加速器—产业园”产业技术孵化链条,加快推动异地科创飞地、飞地孵化器等平台建设,探索打造全省产业协同创新与成果转化平台。

最后,大力推动创新型企业发展。充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,突出企业创新主体地位,

探索以企业为主导的体系化、任务型、开放式协同创新模式,构建“龙头企业牵头、高校院所支撑、各创新主体相互协同”的创新联合体,聚焦新能源、新材料、高端装备制造等战略性新兴产业开展应用性基础研究。同时,聚焦特色、优势产业集群,发挥中介机构纽带作用,支持探索建立创新驿站,链接上游研发机构和下游中小企业,促进产学研协同创新,加强创新型企业培育孵化。

(四)以体制机制改革激发创新创造活力

坚持“放管服”改革与遵循规律结合,聚焦高校、科研院所和科研人员关心的突出问题,深化体制机制改革,细化实化政策规定,激发创新创造活力。首先,持续扩大科研自主权。深入推进“破四唯”和“立新标”,坚持两者同步进行,加快健全符合科研活动规律的分类评价体系和考核机制,完善科技奖励、收入分配、成果赋权等激励制度,让更多优秀人才得到合理回报、释放创新活力。其次,持续完善拨付机制。进一步精简合并预算编制科目,按三大类编制直接费用预算。合并项目评审和预算评审,重点围绕目标相关性、政策相符性、经济合理性开展评估预算^[7]。进一步扩大经费包干制实施范围和试点,在确保经费全部用于相关支出的基础上,自主决定项目经费使用,提高资金的使用效率和项目的成功率,以更加灵活高效的财政支持,激发科研人员的创新活力,促进科技成果的产出和应用。最后,推动科技经费精细化管理。聚焦信息孤岛、报销流程繁杂、内控风险等问题,以管理体制改革为切入口,打通数据流顺畅运行的节点,推动科研经费监督管理工作制度重塑,建立健全统一信息化平台,运用数字化手段保障科研经费的精准规范管理,实现数据共享,及时掌握资金使用情况,促进一体化协同工作。

(五)以全过程监督推动经费管理流程化

树牢预算绩效理念,将理念贯穿到财政科技管理

的全过程和各环节。首先,以绩效引领预算执行,推动再造项目管理流程。健全绩效评价结果与项目支出预算安排、部门预算管理综合绩效考评的挂钩机制,建立基于绩效评价结果的问责与改进机制,压实预算绩效管理各方责任^[8]。其次,强化全程实时跟踪监控,防止科技项目重复申报、多头申报及未按时拨款等问题的发生。针对每一类费用的实际支出情况,采取“差异化预警”方式,分别设置“警戒线”,并自动生成问题清单。聚焦事前、事中监督,阻断问题发生,聚焦事后监督,加强综合分析研判,提升监督治理效能。最后,做实做细绩效管理改革工作。打破对“综合打分制”的过度依赖,探索建立更加符合科技活动规律的绩效评价方法体系。扩大第三方专业机构评估服务范围。在进行资金评审时充分考虑此类行业的特殊性,适当提高“容错度”。◆

参考文献:

- [1]韩凤芹,索朗杰措,陈亚平.中国财政科技投入的特征、问题与趋势判断:基于中长期发展的视角[J].科学管理研究,2023,41(1):139-146.
- [2]张明喜.支持新质生产力发展的财税政策研究[J].财政科学,2024(6):18-26.
- [3]岳红举.科技领域财政事权和支出责任划分改革研究[J].当代财经,2024(9):43-56.
- [4]罗光虎,隋德才.新型科研机构财政支持科研经费的绩效管理路径探索[J].农业科研经济管理,2024(1):11-14.
- [5]林淑娟,王树梅.地方财政科研经费管理改革创新举措及启示建议[J].商讯,2024(18):159-162.
- [6]姚东旻,王思远,于曙光.构建与新质生产力相适应的财政科技投入体系探讨[J].财政监督,2024(17):17-25.
- [7]许凤玲,刘一威.科技体制改革背景下财政科研经费管理存在的问题及对策[J].河南科技,2024,51(7):137-141.
- [8]叶忠明,姚蓝,段宇航,等.财政科技资金绩效评价指标体系的构建路径研究[J].会计之友,2024(5):93-99.

(责任编辑:云野)

丈夫家务劳动参与能提升女性的再生育意愿吗？

张舒贤

(云南大学 民族学与社会学学院, 云南 昆明 650091)

摘要:随着性别平等观念的增强和女性社会地位的提高,家庭领域内的分工越来越平等。在此背景下,使用CFPS2020年数据,采用Logit回归分析丈夫家务劳动参与对女性再生育意愿的影响。结果发现:丈夫家务劳动参与显著提升了女性的再生育意愿,通过替换研究方法和解释变量类型、更改样本范围后,回归结果依然稳健;丈夫家务劳动对女性再生育意愿的影响,在家庭收入、孩次规模、调查所属地区和年龄分组上存在异质性,丈夫家务劳动参与对中等收入家庭、多孩次家庭、东部地区和35岁及以下女性的再生育意愿影响更为显著。基于此,从积极提倡家务共担机制、提高家庭收入、提升女性地位等方面提出了对策建议。

关键词:家务劳动;再生育意愿;家务分工;性别平等

中图分类号:G913.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0049-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.12.007

一、引言

人口发展是事关中华民族发展的大事,而我国出生人口在不断下降,少子化问题逐渐显现。2022年我国出生人口已降至956万人,这是自中华人民共和国成立以来,除自然灾害外,首次由人口自发导致的出生人数降至1000万以下,而该年死亡人口为1041万人,这导致2022年人口负增长85万人,且2023年全国人口比2022年减少了208万人。出生人口的持续下降,制约中国人口的长期均衡发展。习近平总书记在二十届中央财经委员会第一次会议上提出“要努力保持适度生育水平”,而当前青年群体的实际生育行为仅为1.41个^①,低于国际预警线,也低于人口更替水平,这种偏离间接反映出青年生育意愿在不断降低。积极应对低生育率引发的人口问题已经成为当前人口工作的重点,探寻低生育率的成因具有重要意义。

《宪法》第四十八条第一款规定,妇女在政治的、经济的、文化的、社会的和家庭的生活等各方面享有同男子平等的权利。《民法典》第一千零四十一条第二款规

定,我国实行婚姻自由、一夫一妻、男女平等的婚姻制度。在男女平等基本国策推动下,男女两性在家庭内部不再像传统的“男主外女主内”分工,而更多是由夫妻双方共担家务劳动和育儿责任,为此分析男性是否参与家务劳动对女性再生育意愿的影响,有助于采取针对性措施提升女性的生育意愿。丈夫参与家务劳动可以提升女性在家庭中的地位,从而使女性在家庭事项中更有决策权和自主权。另外,丈夫家务劳动参与有利于减轻女性的生育压力,使女性有更多的时间和精力照顾孩子、自己和家庭。因此,从性别平等角度出发,研究丈夫家务劳动参与对女性再生育意愿的影响具有重要意义。

二、文献综述

随着人口结构的变化,再生育意愿成为重要的议题,相关学者从多个领域展开了研究。从经济因素看,家庭收入水平的提高有助于提升育龄群体的再生育意愿,相较于低收入水平家庭,中等收入和高收入水平家庭的再生育意愿更高^[1]。也就是说,家庭的收

基金项目:云南大学研究生科研创新基金项目“云南人口流动促进各民族交往交流交融的机制研究”(KC-23235285)。

作者简介:张舒贤(1997—),女,云南腾冲人,博士研究生,研究方向为人口社会学。

^①根据CFPS2020年数据测算得到。

入水平越高,育龄群体的生育意愿越强烈。但也有研究指出,随着家庭收入增加,育龄妇女对子女数量的需求强度在逐渐减弱^[2]。这主要是因为家庭收入提高的过程可能伴随着女性地位的提高、在家庭中决策权的增加以及参与非农劳动的增多等现象,这些变化有利于延缓生育率的下降^[3]。另外,有研究发现家庭收入水平与生育意愿呈显著的“U”形曲线关系,随着家庭人均收入水平的提高,生育意愿呈现先下降后上升的趋势^[4]。从家庭因素看,部分研究指出,隔代照料对育龄群体的再生育意愿具有显著的促进作用^[5],也对女性二孩生育意愿产生显著正向影响^[6]。进一步看其影响路径,主要是祖辈提供照料支持能降低女性生育二孩所需承担的直接成本和间接成本,缓解工作和家庭的冲突,进而显著缩短女性二孩生育间隔^[7]。即工作—家庭冲突对女性再生育意愿有显著负面影响,但家庭成员提供的育儿支持有助于缓解其负面影响^[8]。从政策上看,提高中小学生家长对“双减”政策的认可度,可显著提升家长再生育意愿^[9]。同时,托育服务价格对女性再生育意愿也存在显著影响,绝对价格和相对价格越高,女性再生育意愿越低^[10]。

关于丈夫家务劳动参与对女性生育意愿的影响,相关研究发现,男性做家务频率的增加能够显著提高生育安排指数,主要是能够促进婚姻满意度进而对生育安排起到促进作用^[11]。亦有研究认为,丈夫家务劳动参与并不能显著提高女性的生育意愿^[12],甚至丈夫的家务贡献对妻子生育行为的影响很小,且在父辈无法提供充分育儿支持的情况下才会发挥作用^[13]。从丈夫视角看,丈夫参与家务劳动对其自身期望生育子女数量具有显著负向影响^[14]。但对于女性而言,丈夫和妻子家务分工越平等,女性的生育水平越高^[15]。也就是说,丈夫分担家务劳动对妻子的生育意愿和生育行为具有正向影响,但会降低自身的生育意愿^[16]。

回顾上述文献可以看到,学者对再生育意愿的研究在不断深化。伴随着生育观念的转变,生育意愿的影响因素也变得更加复杂与多元。现有文献已经从经济、社会因素和个体价值观等角度进行了研究,取得了丰富的成果,为本文的研究奠定了较好的基础。但既往研究大多关注女性自身或家庭因素对再生育意愿的影响,从丈夫角度出发讨论女性再生育意愿影响的研究相对较少。伴随着我国男女平等理念的深入人心和

女性社会地位的提高,从丈夫家务劳动角度出发分析其对育龄女性再生育意愿的影响是必要且可行的,特别是在生育权回归到个体和家庭的背景下,此研究更具有实际意义。

三、理论基础与研究假设

传统的性别角色态度对个体的生育意愿和行为有着根深蒂固的影响^[17]。随着女性受教育程度和收入水平的不断提高,个体性别平等意识不断增强,女性在社会和家庭中的地位逐渐提升,此时家庭内部的分工与合作模式会影响家庭成员的生育决策^[18]。性别平等观念促使妻子减少家务、丈夫增加家务,有助于家务分工趋于平等,打破传统的性别角色刻板印象,促进家庭内部的平等与和谐。这种平等的家庭环境有助于女性感受到尊重和支持,从而更可能增加再生育的意愿。另外,丈夫参与家务劳动一定程度上有助于女性群体从繁重的家务活动中解脱,增加了女性的个人时间,使其有更多时间和精力投入到工作、自我提升或休闲活动中,从而提高生活质量,使其更可能提升再生育的意愿。据此,提出假设:

假设1:丈夫参与家务劳动能显著正向影响女性的再生育意愿。

不同个体和家庭的独特性以及文化的差异性,导致丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿的影响可能存在差异。主要表现在不同收入阶段的家庭拥有的资源不同,导致个体在做选择时面临的条件不一样,而且收入水平可能影响到家务分配情况,高收入家庭可能会选择家务外包形式,这时不涉及家庭成员间的家务分工。孩子数量也会影响夫妻双方的家务分配,随着孩子数量增多,育儿时间相应增长,在家务劳动上的时间并不会减少,此时家务分配更能影响女性的生育决策,如果家务都是女性承担,导致其个人时间不断被压缩,会降低生育的可能性。不同地区的经济、社会、文化环境各异,这些环境因素会塑造不同的家庭文化和个体行为选择,导致其对性别平等的认知不一样,从而影响到家务分配,导致丈夫家务劳动参与对女性的再生育意愿影响存在差异。另外,不同年龄分组(队列)经历的时代背景不一致,这些经历对于个体成长和发展起着至关重要的作用,导致对再生育意愿的影响可能也具有异质性。由此,提出假设:

假设2:丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿的影响在不同收入阶段、孩子数量、调查所属地区和年龄分组上存在差异。

四、研究设计

(一)数据来源

本文使用的数据是中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies, CFPS)。该数据通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目^①。CFPS2020年调查问卷有家庭关系库、家庭经济库、个人库和少儿家长代答库4个数据库,本文主要使用了前3个数据库。首先根据家庭关系库和个人库,将丈夫的信息处理完成并匹配到个人库中,形成含有夫妻双方信息的数据库。随后将家庭经济信息匹配到该数据库中,女性主要保留的是育龄女性,同时考虑到我国女性初婚年龄为20岁,为此保留了年龄在20—49周岁的女性群体,并对其他变量的奇异值和缺失值进行处理后,共得到1798个样本。

(二)变量设定

因变量:再生育意愿。主要是通过问卷中“未来两年内是否会要孩子”问题体现出再生育意愿,回答为“是”的群体表示有再生育想法,“否”表示没有再生育想法。从变量描述情况可知,仅有8.2%的女性群体有再生育的想法。

自变量:丈夫参与家务劳动。该变量是一个二分类变量,根据“每天花在自家家务劳动的时间大约是几小时”问题,回答为“0”的表示丈夫没有参与家务劳动,大于0的表示有参与家务劳动。根据变量描述可知,80%的丈夫参与到家务劳动中。

控制变量:本文的控制变量主要包括女性群体的基本人口学特性、丈夫基本特征和家庭特征变量,共纳入了12个变量(见表1)。女性群体的变量主要包括年龄、户口性质、受教育年限、自评健康状况、工作状态、个人年收入水平、孩子数量和家务劳动,丈夫特征主要纳入年龄、受教育年限,家庭特征主要考察家庭经济状况、家庭规模。

(三)模型设定与方法

本文构建如下模型分析丈夫家务劳动参与对女性生育意愿的影响:

$$fertility_i = \beta_0 + \beta_1 household_i + \beta_2 X_i + \beta_3 prov_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

表1 变量定义与描述

变量	变量含义与赋值	均值/百分比(%)	标准差
再生育意愿	否=0;是=1	0.082	0.274
丈夫家务劳动	否=0;是=1	0.800	0.401
年龄	20—49周岁	37.535	7.422
户口性质	农业户口	83.820	
	非农业户口	9.180	
	居民户口	7.010	
受教育年限	0—19年	8.165	3.914
自评健康状况	不健康	10.400	
	一般	8.290	
	健康	81.310	
工作状态	不在业=0;在业=1	0.730	0.444
个人年收入水平	个人年收入取对数	3.501	4.735
孩子数量	1个=0;2个及以上=1	1.667	0.471
家务劳动	0—1小时	28.310	
	1—2小时	30.920	
	2小时以上	40.770	
丈夫年龄	21—60周岁	39.514	7.758
丈夫受教育年限	0—22年	8.838	3.479
家庭经济状况	家庭年总收入取对数	10.854	1.103
家庭规模	1—15人	4.928	1.923

式中, $fertility_i$ 表示第*i*个女性的再生育意愿; β_0 为常数项; β_1 为丈夫家务劳动参与对女性再生育意愿影响的估计系数; $household_i$ 为丈夫家务劳动参与; X_i 为一系列控制变量,包括个体、丈夫和家庭层面的一系列控制变量; $prov_i$ 为省份固定效应,用来控制省份差异; ε_i 为随机干扰项。

由于本文的自变量是一个二分类变量,因此使用二元Logit回归分析丈夫家务劳动参与对女性再生育意愿的影响。

五、研究结果

(一)基准回归结果

为了厘清丈夫家务劳动对女性再生育意愿的影响,基准回归中列(1)仅考虑单一解释变量对再生育意愿的影响,在此基础上将个体的基本人口学特征、丈夫特征和家庭特征的控制变量依次加入模型中。同时,

①中国家庭追踪调查(CFPS), <http://www.isss.pku.edu.cn/cfps/>。

为消除因行政区划差异带来的影响,在所有回归中均控制了省份固定效应,形成如表2所示的回归结果。

从表2列(1)可知,与丈夫没有参与家务劳动的女性群体对比,丈夫参与家务劳动能显著提升育龄女性的再生育意愿,这一结果在依次加入个体、丈夫和家庭层面的控制变量后依然显著,表明丈夫家务劳动有助于提升女性的再生育意愿。这可能是由于:丈夫参与家务劳动使女性得以从家务劳动中适当抽身,从而使女性能够按照自己的意愿平衡家庭生活^[19],也增加了其休闲时间,而女性的休闲时间显著提升了二孩生育意愿^[20]。也就是说,丈夫家务劳动显著减少了妻子的家务劳动时间,进而可能提升其再生育意愿。同时,丈夫参与家务劳动能够显著提升妻子的婚姻满意度^[21],婚姻满意度的提升有助于提升女性的生育意愿^[22]。因此,丈夫参与家务劳动能促进女性的再生育意愿。假设1成立。

从表2列(2)—(4)可知,个体、丈夫和家庭层面的控制变量均对女性的再生育意愿产生显著影响。具体看,随着女性的年龄增大,再生育意愿显著降低;女性受教育年限提高,再生育意愿显著降低;与不在业的女性群体对比,在业的女性再生育意愿显著降低;女性的个人年收入水平增加,再生育意愿显著提升;与1个孩子的女性群体对比,2个及以上孩子的女性再生育意愿显著降低;丈夫的年龄越大,女性的再生育意愿越低。在家庭层面上,家庭经济和家庭规模均对女性的再生育意愿产生显著负向影响。

(二)稳健性检验

以上模型均通过了多重共线性检验,但考虑到上述模型回归结果无法很好地解决选择性偏差问题,导致结果出现有偏和不一致情况,因此,本文采用倾向值匹配法对丈夫参与家务劳动对女性生育意愿的影响进行稳健性检验。为最大限度地保留样本,使用1:2最邻近匹配法。表3中倾向值匹配展示了丈夫家务劳动参与对女性生育意愿影响的结果,使用三种匹配方法得到的平均处理效应(ATT)值比较接近,表明基准回归结果具有一定的稳健性。从影响结果看,匹配后实验组(丈夫参与家务劳动)的女性再生育意愿高于控制组(丈夫没有参与家务劳动),且近邻匹配在5%的水平上显著,半径匹配和核匹配也在5%的水平上显著,说明丈夫参与家务劳动促进了女性的再生育意愿。这与Logit回归所得的结果基本一致,表明了基准回归模型结果具有一定的稳健性。

表2 基准回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
丈夫家务劳动(否)				
是	0.728*** (0.268)	0.574** (0.290)	0.603** (0.292)	0.613** (0.296)
年龄		-0.138*** (0.017)	-0.061* (0.035)	-0.057 (0.036)
户口性质(农业户口)				
非农业户口		-0.489 (0.423)	-0.431 (0.424)	-0.428 (0.428)
居民户口		0.295 (0.351)	0.312 (0.353)	0.274 (0.356)
受教育年限		-0.080*** (0.031)	-0.092*** (0.035)	-0.098*** (0.035)
健康状态(不健康)				
一般		0.188 (0.527)	0.226 (0.533)	0.295 (0.536)
健康		-0.026 (0.416)	-0.010 (0.421)	0.059 (0.425)
工作状态(不在业)				
在业		-0.488** (0.227)	-0.485** (0.228)	-0.480** (0.231)
个人年收入水平		0.042* (0.023)	0.038* (0.023)	0.043* (0.023)
孩子数量(1个)				
2个及以上		-1.788*** (0.227)	-1.754*** (0.229)	-1.603*** (0.241)
家务劳动(0—1小时)				
1—2小时		0.006 (0.251)	-0.006 (0.251)	-0.002 (0.252)
2小时以上		-0.070 (0.250)	-0.115 (0.252)	-0.140 (0.254)
丈夫年龄			-0.085** (0.035)	-0.098*** (0.035)
丈夫受教育年限			0.006 (0.037)	0.013 (0.037)
家庭经济状况				-0.151* (0.081)
家庭规模				-0.119** (0.058)
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-3.044*** (0.376)	3.768*** (0.921)	4.163*** (0.973)	6.431*** (1.309)
观测值	1798	1798	1798	1798
Pseudo R ²	0.038	0.262	0.267	0.276

注:括号内为对照组和标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。表4、表5、表6同。

表3 PSM估计结果

匹配方法	家庭教育期望			样本量
	ATT	标准误	T值	
近邻匹配	0.053	0.020	2.72	712
半径匹配	0.042	0.014	2.96	1756
核匹配	0.041	0.014	2.90	1756

为进一步检验模型的有效性,本文通过更换研究方法、更改样本范围和替换解释变量的方法进行稳健性检验。表4列(1)、列(2)分别采用Probit模型和Tobit模型进行回归,结果与基准回归模型一致;列(3)将女性群体的范围缩小至青年女性(20—44周岁),结果依然显示与丈夫没有参与家务劳动的群体对比,丈夫参与家务劳动显著提升了青年女性的再生育意愿;列(4)将丈夫家务参与时间按照样本分布情况处理为五分类变量,分别是0小时、0.1—0.5小时、0.6—1小时、1—2小时、2小时及以上,结果显示与丈夫没有参与家务劳动的女性群体相比,丈夫家务劳动参与0.1—0.5小时、0.6—1小时以及1—2小时的女性再生育意愿显著提升,表明丈夫家务劳动参与对女性再生育意愿产生显著影响,结果与基准回归结果一致。综上,表明基准回归的估计结果具有较好的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量名	更换研究		更改样本	替换解释
	方法		范围	变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
丈夫家务劳动(否)				
是	0.323** (0.148)	0.037** (0.015)	0.562* (0.300)	
丈夫家务劳动(0小时)				
0.1—0.5小时				0.768** (0.364)
0.6—1小时				0.609* (0.322)
1—2小时				0.672* (0.352)
2小时及以上				0.276 (0.423)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.249*** (0.683)	0.739*** (0.083)	6.112*** (1.354)	6.598*** (1.324)
观测值	1798	1798	1371	1798
Pseudo R ²	0.275	0.704	0.249	0.277

(三)异质性分析

进一步讨论丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿

的影响在家庭、区域和个体层面的异质性表现(见表5、表6),参照相关研究,将家庭总收入按从少到多进行排序,然后按照三分位数将样本划分为低、中等、高收入家庭组^[23],考察不同家庭收入水平的丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿的影响是否存在差异。表5列(1)—(3)显示,在3类家庭收入中,丈夫参与家务劳动仅在中等收入家庭中对女性再生育意愿产生显著正向影响。这可能是由于低收入家庭面临着更大的经济压力,生活基本需求可能才得到基本满足,此时丈夫是否参与家务劳动可能不是影响生育意愿的主要因素。高收入家庭通常拥有较高的经济自由度,能够承担更多的生育成本,而且家务劳动可能不依靠夫妻双方完成,丈夫参与家务劳动的必要性降低,从而对再生育意愿的影响也有所降低。而中等收入家庭的女性可能既要承担一定的经济压力,又需要在家务劳动上投入时间和精力,这时丈夫参与家务劳动能够减轻女性的负担,从而可能提升女性的再生育意愿。由表5列(4)—(5)可以看出,在孩次表现上,多孩家庭(二孩及以上)中丈夫家务劳动参与对女性再生育意愿产生显著正向影响。可能是由于多孩家庭更需要丈夫的支持,这时丈夫是否参与家务劳动对女性再生育意愿有着重要影响^[24],如果丈夫能积极参与家务劳动,女性更容易表达再生育的想法。

在调查所属地区和年龄分组上,丈夫家务劳动对女性再生育意愿的影响存在差异。表6列(1)—(3)显示,仅有东部地区的丈夫家务劳动参与能显著提升女性的生育意愿,而中部地区和西部地区未产生显著影响,这可能是由于东部地区经济社会发展程度较高,更需要丈夫的帮助以缓解女性的时间和工作压力,使女性能够更好地平衡工作和家庭,导致其对女性再生育意愿的影响较为重要,而西部地区和中部地区的社会发展程度和女性的经济压力都处于中间或靠后位置,这时更需要丈夫在劳动市场贡献时间,缓解家庭的经济压力,因此出现了上述结果。表6列(4)—(5)显示,35岁及以下女性的丈夫家务劳动参与能显著提升其再生育意愿,而35岁以上未产生显著影响。可能是由于低年龄组的女性在家务分工上更需要丈夫的帮助,该年龄组对于性别平等观念更为看重,并且随着女性社会地位的提高,女性开始追求在家庭和事业之间的平衡,丈夫参与家务劳动是对这种追求的回应,因此能对女性的再生育意愿产生显著正向影响。综上可知,假设2成立。

表5 个体层间的异质性分析

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭	一孩家庭	多孩家庭
丈夫家务劳动(否)					
是	0.151 (0.365)	1.543** (0.676)	0.642 (0.899)	0.219 (0.378)	0.987** (0.499)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	5.024*** (1.310)	2.044 (1.931)	-11.870 (1834.916)	7.111*** (1.740)	3.409* (1.939)
观测值	874	633	291	599	1199
Pseudo R ²	0.216	0.307	0.423	0.271	0.123

表6 年龄和地区的异质性分析

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	35岁及以下	35岁以上
丈夫家务劳动(否)					
是	1.128**	-0.082	0.762	0.648*	0.509
	(0.572)	(0.495)	(0.524)	(0.341)	(0.570)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	5.267**	7.174***	5.971***	4.460***	6.437**
	(2.142)	(2.517)	(2.288)	(1.539)	(3.212)
观测值	614	543	641	782	1016
Pseudo R ²	0.243	0.326	0.270	0.182	0.129

六、结论与建议

本文利用CFPS2020年数据,使用二分类logit模型进行回归分析,同时使用替换研究方法和解释变量类型、更改样本范围的方法进行了稳健性检验,结果表明,基准回归模型结果具有较高的可信度。研究结论如下:第一,丈夫参与家务劳动能显著提升女性的再生育意愿。第二,丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿的影响,在家庭收入、孩次规模、调查所属地区和年龄分组上存在异质性。丈夫参与家务劳动对中等收入家庭、多孩次家庭、东部地区和35岁及以下女性的再生育意愿影响更为显著。

基于此,为积极应对人口负增长趋势,促进人口长期均衡发展,结合上述研究结论,本文提出如下对策建议:

首先,在家庭内部积极提倡家务共担机制。丈夫参与家务劳动有助于提升女性的再生育意愿,而传统的性别分工倾向于“男主外女主内”,认为家务活动应该由女性承担。随着女性社会地位和受教育程度的提高,女性在劳动力市场的参与度逐渐提高,这种情况下

家庭领域的性别分工需要根据时代发展而变化。丈夫应该积极履行家务职责,消除对传统性别分工的刻板印象。积极倡导家庭生活中的性别中立,使男性充分认识到女性在生育、子女抚育和家务劳动方面对家庭发展的重要价值,鼓励男性承担更多家务劳动和子女养育责任,实现家庭领域的分工合理化。

其次,努力提升家庭发展能力,提高家庭收入。家庭整体发展对女性生育意愿发挥着重要作用,而在不同收入类型上,丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿的影响不同,主要在中等收入家庭发挥显著作用。当前由于发展不平衡不充分问题,低收入家庭比例仍然较高,为此政府应制定相应举措提升家庭的抗风险能力,针对不同收入类型采取针对性的措施。另外,通过健全就业市场,使家庭成员能够获得相对公平的就业机会,提供充分的社会保障,从而提升家庭的整体收入水平。

最后,积极倡导男女平等思想,提升女性地位。不同年龄分组在丈夫参与家务劳动对女性再生育意愿的影响上存在差异,可能是由于不同年龄女性所经历的

时代背景不同,导致其对家庭分工的看法不同。而青年群体所处的时代背景是我国男女平等思想积极贯彻落实阶段,为此更应该在家领域积极落实男女平等思想,充分保障女性权益,使每位家庭成员认识到夫、妻在家庭中享有同等的权利和机会,激励男性积极参与到家务和育儿活动中,以此提升女性的生育意愿。◆

参考文献:

- [1] 杨晓蕾,钟如雨.家庭收入水平、性别观念与再生育意愿[J].财经科学,2023(4):137-148.
- [2] 周长洪,黄丽华.不同经济收入家庭的农村妇女生育意愿比较分析[J].人口与经济,1996(3):49-52.
- [3] MCDONALD P. Gender equity in theories of fertility transition [J]. Population and development review, 2000, 26(3): 427-439.
- [4] 何明帅,于森.家庭人均收入、代际社会流动与生育意愿[J].劳动经济研究,2017,5(5):117-140.
- [5] 刘粲,谭莹.隔代照料对再生育意愿的影响研究:基于中国家庭调查的证据[J].南方人口,2024,39(2):63-80.
- [6] 李婉鑫,杨小军,杨雪燕.儿童照料支持与二孩生育意愿:基于2017年全国生育状况抽样调查数据的实证分析[J].人口研究,2021,45(5):64-78.
- [7] 于潇,韩帅.祖辈照料支持对育龄妇女二孩生育间隔的影响[J].人口与经济,2022(2):26-41.
- [8] 张晓倩,宋健.工作—家庭冲突对女性再生育意愿的影响及家庭育儿支持的作用[J].中国人口科学,2024,38(3):81-97.
- [9] 陈祥梅,宁本涛.“双减”政策影响家长再生育意愿吗?:基于全国29个省份的调查[J].华东师范大学学报(教育科学版),2024,42(6):75-85.
- [10] 石智雷,邵玺,王璋,等.三孩政策下城乡居民生育意愿[J].人口学刊,2022,44(3):1-18.
- [11] 杨雪,谢雷.主观幸福感、婚姻满意度与当代青年的生育安排[J].人口学刊,2022,44(2):44-56.
- [12] YANG J H. Gendered division of domestic work and willingness to have more children in China [J]. Demographic

Research, 2017, 37(6): 1949-1974.

- [13] 许琪.性别公平理论在中国成立吗?:家务劳动分工、隔代养育与女性的生育行为[J].江苏社会科学,2021(4):47-58.
- [14] 任远,金雁.家庭因素对居民生育意愿的影响及政策启示[J].山东女子学院学报,2024(4):120-132.
- [15] Oláh L S. Gendering fertility: Second births in Sweden and Hungary [J]. Population research and policy review, 2003, 22(2): 171-200.
- [16] 杨菊华.抑制与提升:丈夫家事分担的生育效应[J].中华女子学院学报,2022,34(4):67-75.
- [17] LI Y, JIANG Q B. Women's gender role attitudes and fertility intentions of having a second child: survey findings from Shaanxi Province of China [J]. Asian Population Studies, 2019, 15(1): 66-86.
- [18] BIANCHI S M, ROBINSON J P, MILKE M A. The changing rhythms of American family life [M]. New York: Russell Sage Foundation, 2006.
- [19] 甘雪慧,甘月文.家庭分工、代际影响与青年知识分子的生育意愿:基于内蒙古自治区的调查[J].广东青年研究,2021,35(3):85-94.
- [20] JAROSZ E, MATYSIAK A, OSIEWALSKA B. Maternal Free Time: A Missing Element in Fertility Studies [J]. Population and Development Review, 2023, 49(4): 801-828.
- [21] 许琪.挣钱还是做家务:丈夫的经济贡献和家务贡献对妻子婚姻满意度的影响[J].社会学评论,2022,10(3):43-63.
- [22] 王莲秋,吴华安,朱明东,等.婚姻满意度、收入水平对生育意愿的影响:地区与性别差异的实证分析[J].长江论坛,2022(3):27-36.
- [23] 李长安,李艳.教育对生育意愿影响的性别差异及机制分析[J].人口与经济,2024(3):1-18.
- [24] GRUNOW D, SCHULZ F, BLOSSFELD H P. What determines change in the division of housework over the course of marriage? [J]. International Sociology, 2012, 27(3): 289-307.

(责任编辑:云野)

城镇居民家务劳动价值核算 及对工资的影响研究

代金辉 张文洋

(山东工商学院 统计学院, 山东 烟台 264000)

摘要:核算家务劳动价值并测算其对男女两性工资水平的影响,有助于正确认识女性的劳动成果,对促进性别平等基本国策在收入方面的落实具有重要意义。利用纸质问卷和电子问卷对10省(市)参与市场劳动的城镇居民进行抽样调查,通过混合成本替代法对城镇劳动者家务劳动价值进行核算,根据分位数回归模型测算家务劳动对个人工资水平的影响程度。研究发现:城镇居民家务劳动价值存在明显的性别差异;家务劳动对劳动者收入具有显著的负向影响,但对男女两性的惩罚效应存在差异,对女性的惩罚力度始终显著高于男性。据此,提出完善生育休假制度和托幼体系,建立平等的家务劳动分工机制,为女性就业创造更有利环境等建议。

关键词:家务劳动价值核算;性别工资;分位数回归模型

中图分类号:F249.24

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0056-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2024.12.008

一、引言

2021年施行的《中华人民共和国民法典》规定的离婚家务劳动补偿制度,在尊重与认可家务劳动经济价值的同时,对家务劳动主要付出方的女性因疏于自身人力资本投资引起的人力资本差距作出明确价值性补偿。因此,核算男女两性的家务劳动价值有助于全面正确认识两性在社会工作和家庭生活中作出的贡献,促进女性地位的提升。

智联招聘发布的《2024年中国女性职场现状调查报告》显示,2023年女性劳动者平均月工资为8958元,比男性劳动者低1331元,男女工资差距为12.9%,表明中国劳动力市场上存在性别工资差距。2023年诺贝尔经济学奖得主克劳迪娅·戈尔丁认为,性别工资差异产生的原因在于工作是“贪婪”的,愿意每天“996”的劳动者会比其他劳动者获得更高的工资,而且这种“贪婪”能够带来的回报是非线性的,即如果有劳动者愿意比其他劳动者投入两倍的工作时间,那么他所得到的

回报将会超过后者的两倍。在现实劳动力市场中,女性的性别角色特点是在市场劳动外还需要承担更多的家务劳动,很难像男性一样去加班打拼,因此其收入和职业前景均受到一定限制。

西方学者认为,家务劳动对女性就业者的工资水平具有惩罚效应,中国女性是否面临同样的困境?这种惩罚效应达到何种程度?本文以全国10省(市)的城镇居民作为调查对象,通过混合成本替代法对家务劳动价值进行核算,探究家务劳动价值对个人工资的影响。

二、文献综述

1921年,Mitchell首先开始了针对全职妇女家务劳动价值核算的研究。曾五一(2005)^[1]认为应该将家务劳动纳入SNA核算,因为只有如此,社会生产劳动成果和经济福利才会被全面反映,社会生产总量才具有可比性,女性创造的价值才会被正确认识,相关政策的制定才会有更准确完整的依据。王勇和葛玉好

基金项目:山东省社科规划研究一般项目“相对贫困的多层次识别及长效治理机制研究”(21CTJJ03);山东工商学院博士科研启动基金项目(BS202011)。

作者简介:代金辉(1981—),女,黑龙江齐齐哈尔人,博士,副教授,研究方向为经济统计学;张文洋(1997—),女,辽宁辽阳人,硕士研究生,研究方向为经济统计学。

(2022)^[2]指出应重视女性家务劳动的价值,客观评价女性对社会和家庭的贡献。张博和Gily(2023)^[3]认为忽视和低估照料劳动的社会价值是造成中国社会照料危机的重要原因。

20世纪90年代,国外学者开始对家务劳动价值进行核算。Chadeau(1992)^[4]对美国、法国等国家的家务劳动价值测算发现,各国家务劳动价值相对于GNP的占比在22%—68%。Van De Van等(2018)^[5]运用重置成本法得出韩国、挪威家务劳动价值占其GDP的16%—17%,日本、美国占18%—19%。我国也有学者对家务劳动价值核算开展研究,以及对住户部门卫星账户进行理论研究^[6-9]。曾五一(2005)^[1]对家务劳动价值核算的范围、意义和方法进行了说明,并比较了基于投入法的三类估算结果。刘丹丹(2012)^[10]对国际上关于家务劳动的核算方法、数据来源和核算工具的研究进展进行了梳理。张健(2015)^[11]运用线性替代法核算发现甘肃省2008年家务劳动价值量很大且女性贡献了约75%。王丽娟(2018)^[12]研究发现妻子的家务劳动时间是丈夫的1.8倍,女性是家务劳动的主要承担者。吴燕华(2018)^[13]对浙江省居民家务劳动价值进行估算,结果表明女性创造的家务劳动价值约为男性的3倍。廖宇航(2018)^[14]对北京、辽宁、上海、黑龙江等12省(市)的家务劳动价值进行核算,发现家务劳动价值占GDP的15%—45%。关成华和左玲(2022)^[15]核算了29个省(区、市)的家务劳动价值,结果显示女性的贡献占63.14%。关成华和左玲(2023)^[16]利用中国真实进步微观调查数据研究发现,2016年北京市居民家务劳动总价值相当于2016年北京市GDP的一成左右。

早在1980年就有学者研究发现,女性周家务劳动时间的提高会引起工资小幅度下降。Hersch和Stratton(1997)^[17]认为家务劳动时间与女性收入之间显著负相关,与男性收入之间无显著相关关系。Albanesi和Olivetti(2009)^[18]认为,家务劳动的时间差异导致工资差距,工资差距又反作用于家务劳动的分工,形成了反馈机制,不断扩大性别工资差距。Angelov等(2016)^[19]对已婚人群研究发现,女性更多将精力放在家庭事务上,男性则更集中于市场劳动,进而导致性别工资差距。国内这方面的研究文献较少,肖洁(2021)^[20]探讨了家务劳动对不同类别群体收入的影响。王珊珊(2018)^[21]认为家务劳动对男女劳动者收入的影响存在明显差别,对男性影响并不显著,但对女性

存在明显的惩罚效应。张芬和何伟(2021)、叶胥和杜云晗(2021)研究发现家务劳动对女性劳动者的工资存在明显负向影响,而家务劳动分工的平等会降低这种影响^[22-23]。曹书睿等(2022)^[24]研究发现已婚女性工资受到家务劳动显著负向影响,性别角色观念越深,影响越大。黄欣雨(2023)^[25]研究发现,女性每增加1%的家务劳动,对工资的负向影响将提高7.6%。

目前国内对家务劳动价值的核算,多采用2008年或2018年的时间利用调查数据,或者是已有的社会经济综合调查数据,存在时间过久、信息不全面、问题设置针对性不强等问题,很大程度上制约了研究深度和广度。另外,家务劳动价值核算方法较为单一,多采用机会成本替代法、市场成本替代法,对混合成本替代法的应用很少。本文利用纸质问卷和电子问卷对10个省(市)参与市场劳动的城镇居民进行抽样调查,以获取家务劳动时间等信息;随后利用混合成本替代法进行家务劳动价值核算,并探究家务劳动价值对个人工资的影响。每部分内容均有成熟的理论支撑,因而结论具有较高的可靠性。

三、数据采集与描述分析

(一)调查对象与抽样方法

基于研究目的,本文的调查对象是辽宁省、广东省、湖南省、山东省、北京市、安徽省、河南省、甘肃省、四川省、陕西省10省(市)在城镇居住生活的18岁至退休年龄的参与市场劳动的居民。本文采用线上与线下相结合的方式进行调查,共发放问卷1500份,回收有效问卷1294份,有效问卷回收率为86.3%。调查包括纸质问卷调查和电子问卷调查,通过面对面访问法、网络调查法收集数据。线上问卷通过问卷星和微信平台发布,线下问卷通过分层抽样选定群体发放纸质问卷,并通过个人填写或面对面访谈的方式收集问卷,以确保数据的准确性。

(二)调查问卷设计

本文调查问卷包含两部分:一是时间利用调查,以10分钟为时间间隔,只针对家务劳动的固定时段式简化日志形式,收集每个受访者随机抽样的一个工作日和周末中一天的家务劳动时间利用情况数据。二是结构化问卷,主要调查受访者的性别、年龄、婚姻状况、职业、个人就业形式、受教育程度、收入水平、家庭结构等个体特征信息。

(三)城镇居民家务劳动时间的现状分析

由表1可知,城镇居民平均每天家务劳动时间为

103分钟,其中家庭内部最终使用的家务劳动时间平均为76分钟,用时最长的活动为准备食物及相关清理活动,平均用时42分钟;动手维护、修理和调试,家庭事务的安排与管理与饲养家庭中的宠物与植物用时均较少,平均不超过2分钟。城镇居民为家庭成员提供服务的平均时间为27分钟,主要为对未成年家人生活方面的照料与陪伴,平均用时17分钟,对未成年人教育花费的时间平均为7分钟,对成年人护理与照料花费的时间平均为3分钟。

分性别看,家务劳动时间的性别差异十分明显。女性家务劳动总时长平均为129分钟,约为男性的1.61倍。其中,家庭内部最终使用的家务劳动平均用时是94分钟,约为男性的1.57倍。女性居民为家庭成员提供的家务劳动平均用时为35分钟,是男性的1.75倍,其中差异主要来源于对未成年人的照料,对未成年人的教育及对成年人的照料两项家务劳动的性别差异不明显。女性的家务劳动主要集中在准备食物及相关清理活动、照顾未成年家人、住所及周边环境的清洁,共占家务劳动总时间的73.6%。

表1 城镇居民家务劳动时间的描述性统计

单位:分钟

家务劳动	全样本	男性	女性
总时间	103	80	129
家庭内部最终使用	76	60	94
准备食物及相关清理活动	42	33	54
住所及周边环境的清洁	14	11	16
衣物、鞋子的清洁整理	7	5	9
动手维护、修理和调试	0	0	0
家庭事务的安排与管理	1	1	1
饲养家庭中的宠物与植物	1	1	1
购买家庭所需商品及服务	11	9	13
为家庭成员提供的服务	27	20	35
照顾未成年家人	17	11	25
教育未成年家人	7	6	7
照顾成年人	3	3	3

四、家务劳动价值核算

(一)家务劳动价值核算方法

对家务劳动价值的核算有两种途径:一种途径是家务劳动创造的虚拟总收入减去劳动中间产品的价值;另一种途径是计算该项家务劳动若进入市场的虚拟报酬,依据所采用工资标准的不同,可分为以下两种:

一是机会成本替代法。机会成本指为了得到某些

东西而放弃的另一些东西的最大价值。家务劳动的机会成本就是从事被放弃的其他工作所能创造的最大价值,体现为被放弃的工作可以获得的工资,其缺陷是会夸大家务劳动的贡献。

二是市场成本替代法。市场经济条件下,家务劳动逐渐演变为第三产业中的各类细分行业,市场成本替代法就是将家务劳动替代为第三产业中与之最接近的行业,利用该行业的市场工资率对家务劳动供给者的家务劳动工资率进行替代。根据同类行业服务提供者的不同,具体分为以下三种:

(1)专业成本替代法。专业成本替代法就是假设专业生产者与家庭中的家务劳动供给者具有相同的生产率,用专业生产者的市场工资率来替代家务劳动供给者的家务劳动工资率,并据此核算家务劳动价值。

(2)综合成本替代法。如果所有的家务劳动均由保姆提供,那么保姆的市场平均工资率就可以对家庭中家务劳动供给者的家务劳动工资率进行替代。该方法的优点是简单、直接,缺点是并非所有的家务劳动都可以由保姆提供。

(3)混合成本替代法。将专业成本替代法和综合成本替代法结合使用,替代原则为对在劳动力市场中存在较少、很难寻求替代的家务劳动,采用综合成本替代法;对易于找到专业替代的家务劳动,则采用专业成本替代法。其优点是结合前两种方法的优点,提高了投入法核算的灵活性和核算结果的准确性,缺点在于具有更高的技术要求和应用难度。

(二)基于混合成本替代法的家务劳动价值核算结果

利用混合成本替代法进行家务劳动价值核算时,要确定哪类家务劳动可由保姆替代,哪类家务劳动可由专业人员替代。基于各项家务劳动的具体内容及替代原则,本文确定的混合成本替代法的替代方式见表2。

由表2可知,利用混合成本替代法进行家务劳动价值核算需要的数据有:被调查省(市)餐饮业服务人员、保洁员、家政服务员、修理员、保育员及养老护理员的工资数据。本文以上数据来源如下:首先,通过2023年《广东省人力资源市场工资价位及行业人工成本信息》得出以上行业就业者的工资中位数。其次,由于以上人员多属于居民服务、修理和其他服务业,本文基于2010—2023年《中国统计年鉴》中各省(市)城镇就业者居民服务、修理和其他服务业的平均工资通过GM(1,1)模型预测得出2023年各省(市)城镇就业者

表2 混合成本替代法的替代方式

家务劳动	替代方式	原因
家庭内部最终使用		
准备食物及相关清理活动	餐饮业服务人员	劳动量大且劳动内容相似
住所及周边环境的清洁	保洁员	劳动量大且劳动内容相似
衣物、鞋子的清洁整理	家政服务员	劳动量较小且可由家政服务人员进行替代
家庭事务的安排与管理		
饲养家庭中的宠物与植物		
购买家庭所需商品及服务		
动手维护、修理和调试	修理员	修理员工作内容包括车辆、家具及日用品修理
为家庭成员提供的服务		
照顾未成年家人	保育员	由保育员的工作内容确定
教育未成年家人		
照顾成年人	养老护理员	与保育员的工作内容重复度高

居民服务、修理和其他服务业的平均工资,并将其与广东省进行对比得出调整系数。最后,根据各省(市)的调整系数与广东省各行业平均工资数据推测得出各省(市)以上行业就业者的平均工资。

表3 利用混合成本法核算的城镇居民月家务劳动价值
单位:元/月

省(市)	男性月平均家务劳动价值	女性月平均家务劳动价值	家务劳动价值差距
辽宁	826	1352	526
甘肃	766	968	202
山东	789	1532	743
安徽	1091	1398	307
四川	814	1478	664
河南	692	1354	662
湖南	1268	1904	636
广东	994	1438	444
北京	1380	1524	144
陕西	611	1393	782
全部样本	905	1447	542

由表3可知,所有被调查省(市)男性劳动者的月平均家务劳动价值为905元,比女性劳动者低542元。具体而言,男女家务劳动价值差距最大的三个省分别是陕西省、山东省及四川省,差距分别为782元、743元及664元,差距最小的两个省(市)是北京市和甘肃省,分别为144元和202元。

五、家务劳动对工资影响的实证研究

(一)模型构建

家务劳动对工资产生影响的理论基础来源于精力分配理论和人力资本理论。精力分配理论指出,个人精力是有限的,女性若相对于男性承担更多的家务劳动,那么女性在就业市场工作中配置的精力就会低于男性。基于此,女性往往会寻求低精力强度要求的工作,最终造成职业隔离,即女性更多从事低收入行业。同时,就业市场工作配置精力相对较低会引起市场生产率下降、工作完成度低、晋升难度高等问题,从而降低女性收入。

人力资本理论认为,蕴藏在工作者身上的人力资本可分为两部分:一是预投资,指工作之前的学校教育,是人力资本的原始积累。二是追加投资,指在工作中为满足岗位要求,提升生产率和竞争力而进行的投资。知识经济时代背景下,人力资本的折旧速度提高,原始积累若不及时更新扩展,就会迅速贬值。女性的可利用时间会被家务劳动占用,参与技能培训、再教育的时间相对较少,人力资本的追加投资低于男性,因而导致女性的工资水平降低。基于此,本文建立如下方程:

$$\ln income_i = \alpha + \beta_0 \ln value_i + \beta_1 X_i + \mu_i \tag{1}$$

为减弱异方差的影响,对城镇居民月家务劳动价值和月收入作取对数处理。其中, $\ln income_i$ 为被解释变量,表示城镇居民个人月工资对数; $\ln value_i$ 为本文的核心解释变量,表示城镇居民月家务劳动价值的对数; X_i 为控制变量。具体变量选择见表4。

表4 变量选择说明

变量	计算方式
$\ln income$	由问卷调查直接得出
$\ln value$	由本文第四部分计算得出
$Gender$	男性赋值为0,女性赋值为1
Age	由问卷调查直接得出
Edu	文盲、小学、初中、高中/中职、大专/大学、硕士、博士分别设定为0年、6年、9年、12年、16年、19年、22年
Res	农业户口赋值为0,否则为1
Mar	已婚赋值为1,否则赋值为0
$Status$	党员赋值为1,否则赋值为0
$Health$	不健康、一般健康、比较健康、很健康、非常健康分别赋值为1、2、3、4、5
$Career$	中层及以上管理人员、专业技术人员、办事人员和有关人员、社会生产服务和生活服务人员、生产制造及有关人员分别赋值为1、2、3、4、5
$Method$	正规就业赋值为1,非正规就业赋值为0

由表5可知,女性平均工资的对数为8.379,男性平均工资的对数为8.639,男性比女性高0.260。女性家务劳动价值的对数高于男性,分别为7.907和6.300,性别差距较收入差距更大。男性居民的受教育水平比女性低0.878,可见女性的教育回报率低于男性。男性居民非农村户口比例为39.2%,比女性低8.6个百分点。调查居民的同居、在婚(有配偶)比例在80%以上,且女性高于男性。总体居民的正规就业比例为48.3%,其中男性为49.4%,比女性高2.6个百分点。男性健康水平为3.355,女性健康水平为3.215,女性略低于男性。从职业类别看,女性职业类别平均为3.695,男性为3.270,即从事社会生产服务和生活服务、生产制造的女性比例高于男性。

表5 变量的描述性统计

变量	统计量	全样本	男性	女性
Lnincome	均值	8.524	8.639	8.379
	标准差	0.554	0.548	0.527
Lnvalue	均值	6.658	6.300	7.097
	标准差	1.708	2.058	0.978
Age	均值	37.943	38.943	36.718
	标准差	9.430	9.893	8.681
Edu	均值	11.671	11.277	12.155
	标准差	3.982	3.820	4.125
Res	均值	0.431	0.392	0.478
	标准差	0.495	0.489	0.500
Mar	均值	0.811	0.795	0.830
	标准差	0.392	0.404	0.376
Status	均值	0.020	0.025	0.014
	标准差	0.140	0.157	0.117
Health	均值	3.292	3.355	3.215
	标准差	0.976	1.029	0.900
Career	均值	3.461	3.270	3.695
	标准差	1.264	1.300	1.178
Method	均值	0.483	0.494	0.468
	标准差	0.500	0.500	0.499
样本数量		1294	693	601

(二)分位数回归结果

城镇居民工资的分位数回归结果见表6。家务劳动价值对工资的影响系数小于0且在1%的水平上显著,说明承担家务劳动会降低个人的工资收入,原因前文已经解释。家务劳动价值对工资的影响在收入不同

分位点的影响率分别为-0.057、-0.054、-0.067,总体呈先减小后上升的趋势,即对低收入的城镇居民而言,家务劳动价值对工资的影响程度相对较大;对中等收入水平的居民而言,家务劳动价值对工资的影响程度最小;家务劳动对高收入水平劳动者的影响程度最大。平均而言,家务劳动价值的对数每上升1个单位,月工资的对数将降低0.61个单位。

就业形式对工资的影响始终为正,且随着收入水平的提高,正规就业的就业形式对工资的提升作用越大,说明正规就业的就业形式能够提高个人收入。究其原因,正规就业工作相比于非正规就业工作更加稳定,社会保险覆盖率更高,工资也相对较高。平均而言,同等条件下,正规就业者工资的对数较非正规就业者高0.057。

职业类别对工资始终呈负向影响,且在不同收入水平下,职业特征对工资的影响率几乎一致。可见对各收入水平的居民来说,从事社会生产服务和生活服务以及生产制造工作人员的平均工资相较于其他职业类别更低。

受教育程度对工资的影响始终为正且均在1%水平上显著,说明接受教育能够提高个人收入。受教育程度对工资的影响率随着收入水平的提高而逐渐增加,平均而言,受教育年限每增加1年,可拉动收入的对数提升0.033个单位。

性别对工资的影响始终为负且均在1%水平上显著,其对工资的影响率在中等收入水平上最大。可见,在不同收入水平下,劳动力市场均存在明显的性别歧视,这种歧视在中等收入劳动力市场中最明显。

年龄对工资的影响为负,且在不同的收入水平上影响程度比较接近。平均而言,年龄每上升1个单位,月工资的对数将降低0.005个单位。

(三)稳健性检验

在前文分析中,本文使用混合成本替代法核算结果作为城镇居民在家庭生产中的投入,在稳健性检验部分,使用机会成本替代法核算结果(val)作为替代变量,分析其对工资的影响。表7报告了其分位数回归结果,家务劳动价值变量均在1%水平上显著,其对工资的影响整体趋势与前文结果可以相互印证,表明回归结果比较稳健。

(四)异质性分析

1.家务劳动对不同性别劳动者工资的影响

由表8可知,家务劳动价值对男女两性城镇劳动

表6 城镇居民工资的分位数回归结果

变量	q25	q50	q75	ols
<i>lnvalue</i>	-0.057*** (0.000)	-0.054** (0.000)	-0.067*** (0.000)	-0.061*** (0.000)
<i>Res</i>	0.031 (0.395)	0.033 (0.311)	0.051* (0.094)	0.024 (0.338)
<i>Mar</i>	0.056 (0.207)	0.104** (0.010)	0.079** (0.037)	0.068** (0.026)
<i>Method</i>	0.024** (0.048)	0.069** (0.025)	0.092*** (0.001)	0.057** (0.013)
<i>Career</i>	-0.201*** (0.000)	-0.199*** (0.000)	-0.198*** (0.000)	-0.207*** (0.000)
<i>Health</i>	0.001 (0.991)	0.010 (0.513)	0.025* (0.079)	0.033 (0.264)
<i>Status</i>	0.153 (0.186)	-0.049 (0.641)	0.004* (0.969)	0.036 (0.643)
<i>Edu</i>	0.030*** (0.000)	0.033*** (0.000)	0.032*** (0.000)	0.033*** (0.000)
<i>Gender</i>	-0.167*** (0.000)	-0.178*** (0.000)	-0.161*** (0.000)	-0.160*** (0.000)
<i>Age</i>	-0.007*** (0.002)	-0.008*** (0.000)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.000)
<i>_cons</i>	9.216*** (0.000)	9.393*** (0.000)	9.601*** (0.000)	9.374*** (0.000)
R ²	0.2448	0.2752	0.3311	0.5041
N	1294	1294	1294	1294

注：*、**和***分别表示该估计量在0.1、0.05和0.01的显著性水平上显著。下表同。

者的工资收入均存在负向影响,且均在1%水平上显著。家务劳动价值对女性工资水平的惩罚力度在各收

表7 稳健性检验

变量	q25	q50	q75	ols
<i>Val</i>	-0.162*** (0.000)	-0.154*** (0.000)	-0.166*** (0.000)	-0.155*** (0.000)
<i>Res</i>	0.040 (0.206)	0.017 (0.578)	0.024 (0.449)	0.020 (0.384)
<i>Mar</i>	0.138*** (0.001)	0.139*** (0.000)	0.112*** (0.005)	0.119*** (0.000)
<i>Method</i>	0.029 (0.334)	0.041 (0.161)	0.027 (0.359)	0.042* (0.053)
<i>Career</i>	-0.166*** (0.000)	-0.191*** (0.000)	-0.190*** (0.000)	-0.193*** (0.000)
<i>Health</i>	0.005 (0.744)	0.034** (0.018)	0.022 (0.136)	0.019* (0.073)
<i>Status</i>	0.070 (0.493)	-0.083 (0.404)	-0.091 (0.371)	-0.031 (0.674)
<i>Edu</i>	0.021*** (0.000)	0.028*** (0.000)	0.029*** (0.000)	0.027*** (0.000)
<i>Gender</i>	-0.072** (0.021)	-0.108*** (0.000)	-0.117*** (0.000)	-0.092*** (0.000)
<i>Age</i>	-0.009*** (0.000)	-0.006*** (0.001)	-0.005** (0.014)	-0.005*** (0.000)
<i>_cons</i>	9.070*** (0.000)	9.136*** (0.000)	9.396 (0.000)	9.179*** (0.000)
R ²	0.2967	0.3207	0.3618	0.5528
N	1294	1294	1294	1294

入水平上均明显高于男性。从性别内看,家务劳动对劳动者工资的影响在不同收入水平上均呈倒U形分布,即对中等收入人群的惩罚力度明显低于低收入人群、高收入人群。

表8 不同性别情况下家务劳动价值对工资的影响

变量	男性			女性		
	q25	q50	q75	q25	q50	q75
<i>lnvalue</i>	-0.038** (0.000)	-0.034*** (0.000)	-0.047*** (0.000)	-0.177** (0.000)	-0.173*** (0.000)	-0.206*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2171	0.2561	0.3055	0.2664	0.3017	0.3597

2.家务劳动对不同受教育水平劳动者工资的影响
由表9可知,家务劳动价值对除硕士及以上受教育水平的城镇劳动者的工资具有显著影响。具体而言,随着受教育水平的提高,家务劳动价值对工资的惩罚作用逐渐降低,但对高中或中专劳动者的惩罚作用

最显著。因此,提升受教育程度有利于减轻家务劳动对收入的影响,进而提高工资水平。

3.家务劳动对不同就业形式劳动者工资的影响
由表10可知,对不同就业形式的城镇劳动者来说,家务劳动价值对其工资收入均存在负向影响,但影

表9 不同受教育水平下家务劳动价值对工资的影响

变量	小学及以下	初中	高中或中专	大学或大专	硕士及以上
<i>lnvalue</i>	−0.066*** (0.000)	−0.043*** (0.000)	−0.078*** (0.000)	−0.043* (0.003)	−0.020 (0.442)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.4015	0.3728	0.4020	0.4787	0.5175

表10 不同就业形式下家务劳动价值对工资的影响

变量	正规就业			非正规就业		
	q25	q50	q75	q25	q50	q75
<i>lnvalue</i>	−0.086*** (0.000)	−0.080*** (0.000)	−0.085*** (0.000)	−0.035*** (0.001)	−0.042*** (0.000)	−0.049*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2780	0.3037	0.3525	0.2069	0.2490	0.2615

响程度存在差异。总体看,随着收入水平的提高,家务劳动价值对非正规就业者工资的惩罚作用不断提高,对正规就业者的影响程度变化不明显。对非正规就业劳动者的惩罚力度,在各个收入水平均低于正规就业劳动者。

六、研究结论及建议

本文基于城镇居民家务劳动时间调查,通过混合成本替代法核算得出居民家务劳动的经济价值,并利用分位数回归模型分析其对个人工资收入的影响程度,最终得出以下结论:第一,城镇劳动者家务劳动价值量大且存在显著的性别差异。居民家务劳动价值在居民总劳动价值中占比20%—30%,忽略家务劳动价值对个人的劳动价值做评价是不完善的。第二,家务劳动价值对劳动者工资水平具有显著的负向影响,对女性的惩罚力度始终显著高于男性。收入的不同分位点家务劳动价值对工资的影响总体呈逐渐增大趋势。随着受教育水平的提高,家务劳动价值对其工资的惩罚作用逐渐减弱,家务劳动对非正规就业者工资水平的影响小于对正规就业者的影响。

根据上述研究结果,提出如下建议:第一,切实减轻女性家务劳动负担。一是完善生育休假制度,增加男性劳动者对妻子产前、产中及产后照料的假期。二是完善托幼服务体系,儿童照料活动应向“去家庭化”发展。把学前教育纳入义务教育体系,构建完整细致、覆盖面广的0—6岁儿童学前教育体系,鼓励公立、私立托育机构协同发展。第二,鼓励建立平等的家务劳动分工机制。一是建立家庭友好工作环境和家庭支持

文化,帮助劳动者解决家庭和工作之间的矛盾,推动男性劳动者积极参与家务劳动。二是严厉打击劳动力市场上的性别歧视行为。第三,为女性劳动者提供更多支撑,创造有利的就业环境。提供更加高效完善的职业培训机制,用人单位及社会应重视对重返劳动力市场女性劳动者的工作技能培训,加大OJT投资力度,提供更多的就业渠道和岗位;女性劳动者也应积极参与职业培训及技能学习,提升个人能力。保障非正规就业者工作权益,鼓励更多女性劳动者通过非正规就业的方式参与市场劳动。◆

参考文献:

[1]曾五一.无偿服务核算研究[J].统计研究,2005(6):44-47.
[2]王勇,葛玉好.新时代促进妇女发展的思考[J].人口与健康,2022(6):38-43.
[3]张博,GILY C.为家务劳动赋值:女性主义研究的理论图谱[J].山东女子学院学报,2023(1):31-36.
[4]CHADEAU A. What is Households' Non-market Production Worth[J]. OECD Economic Studies,1992,18(9):86-103.
[5]VAN DE VAN P, ZWIJNENBURG J, DE QUELJOE M. Including unpaid household activities: An estimate of its impact on macro-economic indicators in the G7 economies and the way forward[J]. OECD Statistics Working Papers,2018(4):31.
[6]程开明,李金昌.浅识国民经济核算的统计思想[J].中国统计,2010(1):52-53.
[7]韩中.中国住户部门综合经济账户的构建与理论阐述[J].财贸研究,2010,21(3):9-18.
[8]韩中,凌亢,时云.住户部门生产核算:范畴的界定与方法的设计[J].数量经济技术经济研究,2013,30(10):109-123.

- [9] 蒋萍, 马雪娇. 大数据背景下中国时间利用调查方案的改革与完善: 基于中、日、美时间利用调查方案的比较[J]. 统计研究, 2014, 31(8): 73-79.
- [10] 刘丹丹. 住户无酬劳动核算国际进展及对中国的启示[J]. 统计研究, 2012, 29(12): 53-60.
- [11] 张健. 无酬家务劳动价值的估算及实证研究[D]. 西安: 陕西师范大学, 2015.
- [12] 王丽娟. 家务劳动分工的影响因素研究[D]. 大连: 东北财经大学, 2018.
- [13] 吴燕华. 非SNA生产核算方法与应用研究[D]. 杭州: 浙江工商大学, 2018.
- [14] 廖宇航. 家务劳动价值的估算[J]. 统计与决策, 2018, 34(8): 38-42.
- [15] 关成华, 左玲. 中国居民无酬家务劳动经济价值的估算[J]. 统计与决策, 2022, 38(4): 64-68.
- [16] 关成华, 左玲. 无酬家务劳动经济价值的估算与比较: 以北京市为例[J]. 经济社会体制比较, 2023(5): 141-152.
- [17] HERSCH J, STRATTON L S. Housework, Fixed Effects and Wages of Married Workers[J]. Journal of Human Resources, 1997, 32(2): 285-307.
- [18] ALBANESI S, OLIVETTI C. Home production, market production and the gender wage gap: Incentives and expectations[J]. Review of Economic Dynamics, 2009, 12(1): 80-107.
- [19] ANGELOV N, JOHANSSON P, LINDAHL E. Parenthood and the gender gap in pay[J]. Journal of labor economics, 2016, 34(3): 545-579.
- [20] 肖洁. 婴幼儿照料、已育女性劳动收入及照料惩罚: 基于倾向值匹配法的实证分析[J]. 统计学报, 2021, 2(2): 31-42.
- [21] 王珊珊. 家庭对中国城镇性别工资差距的影响研究[D]. 北京: 首都经济贸易大学, 2018.
- [22] 张芬, 何伟. 家庭因素对性别工资差异的影响: 基于CFPS数据的实证分析[J]. 人口与经济, 2021(2): 84-102.
- [23] 叶胥, 杜云晗. 相对收入、家庭成员互动与女性家务劳动供给: 基于性别展示的视角[J]. 人口与发展, 2021, 27(5): 83-97+35.
- [24] 曹书睿, 黄乾, 常帅男. 家务劳动与已婚女性劳动力市场表现: 兼论性别角色的调节作用[J]. 西北人口, 2022, 43(6): 113-124.
- [25] 黄欣雨. 工作灵活性视角下家务类型分工对性别工资差距的影响研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2023.

(责任编辑: 沐晨)

新质生产力：中国式现代化的应有之义

申浩良

(许昌职业技术学院, 河南 许昌 461000)

摘要:新质生产力有别于传统的生产力形态,其以科技创新为主动脉,以高质量发展为目标,与中国式现代化在追求共同富裕、强调新发展理念、注重人与自然和谐相处等价值目标上具有同向性、一致性。中国式现代化为理解新质生产力提供了一个全新可行的视阈。新质生产力赋能中国式现代化突出表现在驱动产业融合并构筑现代化产业体系、推动科技体制机制的优化与革新、构建中华民族的现代化文明三个方面。同时,新质生产力在助益中国式现代化的实现方面具有巨大潜能,可以在坚持提升自主创新能力,深化科技体制机制改革,形成自身的文明话语体系与发展路径方面发力,进而在新一轮科技革命浪潮下获得契合自身生产特点的发展思路与方案。

关键词:新质生产力;中国式现代化;创新;科技体制;话语体系

中图分类号:C19

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0064-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2024.12.009

一、引言

在新一轮科技革命驱动下,经济社会发展步伐进一步加速。中国作为全球第二大经济体,在契合时代发展步调的过程中更迭出了“创新、协调、绿色、开放、共享”新发展理念,回应了新的社会需要。中国式现代化具有中国特色,围绕中国国情,回应国家发展的实际情况和未来趋势。中国式现代化既体现了我国对自身情境的深刻认识,亦表达了对未来发展方向的深刻洞察,高质量发展是其本质要求之一。习近平总书记指出:“高质量发展需要新的生产力理论来指导,而新质生产力已经在实践中形成并展示出对高质量发展的强劲推动力、支撑力,需要我们从理论上进行总结、概括,用以指导新的发展实践。”^[1]实现中国式现代化需要高质量发展,高质量发展过程离不开新质生产力。因此,新质生产力为实现中国式现代化提供了强大动力,开辟了理解和实现中国式现代化的新路径。新质生产力摒弃了传统低效、不环保等生产发展方式,契合中国式现代化对生产要求的高科技、高效能、高质量特征。为此,在信息技术不断塑形新的产业格局并获得突破性应用的背景下,理解并发展新质生产力,将为未来新兴

行业发展与产业变革提供动力。

既有研究多关注新质生产力的特征或优势,较少直接探究新质生产力与中国式现代化的联系。本文首先阐述新质生产力与中国式现代化在目标上的一致性。其次描述新质生产力对当前生产发展的具体影响,论述新质生产力如何赋能中国式现代化。最后,在实现中国式现代化视阈下明确新质生产力的未来发展方向。

二、新质生产力与中国式现代化在目标上的一致性

(一)中国式现代化的价值目标

中国式现代化是基于我国国情、历史、内外部环境等综合因素探寻的一条符合我国发展特色的道路。这条道路契合我国发展理念,承载了重要的价值目标。具体而言,一是中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。一直以来,共同富裕并非抽象的图景,而是我国切实追求的发展目标。意味着我国承诺发展成果由人民共享,重视对“蛋糕”的分配,不断优化社会分配,保障人民能够感受到公平正义。中国式现代化回应着党和国家对人民的庄严承诺,突出人民的主体性。追求共同富裕并非单纯表现在物质层面,其包含多维度

作者简介:申浩良(1995—),男,河南许昌人,硕士,助教。

与多方面。例如,除了收入,还包括教育、医疗、发展机会等。因此,中国式现代化背景下共同富裕将通过各种上层建筑来具象化,并通过具体制度保障人民的各项权益。二是中国式现代化追求物质文明和精神文明相协调。人的需求层次不可能长期停留在对物质的追求,精神文明亦是重要层面。中国式现代化强调物质文明与精神文明的协调性。对精神文明的认可表明了对人主体性的重视,既包含对本国文化资源的自信与认同,亦展现出对多元精神需要的支持。这与人的需求由浅到深的发展过程相符,助益人的全面发展。三是中国式现代化希冀人与自然和谐共生。中国式现代化以人与自然和谐共生为价值目标,强调尊重自然,不把自然简单粗暴地认为是客体,并将这一认识作为应对动态变化现实境况的有益之策。中国式现代化追寻的人与自然和谐共生的价值目标表明,我国检视自身的资源禀赋与未来发展,深刻认识到现代化并非只能以牺牲环境为代价,而是可以转换思路,重新审视人与自然的关系,进而对发展思路再认识。

(二)新质生产力的价值目标

“新质生产力,概括来说,就是创新起主导作用、摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,具有高科技、高质量、高效能特征,符合新发展理念的先进生产力质态。”^[1]新质生产力并不是因为“新”字而彰显自身的特殊,“新”字意味着新质生产力区别于传统生产力,跳脱了传统发展模式的桎梏,减少了路径依赖。新质生产力在社会向前发展过程中展现出新的生命力,融合了数字时代科学技术具有强大驱动力的时代境况,强调科技创新和要素融合。与传统相对单维度强调经济增量与物质效果不同,新质生产力以高质量发展为主线,撬动技术创新以及非技术层面的体制机制变革。在技术已经成为核心竞争力的国际竞争局势下,新质生产力作为新的生产力形态引领现代化建设多方面,提供新势能与新动力。面对我国产业体系渐趋庞大,但各行业发展并不完全同步且短板较为明显的实际情况,新质生产力的提出与运用将优化业态,推动生产力变革。

除了追求科技创新,将科技置于核心地位,新质生产力意味着对生产主体——人的再认识。人具有主观能动性,可通过对知识的运用来提升生产力质量。因此,新质生产力追求人在参与生产过程的再发展与再进步,追求人充分调动自身能力推动科技进步,形成高质量生产者群体,为产业升级和培育未来新型技术力

量供给人才。

新质生产力的价值目标具有双重性,既包括对生产力本身革新的要求,又包括对作为生产者的人发挥自身能动性的期待。通过二者价值目标实现,科技创新才不仅是口号或者纸上的方案,具有融合性与新内涵的新质生产力才得以产生,高质量发展的目标才能获得现实条件。

(三)新质生产力与中国式现代化价值目标的一致性

中国式现代化是中国的现代化方案,在价值目标上追求共同富裕、物质文明和精神文明相协调、人与自然和谐共生。这些价值目标与我国发展成果由人民共享、秉持新发展理念等政策导向高度一致。新质生产力以推动生产力革新以及人主体性功能的发挥为价值目标。由此可知,新质生产力与中国式现代化在价值目标上具有很强的同向性与一致性。新质生产力代表生产力的前进方向,以科技创新为核心,带动产业精细化发展,有利于提升社会的生产效率,推动产业结构转型升级。因此,从生产力革新角度而言,新质生产力为高质量发展提供了必要前提。社会发展规律表明,人作为生产者,在生产力发展的过程中自身也应得到发展,故强调人自身的发展亦有助于形成新质生产力,有利于从人的视角更为全面地认识生产力与生产关系。新质生产力的价值目标有益于社会高质量发展,有利于实现共同富裕、物质文明和精神文明相协调、人与自然和谐共生。因此,新质生产力在推动生产力和生产者的发展时,也在向中国式现代化的价值目标靠近。因此,加快形成新质生产力,推动科技成果向具体的生产力转换,是实现中国式现代化的应有之义。在这一过程中,新质生产力驱动生产力的革新,加速生产要素的融合与变革,推动生产者能动性的高质量发挥,摒弃旧有的低效、单一生产发展模式,实现发展的结构性迭代。

三、新质生产力赋能中国式现代化的表现

(一)驱动产业融合并构筑现代化产业体系

马克思指出:“劳动生产力是随着科学和技术的不断进步而不断发展的”。^[2]新质生产力链接新的生产技术、信息技术,着力发展新兴产业,为产业发展开创新赛道。从发展趋势看,新质生产力着眼于新兴产业和高效能产业。与此同时,我国基于发展理念与未来需要,将新能源、航空航天、新材料等作为战略性新兴产业。新质生产力聚焦于推动产业迭代升级,回应时代新的生产需求,推动产业跨界融合。产业融合意味着整合不同生产要素,在更广阔的场域中联动不同行业,

形成业内联合效应,发挥集合优势。同时,新质生产力对标高质量发展,关注产业的规模、结构、业态、配套设施等,助力产业链从前端到后端一体化转型升级。现代化产业体系是现代化的重要标识之一,也是新质生产力发展的重要载体。新质生产力不仅是经济术语与国家政策,更需要在生产实践中具像化为现实的生产力,成为产业发展过程的具体生产方式与制度设计。例如,突然爆火的“萝卜快跑”无人驾驶汽车就是运用新质生产力的具体体现,其满足时代的新需要,实现生产要素的跨界融合,推动人才、资本与技术等多方面的革新,激发传统行业适时变革的潜能,将科技创新成果转化并应用于具体的产业当中,为构筑现代化产业体系提供了范例。

(二)推动科技体制机制的优化与革新

制度是社会运行的重要支撑。中国是法治国家,需要利用规则构建各项制度,并倚赖制度的运行与实施撬动国家庞大机器的运转。新质生产力意味着国家不仅需要将科研成果转化为可实际运用的生产力,亦需要革新、发展与新质生产力相关的体制机制,进而形成联动效应。2023年3月,中共中央、国务院印发了《党和国家机构改革方案》提出组建中央科技委员会。中央科技委员会意味着我国将目光投放在创新制度的改革以及科技体制机制的优化。新质生产力强调对要素的融合运用,能够链接不同的生产要素进行有序生产,增强生产的整体效能。中央科技委员会的设立能够改善过去生产权限碎片化、分散化分布的弊病,提升科技政策执行的一致性与协同性。同时,能够进一步突出科技发展在国家发展战略中的重要地位,明确科技创新在国家政策体系中的未来导向性,使政策的执行更具权威性和执行力。由此可见,新质生产力赋能中国式现代化不仅推动生产力自身的变革,更同时带动上层建筑的创新与优化,为科技体制机制的完善提供驱动力,使制度体系内部的各子项目能够符合新质生产力的作用方向,形成政策实施与执行合力,推动国家科技事业的现代化发展。这一过程中,国家机构的权限进一步厘清,组织职能更加精细,事务处理更加科学高效,为科技发展注入新的活力,形成更加适配的配套设施,与中国式现代化目标一致。

(三)构建中华民族的现代化文明

中华民族的现代化文明是中华民族文明的现代化形态。中华民族的文明是具有内在体系的庞大工程,包括物质文明和精神文明,且分布在政、经、文、社等不

同领域。生产力也是文明的表现形态。不论是从历史的发展规律,还是从其他角度看,生产力的形态与文明的发展都存在巨大关联。发展新质生产力能够为中华民族的现代化文明注入能量与源泉。新质生产力是生产力的更高形态,能够以更加科学高效的方式促进物质财富增长,推动现代产业体系形成,推动中国走符合本国特色的道路。习近平总书记指出:“我们坚持和发展中国特色社会主义,推动物质文明、政治文明、精神文明、社会文明、生态文明协调发展,创造了中国式现代化新道路,创造了人类文明新形态。”^[3]新质生产力的发展为精神文明等其他文明的发展提供物质保障和支持,推动人本身的发展,进而为各种文明的蓬勃发展创造可能。新质生产力,从底层影响社会经济结构与产业结构,深刻而久远地影响社会的上层建筑与顶层设计,推动中华民族文明从多个维度产生变革,发生整体性革新。简言之,中华民族现代化文明的形成需要发展新质生产力,新质生产力的发展为建设中华民族现代文明提供了基底性的物质力量。

四、中国式现代化视阈下新质生产力的方向

(一)坚持提升自主创新能力

“创新是第一动力。”^[4]新质生产力是以科技创新为核心的生产力新形态。尽管我国在创新方面取得了一定成就,但自主创新能力仍有进步空间。创新并非口号,而是应当通过自觉的行动和不懈的科学研究来实现。新质生产力需要匹配新的业态、环境、产业,需要将科技创新提到突出位置。然而,科技创新应当是自主创新,而不是利用二手资料或者形成较强的他国依赖。自主创新能力意味着重视本国基础学科的发展,能够结合本国国情实际的科技需要。新质生产力的提出再一次确定了科技创新在国家生产发展中的重要地位,亦要求再一次审视我国的科技创新发展状况。在发展新质生产力、实现中国式现代化过程中,要警惕“创新”泡沫,及时关注产业变化与行业动态,将科技创新与本国现实条件相结合,利用要素跨界、配置更新等,持续进行研发与实验,形成自身过硬技术,提升本国的自主创新能力,增强国家科技创新竞争力。在坚持提升自主创新能力的过程中,也要关注科教结构、科研转化机制、人才培养机制等,形成体系性视角。唯有如此,新质生产力才能实质性形成并发展,相关的产业体系也才具有朝着现代化方向迈进的条件。

(二)深化科技体制机制改革

新质生产力需要搭载新的科学技术,通过科技体

制机制的运转来形成。尽管在新质生产力的发展过程中,科技体制机制已经开始了一定的改革。但旧的科技体制机制有着无法忽视的障碍,无法最大限度挖掘科技发展的潜能。习近平总书记指出:“制度竞争是国家间最根本的竞争。”^[5]为此,需要持续推进科技体制改革,多方发力突破。在主体框架已基本确定的前提下,深挖具体的领域和事项,做到整体性的改革。深化科技体制机制改革一定程度上能够形成更加科学合理的制度结构,更加适配新质生产力的未来走向以及产业发展的趋势。同时,科技资源分散凌乱、各部门职能界分不清等问题并非一朝一夕形成,亦非一朝一夕能够实现变革。这就要求我国在进行科技体制改革时实事求是,破除各种顽疾与藩篱,客观分析体制机制的各项问题以及可能的完善路径,形成具体可行的方案。这也意味着,要以形成契合新质生产力发展需要的科技体制为目标,不断强化顶层设计和制度创新,明确制度集合中不同部分的具体功能以及不同环节的定位。要明晰政府部门的权限和职能,提升政府服务水平^[6],利用好政府的科技管理权限,破除壁垒,切除思想藩篱。坚持科技创新与制度完善并驾齐驱,使未来产业发展能够得到更好的制度保障,提升科技产出效益。简言之,科技体制机制改革能够为新质生产力提供更优的制度配套框架,是在今后一段时间内需要予以重视和优化的事项。

(三)形成中华民族的自主话语体系

科学技术创新能够跨越国界,而科学技术代表的先进生产力会影响国家的自主话语权限与自由。随着新一轮技术革命上演,科技发展一方面需要有全球视野,另一方面需要推动本民族自主话语体系的形成。新质生产力既是中国式现代化的题中之义,也服务于中国式现代化。因此,在发展新质生产力的过程中,应有意识地构建契合本国发展需要的制度话语、技术话语,掌握生产力方面的主动性与能动性。正如习近平总书记强调:“我们要立足我国国情和我们的发展实践,深入研究世界经济和我国经济面临的新情况新问题,揭示新特点新规律,提炼和总结我国经济发展实践的规律性成果,把实践经验上升为系统化的经济学说,不断开拓当代中国马克思主义政治经济学新境界,为马克思主义政治经济学创新发展贡献中国智慧。”^[7]具体说,要警惕各种国外的强势科技话语植入,保持清醒

的认识。技术的发展本质上服务于人的主体需要,技术在发展的过程中伴随着人自身的发展。同时人会获得更加全面多元的发展,形成更加丰富饱满的民族文化,并进一步形成自我文化认同。从国际视野看,关于科学技术竞争以及由此形成的国际话语权并非今日才存在。但是,从新质生产力锚定的发展路径以及其与中国式现代化目标的同向性角度来讲,中国需要在新的时代浪潮与背景下,围绕生产力与相应要素形成自身的发展逻辑和脉络,沿着本国的规划发展。即在这一过程中自主构建话语体系,保障本国在与他国对话时有更充分的表达自由、更深刻的文明自信。

五、结语

新质生产力是中国式现代化的应有之义,具体表现为新质生产力与中国式现代化在价值目标上具有高度的一致性,都追求共同富裕的实现,关注高质量发展,强调物质文明与精神文明协调发展,提倡人与自然和谐相处。新质生产力作为生产力的高级阶段,在驱动产业融合、构建现代化产业体系,推动科技体制机制的优化与革新,构建中华民族的现代化文明方面呈现出对中国式现代化的赋能。在复杂多变的国际背景下,中国对新质生产力的理解和运用不能停留在新生概念层面,而应将其转化为具体可操作的指引,形成切实助力经济高质量发展的生产力。为此,要坚持提升自主创新能力,深化科技体制机制改革,形成中国的话语体系和发展路径,使新质生产力成为激活社会高质量发展的高效动能。◆

参考文献:

- [1]习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展[N].人民日报,2024-02-02(1).
- [2]马克思恩格斯全集:第44卷[M].北京:人民出版社,2001:698.
- [3]习近平.在庆祝中国共产党成立100周年大会上的讲话[M].北京:人民出版社,2021:13-14.
- [4]习近平著作选读:第1卷[M].北京:人民出版社,2023:24-38.
- [5]习近平.习近平谈治国理政:第3卷[M].北京:外文出版社,2020:119.
- [6]欧阳康,胡志康.大数据时代的社会治理智能化探析[J].天津社会科学,2023(6):20-26.
- [7]中共中央党史和文献研究院.十八大以来重要文献选编:下[M].北京:中央文献出版社,2018:7.

(责任编辑:萧静)

给“热力图”降温

——谨慎使用Pearson相关系数

李 锋 朱训林 冯三营

(郑州大学 数学与统计学院, 河南 郑州 450001)

摘要:相关分析是开展数据分析、认识变量间统计规律性的重要内容与方法。Pearson 相关系数是衡量两个连续变量间线性相关程度强弱的重要度量,热力图因其直观易读的呈现方式被广泛应用。但是,在计算 Pearson 相关系数时必须注意其适用条件。针对学生及部分数据分析工作者在数据分析报告、统计建模、毕业论文撰写中误用热力图的现象,通过模拟研究的方式,揭示忽略变量类型、忽视异常值、忽略线性相关性对 Pearson 相关系数的影响。模拟结果表明,忽视 Pearson 相关系数的适用条件,会导致得到不准确甚至是完全错误的结论。

关键词:Pearson 相关系数;热力图;变量类型;异常值;线性关系

中图分类号:O212

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2024)12-0068-05

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsjsj.2024.12.010

一、引言

唯物辩证法认为,所谓联系就是事物之间以及事物内部诸要素之间相互影响、相互制约和相互作用的关系。世界上一切事物都不是孤立存在的,而是和周围其他事物相互联系着,整个世界是一个普遍联系的有机整体。联系具有普遍性、客观性、多样性、条件性、可变性。认识联系、发现联系、利用联系,是促进社会发展和科技进步的重要内容。观察和实验是开展科学研究、发现规律的基本方法,随着计算机、信息技术的发展,数据的产生和收集变得高效且容易。如何充分利用数据、发现数据中蕴含的规律性,使数据产生价值并服务生产生活,是各行业亟须解决的问题。

变量间相互依存且存在不确定性的相依关系称之为相关关系,相关关系有强弱程度之分。相关分析是发现规律的重要探索,其广泛应用于文本分析、基因数据分析、图像视觉分析、特征筛选等。根据变量的类型、个数及变量间的依存形式等,产生了不同的相关性

测度。如常用的 Pearson 相关系数^[1]用于描述两个连续变量之间线性关系的强弱,而通过 Spearman 相关系数^[2]、Kendall 相关系数^[3]可以刻画两个等级变量之间的相关关系,采用 λ 系数^[4]、 χ^2 检验、互信息^[5-6]等刻画两个分类变量间的相关关系。用复相关系数度量一个连续变量与多个随机变量之间的线性相关程度,用典型相关系数^[7]、广义相关系数^[8]、核典型相关系数^[9]、距离相关系数^[10]等度量两组连续随机向量之间的相依程度,用偏相关系数度量两个连续随机变量间的条件线性相关程度。更多可参看文献^[11-12]。

Pearson 相关也称为积矩相关,是统计学类参考书中最为常见的随机变量间相关性的度量方法, Pearson 样本相关系数也是使用最为广泛的统计量之一。其图形呈现具有直观、易读的特点,学生乃至数据分析从业者在统计建模、数据分析报告撰写,甚至论文写作中,常用基于 Pearson 相关系数的热力图来展示变量间的线性相关性。与之相伴的是,热力图的滥用,甚至做出一些

基金项目:国家社科基金项目“高维函数型回归模型的稳健统计推断及应用研究”(23BTJ061);河南省专业学位研究生精品教学案例项目“统计数据与分析方法”(YJS2024AL014);河南省专业学位研究生精品教学案例项目“机器学习与数据挖掘”(YJS2023AL009);河南省研究生优质课程项目“现代精算技术”(YJS2025KC06);郑州大学 2023 年研究生教育研究项目“应用统计专业硕士专题化教学模式研究”(YJSJY202309)。

作者简介:李锋(1978—),男,河南郑州人,博士,副教授,研究方向为应用统计;朱训林(1966—),男,安徽怀宁人,博士,教授,博士生导师,研究方向为智能控制;冯三营(1983—),通信作者,男,河南鲁山人,博士,教授,博士生导师,研究方向为非参数统计。

错误的结论。本文从忽略变量类型、忽视异常值、忽略线性关系所造成的影响等方面,对 Pearson 相关系数和热力图的误用展开讨论,从而提醒相关数据分析从业者谨慎使用热力图,理性分析变量间的相关关系。

二、Pearson 相关系数仅用于度量连续变量之间的相关性

Pearson 相关系数常用来度量两个连续型随机变量(定距或定比尺度变量)之间线性相关程度的强弱与方向。假设 $(X_i, Y_i), i=1, 2, \dots, n$ 为来自二元总体 (X, Y) 的样本,且 X, Y 均为连续型随机变量,则 X 与 Y 的样本 Pearson 相关系数定义为:

$$\hat{\rho}_{XY} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

$|\hat{\rho}_{XY}|$ 越接近于 1,则表示 X 与 Y 的线性相关性越强; $|\hat{\rho}_{XY}|$ 越接近于 0,则表示 X 与 Y 的线性相关性越弱。 $\hat{\rho}_{XY} > 0$,则表示 X 与 Y 正相关; $\hat{\rho}_{XY} < 0$,则表示 X 与 Y 负相关。

在实际数据分析中,数据集中通常会既包含连续型随机变量又包含类别型随机变量(名义变量),为便于表示或隐私保护需要,分类变量的属性值已被赋予不同的数值,如用 1,0 分别表示男性和女性,用 1,2,3 表示三种不同的原材料、疾病或商品类别等。值得注意的是,这里的数值并无实际的数量意义,不适用于加减乘除等数学运算。然而,在相关性分析中,如果忽略变量的类型,将分类变量的属性值视作连续随机变量的观测值,由于常见统计软件极强的容错性,依然可以输出变量间的相关系数矩阵,绘制热力图。进而,若基于热力图做出相关性的推断,则该结论很可能是错误的。以下将分别通过两个数值模拟例子解释说明。

例 1.假设 X 为连续变量, Y 为分类变量, $X_i=i, i=1, 2, \dots, 30$ 为变量 X 的样本观测值, Y 有三个不同的水平 A_1, A_2, A_3 ,且其样本观测为 $A_1, A_1, \dots, A_1, A_2, A_2, \dots, A_2, A_3, A_3, \dots, A_3$,即 A_1, A_2, A_3 各重复 10 次。现分别改变其不同水平的赋值,计算 X 和 Y 的 Pearson 相关系数,结果见表 1。

表 1 分类变量 Y 不同赋值情形下变量间相关系数表

(A_1, A_2, A_3)	$(1, 2, 3)$	$(1, 0, 3)$	$(1, 2, -3)$	$(1, 1000, -100)$
X				
$\hat{\rho}_{XY}$	0.9433	0.6176	-0.7131	-0.0783

由表 1 可以看出,虽然仅改变了分类变量水平的赋值规则,但是变量 X 与 Y 的相关系数大小和方向均发生了显著变化,由第一组结果的强相关,变至第二组的中度正相关,第三组的中度负相关,甚至第四组结果的不相关。究其原因,这里忽略了 Pearson 相关系数适用的变量类型,滥用相关系数;分类变量赋值虽有数值形式,但其无数量意义,无大小关系,从而也就无从刻画随着 X 取值的变化 Y 的变动程度和方向。此外,还可以注意到,本例中变量 X 和 Y 并非相互独立的, $\hat{P}(Y=A_1|X \leq 10) = \hat{P}(Y=A_2|10 < X \leq 20) = \hat{P}(Y=A_3|20 < X \leq 30) = 1$,分类变量 Y 的取值几乎完全由 X 决定,从某种意义上讲, X 与 Y 完全相关。

例 2.假设 X 与 Y 均为分类变量, X 有两个水平,记为 $(1, -1)$, Y 有三个水平 A_1, A_2, A_3 , X 的样本观测为 1, 1, $\dots$, 1, -1, -1, $\dots$, -1,即 1 和 -1 各重复 15 次, Y 的样本观测为 $A_1, A_1, \dots, A_1, A_2, A_2, \dots, A_2, A_3, A_3, \dots, A_3$,即 A_1, A_2, A_3 各重复 10 次。现分别改变随机变量 Y 不同水平的赋值,计算 X 和 Y 的 Pearson 相关系数,结果见表 2。

表 2 分类变量 Y 不同赋值情形下变量间相关系数表

(A_1, A_2, A_3)	$(1, 2, 3)$	$(1, 0, 3)$	$(1, 2, -3)$	$(1, 1000, -100)$
X				
$\hat{\rho}_{XY}$	-0.8165	-0.5345	0.6172	0.0678

由表 2 可知,改变分类变量不同水平的取值,同样导致变量 X 与 Y 的相关系数大小和方向发生显著变化,由强相关变为不相关,由同一组观测样本,可以得出完全不同的相关性结论。这种现象的出现,仍是滥用 Pearson 相关系数的结果。还可以注意到在此例子中, $\hat{P}(X=-1|Y=A_1) = \hat{P}(X=1|Y=A_3) = 1$, X 和 Y 不相互独立。

通过例 1、例 2 可以看出,在相关分析中,即使分类变量被赋予了数值,但该数值并不具有数量意义, Pearson 相关系数不能用于分类变量与连续变量之间以及两个分类变量之间相关性强弱程度的度量。对于分类变量,还有一种常见的处理方式——独热编码(One-Hot Encoding)。文献中关于独热编码的表述为:将每个类别值表示为一个二进制向量,转换为可以处理的连续型数据;One-Hot,又称一位有效编码,其方法是使用 N 位状态寄存器来对 N 个状态进行编码,在任意时候,其中只有一位有效。它基于向量空间中的度量来计算,将离散的特征取值扩展到欧式空间。且多见针对独热编码分量间以及编码分量与连续变量的 Pearson 相关分析,甚至采取主成分(PCA)对编码特征

进行降维的错误分析方法。

三、独热编码生成的变量本质为0-1分类变量

对于具有 K 个属性值的分类变量,可通过一个 K 维二进制向量将其属性值映射到 K 维欧式空间,但本质上每个维度上的特征仍为分类(0-1)变量。本节将分别从总体和样本两个角度,讨论0-1分类变量独热编码后两个分量间的Pearson相关系数、0-1分类变量编码后分量与连续变量的Pearson相关系数、多分类变量编码后分量间的Pearson相关系数、多分类变量编码后分量与连续变量的Pearson相关系数,以发现独热编码后开展Pearson相关分析的不合理甚至错误根源。

例3.假设 $Y \sim B(1, p)$, $Y_i (i=1, 2, \dots, n)$ 为来自总体 Y 的一个简单随机样本,对 Y 实施独热编码, $Y=1$ 和 $Y=0$ 分别编码为 $(1, 0)$ 和 $(0, 1)$,即 $Y \rightarrow (Y^{(1)}, Y^{(2)})$ 。简单分析与计算可得:

$$\begin{aligned} Y^{(1)} &\sim B(1, p), Y^{(2)} \sim B(1, 1-p) \\ \text{Cov}(Y^{(1)}, Y^{(2)}) &= EY^{(1)}Y^{(2)} - EY^{(1)}EY^{(2)} = -p(1-p) \\ \rho_{Y^{(1)}Y^{(2)}} &= \frac{\text{Cov}(Y^{(1)}, Y^{(2)})}{[\text{Var}(Y^{(1)})\text{Var}(Y^{(2)})]^{1/2}} = \frac{-p(1-p)}{p(1-p)} = -1 \end{aligned}$$

由上式可以发现,0-1分布变量独热编码后两变量间的Pearson相关系数等于-1,实际上 $Y^{(1)}=1-Y^{(2)}$,没有必要分析 $Y^{(1)}$ 与 $Y^{(2)}$ 的相关性。此外,不难计算得出 $Y^{(1)}$ 与 $Y^{(2)}$ 的样本相关系数也等于-1,这里略去。

例4.假设 $Y \sim B(1, p)$, $X \sim f(x)$,且 $EX=\mu$, $\text{Var}(X)=\sigma^2$, $(X_i, Y_i) (i=1, 2, \dots, n)$ 为来自二元总体 (X, Y) 的一个简单随机样本。对 Y 实施独热编码, $Y=1$ 和 $Y=0$ 分别编码为 $(1, 0)$ 和 $(0, 1)$,即 $Y \rightarrow (Y^{(1)}, Y^{(2)})$ 。记 $E(X|Y=0)=\mu_0$, $(X|Y=1)=\mu_1$,计算可得:

$$\begin{aligned} Y^{(1)} &\sim B(1, p), Y^{(2)} \sim B(1, 1-p) \\ EX &= E[E(X|Y)] = pE(X|Y=1) + (1-p)E(X|Y=0) = p\mu_1 + (1-p)\mu_0 = \mu \\ \text{Cov}(X, Y^{(1)}) &= EXY^{(1)} - EXEY^{(1)} = E[E(XY^{(1)}|Y^{(1)})] - p\mu = p(\mu_1 - \mu) = p(1-p)(\mu_1 - \mu_0) \\ \rho_{XY^{(1)}} &= \frac{\text{Cov}(X, Y^{(1)})}{[\text{Var}(X)\text{Var}(Y^{(1)})]^{1/2}} = \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sigma} (\mu_1 - \mu_0) \end{aligned}$$

由上式可知, $\rho_{XY^{(1)}}=0 \Leftrightarrow \mu_1=\mu_0$,即独热编码后的分量与连续变量 X 的Pearson相关系数度量了 X 的条件均值是否与0-1变量 $Y^{(1)}$ 有关,从而也意味着 $Y^{(1)}$ (或 Y)与 X 的Pearson相关系数仅刻画了连续变量 X 的条件均值与无条件均值是否相同,该相关系数等于0,也不能说明 $Y^{(1)}$ (或 Y)与 X 相互独立,但相关系数不等于0,一定

意味着 X 与 $Y^{(1)}$ (或 Y)存在相关性,且相关系数大小与二分类变量划分 X 所对应的两个子总体的均值差 $\mu_1-\mu_0$ 呈正相关。由Pearson相关系数绝对值等于1的充分必要条件:

$$|\rho_{XY^{(1)}}|=1 \Leftrightarrow P(X=aY^{(1)}+b)=1 (a \neq 0)$$

因为 $Y^{(1)} \sim B(1, p)$ 为0-1变量,于是可推出 X 依概率1为离散随机变量,这与 X 为连续随机变量矛盾。因此,相关系数 $\rho_{XY^{(1)}}$ 可以作为连续变量与分类变量是否相依的度量,但不能描述为线性相关,也不能度量相关程度的强弱。

此外,容易得到 $\rho_{XY^{(2)}}=-\rho_{XY^{(1)}}$, X 与 $Y^{(1)}$ 的样本Pearson相关系数为:

$$\hat{\rho}_{XY^{(1)}} = \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{S_X} (\bar{X}^{(1)} - \bar{X}^{(0)})$$

$$\text{其中, } \hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i, S_X = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \right]^{1/2}, \bar{X}^{(1)} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i}{\sum_{i=1}^n Y_i},$$

$$\bar{X}^{(0)} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i (1-Y_i)}{\sum_{i=1}^n (1-Y_i)}.$$

例5.假设 Y 为多分类变量,且 Y 有 K (大于2)个不同的属性值,这里不妨取为 $1, 2, \dots, K$,其分布律为 $P(Y=i)=p_i$, X 为一连续随机变量,且 $EX=\mu$, $\text{Var}(X)=\sigma^2$ 。对 Y 实施独热编码, $Y=i$ 编码为一 K 维向量,且仅有第 i 个分量为1,其他分量全为0,故 Y 经独热编码后变为 K 个分量服从0-1分布的随机向量, $Y \rightarrow (Y^{(1)}, Y^{(2)}, \dots, Y^{(K)})$ 。此外,假设 $(X_i, Y_i) (i=1, 2, \dots, n)$ 为来自 (X, Y) 的一个简单随机样本, $Y_i, i=1, 2, \dots, n$ 独热编码后可得 $n \times K$ 阶观测矩阵。记 $E(X|Y^{(i)}=1)=\mu_{i1}$, $E(X|Y^{(i)}=0)=\mu_{i0}$,经简单计算可得:

$$\begin{aligned} Y^{(i)} &\sim B(1, p_i), Y^{(j)} \sim B(1, p_j) \\ \text{Cov}(Y^{(i)}, Y^{(j)}) &= EY^{(i)}Y^{(j)} - EY^{(i)}EY^{(j)} = -p_i p_j \\ \rho_{Y^{(i)}Y^{(j)}} &= \frac{\text{Cov}(Y^{(i)}, Y^{(j)})}{[\text{Var}(Y^{(i)})\text{Var}(Y^{(j)})]^{1/2}} = \frac{-p_i p_j}{\sqrt{p_i(1-p_i)} \sqrt{p_j(1-p_j)}} \\ &= -\sqrt{\frac{p_i}{1-p_i}} \sqrt{\frac{p_j}{1-p_j}} \\ \rho_{XY^{(i)}} &= \frac{\text{Cov}(X, Y^{(i)})}{[\text{Var}(X)\text{Var}(Y^{(i)})]^{1/2}} = \frac{\sqrt{p_i(1-p_i)}(\mu_{i1} - \mu_{i0})}{\sigma} \end{aligned}$$

由上式可以看出,独热编码后两个分量间的Pearson相关系数总为负值,且大小与两个分量优势

比(odds ratio)的乘积有关。若 p_i 和 p_j 均趋于0,则有 $\rho_{Y^{(i)}Y^{(j)}} \rightarrow 0$,但 $P(Y^{(j)}=1 | Y^{(i)}=1)=0 < P(Y^{(j)}=1)$,故 $Y^{(i)}$ 与 $Y^{(j)}$ 一定不独立。同时,由于 $Y^{(i)}=1-Y^{(j)}$ 恒不成立,即总有 $p_i \neq 1-p_j$,所以 $\rho_{Y^{(i)}Y^{(j)}} \neq -1$ 。进一步,简单计算可知 $-1 < \rho_{Y^{(i)}Y^{(j)}} < 0$ 。此外,容易得到 $Y^{(i)}$ 与 $Y^{(j)}$ 的样本 Pearson 相关系数:

$$\hat{\rho}_{Y^{(i)}Y^{(j)}} = -\sqrt{\frac{\hat{p}_i}{1-\hat{p}_i}} \sqrt{\frac{\hat{p}_j}{1-\hat{p}_j}}, \hat{\rho}_{XY^{(i)}} = \frac{\sqrt{\hat{p}_i(1-\hat{p}_i)}}{S_X} (\bar{X}^{i1} - \bar{X}^{i0})$$

$$\text{其中, } \hat{p}_i = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n 1(Y_l=i), \hat{p}_j = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n 1(Y_l=j), \bar{X}^{i1} = \frac{\sum_{l=1}^n X_l 1(Y_l=i)}{\sum_{l=1}^n 1(Y_l=i)},$$

$$\bar{X}^{i0} = \frac{\sum_{l=1}^n X_l 1(Y_l \neq i)}{\sum_{l=1}^n 1(Y_l \neq i)}, S_X = \left[\frac{1}{n} \sum_{l=1}^n (X_l - \bar{X})^2 \right]^{1/2}, 1(\cdot) \text{ 为示性函数。}$$

综合例3、例4、例5中的分析,可以发现,分类变量采取独热编码生成新的变量后,应谨慎开展 Pearson 相关分析。具体地,0-1 变量编码后所得二元 0-1 变量可完全互相表出,无开展 Pearson 相关分析的必要;0-1 变量与连续随机变量间的相关系数,与给定 0-1 变量类别条件下连续变量的两个条件均值差有关,若相关系数不等于 0,表明 0-1 变量与连续变量存在相依性,若相关系数等于 1,也不能说明 0-1 变量与连续变量完全线性相关, Pearson 相关系数不能描述 0-1 变量与连续变量的线性相关性;多分类变量独热编码后所得变量一定不相互独立,任意两变量间的 Pearson 相关系数一定小于 0,且该相关系数不能描述两个变量的线性相关性。因此,对于分类变量独热编码后,不能通过 Pearson 相关系数大小描述编码变量间以及编码变量与连续变量的线性相关性,不能通过线性组合的方式(PCA)降低变量维数。但可以通过编码变量与连续变量的相关系数度量它们之间是否存在相依性。

四、Pearson 相关系数对于异常值敏感

数据搜集或记录过程中,由于工作粗心或设备故障等原因,常导致数据中存在一些逻辑错误或者明显离群的观测点,这些点统称为异常值。异常值处理是数据分析的必要环节。相关分析中,如忽略了异常值,则会得出不合理甚至错误的结论。下面举例说明异常值对 Pearson 相关系数的影响。

例 6. 假设 $X_i, Y_i, i=1, 2, \dots, 100$ 为来自相互独立的两个标准正态总体 X 与 Y 的样本,重复模拟 500 次,绘制样本相关系数的箱线图,如图 1。此外,为考察异常

值对 Pearson 相关系数的影响,生成一组容量为 100 的样本 $X_j, j=1, 2, \dots, 100$,每次仅将该样本的第一个样本点的观测值修改为 $(k, k), k=4, 5, \dots, 200$,于是生成了 197 个容量为 100 的样本,对每个样本计算相关系数,即可得 197 个 Pearson 相关系数,以 k 为横轴,样本 Pearson 相关系数为纵轴,绘制散点图,如图 2。

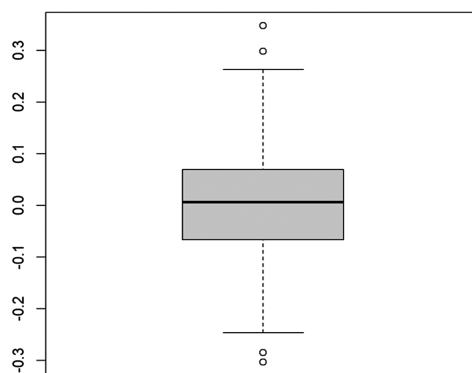


图 1 样本 Pearson 相关系数箱线图

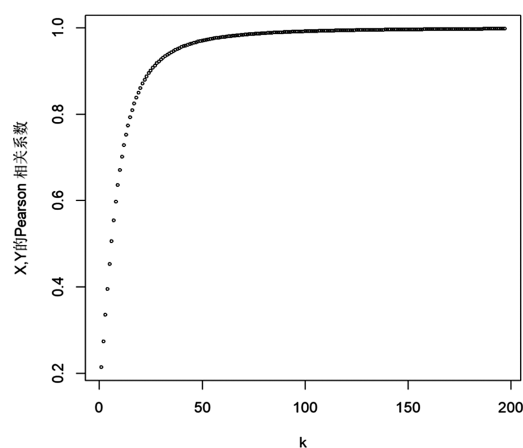


图 2 含有异常值的 Pearson 相关系数图

由图 1 可以看出,两独立同分布标准正态随机变量间的样本相关系数取值大约 99% 在 -0.3 和 0.3 之间,且有超过 50% 分布于 -0.1 和 0.1 之间,由样本相关系数,可以认为两随机变量不相关^[13]。由图 2 可知,当样本中存在异常值时,即使仅包含一个异常值,随着异常值远离样本中心程度的增大,样本 Pearson 相关系数也会迅速增大甚至接近 1,从而会做出变量呈强相关甚至完全线性相关的推断。因此,在进行相关分析时,必须注意异常值的筛查处理。

五、Pearson 相关系数仅刻画变量间的线性相关关系

理论上可以证明,随机变量 X 和 Y 的 Pearson 相关系数绝对值等于 1,等价于 Y 可以依概率 1 由 X 的线性函数表示。但是如果相关系数等于 0,只意味着 X 与 Y 不具有线性相关性,不能说明它们是否存在其他形式

的相关性。具体可通过例7说明。

例7.假设 $X \sim U(-1, 1)$ 或者 $X \sim N(0, 1)$, $Y = X^2$, 易得 $\text{Cov}(X, Y) = EX^3 - EXEX^2 = 0$, 从而 X 与 Y 的Pearson相关系数等于零。 Y 与 X 不存在线性相关关系, 但 X 的取值完全决定 Y , X 与 Y 不相互独立。此外, 若 $X \sim U(0, k)$, $k = 1, 2, \dots, 200$, 对每个 k , 由 X 生成容量为100的样本, 计算 Y 与 X 的样本相关系数, 绘制 k 与Pearson相关系数 ρ_{XY} 的散点图如图3, 以及相关系数箱线图如图4。

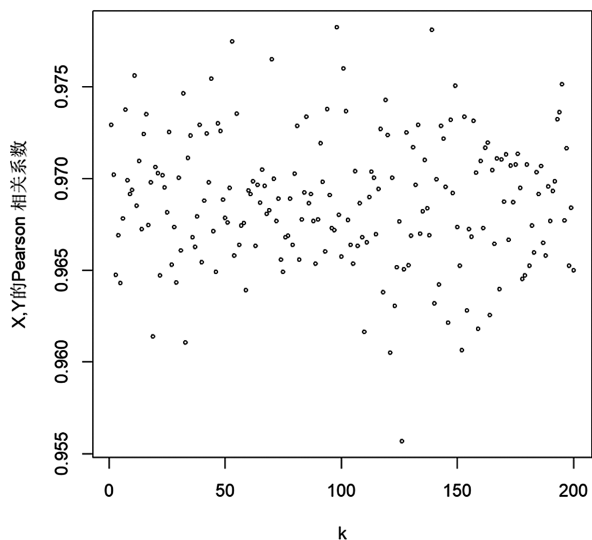


图3 样本Pearson相关系数散点图

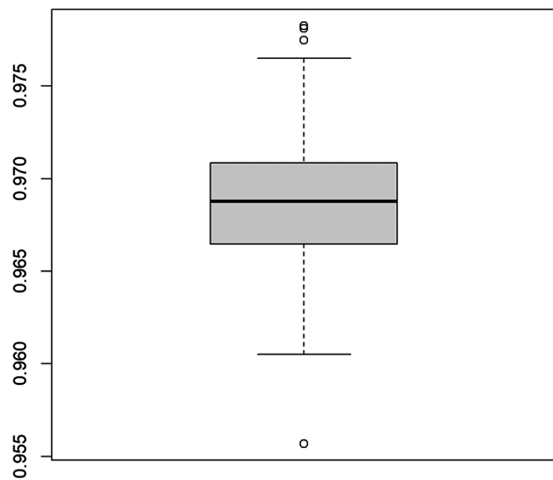


图4 样本Pearson相关系数箱线图

由图3、图4可以看出, 虽然 X 和 Y 并非线性关系, 但对于 $X \sim U(0, k)$, X 和 Y 仍具有较大的相关系数, 它们之间呈现出较强的相关关系。这是因为, 在区间 $[0, k]$ 上, Y 依然可由 X 的线性函数近似。

六、结语

Pearson相关系数在描述变量间的线性相关性中发

挥着重要作用, 是使用最为广泛的相关性度量之一, 热力图因其直观的呈现方式被普遍应用。但是, 在计算Pearson相关系数时, 必须意识到其适用的变量类型, 是否存在异常值, 是否用于线性相关程度的度量。忽略其适用条件, 必然会导致不准确甚至错误的结论。◆

参考文献:

- [1] KARL P. Mathematical contributions to the theory of evolution. : III. Regression, heredity, and panmixia [J]. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character, 1896 (187) : 253-318.
- [2] SPEARMAN C. The proof and measurement of association between two things [J]. The American Journal of Psychology, 1987, 100(3/4): 441-471.
- [3] KENDALL M G. A new measure of rank correlation [J]. Biometrika, 1938, 30(1-2): 81-93.
- [4] GOODMAN L A, KRUSKAL W H. Measure of association for cross classifications. II: Further discussion and references [J]. Journal of the American Statistical Association, 1959, 54 (285) : 123-163.
- [5] STEUER R, KURTHS J, DAUB C O, et al. The mutual information: detecting and evaluating dependencies between variables [J]. Bioinformatics, 2002, 18(2): 231-240.
- [6] RESHEF D N, RESHEF Y A, FINUCANE H K, et al. Detecting novel associations in large data sets [J]. Science, 2011, 334(6062): 1518-1524.
- [7] HOTELLING H. Relations between two sets of variates. In Breakthroughs in statistics: methodology and distribution [M]. New York: Springer, 1992: 162-190.
- [8] 张尧庭. 广义相关系数及其应用 [J]. 应用数学学报, 1978, 1 (4): 312-320.
- [9] BACH F R, JORDAN M I. Kernel independent component analysis [J]. Journal of Machine Learning Research, 2002, 3 (1) : 1-48.
- [10] Székely G J, Rizzo M L, Bakirov N K. Measuring and testing dependence by correlation of distances [J]. The Annals of Statistics, 2007, 35(6): 2769-2794.
- [11] 蒋杭进, 尚妍, 吴琼莉. 相依性度量的比较研究 [J]. 数学物理学报, 2017, 37(5): 931-949.
- [12] 梁吉业, 冯晨娇, 宋鹏. 大数据相关分析综述 [J]. 计算机学报, 2016, 39(1): 1-18.
- [13] 何晓群. 应用回归分析: R语言版 [M]. 北京: 电子工业出版社, 2017.

(责任编辑: 沐晨)