

中国“三农”重点领域改革发展的回顾与前瞻

——权威专家贺《中国农村经济》创刊 40 周年

陈锡文 李培林 蔡 昉 张晓山 魏后凯 黄祖辉 黄季焜

编者按：2025 年，《中国农村经济》迎来创刊 40 周年。40 年来，承蒙社会各界的关心和支持，期刊质量不断提高、国内外影响力持续提升，在引领学术创新、促进学术交流、培养学术人才以及推动中国“三农”改革与发展实践等方面发挥了重要作用，现已成为国内外公认的权威经济学期刊。在创刊 40 周年之际，特邀部分在本刊担任两届以上顾问或编委的权威专家开展笔谈，结合改革开放以来“三农”改革发展实践变迁和相关领域研究演进作出回顾与前瞻，以示纪念。谨向关心和支持本刊的社会各界朋友表示真诚的感谢！本刊将认真总结经验，继续开拓创新，进一步提升办刊质量，为构建中国哲学社会科学自主知识体系、推进中国式现代化作出新的贡献。

中国农村基本经营制度的特点

陈锡文

热烈祝贺《中国农村经济》杂志迎来创刊 40 周年！40 年来，在中国社会科学院农村发展研究所的主办下，《中国农村经济》杂志坚持中国特色社会主义方向，坚持“追求卓越，砥砺前行；学术为本，观照现实；立足中国，放眼世界”的办刊理念，编辑发表了大量有价值的论文，在推动中国农村改革和发展的理论研究、交流中国“三农”工作的实践经验、为国家制定“三农”政策提供咨询服务等方面，都发挥了极为重要的作用，已经成为中国农业经济管理类学术期刊和经济类学术期刊中的翘楚。在此，向为取得这样骄人业绩而付出辛勤劳动的《中国农村经济》杂志的编辑们致以深深的敬意！

《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》重申要巩固和完善农村基本经营制度。以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制，是在改革中形成的中国农村基本经营制度，

[作者信息] 陈锡文，第十三届全国人民代表大会农业与农村委员会；李培林，中国社会科学院大学社会与民族学院；蔡昉，中国社会科学院；张晓山、魏后凯，中国社会科学院农村发展研究所；黄祖辉，浙江大学中国农村发展研究院；黄季焜，北京大学现代农学院、中国农业政策研究中心。

是一项将中国资源禀赋、社会制度、发展阶段、历史文化背景和农业产业特点等因素融为一体而形成的制度，是一项极具中国特色的制度，也是农村改革所取得的一项重大制度性成果。党的十九大提出，第二轮土地承包到期后再延长三十年。习近平将其具体阐述为：“明确再延长土地承包期三十年，从农村改革之初的第一轮土地承包算起，土地承包关系将保持稳定长达七十五年，既体现长久不变的政策要求，又在时间节点上同实现第二个百年奋斗目标相契合。”^①为此，中国的农业经济理论研究，应当继续为巩固和完善中国农村基本经营制度作出积极贡献。

中国农村基本经营制度有三个非常鲜明的特点。

第一，是一项坚守社会主义性质的制度。农村基本经营制度不是凭空产生的，它的形成，以中国农村中更具基础性作用的三项制度为前提。这三项制度是：农村土地农民集体所有的制度、农村集体经济组织代表农民行使集体所有权的制度、保障农村集体经济组织成员权利平等的制度。显然，只有将上述三项制度作为前提，才能形成农村集体的土地由作为集体经济组织成员的农民家庭来承包经营的制度，才能避免“巩固和完善农村基本经营制度”流于“空口号”，而使其具有扎实、牢靠的制度性基础。因此，要巩固和完善农村基本经营制度，必须坚持和完善农村土地农民集体所有的制度、农村集体经济组织代表农民行使集体所有权的制度和保障农村集体经济组织成员权利平等的制度。

第二，是一项坚持公平优先、兼顾效率的制度。这是基于中国现阶段基本国情、农情的实事求是的安排。在这一制度下，农村集体土地承包经营权的分配所遵循的原则是：只向作为本集体经济组织成员的农户家庭这一法定主体发包，以及集体经济组织成员权利平等。只有坚持这两个原则，才能保证在农村改革过程中全国所有的农民都能户户有地种、家家有房住、人人有饭吃，保证在农业资源占有方面不发生两极分化现象。这对于在社会快速转型过程中保持农村乃至整个社会的稳定都极为重要。2020年12月28日，习近平在中央农村工作会议上的讲话中指出：“应对风险挑战，不仅要稳住农业这一块，还要稳住农村这一头。经济一有波动，首当其冲受影响的是农民工。二〇〇八年国际金融危机爆发，二千多万农民工返乡。今年受新冠肺炎疫情冲击和国际经济下行影响，一度有近三千万农民工留乡返乡。在这种情况下，社会大局能够保持稳定，没有出什么乱子，关键是农民在老家还有块地、有栋房，回去有地种、有饭吃、有事干，即使不回去心里也踏实。全面建设社会主义现代化国家是一个长期过程，农民在城里没有彻底扎根之前，不要急着断了他们在农村的后路，让农民在城乡间可进可退。这就是中国城镇化道路的特色，也是我们应对风险挑战的回旋余地和特殊优势。”^②由此可见，土地承包经营权对于农民的公平性有多么重要。

但这项制度也绝不是只讲公平不讲效率。从改革之初提出农村土地实行集体所有权与农户家庭承包经营权的“两权分离”，到进一步提出农村土地实行集体所有权、农户承包权、土地经营权“三权分置”，就是为了在新形势下“顺应农民保留土地承包权、流转土地经营权的意愿”^③，引入市场机制

^①习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第245页。

^②习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第4-5页。

^③习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第85页。

来优化配置已经承包到户的土地经营权，通过允许农户依法、自愿、有偿流转承包地的经营权，提高农业经营效率。正如习近平所强调的：“说到底，要以不变应万变，以农村土地集体所有、家庭经营基础性地位、现有土地承包关系的不变，来适应土地经营权流转、农业经营方式的多样化，推动提高农业生产经营集约化、专业化、组织化、社会化，使农村基本经营制度更加充满持久的制度活力。”^①

第三，这项制度有着广泛的适应性和巨大的包容性。一方面，1978年以来，随着工业化、城镇化的快速推进，农村人口不断减少。到2023年底，中国乡村常住人口已减至4.77亿人，约占总人口的33.84%^②。但经营自家承包地的农户仍占大多数，他们仍然是中国农业经营的基本面。另一方面，农村土地经营权流转面积在不断扩大。截至2021年底，全国农村土地流转面积达5.57亿亩，占承包地总面积的35.4%^③。这就催生了一大批以家庭农场、农民合作社为代表的新型农业经营主体。但这些新型农业经营主体流转了一定面积的土地经营权，并不等于就能够实现有效率的规模经营。例如，截至2023年10月末，纳入全国家庭农场名录管理的家庭农场近400万个，场均种粮面积148.8亩^④，这显然仍难以适应现代农业技术装备的作业要求。中国农业实现有效率的规模经营，显然还有很长的路要走。正是在这样的背景下，农业社会化服务应运而生。2022年，全国农作物耕种收综合机械化率已达73.11%，其中小麦的耕种收综合机械化率为97.55%^⑤，已接近100%。但这并不是农业经营者都自行购置了农业技术装备的结果，而主要是农业社会化服务的作用发挥。2017—2023年，开展农业社会化服务的主体从22.7万个增长到109.4万个，服务所覆盖的农户从3655.8万户扩大到9400多万户，服务面积从2.3亿亩次增加到21.4亿亩次^⑥。

应当看到，中国农村土地经营权的流转和集中，目前仍处于从量变到质变的发展进程中。所以，不仅是经营自家承包地的农户需要农业社会化服务体系的支持，绝大多数转入一定土地经营权的新型农业经营主体同样离不开农业社会化服务体系的支持：或是购买他人提供的农业技术装备服务，或是利用自身购置的农业技术装备为他人提供服务。但无论是哪种形式，都明显优化了土地经营规模与农业技术装备之间的配置关系，实现了农业经营的节本增效。因此，在当前和今后相当长的时期内，土地经营权流转、集中的规模经营与通过社会化服务扩大现代农业技术装备作业空间的规模经营，都将是推动中国农业逐步实现现代化的重要途径。而这两者的结合，则效果更为明显。这也表明，农村基本经营制度并不排斥农业规模经营。相反，得益于“三权分置”的制度创新，这一制度能够容纳从农

^①习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第86页。

^②资料来源：《国务院新闻办就2023年国民经济运行情况举行发布会》，https://www.gov.cn/lianbo/fabu/202401/content_6926619.htm。

^③资料来源：《对十四届全国人大一次会议第0453号建议的答复》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202307/t20230727_6433042.htm。

^④资料来源：《新型农业经营主体保持良好发展势头》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202312/content_6921803.htm。

^⑤资料来源：《2022年全国农业机械化发展统计公报》，http://www.njhs.moa.gov.cn/nyjxhqk/202406/t20240618_6457395.htm。

^⑥资料来源：《推动农业社会化服务高质量发展》，http://www.china.com.cn/opinion/think/2024-09/25/content_117449400.shtml。

户到各类新型主体的多种农业规模经营。而农业社会化服务体系，由于其服务主体的多元化、服务形式的多样化，也能够满足多种规模的农业经营主体的需要。目前，提供农业社会化服务的组织有服务专业户、家庭农场、农民合作社、农村集体经济组织，以及供销社和其他涉农企业等；提供农业社会化服务的形式，既有托管式的全程服务，也有菜单式的选项服务，还有随叫随到的专项服务。农业社会化服务业之所以方兴未艾，就在于它能够在土地经营规模不足的条件下，通过服务来扩大农业技术装备的作业规模，进而提升农业经营的整体效率，从而实现小规模土地经营与现代农业的有机衔接。

“三权分置”是农村基本经营制度的自我完善。实行“三权分置”，既在稳定农户土地承包权的前提下，引导有条件的农户将所承包土地的经营权依法、自愿、有偿地流转和集中，以发展土地经营规模逐步扩大的各类新型农业经营主体，又通过发展农业社会化服务体系，为土地经营规模大小不一的各类新型农业经营主体提供经济、便捷、高效的各种生产性服务。这两方面相互促进、相得益彰，推动着中国农业现代化的稳步发展。2024年，中国的粮食总产量跨上了7000亿千克的新台阶^①，这比1978年的超3000亿千克^②增长了约130%。这从一个侧面证明，中国农村基本经营制度，由于其自身的不断创新和完善，具有广泛的适应性和巨大的包容性，仍然是一个充满活力的有效制度。

当然，农村基本经营制度在落实的过程中还存在着不少问题，也面临着不少来自外部的挑战，因此，才要在巩固的基础上不断加以完善。希望《中国农村经济》杂志能进一步引导学术界对这一被称为“中国共产党的农村政策基石”的重要制度给予更多关注，在理论上进行更深入的总结和概括，在学理上给予更清晰的分析和阐述，从而赋予它在中国特色农业经济学中的应有地位。

中国农民工的发展变化及相关研究态势

李培林

《中国农村经济》在中国“三农”研究领域始终聚焦重大理论和实践问题，发挥学术引领作用，为中国的“三农”发展咨政建言，并培养出一大批“三农”研究知名专家。值此《中国农村经济》创刊40周年之际，应邀撰写此文，以表示祝贺和敬意。

改革开放以来，数以亿计的农民工成为推动经济转型和社会变迁的强大力量，支撑了中国大规模的基础设施建设和“世界工厂”的形成，在中国改革开放史和中国式现代化史上留下极为浓重的一笔，也成为人们观察和研究社会变迁的一个重要维度（李培林等，2019）。当年春运期间全国各大城市火车站返乡农民工万头攒动的场景似乎已成为历史，但这一现象所带来的深远影响，不可磨灭。

^①资料来源：金观平，2024：《1.4万亿斤标记粮食产量新高度》，《经济日报》10月29日01版。

^②资料来源：《新中国成立70年来我国粮食生产情况》，https://www.moa.gov.cn/ztl/70zncj/201909/t20190917_6328044.htm。

一、农民工形成的历史背景和发展历程

中国的农村改革一开始也是“摸着石头过河”，一个被发展倒逼所开展的政策调整往往会带来未曾预料的巨大社会变迁。农村改革初见成效以后，在中国农村人多地少情况下，经济发展的逻辑开始驱动农村劳动力由农业向非农产业转移，乡镇企业迅速崛起。那时，中国农村劳动力向非农产业转移的主要方式是“离土不离乡、进厂不进城”。在1983年之前，出于安置大批回城知识青年就业的压力和粮食安全的考虑，在政策上还是实行“三严格”，即严格控制使用农村劳动力、严格控制农村劳动力流入城市、严格控制农业人口转为非农业人口。当时相关政策的取向和目标是要促进农村剩余劳动力的就地转移，担心农民工的流动和进城会带来一系列社会问题。

费孝通先生在1983年发表《小城镇 大问题》一文，阐述了乡村必然经过工业化走向现代化的道路，认为小城镇是农村非农产业的集聚中心，要通过农村劳动力转移推动这些中心的形成。这一判断受到当时中央领导的高度重视。1984年中央“一号文件”《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》提出，要使集镇逐步建设成为农村区域性的经济文化中心，特别是首次提出“各省、自治区、直辖市可选若干集镇进行试点，允许务工、经商、办服务业的农民自理口粮到集镇落户”^①。这本来只是在城乡关系政策上“开的一个小口子”，说的也只是允许农民到集镇落户，但未曾预料到的是，就是这样一个“政策上的小口子”，促成了此后全国性的农民工流动大潮，使整个社会发生巨变。

20世纪90年代初期，是农民工转移方式发生重大变化的转折时期。1985—1990年，“离土不离乡”的农民工，即乡镇企业吸纳的农村劳动力，已达2286万人，乡镇企业是农民在职业上“农转非”的主渠道；而同期“离土又离乡”的农民工，即进城务工经商的农村劳动力，还只有约335万人。但在1991—1994年，这一形势就发生了转折性变化，特别是在1992年邓小平同志发表“南方谈话”之后，农民工进城的各种限制性政策都被冲破了。那时并没有关于农民工的连续调查统计数据，但根据当时多项大规模的全国抽样调查结果，进城务工的农民工占农村劳动力总数的比例平均为15%左右。据此推算，1995年进城务工的农民工已达到6600多万人，而同期乡镇企业吸纳的农村劳动力为2754万人，乡镇企业吸纳农村劳动力的能力开始下降，而进城务工经商的农民工人数快速增加^②。到20世纪90年代中期，每年春节期间返乡农民工形成的“春运潮”以及全国各大城市火车站呈现的返乡农民工万头攒动的场景，成为那个时代的标志性场景之一。

进入21世纪以后，农民工的总量一直增长较快。根据国家统计局网站（<https://www.stats.gov.cn/>）上有关年度的农民工监测调查报告，2008年全国农民工的总量就达到2.2亿人，增长最快的年份是2010年、2011年和2012年，这3年农民工年均增长1000多万人。由于经济下行以及劳动年龄人口数量和比例下降，农民工总量的增长速度已大大放缓，每年增加的人数已经不足200万人。2023年，全国农民工总量为2.98亿人，比上年增加191万人。农民工的这种发展趋势，标志着中国劳动力市场的一些

^①参见《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》，《人民日报》6月12日01版。

^②本段中的数据均来源于李培林（1996）。

重大转变，即从劳动力充分供给转变为劳动力结构性短缺。中国劳动力市场的主要矛盾从劳动力总量供大于求转变为劳动力供需不匹配，促进就业的重点群体从农村剩余劳动力转变为高校毕业生。

二、社会学视域的农民工研究态势

农民工的形成，推动了中国快速的工业化、城镇化转型，是一种“帕累托改进”的样板。最明显的收益是经济方面的。农民工从农业向非农产业转移，是从劳动生产率较低部门向劳动生产率较高部门流动，每一个农民工的职业转移，都意味着全社会劳动生产率的提高。农民工自身在这种转移中能获得极大收益，尽管他们的工资收入从全社会来看仍然较低，但已远高于过去的农耕收入。他们的家庭也同样获益。2010年开始，农村家庭人均可支配收入中的四成多来自务工带来的工资性收入，工资性收入已成为农民家庭增收的主要促进因素。更重要的是，农民工走出封闭的传统乡村，开阔了眼界，提高了生产技能，实际上经历了一场劳动力素质的大培训；他们中的很多人把孩子带到城市生活和上学，阻断了贫困的代际传递。农民工大规模流动作为特殊的经济社会现象，引起了学界普遍的关注，很多学科都参与了农民工研究。因笔者阅读范围有限，此文主要梳理社会学视域的农民工研究。

农民工在改革开放初期还没有相对固定的名称，通常被称为民工、流动民工、外来工等，主要指没有固定工作单位的务工人员特别是从农村进城的务工人员。有的人还给他们冠以“流民”“盲流”等称谓，认为他们是影响社会稳定的负面因素，甚至提出“历代王朝都毁于流民之手”这类耸人听闻的比附。学术界最初更多地从农村剩余劳动力的角度研究农民工。根据陆学艺（2003）的考证，时任中国社会科学院社会学研究所城乡社会学研究室主任的张雨林最早提出“农民工”概念。1983年，张雨林在《社会学通讯》（《社会学研究》的前身）上发表题为《县乡镇的农民工》的论文，专门研究当时在苏南乡镇企业打工的当地农民（李培林，2019）。尽管从20世纪80年代后期开始，“农民工”的概念就已经成为学术界的普遍用词，但直到2006年，这一概念才被正式固定下来并写入中央文件。

2006年，时任国务院研究室党组书记、主任的魏礼群领导国务院研究室主持了一项关于农民工的调研课题，国家有关部委和一些省（区、市）都参加了这次农民工大调查，并撰写了一批调查报告（例如国务院研究室课题组，2006）。经过深入调研、反复研讨和多方听取意见，国务院决定正式采用“农民工”称谓，并在随后颁布的《国务院关于解决农民工问题的若干意见》（国发〔2006〕5号）中，第一次把“农民工”的概念写入国务院文件。这个文件不仅将“农民工”定义为“户籍仍在农村，主要从事非农产业，有的在农闲季节外出务工、亦工亦农，流动性强，有的长期在城市就业”，而且对农民工的政治地位和阶级属性作出判断，指出“农民工是我国改革开放和工业化、城镇化进程中涌现的一支新型劳动大军”，“已成为产业工人的重要组成部分”^①。

不同于经济学主要从劳动力市场视角来研究农民工，社会学对农民工的研究更集中在社会结构的变迁和转型视角，涉及农民工相关问题的方方面面，但从学理层面看，主要集中在三个维度。一是社会分层和社会流动的维度，即把农民工视为在社会结构变迁中介于工人和农民之间的一个具有相对独

^①参见中共中央文献研究室，2008：《十六大以来重要文献选编》（下），北京：中央文献出版社，第244页。

立利益诉求的新社会阶层，他们的社会位置的水平流动，产生了“鲶鱼效应”，激发了整体的社会活力；而他们的经济社会地位的垂直流动，成就了无数底层劳动者改变命运的梦想。其中的一个重要发现是，与原有的移民理论相悖，农民工虽然收入较低、工作更辛苦，但他们呈现出更积极向上的社会心态。二是社会资本和社会网络的维度，即认为农民工原有的血缘、亲缘、地缘关系网络，成为他们具有社会资本功能的社会支持网络，为他们进城找工作、生活安置、社会融入、心理适应提供帮助，也为他们解决留守儿童、留守老人等家庭责任问题提供支撑。这种对社会网络“强关系”的研究，拓展了关于西方现代社会“弱关系”更具有社会资本功能的假设。三是社会整合和社会治理的维度，即围绕农民工进城的社会适应和社会融入以及农民工的社会保障和土地保障等，研究者提出了一系列的社会整合和社会治理举措，丰富和完善了这方面的理论体系。在数以亿计的农民工大规模社会流动中保持社会稳定，成为世界现代化移民史上罕见的现象。

三、农民工未来可能的发展变化趋势

中国已迈入高质量发展的新征程，发展的动力、方式、约束条件和外部环境都发生了深刻的变化，但农民工未来可能的发展变化趋势，仍然是影响经济社会全局的重要因素。

第一，农民工总量增长将逐步走向转折点。农民工群体自身呈现明显的高龄化趋势，2023年超过50岁的农民工所占比例已超过30%^①。随着中国劳动年龄人口数量及在人口总量中比例的降低，特别是农业劳动者老龄化状况的加剧，农村可以向非农产业转移的劳动力已经很少。在这种情况下，农民工总量的年增长率将进一步减少，并逐步走向由增转降的转折点。

第二，农民工的就业结构将发生较大变化，就业“三产化”比例持续增加。长期以来，农民工是中国制造业和建筑业劳动力的主要支撑，农民工主要在工业领域就业。直到2015年，农民工的第二产业就业人员仍超过55%^②，但到2023年，农民工的这一比例已降到45%，而农民工在第三产业就业人员的比例则接近54%^①。农民工就业的这种“去工业化”和“三产化”的态势未来还将延续。

第三，农民工的劳动力素质将进一步提高，收入水平将进一步提高。在2013—2023年，农民工中受过高中以上教育的劳动者比例从约1/5增加到约1/3；与此同时，在中国产业结构升级过程中，农民工的劳动技能得到普遍的提高。随着农民工受教育水平的提高和劳动力结构性短缺的出现，农民工与城镇就业人员的工资差距也会缩小。

第四，农民工新就业群体发展较快，新农业工人成长壮大。随着中国互联网和数字经济的快速发展，与此相关的新业态从业者也呈井喷式出现。以网络主播、网上代购者、网约车司机、平台外卖员等为代表的“新就业群体”发展迅猛，劳动和时间自主成为新一代青年择业的重要价值。农民工也成为这个“新就业群体”的主要参与力量。相关调查数据显示，在全国“外卖骑手”中，农民工占比达

^①资料来源：《2023年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202405/content_6948813.htm。

^②资料来源：《2015年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-04/28/content_5068727.htm。

65%以上^①。另外，随着中国农业规模化经营的发展，土地流转面积占全部承包地的面积已达 35.4%^②。依靠农业生产获得工资性收入的新农业工人已成长壮大，被称为“新型职业农民”“新农人”“新农业工人”等。农村中的传统小农可能将会是中国最后一代传统农民，农业劳动者将成为可选择的职业。

第五，农民工及其家庭的市民化进程加快，常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率的差距将缩小。目前，中国的城镇化水平是以常住人口来计算的，包括在城市居住半年以上的农民工及其家庭。2020 年，中国常住人口城镇化率为 63.9%，户籍人口城镇化率为 45.4%^③，两者间还有 18.5 个百分点的差距，这意味着全国在城镇常住的农民工及其家庭成员约 2.6 亿人还没有实现真正的市民化。随着中国城镇吸纳人口能力的上升和特大城市以外城市落户政策的调整，农民工及其家庭的市民化进程将进一步加快。

总之，在中国高质量发展的新阶段，农民工的发展对于支撑制造业升级、推进城市更新建设、缩小城乡差距和解决好“三农”问题依然至关重要，需要学术界给予高度关注。

参考文献

- 1.国务院研究室课题组，2006：《中国农民工调研报告》，北京，中国言实出版社。
- 2.李培林，1996：《流动民工的社会网络和社会地位》，《社会学研究》第 4 期，第 42-52 页。
- 3.李培林等，2019：《大变革：农民工和中产阶级》，北京：中国社会科学出版社，第 4 页、第 8 页。
- 4.陆学艺，2003：《农民工问题要从根本上治理》，《特区理论与实践》第 7 期，第 31-36 页。

新科技革命与中国农业技术进步

蔡 昉

2024 年 11 月 5 日，习近平在湖北省嘉鱼县考察时强调：“农村天地广阔，农业大有可为。发展现代农业，建设农业强国，必须依靠科技进步，让科技为农业现代化插上腾飞的翅膀。”^④应用最前沿的科学技术，提高农业良种化、机械化、科技化、信息化、标准化水平，提高农业的产业素质和竞争力，是习近平关于“三农”工作论述重要精神的组成部分，也为农业经济和农村发展研究提出了重要课题。

^①资料来源：《中国外卖骑手职业群体调查报告》，<https://www.199it.com/archives/1557201.html>。

^②资料来源：《对十四届全国人大一次会议第 0453 号建议的答复》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/zcgg/202307/t20230727_6433042.htm。

^③资料来源：《第七次全国人口普查公报》，https://www.gov.cn/guoqing/2021-05/13/content_5606149.htm。

^④资料来源：《习近平在湖北考察时强调 鼓足干劲奋发进取 久久为功善作善成 奋力谱写中国式现代化湖北篇章》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202411/content_6985198.htm。

《中国农村经济》在 40 年的办刊历程中，围绕相关重大理论和实践问题刊发高质量研究成果，充分反映了中国特色农业经济学、农村发展学等学科的进展，始终刊发学科建设的前沿成果，也对政策研究和建言资政作出了重要贡献。随着农业农村现代化目标期的日益临近，加强对相关领域研究的引领越发紧迫。本文中，笔者拟抛砖引玉，从学术话语出发，简要论述在新一轮科技革命特别是人工智能发展条件下，中国农业如何实现技术赶超，同时期待学术界对这一问题开展更多、更好的研究。

当今世界正在经历新一轮科技革命。无论是用提炼的方式总结这一轮科技革命的特点，还是用列举的方式揭示这一轮科技革命的关键领域，都必然得出一个结论——这次科技革命具有不同以往的优越性。相应地，如同以往任何一轮科技革命，这一轮科技革命必然导致不同寻常的产业格局剧变，特别表现在不断取得新突破的生命科学、新材料、人工智能、移动互联网、大数据、云计算、物联网等技术应用对产业的根本改造方面。科学技术进步及其在产业中的应用，是劳动生产率提高的根本源泉。对新科技革命来说更是如此，对农业来说意义尤其重大。对于农业中的技术变迁来说，长期以来颇具解释力的经济学理论，是所谓的“诱致性技术变迁”理论。按照这个理论预期，一个国家或地区的农业技术变迁，是由反映要素相对稀缺性的要素相对价格所诱导出来的（Hayami and Ruttan, 1985）。

从传统的农业要素来看，在土地稀缺而劳动力富余的禀赋条件下，技术变迁的发生通常遵循更节约地使用稀缺土地和更充分地使用丰裕劳动力的方向。换句话说，在这种禀赋条件下，农业技术变迁更着重于提高土地生产率。例如，人们所熟知的在诸如育种、栽培、合理施用农药化肥等方面发生的农业技术进步，就是着眼于提高土地的单位面积产量。随着经济发展阶段的变化，要素的相对稀缺性也会发生变化。一旦劳动力变成短缺的要素，提高劳动生产率就成为技术变化的新方向。例如，如果把农业机械按照小型与大中型做一个区分，大体上以小型农业机械的增长作为技术变迁对节约土地需求的反应，以大中型农业机械的增长作为技术变迁对节约劳动力需求的反应，可以想象到，在 2004 年中国迎来“刘易斯拐点”前后，劳动力与土地的相对稀缺性发生变化，这两类农业机械的相对增长速度必然是不一样的。实际数据的确表明，大体上以 2004 年为分界线，此前小型农业机械的增长速度较快，之后大中型农业机械则实现了增长的反超。相应地，农业中物质资本的投入增长，也表现出比劳动力投入增长更快的速度。一项基于全国农产品成本收益调查数据的研究也表明：2004 年之后，粮食生产的实际物质与服务费用加快增长，单位面积的用工数量则呈现大幅度的下降；与此同时，资本与劳动之间的投入比率加快提高，导致资本的边际生产力显著降低（蔡昉和王美艳，2016）。

这种趋势也符合经济学的传统预期，即农业发展遭遇报酬递减规律的困扰，成为农业劳动生产率提高的一个新的堵点。然而，新科技革命的崭新特点，特别是具有深度学习能力的人工智能的最新发展、数字技术与包括农业在内的产业深度融合，已经在改变传统的经济学范式，也呈现出有助于中国农业发展摆脱各种困扰的希望。相较于传统的诱致性技术变迁理论，新的农业技术变迁经济学范式预示着若干可能的突破。把这个领域理论范式的转变与关于经济学的新思考结合起来，可以阐释中国农业技术进步的新方向及其政策含义。

首先，打破技术偏好的传统界限。随着新的科技要素譬如数据要素在经济增长过程中进入程度的加深，农业的投入要素不再局限于土地、劳动力和资本。相应地，技术变迁也不仅仅由节约这些传统

要素的动机所引导，提高各种要素生产率的任务如今可以集于一身。不过，在统计上，无论是何种技术导致资本、土地和劳动力等传统要素效率提高，最终仍然可以用广义的劳动生产率指标来衡量。正因如此，应该始终把劳动生产率放在中心位置，让其发挥引领和激励技术变迁的作用。

其次，打破资源要素边界和报酬递减规律。传统经济学理念认为，资源是有限的，要素也总是具有相对和绝对的稀缺性。但是，人工智能引领的数字技术，特别是借助互联网平台被应用于产业之后，扩大使用者范围所产生的边际成本几近为零；数据要素充分替代其他要素的可能性，也打破了始终困扰经济发展的要素稀缺制约、报酬递减规律和比较优势约束等“定律”。不过，新科技潜在具有的这个终极效应，并不会自然而然地产生，需要从促进生产要素的充分流动和重新配置入手，根据制度需求不断创造体制条件和市场环境，通过数字技术与产业的高度融合来实现。

再次，技术创新具有更广泛的含义。在经济学家约瑟夫·熊彼特（1990）看来，创新包括生产新产品、采用新方法、开辟新市场、获得新的投入品以及采取新的组织形式。创新的这5个方面同时可以被看作是创新的5个环节，其中，技术创新既是整个过程的起点，也是贯穿始终的红线。对于农业技术创新而言，整个过程包括基础研究、应用研究、技术推广和技术应用等环节，分别由不同的主体推动，也受不尽相同的经济规律支配。例如，基础研究主要带来社会效益，因此，这个过程更多依靠政府的投入推动；应用研究和技术推广则融合社会效益和市场效益，可以由具有一定盈利动机的技术机构来实施；技术应用取决于市场主体譬如农业生产经营者，按照市场盈利的原则选择。在气候变化日益危及人类生存的情况下，政府与市场主体的职能交界点越来越多。因此，技术创新不仅受要素禀赋的影响，而且越来越需要对土地、水资源、生物多样性和生态环境的新要求做出反应（Marcel, 2023）。

最后，技术创新需借助资源配置和再配置机制。需要认识到，从创新的角度来看科技进步和应用对于提高生产率的作用，劳动生产率归根结底是一种资源配置效率。技术进步从来不是平铺直叙、波澜不惊地发生，而是要通过对资源要素不断进行重新配置才能实现。也就是说，只有让那些因创造和应用新技术提高了生产率的市场主体生存和壮大、让那些在创造和应用新技术方面失败而导致生产率停滞不前的市场主体萎缩甚至退出，才能实现宏观经济或产业的创新发展，才能实现劳动生产率的整体提高。这个道理也说明，为什么熊彼特把经济创新定义为一个“创造性破坏”的过程。

在市场经济条件下实质性地提高农业劳动生产率的要求，决定了这个产业不能置身于创造性破坏和优胜劣汰机制之外。然而，国家粮食安全、食品供给的特殊重要性，以及对农业劳动者和农户利益保护的考量，都要求在促进农业发展的过程中，既要抓住阻碍劳动生产率提高的堵点和难点，着力予以破解，也要作出符合该产业特点和特殊国情的制度安排，实现效率与公平、创造与破坏、优胜与劣汰的有机统一。这便是优胜劣汰与先立后破的有机统一。

参考文献

1. 蔡昉、王美艳，2016：《从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战》，《经济研究》第5期，第14-26页。
2. 熊彼特，1990：《经济发展理论》，何畏、易家详等译，北京：商务印书馆，第76页。

3.Hayami, Y., and V. Ruttan, 1985, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore, MD: The John Hopkins University Press, 127.

4.Marcel, S., 2023, “Numérique: Les Promesses De La Transformation Du Monde Agricole”, <https://www.lesechos.fr/idees-debats/cercle/opinion-numerique-les-promesses-de-la-transformation-du-monde-agricole-1910341>.

浅议乡村振兴主体

张晓山

时光荏苒，《中国农村经济》不知不觉走过40年漫漫长途。40年来，它筚路蓝缕，始终与改革开放同行，聚焦农业农村农民相关理论、政策、实践所凸显的重大问题，不断强化问题意识，结出了累累硕果。如果把刊物比作人，那它正值春秋鼎盛。惟愿它能不忘初心，不忘使命，把握正确的政治方向，不断发表发现真问题、研究真问题的研究成果，做好理论与实践的结合，成为政府决策部门的重要参考、专家学者讨论思考的珍贵依据和青年学子的良师益友。在下一个40年，创造更大的辉煌！

改革开放以来，中国农业农村改革和发展实践不断深化，目前中国“三农”工作重心已历史性地转向全面推进乡村振兴。在此，笔者就乡村振兴主体谈谈自己的认识。

一、乡村振兴要坚持农民的主体地位

乡村振兴归根结底是农民自己要振兴。从宏观上说，乡村振兴战略实施的主体是广大农民群众；从微观上说，广大农民群众“是指以土地集体所有为基础，依法代表成员集体行使所有权，实行家庭承包经营为基础、统分结合双层经营体制的区域性经济组织”^①的成员。《中华人民共和国乡村振兴促进法》（以下简称《乡村振兴促进法》）第四条明确指出，要“坚持农民主体地位，充分尊重农民意愿，保障农民民主权利和其他合法权益，调动农民的积极性、主动性、创造性，维护农民根本利益”^②。那《乡村振兴促进法》起什么作用呢？该法共10章74条，据粗略统计，74条中，作为主语，“国家”一词的出现频次最高，出现52次；其次是“各级人民政府”，出现35次；“地方各级人民政府”，出现7次；“县级以上人民政府”或“县级以上各级人民政府”，出现10次。总体上看，《乡村振兴促进法》主要规范的是政府行为。这是一部明确国家和各级人民政府对促进乡村振兴所负法定责任的综合性法律（张晓山，2021）。它是确保乡村振兴战略顺利实施的法治保障，是国家意志、国家战略在“三农”领域的最高体现。这部法律的关键是明确国家和各级人民政府在乡村振兴中要起到促进作用，而不是起到替代主体的作用，要保障农民的合法权益，坚持农民的主体地位。

^①参见《中华人民共和国农村集体经济组织法》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202406/content_6960131.htm。

^②参见《中华人民共和国乡村振兴促进法》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/30/content_5604050.htm。

二、外出农民工是农村集体经济组织成员，但不可能成为乡村振兴的主体

农村集体经济组织作为“区域性经济组织”，必然有一部分成员在区域外工作、生活，这部分成员就是外出农民工。根据国家统计局发布的《2023年农民工监测调查报告》，2023年全国农民工总量为29753万人，其中，外出农民工17658万人，比上年增加468万人，增长2.7%；年末在城镇居住的进城农民工12816万人^①。中国农民工具有身份的二重性，他们既是农民，又是工人。按照所从事的职业来说，他们是工人。但他们的户籍在农村，绝大多数人在家乡有承包地、宅基地以及建在宅基地上的房子。他们又具备资格成为农村集体经济组织成员。土地是中国农民工与乡村维系关系的“脐带”。这是他们与许多发展中国家外出务工的农民之间存在的本质差别。这使中国的二元结构不是发展经济学所说的一般发展中国家的经济二元结构，而是中国特有的经济社会二元结构。

城乡二元结构在农民工问题上的焦点是外出农民工中的主要部分——进城农民工。在中国特有的城乡二元结构的现实条件下，外出农民进城打工，大多数是边缘性、钟摆型的流动人口，较低的工资使大部分农民工无法支付定居成本，实现不了农民工及其家属向城市的长久性迁移，他们的生活水平、生活条件和消费方式与城市居民仍有较大差距（张晓山，2003）。这样的城镇化依旧固化着城乡二元结构的城镇化。

总体来看，世界城镇化发展的一个共同规律是城镇化速度要经历先加速后减速的变化。统计数据显示，1996—2020年是中国城镇化快速发展期，城镇化率年均提高1.4个百分点；2021—2023年，城镇化率年均增长约0.76个百分点^②。中国城镇化放缓的趋势越来越明显，城镇化进程越来越慢，但其潜力还没有挖掘出来。中国城镇化的进程之所以越来越慢，表面的原因是城镇化比例已经很高，而更深层次的内因在于，中国严格的户籍制度拖累了城镇化的进程。如果以常住人口来计算城镇化率，2023年末中国的城镇化率已经达到66.16%，但是，以户籍人口来计算城镇化率，则只有48.3%^③。这中间将近有18个百分点的缺口，就是城镇人口与农村人口由于户籍不同而形成的身份差别。由于中国大城市的户籍身份绑定了很多社会资源，比如教育、就业、养老、医保、购房购车指标等^④，这就形成了城市人与农民、本地人与外地人的双重二元结构。

改革开放40多年来，中国农民已成为异质性强的群体，他们的收入来源呈现多元化态势，所以，农民的经济保障也出现了多元化的倾向，不同的产业形式必然导致不同的经济保障形式。从事非农产业的农村劳动者，情况各不相同。即使同为进城农民工，在正规企业就业、灵活就业和间歇性就业的农村

^①资料来源：《2023年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202405/content_6948813.htm。

^②资料来源：《国家发展改革委副主任郑备出席国务院政策例行吹风会 介绍〈深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划〉有关情况并答记者问》，https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/wld/zb/zyhd/202408/t20240805_1392204.html。

^③资料来源：《沧桑巨变换新颜 城市发展启新篇——新中国75年经济社会发展成就系列报告之十九》，https://www.stats.gov.cn/sj/sjjd/202409/t20240923_1956628.html；《我国2019年以来5000万农业转移人口进城落户》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202405/content_6953810.htm。

^④资料来源：《大城市落户为什么越来越容易了？》，<https://www.lifeweek.com.cn/h5/article/detail.do?artId=235153>。

劳动力的情况也大相径庭。为解决现实问题，应逐步将进城农民工、个体工商户、乡镇企业职工等区分不同情况、分门别类地纳入城市的社会保障网络之中（张晓山，2003）。最终的目标是，不论正规就业与否、不论性别、不论工种，对城市居民和农民（包括农民工）实行统一的社会保障，实现城乡一体化。

加速城镇化的进程，不仅意味着将更多的农村人口和劳动力转移出来，而且意味着逐渐将已经转移出来的相当一部分外来务工人员真正纳入城市体系之中，在就业、社会保障、住房和子女入学等方面享受与城市居民的同等待遇。这才是真正的城镇化。这部分人口才能真正割断他们与农村土地之间的“脐带”，小规模兼业农户的逐渐消退、发展适度规模经营的中国式现代农业才真正有可能实现。当然，小农户何时退出历史舞台取决于政策的导向与落实、各类农民群体的具体情况以及社会发展规律。不过，上亿进城农民工如果能享受与城市居民一致的社会保障和公共服务，人力资本得以提升，他们在医疗、卫生、养老、子女教育、住房等方面的负担就能相应减轻。减负等于增收。收入增加了，他们的经济净收入增量就能转化为生产和生活消费，成为促进国内市场的强劲动力。促进房地产业良性运行、第三产业繁荣兴旺，以农民工为主导的新型城镇化进程才能健康发展。但绝大部分外出农民工有可能成为新型城镇化的动力，不太可能成为乡村振兴的主体力量。

三、乡村振兴的主体是在乡村工作与生活的集体经济组织成员和非成员

《中华人民共和国农村集体经济组织法》在第十一条讲到何为农村集体经济组织成员时，提出了两个条件，第二条是“以农村集体经济组织成员集体所有的土地等财产为基本生活保障”。笔者认为，这里指的是经营自家承包耕地的普通农户、转包他人农地的承包专业大户或家庭农场主。这些多元化的经营主体构成了乡村振兴的主体。在社会主义初级阶段，农村集体所有制经济是在农村基本经营制度的框架中发展壮大的，它与多种所有制的新型农业经营主体的发育相辅相成、共同繁荣、共同发展。在农村，既要毫不动摇巩固和发展公有制经济的重要组成部分（农村集体经济），也要毫不动摇鼓励、支持、引导农村非公有制经济发展，促进非公有制经济健康发展和非公有制经济人士健康成长。而最重要的鼓励与支持就是尊重和依法保护民营企业产权和企业家权益，解放生产力。

要保证乡村振兴战略顺利实施，就要建立健全城乡融合发展的体制机制和政策体系，清除阻碍要素下乡的各种障碍，重塑城乡关系。这就意味着不仅仅是农村的要素要流向城市，城市的先进要素（包括资金、技术、管理）以及城市的优质资源（包括经济、社会、文化等资源）也要流向农村（张晓山，2021）。打破农村社区封闭的格局，形成城乡资源要素良性互动的局面。这是乡村振兴实现可持续发展的关键。城乡资源要素良性互动，首先涉及村民的股份、产权等问题。习近平2017年12月指出，“过去，一些农村集体资产产权虚置，经营收益不清、分配不公开，农民群众意见很大，滋生了一些‘微腐败’。要稳步推进农村集体产权制度改革，全面开展清产核资，进行身份确认、股份量化，推动资源变资产、资金变股金、农民变股东，建立符合市场经济要求的集体经济运行新机制……”^①。2016年颁布的《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》指出，“组织实施好赋予农民对集体资产

^①参见中共中央党史和文献研究院，2019：《习近平关于“三农”工作论述摘编》，北京：中央文献出版社，第149页。

股份占有、收益、有偿退出及抵押、担保、继承权改革试点”^①。2024年中央“一号文件”指出：“鼓励以出租、合作开发、入股经营等方式盘活利用农村资源资产，增加农民财产性收入。”^②

在明晰农村集体经济组织成员权的基础上，改造农村、发展中国式的现代农业，不能仅靠留守老人、留守妇女和儿童，必须引进先进生产要素。要支持进城农民工返乡创业，带动现代农业和农村新产业新业态发展。“鼓励高校毕业生、企业主、农业科技人员、留学归国人员等各类人才回乡下创业创新，将现代科技、生产方式和经营模式引入农村。”^③从城市下乡的要素需要与农村的要素有机结合起来。乡村振兴需要人才。一些地区当地的公司或合伙企业以及当地回到家乡的外出创业企业家投资农业，具有一定的优势。在企业家自身受益的同时，还能带动农民增加收入、增强农民抵御市场风险的能力，最终促进当地社区经济社会的发展。这种经济现象有其存在和发展的合理性。但社会资本投资农业是一把“双刃剑”，乡村发展不能形成“新圈地热”，不能成为资本的盛宴。习近平指出，“关键是完善利益联结机制，不能富了老板、丢了老乡”^④。乡村振兴的成果必须由农民共享。改变资源要素的配置，应伴随实现利益格局的相对均衡。让农民群众合法合理地分享乡村振兴的成果，应该成为基本前提（张晓山，2021）。今后乡村振兴面临的挑战是：在城乡融合发展的背景下如何推进农村集体产权制度改革，即在要素开放流动的农村产权格局下，如何保障农民的合法权益？需要探索出集体经济的有效实现形式，真正落实农民政治上的民主权利，保障他们的财产权利。最终，村民自身能成为资源和部分资本的所有者；村集体领导人作为集体成员的代理人，接受集体成员的监督；集体经济组织成为社会资本较为平等的合作伙伴，在农村形成合作共赢的伙伴关系和较为均衡的利益格局（张晓山，2021）。

乡村振兴要培养一大批以农业为职业、占有一定的资源、具有一定的专业技能、具有一定的资金投入能力、收入主要来自农业的新型农民，不断增强现代农业发展活力。在中国，一批新生代农民坚守农业或回归农业，他们接老一辈的班，自称“农二代”“果二代”“棚二代”^⑤。农业作为弱质产业，年轻农民赤手空拳不可能将农业做大做强。但他们具备了应有的条件：基础设施较为完善、基本上掌握科学技术、信息渠道疏通、销售渠道已建立、品牌在市场上基本立足、资金基本上没有问题。他们有可能成为乡村振兴、农业高质量发展的主力军和人才基础。

乡村振兴要培育内生动力，首先是培育领头人。必须通过可行的措施，培养和造就一批本土化和

^①参见《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5163444.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

^③参见《中共中央 国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2017-02/05/content_5165626.htm。

^④参见中共中央党史和文献研究院，2019：《习近平关于“三农”工作论述摘编》，北京：中央文献出版社，第100页。

^⑤依次指经营农业、经营果树产业、经营温室大棚蔬菜的第二代农民。

专业化的人才。实践证明，扶智与扶志的重点是当地农民群众的带头人。群众的主体意识是逐步形成的，首先是在少数先进分子身上逐步形成的。榜样的力量是无穷的，他们是宣传队、播种机、催化剂。群众主体意识的发育也需要外部力量的帮助和培植（张晓山，2018）。相当一批本乡本土外出务工创业的人士，他们或是本区域农村集体经济组织的成员，是当地的土专家、技术能手、接地气的专业型人才，也是农业先进生产力的代表，能接受新生事物，勇于创新，是新时代农民的缩影；或是来自其他区域，成为本区域农村集体经济组织的成员或非成员。他们经历过市场经济风雨的洗礼，开阔了眼界，积累了资本，逐渐具备不断试验、勇于探索的企业家精神，具备了相应的知识、能力和技能。给他们提供适当条件，创造一个良好的制度环境，打造能发挥聪明才智的平台，鼓励他们返乡带领乡亲们发展产业，他们就有可能成为发展现代农业的催化剂和播种机（张晓山，2018）。这是一条可行的路径。

做农业首要是有情怀，要懂农业、爱农村、爱农民，但农业不是光靠情怀就能做出来的。近年来，通过政策引导和创造相应的制度环境，农村基层已经涌现出一些创新型本土化人才。他们有发展事业的志向和道德情操，能带动广大农民群众自力更生，共同分享乡村振兴政策的红利。这是乡村振兴的内生动力、发展现代农业的根基，是农村地区经济社会可持续发展最深厚的底蕴（张晓山，2018）。

参考文献

1. 张晓山，2003：《深化农村改革 促进农村发展——三大制约因素、一个基本认识、两类政策措施》，《中国农村经济》，第4-12页。
2. 张晓山，2018：《巩固脱贫攻坚成果应关注的重点》，《经济纵横》第10期，第1-11页。
3. 张晓山，2021：《推动城乡融合发展促进乡村全面振兴——学习〈乡村振兴促进法〉》，《农业经济问题》第11期，第4-11页。

如何看待中国的大规模快速城镇化

魏后凯

祝贺《中国农村经济》创刊40周年。经过40年的积极探索和持续发展，《中国农村经济》不断迈上新台阶，学术影响力全面提升，现已成为引领中国农村经济学创新发展的旗舰平台以及各级政府和各类经济组织“三农”决策的重要参考。希望《中国农村经济》继续面向国家战略和社会需求，在推动中国和世界农村经济学繁荣发展中发挥更大作用。

《中国农村经济》是伴随着中国的改革开放逐步成长起来的。改革开放以来，中国在“三农”领域的一系列探索实践，为世界繁荣发展作出了重大贡献。其中，消除现行标准下的农村绝对贫困、主要依靠自身力量保障国家粮食安全、大规模快速城镇化是中国对世界发展贡献较大、最值得关注的三

件大事。鉴于已有较多的文献阐述农村反贫困和粮食安全问题，笔者着重就改革开放以来中国的大规模快速城镇化现象谈谈自己的认识和看法。

改革开放以来，伴随着工业化的持续深入推进，中国经历了一个大规模快速城镇化过程。可以说，大规模快速城镇化是改革开放以来中国城镇化的基本特征。“大规模”指新增城镇人口的规模或城镇化的要素体量大。按国家统计局印发的《统计上划分城乡的规定》来计算，中国城镇人口由1982年的21480万人增加到2023年的93267万人，共新增城镇人口71787万人，平均每年约新增城镇人口1751万人，无论是新增城镇人口的总量还是年均增量，这在世界上都是史无前例的。“快速”指相对于世界平均和各类经济体而言，中国的城镇化速度快。1982—2023年，中国城镇化率由21.13%迅速提高到66.16%，平均每年提高1.10个百分点。在这么长的时间内，中国的城镇化平均速度能够维持在1个百分点之上，这在世界上也是罕见的。世界银行WDI数据库的数据显示，世界城镇化率在1982年为40.1%，2023年提高到57.3%，这期间平均每年提高0.42个百分点。其中，高收入国家的这一指标为0.24个百分点，包括中国在内的中等偏上收入国家的这一增长率为0.84个百分点，中等偏下收入国家平均每年提高0.38个百分点，低收入国家平均每年提高0.33个百分点，而中国的这一增长率则高达1.07个百分点^①。可见，改革开放以来，中国的城镇化速度远高于世界和各类经济体的平均增速。

很明显，这种大规模快速城镇化是中国的一个独特现象。一般认为，城镇化是经济社会发展的结果，也是现代化的重要标志。改革开放以来，中国的大规模快速城镇化现象，既反映了中国人口规模巨大的国情特征，也体现了中国经济社会的快速发展和现代化建设的巨大成效。尤其是，持续快速推进的工业化为城镇化提供了强大动力和产业支撑，为大量农村剩余劳动力转移提供了稳定的就业岗位；而农村改革发展和农业科技进步大大提高了农业劳动生产率，为农村剩余劳动力转移创造了有利条件。当然，也应该看到，中国的城镇化是在改革开放之后开始加速的，这既有发展阶段和发展条件变化等方面的原因，也明显带有一定的“补课”性质。在20世纪上半叶，中国城镇化率一直在10%左右徘徊，城镇化进程十分缓慢。中华人民共和国成立后，尽管开展了大规模社会主义工业化建设，但城镇化进程却出现了较大波动，导致改革开放初期中国城镇化进程严重滞后于工业化进程。

然而，改革开放以来中国的大规模快速城镇化已经从根本上改变了过去长期形成的城镇化严重滞后于工业化和经济发展的状况。从国际比较看，中国目前的城镇化率与经济发展水平基本上是相适应的。按照世界银行WDI数据库，2023年中国人均GDP为12614美元（现价），大约比世界平均水平低4.0%，比中等偏上收入国家平均水平高20.6%；而中国城镇化率为64.6%，尽管仍略低于中等偏上收入国家68.7%的平均水平，但已经比世界平均水平高7.2个百分点。这说明，在经历长达40多年的大规模快速城镇化之后，中国城镇化严重滞后的状况已经得到根本扭转，城镇化进程与经济发展水平总体上是匹配的。

^①除特别说明外，本文数据均来自《中国统计摘要2024》（国家统计局编，中国统计出版社出版）和世界银行WDI数据库（<https://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/>）。

应该看到，改革开放以来，中国的大规模快速城镇化不仅拉动了投资，创造了大量就业机会，促进了内需扩大和产业结构升级，有力推动了中国经济持续快速增长（魏后凯，2014），而且对世界城镇化进程作出了重要贡献。根据世界银行 WDI 数据库的数据，在 1982—2023 年世界新增的 27.54 亿城镇人口中，有 25.4% 是由中国贡献的。如果按照国家统计局的数据计算，这期间中国新增城镇人口 7.18 亿人，占世界新增城镇人口的比例达到 28.1%。

中国推进大规模快速城镇化的一个重要成效是，在实现大规模城乡人口迁移的过程中，并没有像某些发展中国家那样在城市形成贫民窟，由此导致贫困人口由农村向城市的规模性转移。这可以从城乡两端来进行解释。从城市端看，伴随着工业化的持续快速推进，城镇工业和服务业增长迅速，为进入城镇的农村劳动力提供了大量就业岗位。同时，在由计划经济向社会主义市场经济转型的过程中，各级政府都高度重视城市规划和城市建设，不断改善城市基础设施和公共服务，加强对城市棚户区、老旧小区和城中村的改造，避免了城市内部区域分化的加剧。从农村端看，中国进入城镇务工的农民工具有典型的城乡两栖性，其保留在农村的土地承包经营权、宅基地使用权和集体经济收益分配权等为他们遇到遇到困难时返回农村提供了保障和退路。正是城乡两端诸多因素的综合作用，才有效消除了形成城市贫民窟的基本条件，如缺乏就业岗位、基础设施和公共服务短缺、没有返乡退路等。

在大规模快速城镇化进程中，中国曾经出现了一个超高速城镇化时期。如果以世界城镇化平均速度为参照，大体可以将城镇化速度分为五个等级：城镇化年均速度小于等于 0.20 个百分点为低速，处于 0.21~0.60 个百分点之间为中速，处于 0.61~1.00 个百分点之间为中高速，处于 1.01~1.40 个百分点之间为高速，超过 1.40 个百分点则为超高速。1978 年至今，中国城镇化速度有 15 年处于超高速区间，有 12 年处于高速区间，有 7 年处于中高速区间，有 10 年处于中速区间，只有 1 年（1990 年）处于低速区间。尤其是在 1996 年城镇化率越过 30% 的拐点以后，中国城镇化推进到一个超高速增长时期，1996—2017 年中国城镇化率年均提高 1.42 个百分点。这种超高速城镇化对资源环境产生了巨大压力，特别是在城乡二元户籍制度下，农业转移人口市民化与人口城镇化不同步，即采取先进城再市民化的分步实施方式，导致农业转移人口市民化进程严重滞后，由此影响了城镇化质量的全面提升。

近年来，随着发展阶段和发展环境的变化，中国城镇化增速已经明显减缓。2018—2020 年，中国城镇化率年均提高 1.22 个百分点；而在 2021—2023 年，这一年均增速则下降到 0.76 个百分点。总体上看，近年来，中国城镇化减速的原因是多方面的。首先，随着城镇化水平的不断提高，尤其是 2017 年城镇化率超过 60% 以后，中国迈入城镇化快速发展中后期的关键阶段（李智，2021），城镇化减速已经成为基本趋势。其次，在新发展理念下，过去城镇化加速推进的低成本支撑环境，如劳动力低工资、土地低价格、农业转移人口市民化成本的延迟支付、资源价格扭曲、环境污染成本向社会转嫁等，已经不复存在。再次，在中国经济进入新常态后，经济增速减缓导致城镇就业增长趋缓、需求不足，而人工智能应用、工资上涨、产业升级等将导致资本对劳动力的替代，城镇就业压力日益加大。最后，随着乡村振兴战略的全面实施，农村创业就业机会增多，加上农村基础设施和公共服务逐步完善，农民进城落户意愿出现下降趋势。这表明，在城镇化减速的新形势下，中国城镇化的高速、超高速增长时代已经结束，未来将更注重全面提高城镇化质量，尽快实现由速度型向质量型转变。

需要指出的是，尽管中国城镇化速度在逐步放慢，但目前仍处于城镇化快速推进阶段，中国的大规模快速城镇化并没有结束，中国城镇化仍具有较大的发展空间。研究表明，预计到2035年中国城镇化率将达到74%左右（魏后凯等，2021），到2050年中国城镇化率将达到甚至超过80%（魏后凯，2014；United Nations，2018），逐步接近城镇化率的“天花板”，届时城乡人口结构和空间结构将趋于基本稳定。这意味着，在2035年之前，中国的城镇化速度将下降到年均提升0.70个百分点左右。尽管如此，这一速度仍将远高于世界城镇化的平均增速。而且，这期间平均每年仍将有1000万左右的农村人口迁移到城镇，未来乡村人口将进一步减少，农村人口老龄化和村庄空心化将越发凸显，村庄数量也将会持续减少。特别是，随着农业适度规模经营的快速推进，未来农业就业人口的比重将进一步下降，农村产业将日益多样化。为适应城乡人口变化趋势、加强农村人口老龄化应对和村庄空心化治理，按常住人口配置公共资源和优化村庄布局就成为乡村振兴中亟待研究的重大课题。

参考文献

- 1.李智，2021：《城镇化快速发展中后期的规律特征与启示》，《中国国情国力》第8期，第58-66页。
- 2.魏后凯，2014：《走中国特色的新型城镇化道路》，北京：社会科学文献出版社，第87页。
- 3.魏后凯等，2021：《新型城镇化重塑城乡格局》，北京：社会科学文献出版社，第52页。
- 4.United Nations，2018，*World Urbanization Prospects: The 2018 Revision*，<https://www.un.org/development/desa/pd/content/world-urbanization-prospects-2018-revision>.

城乡二元与城乡融合发展

黄祖辉

《中国农村经济》的40年，是中国改革开放不断发展的40年。在这40年中，《中国农村经济》在推动中国“三农”事业发展、传播国家“三农”政策思想、研究中外“三农”理论和实践、培育各类“三农”人才等方面，发挥了独特的作用。值此《中国农村经济》创刊40周年之际，笔者撰写此文，以示祝贺。

研究和认识中国的城乡关系与城乡融合问题，必须既从工业化、城镇化和农业现代化的相互关系和演变趋势出发，又从中国的多重城乡二元现象出发。在中国，城乡二元不仅包括城乡二元经济，而且包括城乡二元社会。城乡二元经济是工业化、城镇化进程中的普遍现象，即存在城市经济相对发达、农村经济相对滞后的城乡二元经济现象。随着工业化、城镇化和市场化的发展以及城市对乡村的带动，这种二元经济现象会逐步消失。城乡二元社会并不具有普遍性，而是中国特有的现象。当前，中国的城乡二元经济现象虽仍然存在，但经过40多年的改革开放进程，这一现象总体上在逐渐缓解，并往城乡一体和城乡融合的方向发展。而中国的城乡二元社会现象在城乡公共保障方面的差距总体上有所

缩小，但仍呈现比较复杂的双重二元状况：一是城乡二元社会，不仅继续体现为城乡居民公共保障不平等，而且体现为城乡居民住房产权不平等；二是城市二元社会，主要体现为进城农民和城市居民在享受基本公共服务上的不平等。

理解城乡二元和城乡融合，还要理解城镇化与中国特色城镇化的含义。传统意义上的城镇化就是非农产业和人口在空间的集聚过程，但由于城乡二元社会结构的存在，中国特色城镇化不仅应该是非农产业和人口在空间的集聚过程，而且应该体现为进城农民市民化的过程。

理解城乡二元和城乡融合，还必须考察中国城乡关系的演变过程。中华人民共和国成立以来的城乡关系经历了城乡分割、城乡统筹、城乡一体和城乡融合发展的阶段，这一过程既是中国城乡关系与体制不断演变的过程，也是城乡经济社会结构不断变迁的过程。

一、从城乡分割到城乡统筹

城乡分割发展在中国具有国情成因的历史必然性。城乡分割是城乡二元体制的结果，这一体制的特点是城乡居民公共保障的不平等，即城市居民的社保由政府承担，而农村居民的社保由农村的土地和房屋代替。城乡分割的二元制度，是短期内解决中华人民共和国成立初期政权基础薄弱问题的制度选择，尽管在政权稳固和改革开放后经济的超常规高速发展中发挥了一定作用，但还是有代价的。它牺牲了农民应该获得的社会保障权益和自由迁移权利，并且导致城乡发展差距扩大，尤其是导致城乡居民收入差距扩大。城乡二元分割发展的集中体现是：城市优先发展，农村滞后发展；优先发展国防，优先发展城市和工业尤其是重工业，农村主要发展粮食生产，并且“以粮为纲”。总体上，在城乡分割时期，形成农民支持市民、农村支持城市、农业支持工业的发展格局。

在城乡分割到城乡统筹发展的过程中，中国经历了 1978 年开始的改革开放。改革从农村开始，它不仅将农村集体统一经营的制度转变为以家庭承包经营为基础、统分结合、双层经营的农村基本经营制度，而且开启了大量农村剩余劳动力非农化过程，使城乡分割的体制有所松动——尽管这一松动经历了比较漫长的过程。从农村劳动力非农化的过程看，大量农村劳动力的进城始于邓小平 1992 年的“南方谈话”后。而在这之前，国家鼓励农村劳动力就地转移，即通过农村工业化的发展，鼓励农民“离土不离乡”“进厂不进城”。究其内在原因：一是城市改革与农村改革并不同步，大量农民进城会导致城市的就业竞争，并触动国有企业是否要改革的问题；二是大量农民进城会触动城市户籍制度改革问题。“南方谈话”加快了我国改革开放的步伐。改革从农村向城市推进、从微观向宏观推进，城市大门的打开和国有企业的改革，使大量农村劳动力从“离土不离乡”“进厂不进城”向“离土离乡”“进厂进城”转变，这种转变不仅进一步增加了广大农民的非农就业机会，提升了就业增收水平，而且促进了城镇化率的快速提升。据统计，1978—1995 年是中国城镇化的起步发展期，城镇化率年均提高 0.7 个百分点；1996—2020 年是中国城镇化的快速发展期，城镇化率年均提高 1.4 个百分点^①。

^①资料来源：《国务院政策例行吹风会（2024 年 8 月 2 日）》，<https://www.gov.cn/xinwen/2024zccfh/23/index.htm>。

二、从城乡统筹到城乡一体

应该看到，改革开放打破了城乡分割的关系，而城乡关系的进一步突破在于党的十六届三中全会提出“城乡统筹”方略。这一方略改变了资源配置过于偏向城市和工业的倾向，强调要“以工支农”“以城带乡”。并且，改革税费制度，取消了农业税，减轻了农民负担。同时，提出各级政府每年对“三农”的投入增幅不能低于当地财政收入的增幅这一约束性指标，并在2005年启动了“新农村建设”行动。这些“城乡统筹”的举措，极大地增强了农业、农村、农民发展的动力和活力，改善了农村面貌和城乡关系。

中国的城乡统筹进程始于党的十六大，这次会议首次提出“统筹城乡经济社会发展”。到2012年，中国开始进入城乡一体的发展阶段。党的十八大首次提出城乡发展一体化方略，明确指出“城乡发展一体化是解决‘三农’问题的根本途径”，提出要“加快改革户籍制度，有序推进农业转移人口市民化”^①。党的十八届三中全会则进一步指出“城乡二元结构是制约城乡发展一体化的主要障碍”^②，强调必须健全体制机制，形成以工促农、以城带乡、工农互惠、城乡一体的新型工农城乡关系，让广大农民平等参与现代化进程、共同分享现代化成果。同时，提出了健全城乡发展一体化体制机制的改革举措：一是加快构建新型农业经营体系；二是赋予农民更多财产权利；三是推进城乡要素平等交换和公共资源均衡配置；四是完善城镇化健康发展体制机制。

城乡统筹与城乡一体的区别在于：城乡统筹更侧重于政府公共资源向农村的倾斜和相应的改革，例如税费制度改革和基层财政体制改革等，以加快农业农村发展、缩小城乡之间的差距。但在城乡二元体制方面，并没有实质性的突破，甚至一些地方会以放缓城镇发展来缩小城乡差距，从过去注重城市发展而忽视乡村发展，走向了注重乡村发展却忽视城镇发展的极端。而城乡一体则是城乡统筹的深化，即不仅要在资源配置上重视城乡统筹，而且将“三农”问题置于国民经济社会发展全局视域下，通过破解城乡二元体制、促进城乡一体化发展，从根本上解决“三农”问题。为此，党的十八大以来，在城市户籍制度、农业转移人口市民化、城镇基本公共服务常住人口全覆盖方面，以及围绕农村“三块地”赋予农民更多财产权利等方面，进行了不少改革，在很大程度上推进了城乡发展的一体化。

三、从城乡一体到城乡融合

如果说城乡一体发展更侧重于对城乡统筹发展的深化以及对城乡分割体制的破解，那么，城乡融合发展则更侧重于城乡一体发展的实现路径，体现了对城乡关系认识的进一步深化。

党的十九大尤其是党的二十大以来，国家对城乡关系的导向出现了微妙的变化，从城乡一体转向城乡融合。党的十九大报告不仅提出实施乡村振兴战略，而且强调建立健全城乡融合发展体制机制和

^①参见《坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进 为全面建成小康社会而奋斗》，http://www.npc.gov.cn/c2/c30834/202410/t20241017_440084.html。

^②参见《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/2013-11/15/content_5407874.htm。

政策体系等，并将县域作为新型城镇化和城乡融合发展的重要载体和推进重点。但是，这并不意味着中国已经彻底破解了城乡二元体制、实现了城乡一体的发展。对城乡二元体制的改革，国家采取的是分类施策、稳中求进的思路。究其原因：一方面，与城乡二元体制复杂、国内经济下行压力增大，以及2008年以来国际形势复杂多变，有密切的关系；另一方面，与中国经济社会发展总体上已经到了城乡融合发展的阶段有关，这可以从中国城乡要素流动态势和市场空间的演变特点得到证实（黄祖辉，2024）。在这种背景下，通过稳慎的二元体制改革、政府推动的“以城带乡”和乡村振兴下的“以乡促城”，能推动城乡实现“双轮驱动”的融合发展。这将有助于中国更好地应对百年未有之大变局所带来的动荡，实现国家发展和安全的相互促进、协调并进。

从党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》也可以清晰看出上述思路。其中的第六部分“完善城乡融合发展体制机制”，重点强调“健全推进新型城镇化体制机制”“巩固和完善农村基本经营制度”“完善强农惠农富农支持制度”“深化土地制度改革”，明确提出要“推行由常住地登记户口提供基本公共服务制度，推动符合条件的农业转移人口社会保险、住房保障、随迁子女义务教育等享有同迁入地户籍人口同等权利，加快农业转移人口市民化”；明确强调不仅要巩固完善现行“三权分置”为基础的农村基本经营制度，而且要“保障进城落户农民合法土地权益，依法维护进城落户农民的土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权，探索建立自愿有偿退出的办法”^①。这充分表明，现阶段，中国城乡融合发展在城乡二元体制上的破解重点领域是城市。要通过城市相关制度改革，解决好符合条件的进城农民的市民化问题，以破解城市中的城乡二元问题，即实现城市居民和进城农民在基本公共服务上的一视同仁。而对于乡村和城市的二元问题，包括城乡社保和房产方面的双重二元问题，将坚持稳定为主、稳中求进的原则，使乡村在全面振兴中仍发挥好“能进能退”的“稳定器”和“蓄水池”的作用。

参考文献

1. 黄祖辉，2024，《以人为本新型城镇化的内涵与推进重点》，《中国农民合作社》第3期，第12-14页。

《中国农村经济》与中国农村经济研究发展

黄季焜

从1985年初创至今，《中国农村经济》历经40年积淀，在几代编辑和全体农经学人的共同努力下，已成为农业经济管理领域影响因子最高和经济学13个学科的514种学术期刊中影响因子排第3的中文期刊，值得祝贺！过去40年，《中国农村经济》不仅为广大农经学者提供了一个发表新研究

^①参见《中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议文件汇编》，北京：人民出版社，第41-44页。

成果和开展学术交流的宝贵平台，而且反映了改革开放以来农业农村领域的深刻变迁，见证了中国农业农村的发展进程。

一、在研究领域上紧跟国家战略需求，重视农村发展与改革的重大理论和实践问题

在中国农村改革的浪潮中，《中国农村经济》应运而生，并随着农村改革的不断深化而发展壮大，肩负着研究农村发展与改革的重要使命。从家庭联产承包责任制的实施到土地“三权分置”制度的实施，从乡镇企业的兴起到农村劳动力的大规模跨区域流动，从农产品流通体制的变革到农业供给侧改革，从传统农业向现代农业的艰难转型到农村一二三产业融合发展和数字技术助力农业农村发展，《中国农村经济》始终站在理论研究和实践探索的前沿，为中国农村经济的发展提供了重要的智力支持和决策参考。在探索农村改革路径、总结改革经验、形成理论研究成果的过程中，《中国农村经济》逐渐塑造了独特的办刊特色。在过去40年的发展历程中，《中国农村经济》始终坚持理论与实践相结合的宗旨，特别关注农业农村改革与发展中亟待解决的重大理论、实践和政策问题，强调学术论文的应用价值，发表了一系列具有前瞻性、战略性和创新性的研究成果。近年来，《中国农村经济》还多次组织领域内相关专家与时俱进地解读党和国家的农业农村政策，并就农业强国建设、新质生产力、数字技术等新兴研究议题展开前瞻性的探讨。选题紧跟国家战略需求，向读者阐述国家在农业农村领域的最新政策和发展方向，有助于社会深刻领会国家战略的深远影响和重要意义。

二、在研究方法上兼容并包，因果关系研究范式从定性研究转向定量研究

40年来，《中国农村经济》始终紧跟学科发展的步伐，致力于推动农业经济研究范式的科学化与规范化。在实证研究的因果分析方面，随着统计数据的完善和微观的乡村及农户调研数据的不断积累，逐渐实现了从定性研究向定量研究的转型。研究方法也逐渐从以定性方法为主转向定性分析与定量分析相结合，再发展到以定量的实证研究为主。在定量研究方法上，整体趋势从相关性分析转向因果性分析，采用双重差分、断点回归等主流方法的文章不断增多。与此同时，随机干预试验和机器学习等前沿方法在部分“三农”研究领域开始得到应用。在数据层面，早期研究以省级数据为主，但随着数据资源的日益丰富，越来越多的研究开始采用乡村和农户等微观面板数据，提升了因果分析结果的可信度。

《中国农村经济》积极适应研究范式、方法和数据的转型，在提升中国农业经济研究的整体水平方面发挥了重要的推动作用。

三、在稿件录用方面以质量为标准，坚持以质取文和以公为本

四十不惑，《中国农村经济》编辑部办刊越来越专业。对“以论文质量为唯一标准”这一原则的坚守，为中国农村经济领域的学术研究成果发表营造了一片净土，确保所发表的成果经得起学术的检验和时间的考验。在稿件处理过程中，《中国农村经济》严格遵循公平、公正、公开的原则。编辑人员秉持专业精神，以严谨的态度对待每一篇来稿，不被非学术因素干扰；凡与文稿作者有师生关系、同门关系、亲属关系的责任编辑，均须主动申请回避。为了给更多学者提供公平的发表机会，编辑部

规定同一作者在该刊每年仅能以第一作者身份刊发一篇论文。在收稿选稿方面，对所有作者一视同仁，不设置任何学历、职称、资历、工作单位等门槛。这种公正的态度，不仅体现了刊物对学术的尊重，而且为广大作者提供了一个公平竞争的平台。在审稿方面，稿件需历经初审、二审、外审、三审、终审等多个环节，每个审稿环节都有不同的责任人员参与，层层递进地全面评审稿件。在校稿方面，历经加工、通读、校核等一系列精细的工作流程，编辑部以高度负责的态度，力求达到精益求精的出版标准。这种坚持和努力，对于中国农村经济学术研究的健康发展意义重大。它为学术界树立了良好的榜样，有助于营造一个风清气正的学术环境，弘扬严谨治学的优良学风。

四、在期刊功能定位方面与时俱进，为广大中青年学者提供学术成长平台

《中国农村经济》的40年，也是中国农村经济理论与实践不断创新和发展的40年。它汇聚了一大批国内外优秀的农村经济学者，形成了一个开放、多元、富有活力的学术交流平台。在这里，不同的学术观点相互碰撞，新的思想不断涌现，为中国农村经济研究体系的构建和完善奠定了坚实的基础。作为中国农村经济领域的重要学术阵地，《中国农村经济》始终致力于为中青年学者搭建优质的成长平台。对于中青年学者而言，能在该期刊上成功发表一篇文章，意义非凡。在学术竞争日益激烈的当下，有这样的发表经历可提升他们继续开展“三农”研究的积极性和自信心，促进他们在学术之路上茁壮成长，向着更高的学术高峰攀登。因此，《中国农村经济》在从事经济学研究的中青年学者心中有着极高的地位，是他们投稿的首选期刊之一。期刊发表过程中的多轮评审，不仅是对青年学者研究成果的检验，更是他们学习和成长的宝贵机会。专家们的评审意见能够帮助中青年学者发现自身研究的不足之处，进一步提升研究水平。随着时间的推移，可以明显地看到，中青年学者在《中国农村经济》上发表的论文数量呈现持续上升态势。越来越多的中青年学者的优秀论文发表在《中国农村经济》上，每一篇都凝聚着中青年学者的心血与智慧。此外，该刊还通过多种方式为中青年学者提供学术支持和互动交流机会。例如，定期举办学术研讨会，邀请国内外知名学者分享最新的研究成果和学术经验、组织审稿专家和编辑进行现场审稿等，以此促进中青年学者交流互动，助力拓宽学术视野。

在过去40年里，笔者以及笔者与学生们合作有幸在《中国农村经济》上发表学术论文19篇，涉及粮食安全、农村土地制度、农产品价格形成、农业供给侧结构性改革、种业振兴、数字技术等研究领域。这些论文的发表在一定程度上也反映了《中国农村经济》在议题选择上的包容性和前瞻性。上述论文的撰写和发表，不仅为笔者完善和深化研究思路和体系提供了机会，而且成为学生们学术训练与成长的重要机会。通过《中国农村经济》，笔者见证了许多学生的成长和转变，他们从初出茅庐的学术新手逐渐成长为能够独立开展研究的中青年优秀学者。这些学生中的许多人，现在已经成为各自领域的专家，在农业经济、农村发展等研究领域作出了贡献。在乡村振兴和农业农村现代化目标的指引下，相信《中国农村经济》能够继续发挥其学术引领作用，为推动中国农业农村经济研究的发展作出更大贡献，并越办越好！

（责任编辑：陈秋红）

《中国农村经济》创刊40年载文研究

——兼论中国“三农”研究发展

《中国农村经济》编辑部

摘要：对学科内代表性学术期刊长期载文情况做出系统梳理和纵贯研究，能从成果发表角度客观展示中国“三农”研究的历史演变，整体呈现学科发展状况和思想脉络。本文通过分析《中国农村经济》创刊以来的载文情况，展现中国“三农”研究40年来的基本态势、发展脉络、重点主题和核心特征，展望未来“三农”研究的重点，并论述“三农”研究的基本遵循。研究结果表明：中国“三农”研究力量持续发展，以黄祖辉、叶兴庆和钟甫宁等为代表的44位专家构成《中国农村经济》40年来的核心作者，作者来源单位类型以1998年为界由以各级党政机关、事业单位为主向以高等院校和科研院所为主转变；研究方法在20世纪90年代由以定性思辨性研究为主转向以定量研究为主；相关科研项目对“三农”研究的扶持力度在2004年后明显增长，包括国家社会科学基金、国家自然科学基金等在内的国家级基金是“三农”研究资金的主要来源；农村改革与发展、农村土地制度、农民收入与反贫困、农村劳动力转移、粮食安全和农业农村绿色发展是40年来中国“三农”研究的6个重点主题。40年来，中国“三农”研究在实践中不断丰富和发展，“三农”改革和发展实践在理论创新引领下不断推进，理论研究与实践探索的螺旋式上升是中国“三农”研究演进的核心特征。未来，应加强对农村基本经营制度、乡村产业高质量发展、土地制度改革、新型城镇化和城乡融合发展、强农惠农富农支持与共同富裕、数字乡村与智慧农业、农村金融改革、生态环境治理和生态保护、农村社会治理与文化建设等重点领域的研究。中国“三农”研究应持续注重批判性借鉴西方理论，坚持问题导向，正确看待研究方法，并重视中国特色“三农”研究自主知识体系构建。

关键词：“三农”研究 《中国农村经济》 载文

中图分类号：F32 **文献标识码：**A

[资助项目] 中国社会科学院农村发展研究所课题“《中国农村经济》创刊40年发展研究”。

[作者信息] 《中国农村经济》编辑部，中国社会科学院农村发展研究所，电子邮箱：ruraleconomy@cass.org.cn。作者感谢中国社会科学院农村发展研究所所长、《中国农村经济》主编魏后凯研究员对该文研究的指导，感谢中国社会科学院农村发展研究所熊小林、黄慧芬、张丽娟、鲍曙光、柯必在期刊历史资料的收集和整理中付出的努力，感谢中国社会科学院大学应用经济学院博士生慕天媛、上海财经大学财经研究所博士生张宽在期刊载文相关资料收集、数据整理和分析中提供的帮助。本文执笔：陈秋红、胡祎、柳荻、马太超、尚友芳。

一、引言

构建中国哲学社会科学自主知识体系，是新时代中国哲学社会科学发展的战略目标。面向中国农业农村现代化和乡村全面振兴的目标建构自主知识体系，既需要立足中国特色农业农村发展的历史和实践，也需要回溯、梳理和分析中国“三农”研究的学术演进。学术期刊是知识体系学科化、学科体系体制化的产物，是展示发布学术研究最新成果的基本平台，是学科体系的伴生物（秦开凤，2023）。对学科内代表性学术期刊长期载文情况做系统梳理和纵贯研究，有利于揭示中国“三农”研究的演变逻辑，为构建中国“三农”研究自主知识体系提供借鉴和启示。

客观地回顾过去，才能更好地做好当下，科学地研判未来。在从期刊载文视角对学科相关演进展开系统回顾和综合研究方面，学术界已经累积了部分研究成果，既有对单个期刊载文情况的分析，也有基于多个期刊的综合研究。在对单个期刊的分析方面，冯开文等（2014）、陈秋红（2014）分别以《中国农村经济》1985—2010 年、《中国农村观察》1995—2013 年的载文为研究对象，从研究主题、研究重点、研究方法、研究视角的演进方面分析了中国农业经济学、中国农村经济与社会研究的整体发展情况和变化趋势；段艳艳和陈秋红（2015）、李向毅等（2021）分别研究了《农业经济问题》2000—2014 年、2010—2019 年的载文特点、重要选题等；齐衡等（2022）分析了《农业经济与管理》创刊 12 年来的载文特征。在对多个期刊载文分析方面，陈秋红和朱侃（2018；2019）基于 1978—2017 年农业经济学科的高被引期刊论文数据，讨论了农业经济管理学科的总体发展状况、热点主题与研究前沿；朱侃等（2019）利用 1998—2017 年农业经济学的高被引论文数据，进一步考察了该学科的热点主题、发展脉络与未来趋势。这些研究为理解国内农业经济管理领域的发展提供了重要参考，但在时间跨度、分析深度等方面仍有进一步拓展空间。第一，所涉及的研究时期最长不超过 30 年，在从更长时间尺度对学科的研究脉络与发展趋势做出整体研判方面有改进空间。第二，已有成果更多研究样本期刊载文的演变特征，将载文演变与学科演进、实践发展结合起来的分析待进一步强化和深化。

研判某一领域学术研究的演进情况和未来发展趋势，较好的办法是将分析聚焦于相应学科领域内最具代表性的学术期刊，并将研究时段尽可能拉长。在农业经济管理学科，《中国农村经济》无疑是最具代表性的学术期刊。40 年来，《中国农村经济》始终秉承“追求卓越，砥砺前行；学术为本，观照现实；立足中国，放眼世界”的办刊理念，突出“理论探讨性、政策指导性、现实针对性、预测前瞻性”的办刊特色，紧跟时代前沿，围绕党和国家的重大战略部署，注重理论与实际相结合，注重改革与发展中迫切需要解决的重大理论、现实、政策问题的研究，注重论文的应用价值，注重改革与发展经验的总结和介绍，注重及时抓住经济运行中苗头性、倾向性的问题，以学术质量为稿件录用的根本标准，推出一大批研究中国实践、构建中国理论的高水平研究成果，为改革开放以来中国“三农”改革发展的生动实践提供了理论支持，对 40 年来“三农”改革发展中的创造性实践和创新性经验做出了规律探索，为党和国家“三农”领域的重大决策提供了参考和借鉴。

《中国农村经济》创刊 40 年来的发展产生了广泛而深刻的学术影响和社会影响，主要有：第一，促进学术发展。《中国农村经济》汇聚了“三农”研究的诸多专家学者，刊载了诸多有政策高度、思

想深度、理论厚度和实践温度的优秀论文。这些论文选题广泛，紧跟时代前沿，多篇文章获得“中国农村发展研究奖”等奖项^①，引领“三农”研究向更高站位、更广领域、更贴近中国实际的方向发展。第二，推动相关实践发展。党政机关和各级政策研究部门是《中国农村经济》读者群体的重要构成。

《中国农村经济》注重农村改革与发展经验的总结和介绍，长期以来突出载文的现实针对性和政策指导性，加强对中国“三农”实践与发展经验的理论总结和规律提炼。编辑部也积极推动将载文中具有创新性、启发性，对党和国家决策具有潜在参考价值的思想、理论、观点进行摘编，报送国家相关政策部门，对“三农”改革发展的政策实践产生了深远影响。第三，促进人才培养。《中国农村经济》在“三农”研究人才培养方面发挥了重要作用，已经成为从事“三农”研究以及经济学研究的专家学者发表论文的重要平台，见证了诸多专家由学生、青年学者成长为领军人才、权威专家的过程。

因此，通过呈现《中国农村经济》创刊以来载文作者及其单位、资助基金、关键词等要素的演变情况，可以透视“三农”研究 40 年来的总体态势和演变规律。在《中国农村经济》迎来创刊 40 周年之际，本文利用文献计量和定性分析相结合的方法，以《中国农村经济》40 年来的载文为研究对象，展现 40 年来国内“三农”研究的发展脉络、核心主题和关键特征，以期助力中国“三农”研究自主知识体系构建。本文研究主要开展以下四个方面的工作：第一，对《中国农村经济》40 年载文的作者、研究方法、基金资助等情况进行全面分析和客观评价；第二，对《中国农村经济》40 年载文的关键词进行聚类分析，梳理中国“三农”研究 40 年的发展脉络、重要主题和不同时期的研究重点；第三，从理论研究与实践探索互动视角，总结 40 年来中国“三农”研究的核心演进特征；第四，展望未来中国“三农”研究的重点，结合办刊实践提出“三农”研究的基本遵循。

二、《中国农村经济》40 年载文的基本情况

1985 年 1 月至 2024 年 7 月，《中国农村经济》共出版 475 期，刊载学术论文 5702 篇（不包括 317 篇非学术论文^②），年均载文约 143 篇，期均载文约 12 篇。从变化趋势看：《中国农村经济》的期均载文篇数呈下降趋势，由 1985 年的 20.3 篇下降到 2004 年的 12.3 篇，再下降到 2023 年的 9.5 篇；相应地，平均篇幅呈明显增长趋势，从 1985 年的 2.5 页增至 2004 年的 5.3 页，再增至 2023 年的 19.0 页。论文平均篇幅的增长，在一定程度上反映了论文的表现形式、研究方法的变化。《中国农村经济》创刊早期的载文与当时其他期刊的论文主流风格基本一致，以观点性论文为主，定性分析是主要研究方法，量化分析多为描述性统计。近 20 年来，随着实证主义的兴起、研究范式的变革，学术论文大量采用调查数据进行计量分析，也有部分做案例研究，从数据和实践层面对观点加以论证。理论模型推演、公式和图表的增加，推动了篇幅的增长。为了给高质量论文创造更多发表机会，《中国农村经济》历经 4 次扩版，版面由最初的 64 页依次增至 80 页（1996 年初）、96 页（2009 年初）、144 页

^① 《中国农村经济》载文获“中国农村发展研究奖”的情况详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的表 1。

^② 包括卷首语、投稿须知、征订启事、年总目录、通知、获奖通知、重要启事、会议通知、书讯等。

（2018 年初）和 184 页（2023 年）^①。为提高版面利用效率，从 2023 年开始，《中国农村经济》引导作者将因篇幅限制而无法在正文展示的内容以附录形式呈现，上传期刊官网并在中国知网增强出版，实现了出版的扩展。由于国家和社会各界对“三农”相关工作重视程度逐渐上升，相关基金或项目对“三农”研究的资助数量增多。并且，研究生毕业和教师职称评定在论文发表方面的要求较高，对在社会影响广泛、受认可程度高的权威期刊上发表成果的需求明显增多。得益于扩版和内容数字出版的扩展，《中国农村经济》的来稿采用率从 2010 年的 1.64% 提升至 2023 年的 5.46%，2019—2023 年来稿采用率平均为 5.20%。

回瞰《中国农村经济》40 年载文的整体情况，可以从研究力量、研究方法和研究资金来源三个方面观察“三农”研究的整体态势和历史演变。

（一）研究力量的发展

1. 核心作者群。创刊 40 年来，共有 6701 位作者在《中国农村经济》上发表论文，中国“三农”研究力量持续发展。其中，发表 1 篇论文的作者有 5345 位，占比达 79.76%。由于对作者不设置投稿门槛，《中国农村经济》吸引了大量来稿，作者群体广泛。在仅考虑第一作者的情况下，《中国农村经济》40 年共有 3613 位第一作者，最高产的第一作者发表论文 20 篇。依据普赖斯计算公式计算^②，核心作者临界篇数为 8 篇，发表过 8 篇及以上论文的作者可被纳入《中国农村经济》40 年来的核心作者范畴。经统计，《中国农村经济》创刊 40 年来的核心作者（第一作者身份）共有 44 位，占 1.22%。这些核心作者及其在《中国农村经济》发表论文数量情况见表 1。

表 1 《中国农村经济》创刊 40 周年以来的核心作者统计

作者	载文数量（篇）	作者	载文数量（篇）	作者	载文数量（篇）	作者	载文数量（篇）
黄祖辉	20	李炳坤	13	万宝瑞	11	杜志雄	8
陈吉元	17	纪永茂	12	顾益康	10	冯海发	8
陈劲松	17	柯炳生	12	马恩成	10	林万龙	8
叶兴庆	17	马晓河	12	孙自铎	10	牛若峰	8
钟甫宁	17	闵耀良	12	檀学文	10	潘劲	8
郭书田	16	张晓山	12	郑重	10	宋洪远	8
韩俊	15	蔡昉	11	王西玉	9	王耕今	8
李周	15	陈锡文	11	叶敬忠	9	吴峻	8
魏后凯	15	王贵宸	11	周曙东	9	杨继瑞	8
郭晓鸣	14	杜晓山	11	艾云航	9	苑鹏	8
张红宇	14	郭红东	11	麋国柱	9	张庆忠	8

^①单篇论文篇幅增加和期刊扩版是经济研究领域高质量期刊的共性特征。例如，《经济研究》历经 5 次扩版，从 2001 年 80 页逐步扩展至 2017 年的 213 页并延续至今；《经济学（季刊）》历经 3 次扩版，从 2005 年 257 页逐步扩展至 2008 年的 386 页，且在 2020 年、2021 年两次调整刊期，由每年 4 期调整至每年 5 期、每年 6 期。

^②计算公式为 $N = 0.749\sqrt{n_{\max}}$ 。其中， N 为核心作者临界篇数，通常向上取整； $n_{\max}$ 为所统计时期中最高产作者的论文数。

2. 作者所属单位分析。分析作者的单位分布情况，有助于全面了解农经学科的科研力量构成及其变化，并识别高产单位。本文首先识别《中国农村经济》40年载文的第一作者单位（以下简称“第一单位”），然后对第一单位的情况进行分类汇总。

创刊以来，《中国农村经济》载文中具有明确单位的载文共计5478篇^①，这些载文涉及1448家单位，其中，海外单位共35家、港澳台单位共5家。从第一单位的类型看，可以将研究力量划分为高等院校、机关事业单位、科研院所以及其他单位^②。其中，以高等院校为第一单位的有2470篇（占45.09%），以机关事业单位为第一单位的有1708篇（占31.18%），以科研院所为第一单位的有1068篇（占19.50%），以其他单位为第一单位的共232篇（占4.23%）。来自高等院校的作者在《中国农村经济》发表的论文数量约占《中国农村经济》40年来载文量的“半壁江山”，原因可能是：一方面，中国高等院校数量众多，师资科研力量强大；另一方面，高校职称评审对科研成果的要求逐渐提高，促使高等院校作者发表的论文成果愈发丰硕。除高等院校外，各级党政机关和事业单位、科研院所也是《中国农村经济》重要的论文来源单位类型。

从具体来源单位的构成情况看，《中国农村经济》创刊以来，载文量排名前十的单位分别为中国社会科学院农村发展研究所、农业农村部（原农业部）农村经济研究中心、南京农业大学、中国农业大学、浙江大学、中国人民大学、中国农业科学院、华中农业大学、西北农林科技大学和华南农业大学。40年来，这10家单位共计在《中国农村经济》发表论文1996篇（占36.44%），既是《中国农村经济》载文的高产单位，也是“三农”研究领域的重要力量。

为进一步观察不同时期不同类型研究力量的演变趋势，本文基于每年的统计数据，进一步刻画了40年来各类型单位作者的发文占比情况（见图1）。具体而言，1998年以前，第一单位为机关事业单位的占比始终大于高等院校、科研院所，在1990年甚至达到61.18%。这体现了《中国农村经济》的办刊特色——除重视理论探讨外，还重视载文对实践的指导作用，注重政策指导性、现实针对性和预测前瞻性。《中国农村经济》创刊早期正是改革开放在农村取得丰硕成果的初期，来自党政机关和各级政策研究部门的作者基于对政策的系统理解和对实践问题的深入了解，执笔为国家的“三农”事业贡献智慧，在《中国农村经济》上发表了大量富有价值的研究成果。20世纪末开始，西方主流经济学研究范式在中国广泛传播，中国的经济学研究范式逐渐发生变化。《中国农村经济》载文的学术规范化程度不断提升，计量研究方法、案例研究方法被大量应用。同时，中国的高等教育体系经历了改革和快速发展，高等院校在科研经费、学生培养和人才引进等方面得到更多支持，这使高等院校在学术研究上有了更强的竞争力，从而逐步成为《中国农村经济》载文单位的主要构成。

^①由于年份较早的会议综述等载文的部分单位名称缺乏足够有效信息，无法识别，本文研究中予以删除。

^②高等院校指由教育部统计的普通高等学校、成人高等学校、军事高等学校以及海外高校；机关事业单位包括各级政府部门和事业单位；科研院所主要包括中国社会科学院和地方社会科学院以及中国科学院、中国农业科学院及其下属科研机构等；其他单位包括各类国有企业、民营企业等。

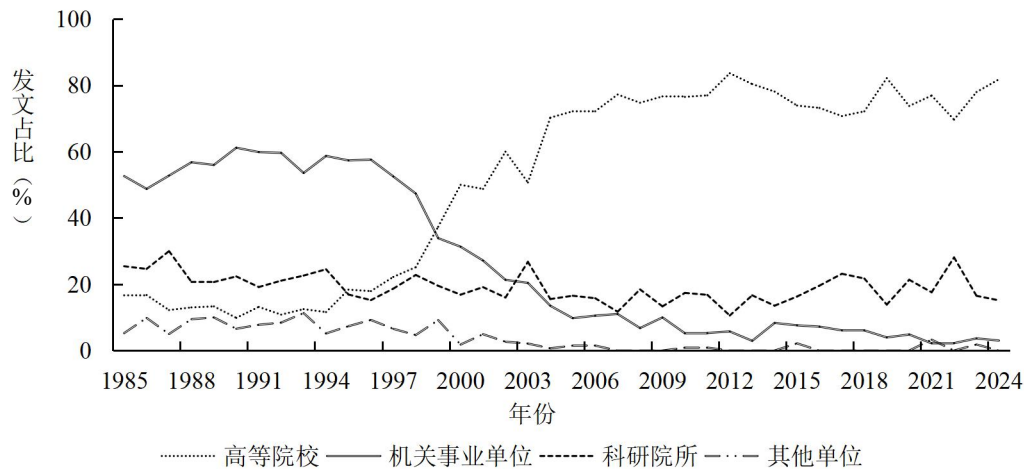


图1 《中国农村经济》40年载文的来源单位类型演变

3. 作者合作情况。合著率和合作度^①是文献计量学中分析作者合作情况的两个重要指标。从平均值来看，《中国农村经济》40年来的论文合著率为47.33%，合作度为1.72，合作程度较高。从演变趋势看，两个指标均呈明显上升趋势，尤其是2000年以来，两个指标上升速度较快。1985—2000年，这两个指标的平均值分别为29.80%和1.43；2001—2024年，这两个指标的平均值分别为73.46%和2.30^②。这两个指标的较快增长是农业经济类重要期刊载文甚至经济学研究成果的共性特征^③。

从合作人数来看，2004年以前，《中国农村经济》载文主要为独著，独著论文占比超过50%。2004年之后，多人合作的情况增多，主要以2人或3人合作为主，占比约50%。近十年来，4人及以上作者合作的论文有所增多，2015—2024年平均占比为16.64%。《中国农村经济》对论文作者的身份、数量没有限制，其载文合作程度升高的主要原因可能是：第一，不同学科的联系越发紧密，《中国农村经济》载文涉及的学科交叉情况越来越多，这就需要不同学科领域的专家学者合作研究；第二，研究范式变化对载文提出了更高要求，理论分析、实地调查、数据处理、实证研究等多项工作由各有所长的更多人员共同承担的情况增多；第三，随着教育改革的推进，研究生招生规模扩张，学生毕业和教师职称评定对学术成果发表均有一定要求，中青年教师之间的合作以及导师与学生的合作情况增多。

（二）研究方法的演进

基于对表征研究方法的关键词的时序演变状况的分析，并查阅《中国农村经济》载文原文，可以将《中国农村经济》载文在研究方法方面的演进分为两个阶段：一是《中国农村经济》创刊前十年（1985—1994年）。这一时期的载文多为思辨性论文，以定性分析为主，主要阐释作者对政策的

^①合著率指合著论文在所有学术论文中所占的比例，合作度指平均每篇论文的作者人数。

^②本文梳理了历年作者合作情况，详细结果见中国知网或《中国农村经济》官网本文附录1中的表2和图1。

^③例如，1996—2000年、2000—2014年《农业经济问题》载文的合著率和合作度两个指标值分别为35.09%和1.58（岳丽君等，2001）、53.94%和1.82（段艳艳和陈秋红，2015）。

理解和对实践规律的归纳，纯观点类文章占比超过一半（54.84%）。这些载文多由党政机关、各级政策研究部门工作人员或基层干部撰写，特点是贴近政策、贴近实际，既能够反映作者对“三农”实践问题的深刻思考，也能为“三农”发展政策的制定提供重要参考。在这一时期，田野调查是最常用的研究方法，使用田野调查方法的论文占比为 38.27%，该方法在研究农业农村经济社会运行和政策分析中发挥着重要作用。案例分析方法在这一时期开始出现，案例类研究载文占比为 6.84%。

二是 20 世纪 90 年代以后。受西方经济学研究范式的影响，定量研究类论文增多，研究方法也从以定性分析为主转向以定量研究为主。参考 Killick et al.（2012）的做法，本文使用 Pruned Exact Linear Time 算法和 Bayesian Information Criterion 惩罚准则，对 1995 年以来《中国农村经济》载文中排名前十的研究方法进行突变检测，结果如图 2 所示。

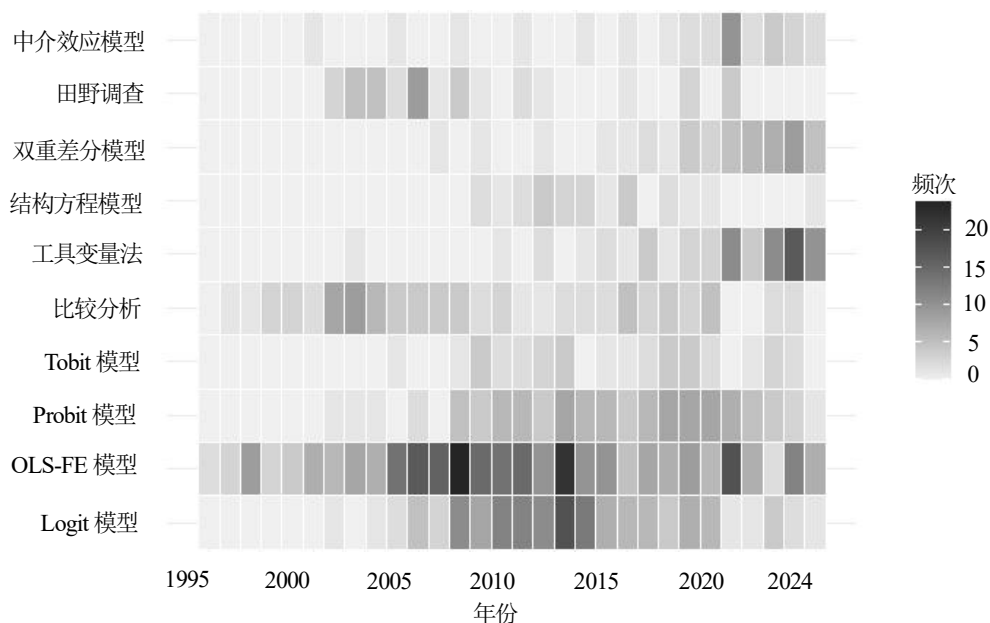


图 2 《中国农村经济》1995—2024 年载文所用研究方法突变图

图 2 显示，多数研究方法的突变时间集中在 2000—2010 年。这表明，该时期是定量分析方法逐步普及和发展的关键阶段。2000 年以来，随着各种计量统计软件的广泛应用以及数据可获得性的增强，研究者利用计量模型实现数据分析变得更加容易。OLS-FE 模型、Probit 模型、Logit 模型、Tobit 模型、双重差分模型、结构方程模型等，作为基础的计量经济学模型，被广泛使用。随着空间经济学、实验经济学、大数据与人工智能技术的发展，采用空间计量模型、实验经济学方法、机器学习方法的研究逐渐增多。

从数据来源情况看，调查数据、政府等机构的统计数据 and 实验数据是 3 个重要来源，其中，调查数据是《中国农村经济》载文最主要的数据来源。受新冠疫情等因素的影响，基于一手调查数据开展研究的载文在 2020—2023 年的占比明显下降。

定性研究与定量研究各有优劣。定性研究可以更多融入作者对实践和政策的思考，能够更为灵活深入地分析问题，尤其是在数据缺乏或者数据获取不便的情况下。随着各类计量分析工具的快速发展，

定量研究方法被广泛使用，应用计量经济模型分析经济问题，能得出稳定、合理、可靠的参数估计值，能大幅提升研究的科学性和精准度，进而为政策分析提供重要参考。综合来看，随着大数据、人工智能时代的到来以及学术研究学科交叉性特征的凸显，农经领域研究定量化趋势将继续存在。从来稿的整体情况看，在这一趋势下，学术界一定程度上存在“唯定量化”、定量研究视角狭窄化、政策量化评估单一化、宏观全局性视野不足等问题值得重视。

（三）受基金资助情况的演变

总体来看，《中国农村经济》自 1988 年开始有载文受到基金资助，但受到基金资助的论文占比较低，2000 年之前均不超过 10%。随着中国社会科学研究的高速发展，国家级、省部级、地市级等各个层面的科研支持力度逐步加大，受基金资助论文数量和资助论文研究的基金项目数量均呈现快速增长。以 10 年为阶段进行划分，1985—1994 年、1995—2004 年、2005—2014 年、2015—2024 年 4 个阶段《中国农村经济》受基金资助论文占比分别为 0.21%、11.14%、61.74%和 82.03%^①。

从受基金资助的载文分布情况看：2000 年以前，载文最多仅获得 1 项基金资助；2000 年后，开始出现载文获得 2 项基金资助的情况；从 2004 年开始，得到 3 项及以上基金资助的载文数量逐渐增多。2004 年 3 月中共中央发布的《关于进一步繁荣发展哲学社会科学的意见》强调，必须进一步提高对哲学社会科学重要性的认识，大力繁荣发展哲学社会科学^②。由此带来哲学社会科学相关科研项目扶持力度加大，推动了载文中受基金资助论文占比（受资助论文在当年全部论文中的占比）的提升以及同时受到多项基金资助的论文数量的增加。2012—2016 年，《中国农村经济》每年的载文中得到 4 项及以上基金项目资助的载文均为 10 篇以上。为防范友情列挂、虚假列挂基金项目情况等学术不端行为，根据中国社会科学院相关管理规定，《中国农村经济》编辑部从 2017 年起严格审查论文与其受资助基金项目在主题上的关联性，并限制所列资助基金项目或课题的数量。因而，在 2017 年后，《中国农村经济》载文中受 4 项及以上基金资助的载文量显著减少，且受基金资助论文的篇均项目数在波动中基本稳定。

创刊 40 年来，《中国农村经济》刊发的论文在研究中总计受到 3322 项基金项目的资助，其中，国家自然科学基金项目和国家社会科学基金项目最多，两者合计占比达 45.54%。按受资助的基金项目数排名，接下来依次为教育部人文社会科学研究项目（6.29%）、农业农村部（原农业部）资助项目（3.49%）、中国社会科学院资助项目（3.34%）、中国博士后科学基金资助项目（1.60%）、科技部资助项目（1.57%）、中央高校基本科研业务费专项资金项目（1.54%）、教育部新世纪优秀人才支持计划项目（1.11%）、江苏高校优势学科建设工程项目和教育部哲学社会科学研究项目（0.87%）。这些均是《中国农村经济》载文受资助的重要基金项目来源。

^①每年的受基金资助论文数、资助基金项目总数、载文总数、基金论文比、篇均基金数、基金项目分布情况等详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的表 3。

^②参见《中共中央发出关于进一步繁荣发展哲学社会科学的意见》，https://www.gov.cn/test/2005-07/06/content_12421.htm。

按照国际项目^①、国家级项目^②、省部级项目、地市级项目、院校级项目、其他项目^③对资助项目类型进行划分的结果表明，在资助基金项目，国家级项目占比最高，达到 51.93%；省部级项目次之，占比达到 35.37%。二者合计占比高达 87.30%，远高于《科技期刊学术类质量要求及其评估标准》对优秀期刊的评定标准^④。院校级项目占比为 8.91%，国际项目占比为 2.71%，市级项目占比为 0.57%，其他项目占比为 0.51%。据统计，国家社会科学基金的资助经费从设立之初的每年 500 万元^⑤增加到超过 10 亿元^⑥，年度资助项目数量从 1991 年的 604 项^⑦增加到 2023 年的 5132 项^⑧；国家自然科学基金的资助经费从 1986 年的 8000 万元增加到 2023 年的 318.79 亿元，年度资助项目数量从设立初期的 3433 项（王新等，2016）增加至 2023 年的 52547 项^⑨。国家社会科学基金和国家自然科学基金的资助金额与资助项目数量的增长，反映了国家对科学研究和科技创新的重视。

根据资助项目类型的演变情况，可以将《中国农村经济》自 1988 年以来载文受基金资助情况的演进分为三个阶段（见图 3）。第一，初步发展阶段（1988—1999 年）。该阶段各类别基金项目较少，以国家社会科学基金和国家自然科学基金资助的项目为主，基金资助覆盖面窄，科研投入规模有限，科研资助处于探索和初步发展阶段。第二，快速增长阶段（2000—2009 年）。21 世纪初，随着经济的快速增长、科技体制改革的持续深化以及国家对科技创新支持力度的加大，科研资助进入快速增长期。在此阶段，省部级项目在科研基金资助项目中占比较高：一方面，地方政府开始通过加大科研投入来推动区域经济发展、产业升级和自主创新；另一方面，各部委重视通过重点课题研究为相关政策实践提供参考和建议。第三，深化发展阶段（2010 年至今）。2010 年以来，国家级项目占比持续上升，2012 年中国实施创新驱动发展战略，进一步推动了对科学研究和科技创新的支持。表现在期刊载文上，《中国农村经济》受国家社会科学基金和国家自然科学基金资助的项目数量和受资助论文比保持增长态势。

^①包括世界银行、亚洲开发银行、福特基金会、加拿大国际发展研究中心和其他国际组织资助的项目以及中外合作科研项目等。

^②包括国家社会科学基金、国家自然科学基金、国家软科学基金、国家留学基金资助项目、中央高校基本科研业务费专项资金项目、“211 工程”“985 工程”专项资金项目、国家基金会资助项目等。

^③包括中国人民银行、中国保险学会、安徽省保险学会等组织资助的项目。

^④依据该文件，学术类科技期刊载文中，国家级和省部级基金资助的比例超过 40% 的期刊可以评为“优”，该比例为 5%~40% 的期刊可以评为“良”，该比例小于 5% 的期刊则评为“差”。

^⑤资料来源：《全国社科规划办公室主任张国祚谈国家社科基金管理工作的三大变化》，<https://skc.snnu.edu.cn/info/1007/1298.htm>。

^⑥根据 2023 年立项数量及每种基金资助费用金额估算。

^⑦资料来源：《国家社科基金项目数据（1991—2021 年）》，<https://www.macrodats.cn/article/2942>。

^⑧根据 2023 年国家社会科学基金各类项目汇总得到。资料来源于全国哲学社会科学工作办公室网站（<http://www.nopss.gov.cn/GB/index.html>）。

^⑨资料来源：《新中国档案：设立国家自然科学基金委员会》，https://www.gov.cn/test/2009-11/03/content_1455268.htm；《国家自然科学基金 2023 年资助经费约 318.79 亿元》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202403/content_6942544.htm。

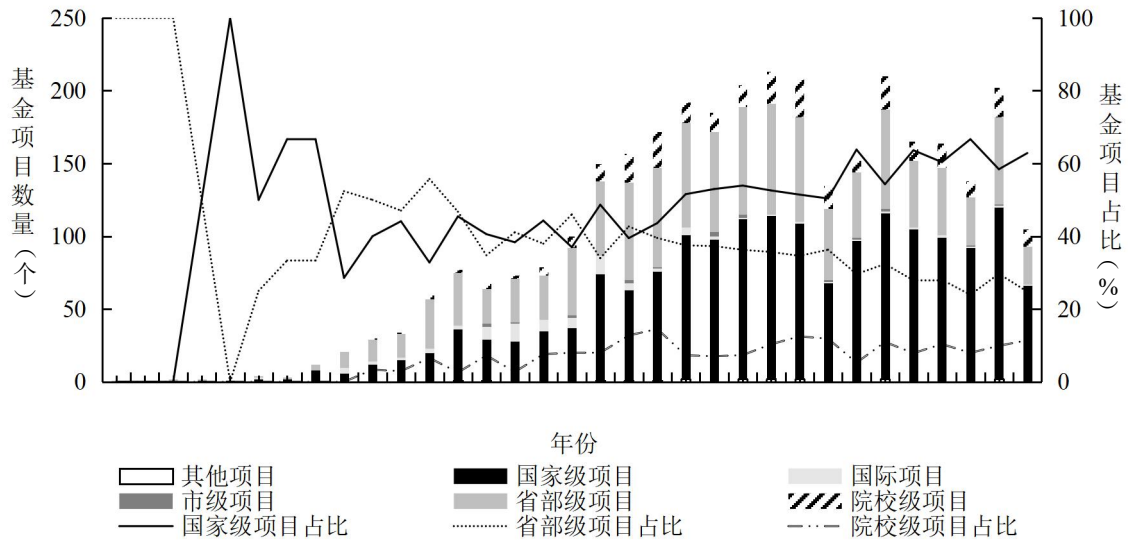


图3 《中国农村经济》40年载文受资助基金项目的演进情况

三、《中国农村经济》40年载文的阶段性特征

作为“三农”研究领域的权威学术期刊，《中国农村经济》创刊40年来载文关键词的演变情况可以在一定程度上反映中国“三农”研究40年来的发展脉络和阶段性特征。对载文关键词的分析结果显示（见表2），《中国农村经济》创刊40年来载文中出现频次最多的关键词依次为劳动力转移、乡镇企业、改革、农业产业化、农户、家庭承包责任制、农业、农民增收、农村经济、市场经济。这些关键词初次出现的具体时间和集中呈现的时间不同，既有一些贯穿始终的重点词和热点词，如劳动力转移、农民增收、粮食安全等；也有一些阶段性热点词，如乡镇企业、商品经济、合作经济等。通过这些关键词，大致可以勾勒出40年来中国“三农”研究的梗概和脉络。

表2 《中国农村经济》创刊40年载文高频关键词分析

	1985—1990年	1991—1995年	1996—2000年	2001—2005年	2006—2010年	2011—2015年	2016—2020年	2021—2024年
出现 频次 排名 前十的 关键词	劳动力转移 (210)	农业产业化 (130)	粮食安全 (61)	食品安全 (33)	农地流转 (47)	社会资本 (14)	乡村振兴 (44)	数字经济 (9)
	乡镇企业 (180)	农民增收 (90)	可持续发展 (50)	比较优势 (26)	新农村建设 (32)	气候变化 (10)	农村电商 (15)	农业强国 (7)
	改革 (154)	产权制度 (62)	农民专业合作社 (40)	人力资本 (21)	技术效率 (27)	农业生产 效率(8)	多维贫困 (11)	数字金融 (7)
	农户 (120)	股份合作制 (51)	农村居民 (36)	“三农”问题 (20)	全要素生产 率(26)	参与意愿 (8)	相对贫困 (11)	革命老区 (6)
	家庭承包责任 制(113)	农业政策 (43)	农业保险 (34)	浙江省 (19)	收入 (22)	农业面源 污染(7)	农地确权 (10)	数字乡村 (6)

表 2（续）

出现频次排名前十的关键词	农业（103）	农业税费改革（31）	农业结构调整（32）	农业上市公司（14）	结构方程模型（18）	选择实验（7）	城乡融合发展（10）	小农户（7）
	农村经济（83）	市场化（29）	粮食流通体制（32）	国有粮食企业（13）	需求（16）	SPS 措施（6）	种植结构（9）	数字鸿沟（6）
	市场经济（83）	技术进步（29）	日本（27）	小额信贷（13）	农户收入（16）	老龄化（6）	空间溢出效应（8）	县域（7）
	农业现代化（82）	发展趋势（26）	交易成本（25）	农业信息化（11）	大豆（13）	储蓄率（4）	普惠金融（10）	数字普惠金融（4）
	粮食生产（78）	共同富裕（23）	土地承包经营权（21）	乡村治理（8）	新型农村合作医疗（11）	农业生产资料价格（3）	农业机械（8）	数字化转型（4）

注：①表中括号内为关键词出现的频次；②关键词落在某个年份区间表示该关键词首次在这个时期的载文中出现；③每列按照关键词出现频次的顺序自上而下排列。

在中国农业农村发展改革的历程中，基于不同的现实状况和发展目标，大致可以将 1985—2024 年分为 3 个不同的时期：1985—2005 年的农村市场化改革时期，2006—2017 年的社会主义新农村建设时期和 2018—2024 年的乡村振兴时期。本文接下来基于不同时期《中国农村经济》载文关键词的特点，对 3 个时期“三农”研究的重点展开分析。

（一）农村市场化改革时期（1985—2005 年）

1985 年是《中国农村经济》创刊之年，同时也是中国农村发展的重要时间节点。这一年，中共中央、国务院颁布《关于进一步活跃农村经济的十项政策》，将农村推行的家庭联产承包责任制进一步系统化，提出进一步活跃农村经济的十项政策。这是中国农村从计划经济向市场经济过渡的重要一步。农产品统购派购制度被取消，取而代之的是合同定购和市场收购，农民被赋予更多自主权，农村的产品和要素逐渐市场化，标志着农村市场化改革的开端。

从《中国农村经济》载文的关键词来看，在这一时期的研究中，出现频次排名前十的关键词分别为：乡镇企业、改革、农业产业化、家庭联产承包责任制、劳动力转移、市场经济、农业、商品经济、农村经济、农业现代化。大量关键词首次出现在《中国农村经济》创刊年份。这一年出现的很多关键词，如改革、劳动力转移、农业现代化、城市化等，在后续 40 年的“三农”研究中都是重点。也有部分关键词仅是阶段性的重点主题词，如乡镇企业、家庭联产承包责任制、商品经济等。此后出现且受到较多关注的关键词包括市场经济（1987 年出现）、产权制度（1989 年出现）、农民增收（1992 年出现）、农业产业化（1993 年出现）、可持续发展（1996 年出现）、粮食安全（1998 年出现）、农业结构调整（1999 年出现）等。这一时期的关键词和主题构建起中国“三农”研究的整体框架。

1985—2005 年，中国的农业农村形势发生了一系列新变化，也产生了一系列新问题，当时的学者围绕这些问题展开了大量研究。一是家庭联产承包责任制的深化。1978 年开始实行的家庭联产承包责任制极大地激发了农民的积极性，提高了农业生产效率。1985 年以后，这项制度得到进一步巩固和发展，对农业生产的组织形式和经营方式产生了深远影响。未来这一制度如何进一步完善并持续适应新

形势新变化？围绕相关问题，大量学者对农村改革与发展以及土地制度展开研究。二是乡镇企业的崛起。这一时期，乡镇企业迅速发展，不仅解决了大量农村剩余劳动力的就业问题，还促进了农村地区的工业化进程。乡镇企业应该采取何种发展模式？如何提高其经济效益？乡镇企业在农村经济结构转型中应该发挥什么样的作用？这些问题吸引学术界围绕乡镇企业发展展开了大量研究。三是农村市场化改革的推进。随着中国经济向市场经济体制的过渡，农产品价格逐步放开，市场机制开始在资源配置中发挥基础性作用。在这一进程中，如何构建适应市场经济的农业生产经营体系？这一问题吸引学术界围绕农业产业化、农产品流通等问题展开了大量研究。四是城镇化的影响。城镇化进程加快导致人口大规模地从农村流向城市。这种迁移对农村社会结构、家庭关系乃至教育医疗等公共服务会产生什么影响？这些问题吸引学术界围绕农村劳动力转移和城乡关系展开了重点研究。

（二）社会主义新农村建设时期（2006—2017 年）

2005 年 10 月，党的十六届五中全会提出了“建设社会主义新农村”这一时代课题。2007 年 10 月，党的十七大报告进一步强调要统筹城乡发展，推进社会主义新农村建设。2008 年 10 月，党的十七届三中全会通过《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，进一步明确了推进中国农村改革发展的总体思路，提出了一系列建设社会主义新农村的新思路、新举措。“建设社会主义新农村”这一重大历史任务的提出，标志着党对“三农”工作的重视达到了一个新的高度，中国进入促进农村全面发展和统筹城乡经济社会发展的新时期。

从《中国农村经济》载文的关键词来看，在这一时期的研究中，出现频次排名前十的关键词依次为劳动力转移、农户、新农村建设、农村居民、农地流转、农产品贸易、农民专业合作社、食品安全、农民、技术效率。这一时期的研究，虽在一定程度上继承和延续了上一时期的整体框架，如对劳动力转移的研究、对粮食安全问题的研究等，但更多的是研究主题上的拓展和创新。农户、农村居民、新农村建设、农产品贸易、农地流转、农民专业合作社等重要关键词的出现，标志着这一时期研究的重点主题已经随着农业农村发展阶段的变化而发生了改变。在这一时期，2006 年出现的劳动力转移、农户、新农村建设、农产品贸易、食品安全、农民增收等关键词成为整个时期的重点研究主题。此外，2007 年出现的农地流转、2008 年出现的农民专业合作社、2013 年出现的粮食生产、2015 年出现的家庭农场等关键词所体现的主题，也受到学术界较多关注。

社会主义新农村建设目标的提出，对农业农村发展产生了深远影响。围绕如何实现社会主义新农村建设的目标，学术界从不同角度展开了大量研究。在生产发展方面，学者主要从技术、土地和组织制度角度展开分析。首先，得益于家庭承包经营制度对劳动力积极性的激发，以及农业生产中化肥农药的大量投入，中国农业产量持续增长，基本解决了吃饭的问题。但是，这种靠增加投入形成的农业增长也带来了环境污染和不可持续的问题，因此，学术界在这一时期对农业生产的关注转移到通过技术进步减少化学品投入并提高农业全要素生产率上来。其次，在农户经营规模普遍偏小，且大量农村劳动力进城务工导致土地抛荒的背景下，如何通过土地流转实现适度规模经营进而提高农业生产效率也是当时被重点讨论的主题。再次，新型农村集体经济模式或合作机制方面的实践探索，对激发乡村

活力具有积极作用，因此，在这一时期，关于蓬勃发展的农民专业合作社如何更好发挥作用的问题吸引了大量学者展开研究。最后，如何通过农村劳动力向非农部门转移实现农民增收和摆脱贫困也是当时讨论的热点主题。此外，随着对西方经济学定量研究范式的引进，国内经济学研究不断规范，对微观农户经济行为展开的实证研究也在这一时期逐渐成为热点。这些研究有助于深入理解农户决策行为背后的理论逻辑，有利于为制定更加精准有效的政策措施提供依据。

（三）乡村振兴时期（2018—2024 年）

2017 年 10 月，党的十九大报告正式提出实施乡村振兴战略，旨在通过全面振兴乡村更好地解决“三农”问题，促进城乡融合发展，实现农业农村现代化。2018 年的中央“一号文件”《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》对乡村振兴战略的实施作出了具体部署。乡村振兴战略对乡村的发展提出了更加全面的目标，包括产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个方面；不仅关注脱贫地区的持续发展，还着眼于所有乡村地区的发展，力求缩小城乡差距，促进城乡融合发展；除了继续推动乡村物质条件的改善，还特别重视乡村精神文化的繁荣和发展。

在中国农业农村发展进入追求全面振兴的新时期，《中国农村经济》载文中出现频次排名前十的关键词依次为乡村振兴、劳动力转移、粮食安全、共同富裕、农地流转、农民增收、农户、农村电商、城乡差距、相对贫困。其中，劳动力转移、粮食安全、农民增收、农户等关键词不仅是这一时期的研究热点，也是整个 40 年的研究重点。而这一时期新出现的乡村振兴、共同富裕、农地流转、农村电商、城乡差距、相对贫困等关键词，则具有明显的时代特色。这一时期的“三农”研究，还具有主题集中度非常高的特点。整个时期的 5 个最重要关键词，即 2018 年出现的乡村振兴和劳动力转移、2020 年出现的粮食安全、2022 年出现的共同富裕、2023 年出现的数字经济，关涉这一时期《中国农村经济》占较大比例载文的研究主题。

这一时期的“三农”研究主要围绕以下四个方面内容展开。

首先，乡村振兴和共同富裕。2018 年之后，乡村振兴和共同富裕成为中国式现代化的重要组成部分，而且，农村又是实现共同富裕的难点和短板，因此，大量学者致力于探讨如何实现这两大目标。

其次，数字经济与数字乡村。数字技术的发展为农业农村带来了新的机遇。通过应用大数据、物联网、人工智能等现代信息技术，不仅可以提高农业生产效率，促进农产品流通，推动农业产业升级，还能实现乡村数字化管理，提高治理效率。因此，数字经济与数字乡村成为这一时期的重点研究主题。

再次，粮食安全和食物安全。中国作为人口大国，确保足够的粮食供应始终是国家安全的重要组成部分。在践行大农业观、大食物观的背景下如何保障粮食安全和食物安全？在气候变化和资源约束的背景下如何进一步提升农业生产效率、实现耕地有效利用？这些问题在这一时期受到持续而广泛的关注。

最后，农村劳动力流动、就业和福祉。随着工业化和城镇化的发展，农村劳动力大规模向城市转移，这一过程涉及的就业机会创造、社会保障体系建设等问题，直接关系到农民工及其家庭的生活状况，将对城乡经济社会结构产生深远影响，因此，农村劳动力流动、就业和福祉依然是这一时期“三农”研究的重点和热点。

四、《中国农村经济》40 年载文的重点主题

通过归并与分析载文关键词，本文梳理出《中国农村经济》40 年来的 6 个重要主题：农村改革与发展、农村土地制度、农民收入与反贫困、农村劳动力转移、粮食安全和农业农村绿色发展。这 6 个主题不仅是《中国农村经济》以及国内外农业经济管理类学术期刊载文的重点主题，也是中国“三农”研究 40 年来的重点主题。这 6 个主题的具体表述名称在期刊发展和研究演变过程中虽有所不同，但其核心主题和关注对象并未发生重大变化。围绕这些主题的研究，既展现了与时俱进的时代特色，又体现了一脉相承的历史延续性，对中国改革开放以来的农业农村发展实践具有重要借鉴和参考意义。

（一）农村改革与发展

长期以来，农村的改革与发展一直是中国“三农”研究的核心。中国的改革始于农村，直至今日，农业农村制度依然处在不断改革与发展过程中。可以说，农村改革问题是中国“三农”研究所有问题的一个总抓手，研究中国农业农村的任何问题，都绕不开“改革”这个话题。这也是中国“三农”研究区别于西方经济学有关农业农村问题研究的一个显著特征。“改革”主题词的知识图谱分析结果显示^①，“改革”这一主题词与诸多方面的主题紧密相连，包括家庭联产承包责任制、乡镇企业、市场经济、产权制度、小城镇、粮食问题等。这一方面说明改革是解决中国“三农”问题的一剂良方，另一方面也体现了中国“三农”研究重视对“改革”研究的基本底色。

在对农村改革与发展的研究中，相关研究主题随时代变迁的烙印十分明显。在农村市场化改革时期，改革研究的热点包括农村要素市场化改革（杜晓山，2002[#]）^②、农村税费改革（徐勇，2001[#]）、农产品流通体制改革（柯炳生，1998[#]）、产权制度改革（林万龙，2002[#]）、乡镇企业改革（马晓河等，1998[#]）等。进入社会主义新农村建设时期后，农村改革研究的重点随时代的变化转向农村集体经济组织制度改革（方志权，2014[#]）、土地制度改革（肖卫东和梁春梅，2016[#]）、户籍制度改革（王兆林等，2011[#]）、农业供给侧结构性改革（宋洪远，2016[#]）等。到了乡村振兴时期，农村基本经营制度已经形成并相对完善，需要改革的问题逐渐减少，因此，这一阶段关于农村改革的研究主要体现为对原有制度在新形势新变化下的调整，以及对过去重视不够的一些制度进行查漏补缺。前者比较具有代表性的是农业补贴制度改革（许庆等，2020[#]）。随着新时期中国面临的国际贸易形势和城乡人口结构的变化，过去的农业补贴制度需要与时俱进地调整。后者具有代表性的是土地制度中的宅基地制度改革（刘守英和熊雪锋，2018[#]）和集体经营性建设用地制度改革（靳相木和王永梅，2024[#]）。随着农地制度的日益完善、农村经济的发展和农民生活水平的提高，土地制度改革的相关研究逐渐从过去更多关注农地制度改革转向关注宅基地制度改革和集体经营性建设用地制度改革。

^① “改革”主题词的知识图谱分析结果见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的图 2。

^② 第四部分和第五部分内容中，年份后面标“#”的引用文献都来源于《中国农村经济》，是作为本文研究对象和样本文献来体现的，出于篇幅限制和减少自引等方面的考虑，没被列入文后参考文献列表。标“#”文献的详细信息见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 2。

（二）农村土地制度

中国的改革始于农村，而农村的改革始于土地。农村土地集体所有制是中国独具特色的土地制度，其发展规律和发展模式在世界上没有现成的经验可供借鉴，需要中国政府和学者在实践中不断修正与完善。同时，农村土地的范畴广泛，既包括用于农业生产的农地，也包括具有居住功能的宅基地，还包括用于非农产业发展的经营性建设用地。不同类型的土地适用不同的利用和管理方式，管理中面临不同的现实问题，因而，农村土地问题十分复杂。并且，农村土地问题不仅是一个经济问题，更是一个影响深远的政治问题和社会问题。从这个角度看，就不难理解为什么农村土地制度会成为《中国农村经济》创刊 40 年来被长期研究关注并持续引发新热点的重要主题。“土地制度”主题词的知识图谱分析结果显示^①，与农村土地制度这一主题词联系最紧密的是家庭联产承包责任制，因为家庭联产承包责任制的形成本身就是以土地制度改革为基础和前提的。与农村土地制度关联密切的关键词还包括土地流转、土地承包经营权、劳动力转移、市场经济、产权制度、土地集体所有制、农业现代化等。这些关键词体现了农村土地制度研究领域 40 年来的重点和热点主题，也表明了与农村土地制度密切相关的实践领域。

《中国农村经济》创刊 40 年来，农村土地制度始终是重点研究主题。长期以来，中国学术界对农村土地问题的研究从未停止，但在不同阶段各有侧重。家庭承包经营制度的实施，引起了对农村土地制度问题的广泛讨论，讨论的重点集中于土地经营权的性质（丁关良，1999[#]）、土地使用权的落实（安希贤，1988[#]）、如何保障农民的土地财产权益（王小映，2003[#]）等问题。这些研究的目的在于更好地发挥家庭承包经营制度的功能，在促进农业生产的同时保障农民的权益。此后，随着农村劳动力向城市不断转移，以及农业机械化所带来的农业规模经营需求的增长，土地流转问题成为新的研究热点。在这些研究中，学术界通过讨论农户流转土地的意愿、价格（张照新，2002[#]；罗必良等，2012[#]）以及土地重新配置后的经济效益（曲福田等，2001[#]）等问题，致力于解决农户流出土地的后顾之忧，并提高流入地的经营效率。2013 年党的十八届三中全会提出农村土地“三权分置”是农村土地改革的另一个重要节点。此后，大量学者将研究重心放到“三权分置”上，主要聚焦于“三权分置”的内涵、要义和权利关系（肖卫东和梁春梅，2016[#]）等。在这一阶段，国家针对不同类型的农村土地出台了各具针对性的政策分别加以调控和管理。在农地和农村宅基地方面，土地确权登记制度进一步明晰了土地权利，提升了土地配置效率；在集体经营性建设用地方面，强调城乡建设用地市场一体化，既提高了农村土地的价值，也促进了土地资源的有效配置。在这些政策出台前后，中国“三农”学者都开展了热烈而深入的讨论，大量相关成果刊发在《中国农村经济》上。

（三）农民收入与反贫困

从全面建成小康社会到实现共同富裕，农民农村始终是最大的短板。农民收入偏低、农村相对贫困，不仅是中国社会面临的难题，也是世界上所有发展中国家甚至发达国家面临的共同难题。因此，促进农民增收、消除贫困，从始至终都是中国“三农”研究的重要主题。“收入”主题词的知识图谱

^① “土地制度”主题词的知识图谱分析结果见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的图 3。

分析结果显示^①，这一主题涉及的要素非常多元，包括劳动力转移、城镇化、消费、收入分配、收入结构、剩余劳动力、劳动生产率等，甚至可以说，农业农村发展的方方面面都与农民增收和反贫困的主题相关。出现这种情况的原因在于：收入问题涉及的内容很多，无论是宏观层面的政策调控，还是微观层面的农户行为，都与农民收入这一“结果”变量高度相关。因此，党政机关、各级政策研究部门、高校和科研机构对这一问题均高度重视，农民收入和反贫困问题成为《中国农村经济》创刊 40 年来的重要主题之一。

从对收入问题的研究看，改革开放尤其是在实行农村市场化改革后，促进农民增收的途径很多，因此，对农民收入的研究呈现百花齐放的态势，各类研究主要围绕不同的增收途径展开。例如，有的学者从受教育水平、技能水平等个人能力提升角度来研究（周逸先和崔玉平，2001^②），有的学者从兼业化（向国成和韩绍凤，2005^③）、劳动力外流（李谷成等，2018^④）等就业结构角度来分析，有的学者从农业技术进步（黄祖辉和钱峰燕，2003^⑤）、农业结构调整（李国祥，2005^⑥）等农业现代化的角度来研究，还有学者从不平等的角度讨论农村居民收入分配问题（万广华等，2005^⑦；杜志雄等，2010^⑧）。这些研究分析了影响农民收入的各种因素，并共同指向促进农民增收这一目标。

反贫困和促进农民增收是一个硬币的两面。中国的反贫困研究在不同阶段有不同的侧重。改革开放后，中国的反贫困工作大致经历了开发式扶贫、精准扶贫以及 2020 年全面脱贫之后解决相对贫困问题 3 个阶段。在开发式扶贫阶段，研究的重点主要是贫困的认定标准（李小云等，2005^⑨；王小林和 Sabina Alkire，2009^⑩）、金融信贷对减贫的作用（杜晓山，2004^⑪）、扶贫战略（吴国宝，1996^⑫）、扶贫资金的使用效率（李文和汪三贵，2004^⑬）等。在精准扶贫阶段，反贫困研究主要侧重于分析国家扶贫政策的脱贫效果（黄志平，2018^⑭）以及如何激发贫困群体的内生动力（檀学文，2018^⑮）等问题。2020 年实现全面脱贫之后，相关研究重点则从绝对贫困转变为对相对贫困的关注，聚焦于多维相对贫困标准的制定（王小林和冯贺霞，2020^⑯）、相对贫困问题的解决（李莹等，2021^⑰），以及如何实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接（涂圣伟，2020^⑱）。

（四）农村劳动力转移

改革开放 40 多年来，中国经历了规模巨大的由乡到城、由欠发达地区到发达地区的人口迁移，这种和平时期的口大迁移在世界历史上是绝无仅有的，是中国经济增长奇迹的重要组成部分，得到了中国乃至全世界学者的高度关注。“劳动力转移”主题词的知识图谱分析结果显示^⑲，与劳动力转移这一主题相关的关键词主要有农村劳动力、剩余劳动力、商品经济、乡镇企业、城镇化、兼业化、收入、土地流转等。对涉及这些关键词的《中国农村经济》载文进行分析，可以发现，劳动力转移不仅是人口问题和就业问题，还涉及农村要素的重新配置、农村产业发展等问题，对迁入地和迁出地的经济社会发展也都有重大影响。

改革开放之后的劳动力迁移，大致能以 2012 年为时间节点分为两个阶段。2012 年之前属于粗放

^① “收入”主题词的知识图谱分析结果见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的图 4。

^② “劳动力转移”主题词的知识图谱分析结果见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的图 5。

式的城乡人口迁移阶段；2012 年之后，在党的十八大全面深化户籍制度改革、加快推进以人为核心的新型城镇化的政策影响下，中国进入以人为本的农业转移人口市民化阶段。在前一阶段，对农村劳动力流动的限制逐步被取消，大量农村劳动力进入经济发达地区谋生就业。这些相对低价格的劳动力要素，为中国的工业化和城镇化做出了重要贡献。学术界普遍认为，农村劳动力转移既为农民增收提供了途径，又对迁入地的经济发展产生了积极影响，是中国经济增长的重要动力。具体来说，在微观层面，学者们主要关注劳动力转移的影响因素，探索如何更好地促使劳动力外出务工（杜鹰，1997^①；侯风云，2004^②；高虹和陆铭，2010^③）；在宏观层面，则更多关注劳动力流动对迁入地、迁出地的经济和社会发展的影响（赵树凯，1995^④；李旻和赵连阁，2010^⑤）。总体上看，这一阶段相关研究的整体目标是更好、更快地实现劳动力的城乡流动，促进城市化、工业化的更快发展。2012 年之后，农村剩余劳动力基本完成了城市转移，农村劳动力进一步转移的潜力有限。同时，国家逐渐重视农民工在就业、医疗、教育、社保等方面与城市户籍人口的差距，提出以人为本的新型城镇化战略，致力于提高农业转移人口在城市的就业质量和生活质量。在这一形势下，学术界对劳动力转移的研究重点从关注劳动力迁移的经济效应逐渐转移到如何提高农业转移人口的市民化程度（邹一南，2021^⑥）、农业转移人口福利水平（钱文荣和李宝值，2013^⑦；尹志超等，2021^⑧）等问题上。在这一阶段，劳动力转移如何促进城市化、工业化发展不再是讨论的重点，相关研究更多地关注“人”的福利这个核心问题。此外，2020 年之后，受经济增速放缓和实施乡村振兴战略的影响，大量农业转移人口返乡创业就业，这同样是一个具有中国特色的经济现象，吸引了不少学者的关注和研究（黄祖辉等，2022^⑨）。

（五）粮食安全

粮食安全是“国之大者”。习近平强调，保障粮食和重要农产品稳定安全供给始终是建设农业强国的头等大事。中华人民共和国成立初期，中国经济发展的首要任务就是解决吃饭问题。改革开放后，虽然重要农产品基本实现了自给自足，但国家对粮食安全的重视程度从未下降。粮食安全这一经济社会改革和发展实践中的重要问题，始终是《中国农村经济》40 年来载文的重点主题。“粮食安全”主题词的知识图谱分析结果显示^⑩，粮食安全问题与粮食流通体制、粮食价格、粮食供需、劳动力转移、农业政策、粮食主产区等主题词高度相关。农业相对弱势的特征、粮食的基础和保障地位，使得种粮很难成为农民增收致富的途径。如何平衡好保障粮食安全、促进农民增收和乡村经济发展之间的关系，不仅是《中国农村经济》40 年载文研究的重要主题，也是未来有待持续研究和解决的现实难题。

中国的粮食流通制度和粮食安全政策经历了多个发展阶段，对应解决各个阶段不同的现实问题，学术界对粮食安全问题研究的侧重点在各个阶段也相应不同。

第一阶段，1985—2003 年。1985 年起，中国开始逐步取消粮食等主要农产品的统购派购政策，不再强制性地以固定价格收购农民生产的粮食和其他农产品。这一改革促进了农产品市场的形成与发展，增加了农民通过市场交易获得收入的机会。面对新的粮食流通模式，学术界主要关注粮食补贴（李成贵，2004^⑪）、价格机制对粮食生产的影响（柯炳生，1991^⑫），并对中国未来粮食需求做出预测（马

^⑩ “粮食安全”主题词的知识图谱分析结果见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的图 6。

晓河, 1997^①), 试图找到在新的粮食生产和流通模式下促进农民收入增长和保障粮食安全的平衡点。

第二阶段, 2004—2014 年。进入 21 世纪, 由于工业化和城镇化的发展占用了大量土地, 中国用于粮食生产的土地数量急剧下滑, 粮食产量及粮食播种面积大幅下降, 粮食供求矛盾异常尖锐。在这一背景下, 为提高农民生产的积极性、促进农民增收, 国家对粮食安全政策进行了新一轮调整, 逐步完善粮食生产的支持保护政策体系, 包括取消农业税、实行粮食直接补贴政策等。在这一阶段, 对农业补贴政策和粮食价格的研究是重点。较多学者讨论了粮食直接补贴政策的经济学逻辑(肖国安, 2005^②)及其对农户种粮决策的影响(刘克春, 2010^③), 以及包括气候、能源等在内的多重因素对粮食价格波动的影响(石敏俊等, 2009^④; 龙方等, 2011^⑤), 其目的在于尽可能地激发农民的种粮积极性, 保障国家粮食安全。由于加入 WTO 之后国际粮价对国内粮食价格具有重要影响, 在这一阶段, 对国际粮食市场的研究也是一个重点(肖小勇等, 2014^⑥)。

第三阶段, 2015 年至今。在这一阶段, 直接补贴带来的财政压力使国家开展了新一轮的政策改革, 包括建立和推行目标价格制度、健全粮食主产区利益补偿机制等。同时, 农村高素质劳动力已大多转向非农部门, 农村面临严峻的“谁来种地”问题。在这一形势下, 学术界把对粮食问题的研究重点转向对粮食生产主体的研究上(钟甫宁等, 2016^⑦), 主要探讨农业社会化服务体系、农业企业、家庭农场等的发展及其在保障国家粮食安全方面的作用(钟真等, 2021^⑧)。此外, 在宏观层面, 由于中国农产品市场的国际化程度不断提高, 对国际农产品市场的研究依然是一个重点(于晓华等, 2017^⑨; 杜志雄等, 2021^⑩)。随着对粮食安全认识的不断加深, 粮食已不再局限于传统的三大主粮作物, 学术界把对粮食安全的研究视域扩展到林业、牧业、渔业等产业领域(韩立民等, 2015^⑪), 大农业观、大食物观、多元化食物供给体系等相关主题成为新的重点研究领域。

(六) 农业农村绿色发展

在农业农村发展过程中, 对绿色、生态、可持续发展等问题的关注并非始终如一, 而是随着发展阶段的演进逐步得到重视。在以解决吃饭问题和农民增收问题为主的改革开放初期, 农业农村生态环境问题并没有受到足够的关注, 这是由当时的发展阶段决定的。然而, 随着中国经济社会发展水平持续提高, 国家和社会对生态环境问题的重视程度不断提升, 尤其是在提出“绿水青山就是金山银山”发展理念后, 国家对农村生态环境的重视达到前所未有的高度。如何在实现农业农村现代化的同时改善农村生态环境, 成为“三农”学者讨论的重要主题, 也是《中国农村经济》载文的一个核心主题。

“可持续发展”主题词的知识图谱分析结果显示^①, 与可持续发展这一主题词相关的关键词较多, 且分布比较均匀, 没有特别突出的相关主题。重要关键词包括生态环境、生态经济、可持续农业、水资源、乡镇企业、农业生态系统、畜牧业等。总体而言, 对农业农村绿色发展的研究内容大致包括生态经济发展、自然资源的合理利用、减少农业农村发展中的污染三个方面。

与国家对农业农村绿色发展的重视程度不断提高的趋势一致, 随着时间和发展阶段的演进, 学术界对这一主题的研究也呈现研究数量不断增多、研究层次不断深入、研究主题随实践发展不断演化的

^① “可持续发展”主题词的知识图谱分析结果见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录 1 中的图 7。

趋势。改革开放以来，对农业农村绿色发展的研究大致可分为三个阶段。

第一阶段，1978—2004 年。在这一阶段，解决吃饭问题和改善农民生活是“三农”研究的重点，但仍有一些学者超前地关注农村生态环境问题，并开始探讨如何实现农业和农村可持续发展（徐祥华和杨贵娟，1999^①；刘国光，1999^②）、农村生态产业如何发展（李周，1998^③）等问题。这一阶段对生态问题的研究，还属于比较早期的初步探索，尚处于中国生态经济研究的萌芽阶段。

第二阶段，2005—2017 年。社会主义新农村建设的二十字蓝图明确提出“村容整洁”的目标，将对农村生态问题的重视提升到一个新的高度。在这一阶段，国家出台了一系列促进农业资源节约和环境友好的政策措施，包括减少化肥农药使用、推广有机肥和测土配方施肥、加强水资源管理等。相应地，对农村生态环境问题的研究迅速升温。这一阶段的研究主要聚焦于两个方面：一是强调农业的多功能性，开始认识到农业除了提供食物和工业原材料这一基本功能外，还具有生态功能，这是对农业功能性认识的一个飞跃（尹成杰，2007^④）；二是强调生态功能的重要性，研究如何对生态价值进行补偿（葛颜祥等，2009^⑤；何可和张俊飏，2014^⑥）。

第三阶段，2018 年至今。2017 年 10 月，党的十九大报告明确提出了乡村振兴战略。“生态宜居”是乡村振兴战略的内在要求，对农村生态环境提出了相较于“村容整洁”而言更高的要求。与之对应，在这一阶段，国家不断加大对农业农村绿色发展的支持力度，出台了一系列措施来提高农产品质量、优化农业生产结构、保护农村生态环境。这一阶段对农村生态环境的研究主要有三个特点：一是采用更加科学的方法，定量地分析农村生态问题，如对农业生态效率的测算和比较（王宝义和张卫国，2018^⑦）；二是探讨符合农村绿色发展目标的相关产业的发展，如乡村旅游业等（于法稳等，2020^⑧）；三是重视使用交叉学科方法，如研究耕地重金属污染的治理等问题（俞振宁等，2018^⑨）。总体来看，对农业农村绿色发展问题的研究在不断深化，这一问题未来仍将是“三农”研究的一个重点和难点。

五、中国“三农”研究 40 年演进的核心特征

列宁指出：“人的认识不是直线（也就是说，不是沿着直线进行的），而是无限地近似于一串圆圈、近似于螺旋的曲线。”^⑩中国“三农”领域的理论研究与实践发展经历了复杂而深刻的变革，这一过程并非线性演进，而是呈现螺旋式上升特征。习近平在庆祝中国共产党成立 95 周年大会上指出：“时代是思想之母，实践是理论之源。”^⑪从现实中寻找问题、从问题中创造理论、以创新理论推动和指导实践进一步发展，是推动哲学社会科学研究范式改革的重要力量。理论研究与实践探索的螺旋式上升是中国“三农”研究 40 年演进的核心特征。过去 40 年，“三农”理论研究在实践中不断丰富和发展，“三农”领域实践在理论发展推动下不断创新。

（一）政策导向推动理论阐释和学术研究

学术期刊作为学术研究的重要载体，是学术成果的重要发布平台，承担着传播知识、交流思想的

^①中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，1995：《列宁选集》第 2 卷，北京：人民出版社，第 560 页。

^②参见《习近平：在庆祝中国共产党成立 95 周年大会上的讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/15/content_5599747.htm。

职能，更是推动理论阐释与理论创新进而促进实践发展的重要平台。包括《中国农村经济》在内的学术期刊坚持用马克思主义及其中国化创新理论为指导，积极围绕党和国家重大决策部署、重大热点问题，紧跟形势组织和编发理论阐释性稿件，及时准确宣传阐释党的科学理论和路线方针政策，相关理论阐释和学术研究在实践引导下得到快速发展。

例如，1985—2004 年，随着家庭联产承包责任制的深化、乡镇企业的兴起、农村的市场化改革、城镇化的推进，学术界对相关领域的研究也逐步深化。《中国农村经济》等学术期刊围绕相关主题有一系列载文（徐更生，1987^①；马晓河等，1998^②），对理论与实践都产生了深远影响。自 1978 年实行家庭联产承包责任制起，中国农村基本经营制度——以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制逐步完善。学术界对此开展了一系列研究，例如，杜润生（1985）认为，发展和完善联产承包责任制对建设具有中国特色的社会主义农业意义重大；其他众多学者也开展了相关的理论探讨（张路雄，1990^③；詹武和耿亮，1991^④；冯海发，1999^⑤）。市场化改革向农村经济社会各领域拓展，取消统购统销，农村市场体系逐步构建并日益完善，农村工业化、城镇化迅速推进。随着实践的发展，学术界对推进市场化改革的必要性（张光远，1995^⑥）、推动农村金融改革的意义（何广文，1999^⑦；杜晓山，2002^⑧）、城镇化对农村经济社会各方面的影响（郭书田，1989^⑨；王永作，1996^⑩；马晓河等，1998^⑪）等“三农”改革发展实践及时开展了深入研究。

又如，2005 年 10 月，党的十六届五中全会提出要建设社会主义新农村，要求积极推进城乡统筹发展，按照生产发展、生活宽裕、乡风文明、村容整洁、管理民主的要求，扎实稳步推进新农村建设。这引起了全社会的共同关注，学术界的相关研究在此后的 3 年呈活跃之势。从中国知网的查询结果看，篇名中含“社会主义新农村建设”的期刊论文数量在当年的 11—12 月就有 125 篇，在 2006 年和 2007 年分别高达 3427 篇和 2264 篇。学术界不仅对社会主义新农村建设的意义、“新”在哪、如何开展等问题开展了广泛而深入的研究，也对农村基础设施建设、公共服务提升、产业体系构建等具体领域开展了较多研究，对全国和各地的社会主义新农村建设实践提供了方向指引和思路启示。

再如，党的十九大报告提出实施乡村振兴战略，学术界加强了对乡村振兴、粮食安全、农村土地制度、城乡融合发展、农民收入增长与减贫、农业农村绿色发展、数字经济与数字乡村、共同富裕等主题的研究。党的二十大报告中提出“加快建设农业强国”，学术界对农业强国的内涵、特征、现实基础、国际经验、推进策略、路径选择等进行了广泛研究，在不到两年的时间里，中国知网篇名中含“农业强国”的期刊论文就达 700 多篇。对于党的二十大报告和党的二十届三中全会所提出的重点任务，如城乡融合发展、农业农村高质量发展、种业科技自立自强、共同富裕、数字经济、大食物观、发展新型农村集体经济等，学术界展开了深入研究。包括《中国农村经济》在内的众多学术期刊围绕上述重要主题发表了诸多高质量研究成果，为相关实践的推进提供了坚实理论支撑和有益智慧启迪。

（二）理论创新推动实践发展

理论创新往往源自对现实世界中复杂且紧迫问题的深刻洞察与独到见解，能够为实践提供新颖视角和高效解决方案。高质量原创性的研究成果，经由高质量学术期刊得以广泛传播并引起深入讨论，能够推动学科领域理论的边界拓展与深度挖掘，进而推动相关实践发展。

体现实践规律的研究成果、学者前瞻性的眼光和深刻的洞见，能够为实践问题的解决提供理论支持，促进相关实践瓶颈的突破。学术期刊尤其是高质量学术期刊上发表的研究成果，往往是经过学者严谨论证、精心雕琢的智慧结晶。它们不仅包含基于大量一手数据的深入分析、对当前现状的全面描述，还包括针对特定问题所提出的具有前瞻性和可行性的政策建议。这些思想智慧能够帮助决策者更准确地把握问题实质，直接或间接影响实践中相关政策的决策过程。

以《中国农村经济》为例，“观照现实”是其办刊理念之一，“理论联系实际”是其一贯的优良传统。《中国农村经济》在这方面的特色是：不仅重视研究的问题导向，瞄准经济社会发展实践中的热点、焦点、难点问题，使理论创新符合中国实际，也持续致力于做到所刊发的论文能为解决现实问题提供新知识、新思路。20世纪80年代，中国农村发展问题研究组深度参与了高层决策，其中的部分骨干人员，如王贵宸、邓英淘、韩俊等，都曾在1998年之前管理过《中国农村经济》杂志社。因而，注重论文的应用价值，注重总结和介绍改革与发展经验，注重关注经济社会改革发展实践中的苗头性、倾向性问题，成为《中国农村经济》一以贯之的坚持。《中国农村经济》发表的大量研究成果，有的形成咨政报告，为相关政策制定提供了参考和依据，有的被转化体现为政策内容，在相关领域的实践改革中得到应用。

（三）实践发展促进理论创新

2020年8月24日，习近平在经济社会领域专家座谈会上的重要讲话中，强调“新时代改革开放和社会主义现代化建设的丰富实践是理论和政策研究的‘富矿’”^①。随着“三农”改革和发展实践的不断深入和拓展，农村经济领域的研究也逐步深化，“三农”改革和发展实践催生了一系列理论成果，理论宝库不断丰富。以《中国农村经济》为代表的高质量期刊力求所刊发的研究成果在理论、思想、观点等任一方面或多个方面有其独特的价值和贡献，积极推动学术界结合中国改革和发展实践来创新发展中国特色经济理论。

第一，“三农”改革和发展实践催生新的理论。自党的十一届三中全会开启改革开放新篇章以来，中国农村改革率先取得显著成就。其中，安徽省凤阳县小岗村创新推行的“大包干”模式，作为生产责任制的一次成功实践，树立了典范。家庭联产承包责任制的成功实施，不仅是中国农村经济体制改革的重要里程碑，也是对马克思主义农业合作化理论在中国具体国情下的创新性发展。1990年，邓小平提出关于农业的“两个飞跃”思想，其中一个就是“废除人民公社，实行家庭联产承包为主的责任制”^②。为了完整地、准确地理解这一思想，一些学者对此进行了深入探讨（沈祖伦，1994^③；陈吉元和韩俊，1994^④；牛若峰，1997^⑤），这些研究具有重要的理论意义。理论界对农村改革的成效与问题进行了深入分析，在实践中不断发现问题、探寻解决之道，不断深化对“三农”问题的认识，推动中国特色“三农”理论得以创新发展。

^①参见《习近平主持召开经济社会领域专家座谈会并发表重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-08/24/content_5537091.htm。

^②中共中央文献编辑委员会，1993：《邓小平文选》第3卷，北京：人民出版社，第355页。

第二，“三农”改革和发展实践推动形成新的研究领域和方向。众多学者根据中国国情和社会经济发展需求，对“三农”问题进行了深入研究和创新思考。实践中的新问题和新的挑战促使研究者不断探索新的研究领域和方向。例如，随着乡村振兴战略的实施和推进，学术界更多关注农村生态建设、乡村治理、农村文化遗产与保护等研究领域和方向。以《中国农村经济》对农村生态建设的研究为例，2018 年至今已发表了这一主题的论文 20 多篇。

第三，“三农”改革和发展实践为理论研究提供了丰富的数据资料和案例素材。例如，农村土地制度改革、农业科技创新、农村金融创新等领域中丰富的实践探索，为相关理论研究提供了充分的一手资料。通过观察和分析这些数据资料和案例素材，“三农”研究更深入地呈现农村经济社会发展的实际情况，或者探索问题所在并提出更有针对性的问题解决方案，或者探索相关成功实践背后的经验并进行理论归纳。以《中国农村经济》为例，刊发的实践经验提炼和历史经验总结的文章总体上约占 1/4。

第四，“三农”改革和发展实践验证和修正相关理论。基于相关理论应然逻辑和现实状况所推动实施的政策，其实践信息反馈为检验理论的适用性和准确性提供了可能，并促进了相关理论的完善。实践中的成功经验和失败教训也为理论研究提供了反思和改进的空间，推动理论研究不断深入和完善。例如，在农村金融改革方面，中国通过实施农村信用社改革试点、开展农村小额信贷实践、农村土地承包经营权抵押贷款试点、推广农业保险制度、设立农村金融综合改革试验区等，逐步构建了多层次、广覆盖、可持续的农村金融服务体系，有效促进了农村经济的发展和农民收入的增长。小额信贷实践既是对相关理论的验证，其成功经验也进一步促进了相关理论的完善（杜晓山，2002[#]）；农业保险推广实践中遇到的问题，也揭示了理论的局限性（易福金等，2022[#]）；随着金融科技在农村金融中的应用，如何平衡技术创新与金融风险成为新的研究课题，金融科技理论逐渐产生和发展（刘丹等，2023[#]）。

综上所述，理论与实践的螺旋式上升是解决“三农”问题、推动“三农”事业迈向更高水平的根本动力，以《中国农村经济》为代表的学术期刊在推动理论和方法创新、促进学术成果交流、提供政策决策参考等方面发挥着重要作用。《中国农村经济》创刊 40 年来，一路见证和宣传“三农”改革和发展成效，也持续推动理论创新进而促进相关实践发展。理论创新、政策导向与实践应用之间相互促进，共同推动知识的进步、社会的发展与人类文明的繁荣。作为知识传播重要平台的学术期刊在其中将持续发挥重要作用。作为权威性学术期刊，《中国农村经济》将继续积极发表把马克思主义基本原理同中国具体实际相结合的学术成果，推动理论研究与实践发展的螺旋式上升。

六、中国“三农”研究：重点展望与基本遵循

（一）中国“三农”研究重点展望

在新的历史时期，“三农”问题的现实及其内涵发生了显著变化：在“大农业观”下，农业已不限于传统的农业生产，而是扩展至“农业及相关产业”，涵盖农林牧渔业生产、加工、制造、流通、服务等环节形成的全部经济活动，涉农新业态已向农产品加工业、农业服务业、营养与健康、生态文明、农业文化等诸多领域延伸；农民也不再是农业户籍人口这样的范畴，从事农业新业态的人也是“农民”；对农村区域的传统理解也已不再适应于现实，应有效拓展视域，在“城乡融合观”下研究和把握乡村建

设和发展（林万龙，2024）。因此，中国“三农”研究应跳出对农业、农村和农民的传统理解，结合政策导向和不断发展变化的现实，注重扩展研究视域，在“大农业观”“城乡融合”的大视域下开展对“三农”具体问题的研究。为推动学术界打破对“三农”的传统认知边界，在城乡融合发展等大视域下开展研究，从2023年开始，《中国农村经济》的选题领域进一步扩展，除主要发表经济学“三农”研究领域优质成果外，还刊发经济学其他研究领域为实践发展和学科建设提供新知识的优秀成果。

根据前文对中国“三农”研究的总体发展脉络及其阶段性研究重点的分析，结合当前和未来一段时间中国农业农村现代化的具体目标、面临的难题和挑战以及党的二十届三中全会部署的涉农领域重大改革举措等，本文认为，未来中国“三农”研究的重点领域主要有：

第一，农村基本经营制度。“巩固和完善农村基本经营制度”是党的二十届三中全会提出的全面深化改革的一项重要举措，在稳定农村土地承包关系、完善农业经营体系、健全农业社会化服务体系、发展新型农村集体经济等方面的理论研究和实践探索亟待进一步加强。

第二，乡村产业高质量发展。推动乡村产业高质量发展，是建设农业强国的时代课题。对此，历年中央“一号文件”多次作出具体部署。相关改革和实践对加强这方面研究提出了迫切需求。农业农村领域新质生产力发展、实体经济和数字经济深度融合、产业链供应链韧性和安全水平提升、产业发展带农增收机制等方面的研究需进一步加强。

第三，土地制度改革。作为中国的基础性、根本性、全局性的制度，土地制度的改革在中国革命、建设、改革的各阶段都发挥着有力的推动作用。党的十八大以来推进的农地“三权分置”改革、集体经营性建设用地入市改革、土地征收制度改革等，仍待进一步深化相关研究。党的二十届三中全会提出“深化土地制度改革”要求，耕地保护和建设、农户合法拥有的住房盘活利用等领域的理论研究和改革实践有待进一步推进。

第四，新型城镇化和城乡融合发展。在深入实施以人为本的新型城镇化战略的新阶段，促进产业升级、人口集聚、城镇发展良性互动，构建更加和谐的城乡发展格局、持续缩小城乡收入差距、推动城乡公共服务均等化、提高农村社会保障水平都是实践中的重点和焦点，这些有待进一步深化研究。

第五，强农惠农富农支持与共同富裕。农业农村依然是中国经济社会发展的短板，需坚持优先发展。需要进一步就拓宽农民增收渠道、建立农民增收长效机制、完善强农惠农富农支持、加强农民工等重点群体就业支持、健全农村社会保障体系等问题展开研究，尤其是要着力研究增强农村低收入群体和欠发达地区的自我发展动力和能力问题。

第六，数字乡村与智慧农业。数字技术、数字革命和数字应用对乡村经济社会发展带来了变革性影响。数字基础设施建设、乡村治理数字化和传统农业数字化的转型、数字素养提升、数字鸿沟弥合等方面有待进一步深入研究。

第七，农村金融改革。在持续深化金融体制改革、加快建设金融强国的背景下，农村金融改革关乎农村经济社会的全面发展。准确把握农村金融各领域改革的规律，深入探讨其深层次矛盾和问题，积极探索农村金融领域如何做出适应性变革以有效服务农业农村现代化，这些问题的研究都有待深化。

第八，生态环境治理体系和生态保护。降碳、减污、扩绿、增长四个方面协同推进，对生态环境治理、环境信用监管、自然保护地体系建设、山水林田湖草沙一体化保护和系统治理、生态产品价值实现等领域的改革提出了要求，对财税、金融、投资、价格政策和标准体系等方面支持性保障提出了需要。这些方面均有待强化相关理论研究和改革实践探索。

第九，农村社会治理与文化建设。实现乡村振兴和农民农村共同富裕，既需要加快经济层面的物质财富创造，也需要加强乡村治理体系、治理能力以及群众精神文明层面的建设。提升乡村治理水平和农民思想道德素质、构建自治、法治、德治相结合的高水平乡村治理体系、推动保护传承和开发利用的有机结合、促进农耕文明优秀遗产和现代文明要素结合、推进乡村文化振兴和城乡文化共生共融，这些实践中亟待推进的重要问题，对深化相关理论研究提出了迫切需要。

（二）中国“三农”研究的基本遵循

结合《中国农村经济》来稿中的主要问题以及构建中国特色“三农”研究自主知识体系的需要，本文认为，中国“三农”研究的基本遵循包括以下内容：

第一，注重批判性借鉴西方理论。中国经济学研究经历了对西方理论的学习、以中国数据和事实展开实证研究、构建中国自主知识体系3个阶段。西方经济学理论既有合理的成分，也有不适应中国发展实际的论断。在构建中国经济学自主知识体系的当下和将来，西方理论不能拿来就用，要打破一味模仿西方理论、用西方理论剪裁中国事实的怪圈，应该辩证审思和批判性借鉴西方理论。

第二，坚持问题导向。推进中国的“三农”研究，必须坚持问题导向，加强实践关切，瞄准中国“三农”改革发展实践所面临的突出问题、人民群众普遍关心的热点、难点、焦点问题，在深入调查研究的基础上，以解决实际问题作为检验学术研究生生命力的核心标准，研究真问题，真研究问题，既为解决现实问题提供新知识、新思路，又积极探索中国“三农”改革发展实践中的新规律。

第三，正确看待研究方法。研究方法是研究某一具体问题时所用的工具，而非研究本身。就研究方法的演变而言，中国“三农”研究的方法已经从以定性分析为主转向以定量分析为主。这一转变本身无可置疑。问题在于，部分研究存在用模型代替研究问题本身、用数量分析代替经济社会关系分析的现象。不进行实地调研，不了解现实问题，仅根据模型推演结果作出的判断经不起实践的检验。要让方法“为我所用”，要根据问题的不同选择合适的方法。

第四，重视中国特色的“三农”研究自主知识体系构建。中国的国情、农情决定了西方理论无法完全解释中国实践，必须结合中国特色实践进行理论创新，构建本土化理论，用中国的理论解释中国的实践。不仅如此，还要以学术自主、学术自觉为指引，构建中国特色的“三农”研究自主知识体系，实现学术研究上的独立自主。中国农耕文明源远流长，改革开放和社会主义现代化建设中“三农”领域的丰富实践为挖掘和提炼经验基础上的理论创新提供了深厚土壤。在当下和未来，“三农”学者要重视转变研究范式，不应基于西方理论来构建分析框架，进而来解释中国实践，而应以马克思主义理论为指导，基于中国农业农村改革发展中的诸多创造性实践、创新性经验和长期历史演进，探索实践中的新规律，推进理论创新。在此基础上，还要积极在世界学术舞台上发出中国学者的声音，使中国成为世界哲学社会科学研究的重要贡献者，为世界学术研究提供中国智慧。

七、结语

学术研究向前推进的过程，也是学术期刊高质量发展的过程。过去 40 年，《中国农村经济》刊发了大量高水平学术研究成果，既在理论层面加深了对中国“三农”问题的理解与认识，也见证、推动了“三农”研究的不断发展。未来，《中国农村经济》将继续以论文质量为选稿用稿的根本标准，持续关注中国经济发展中的一系列重大现实问题，重视研究的思想深度、理论厚度、实践温度和政策高度，推动学者把论文写在祖国大地上，积极服务于中国经济学“三大体系”构建。

参考文献

- 1.陈秋红, 2014: 《〈中国农村观察〉载文及社会影响分析: 1995—2013》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 82-95 页。
- 2.陈秋红、朱侃, 2018: 《改革开放 40 年中国农业经济研究文献的发展——基于 CNKI 高被引论文大数据》, 《重庆社会科学》第 9 期, 第 5-16 页。
- 3.陈秋红、朱侃, 2019: 《国内农业经济研究 40 年: 热点主题与研究前沿——基于高被引论文关键词大数据的分析》, 《河南师范大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期, 第 65-72 页。
- 4.陈晓玲, 2005: 《〈农业经济问题〉1998—2004 年载文、作者及引文统计分析》, 《农业图书情报学刊》第 10 期, 第 126-132 页。
- 5.杜润生, 1985: 《联产承包制与中国社会主义农业发展道路》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 3 页。
- 6.段艳艳、陈秋红, 2015: 《〈农业经济问题〉载文分析: 2000—2014 年》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 96-103 页。
- 7.冯开文、原正军、王任、李军, 2014: 《改革以来的中国农业经济学——〈中国农村经济〉刊文视角的回瞰》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 77-89 页。
- 8.李向毅、高亦陈、段艳艳, 2021: 《〈农业经济问题〉载文回顾与研究热点: 2010—2019 年》, 《农业技术经济》第 2 期, 第 123-140 页。
- 9.林万龙, 2024: 《有效推进乡村全面振兴的几个问题》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 13-19 页。
- 10.齐衡、裴雪昆、洪瑞, 2022: 《“双一流”建设背景下高校学术期刊和学科建设协同发展研究——基于〈农业经济与管理〉载文及社会影响的分析》, 《农业经济与管理》第 4 期, 第 101-110 页。
- 11.秦开凤, 2023: 《发挥学术期刊在自主知识体系建构中的作用》, 《社会科学报》6 月 21 日 05 版。
- 12.王新、张黎、唐靖, 2016: 《追求卓越三十年——国家自然科学基金委员会发展历程回顾》, 《中国科学基金》第 5 期, 第 386-394 页。
- 13.岳丽君、庞海珍、李香艳, 2001: 《〈农业经济问题〉1996—2000 年作者分析》, 《农业图书情报学刊》第 5 期, 第 56-58 页。
- 14.朱侃、陈秋红、孙泉坤, 2019: 《近 20 年来国内农业经济研究: 议题、脉络与走向》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 85-96 页。
- 15.Killick, R., P. Fearnhead, and I. A. Eckley, 2012, “Optimal Detection of Change Points with a Linear Computational Cost”, *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.

Study on Published Articles in *Chinese Rural Economy* in the Past 40 Years: With a Discussion on the Development of China's Academic Research About Agriculture, Rural Areas and Farmers

Editorial Department of *Chinese Rural Economy*

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: Systematically sorting out and conducting longitudinal research on articles in representative academic journals within a discipline in the long term can objectively show the historical evolution of China's "agriculture, rural areas and farmers" studies from the perspective of published papers, and present the development status and ideological context of the discipline as a whole.

This paper takes *Chinese Rural Economy* as an example. By analyzing the articles since its inception, this paper presents the basic situation, development context, key themes, and core characteristics of the evolution of China's "agriculture, rural areas and farmers" studies in the past 40 years, looks forward to the possible key areas of "agriculture, rural areas and farmers" studies in the future, and discusses the basic principles of "agriculture, rural areas and farmers" studies.

This paper mainly draws the following conclusions. With the development of the research force on "agriculture, rural areas and farmers" in China, 44 experts represented by Huang Zuhui, Ye Xingqing, and Zhong Funing constitute the core authors of *Chinese Rural Economy* in the past 40 years, and the types of institutions where the authors worked changed from Party and government organs and public institutions at all levels to universities and research institutes in 1998. In the 1990s, the research methods changed from qualitative thinking to quantitative research. After 2004, the support of relevant research projects for "agriculture, rural areas and farmers" studies increased significantly. National funds, including the National Social Science Fund of China and the National Natural Science Foundation of China, are the main sources of research funds for "agriculture, rural areas and farmers". Rural reform and development, rural land system, farmer income and anti-poverty, rural labor transfer, food security, and agricultural and rural green development are the key themes of China's "agriculture, rural areas and farmers" studies in the past 40 years. China's "agriculture, rural areas and farmers" studies have been continuously enriched in practice, and the reform and development practice of "agriculture, rural areas and farmers" have been continuously promoted by theoretical innovation. The spiral rise of theoretical research and practical exploration is the core feature of the evolution of China's "agriculture, rural areas and farmers" studies.

Based on the above analysis, this paper believes that it is necessary to strengthen research in key areas such as rural basic management system, high-quality development of rural industries, land system reform, new urbanization and urban-rural integrated development, strengthening agriculture, benefiting farmers, and raising rural living standards and common prosperity, digital countryside and smart agriculture, rural financial reform, ecological environment governance system and ecological protection, as well as rural social governance and cultural construction. China's "agriculture, rural areas and farmers" studies should focus on critical reference to Western theories, adhere to the problem-oriented, correct view of research methods, and pay attention to the construction of an independent knowledge system of "agriculture, rural areas and farmers" studies with Chinese characteristics.

Keywords: "Agriculture, Rural Areas and Farmers" Studies; *Chinese Rural Economy*; Article

JEL Classification: Q00

(责任编辑：小林)

东西部协作促进了受援县城乡融合发展吗

单德朋 向 洋 王 超

摘要：着力推进城乡融合、区域协调发展，是中国内需增长最大的潜能所在。本文以东西部协作政策实施作为准自然实验，考察了县域结对帮扶对受援县城乡融合发展的影响，并着重分析了不同结对模式对受援县城乡融合发展的异质性影响。研究发现：东西部协作政策的实施，显著提升了受援县城乡融合发展水平，且主要通过人的融合、经济融合和社会融合三个维度共同发挥作用。该结论通过了一系列稳健性检验。异质性分析进一步表明，结对帮扶时间越长、双方产业互补度越高，东西部协作政策实施的效果越明显；而财政帮扶强度和双方经济差距则并非越大越好，二者均在程度适中的组别效果最佳。本文结论不仅有助于深入理解东西部协作政策实施对受援县城乡融合发展的影响及其作用机制，丰富跨地区协作的效应研究，也为优化东西部协作帮扶模式与结对关系提供了政策借鉴。

关键词：东西部协作 城乡融合发展 区域协调发展 共同富裕

中图分类号：F291.3 **文献标识码：**A

一、引言

城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，而要健全城乡融合发展体制机制，就必须抓住户籍人口城镇化率快速提高的关键窗口期。2024年4月，习近平总书记在新时代推动西部大开发座谈会上强调，“要坚持推进新型城镇化和乡村全面振兴有机结合”^①。城乡融合发展的内生动力，源于全国统一大市场背景下城乡要素的双向自由流动。除了产权问题，要素自由流动还面临双重现实约束：一是县域内缺少城乡产业协同发展平台，城乡要素关联主要依靠县域经济发展的间接需求带动，缺乏基于产业链关联的直接带动，导致县域内县城产业对农村产业的带动能力较弱；二是城乡间缺少农村要素融入全国统一大市场的稳定通道，特别是信息不对称、初始动力缺失，制约了本地要素在城乡间流动

【资助项目】 国家自然科学基金青年项目“中国对口帮扶模式的选择机制、效果评估及优化设计”（编号：72303207）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“东西部协作促进重点帮扶县农户稳定增收的机理、效应与政策优化”（编号：24YJA790070）；西南民族大学中央高校研究生创新基金项目（编号：2023SYJSCX55）。

【作者信息】 单德朋、向洋，西南民族大学经济学院；王超（通讯作者），浙江财经大学地方财政研究院、浙江财经大学财政税务学院，电子邮箱：wangchao0084@zufe.edu.cn。

^①参见《习近平主持召开新时代推动西部大开发座谈会强调：进一步形成大保护大开放高质量发展新格局 奋力谱写西部大开发新篇章》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202404/content_6947130.htm。

的能力。破解城乡要素流动的现实约束，需要进行通道建设，发挥政府作用，促进有为政府和有效市场相结合。通道建设既包括交通、通信等基础设施建设，也包括东西部协作等跨地区协作的制度性通道建设。在基础设施建设显著改善的背景下，研究如何促进城乡融合发展的制度性通道建设，对于破解城乡融合发展面临的现实约束具有重要意义。

东西部协作是党中央着眼推动区域协调发展、促进共同富裕做出的重大决策，是跨地区协作的典型制度场景。在新时代推动西部大开发座谈会上，习近平总书记还明确指出，要完善东西部协作机制，创新跨地区产业协作和优化布局机制，创新东中西部开放平台对接机制。东西部协作可为要素在区域间流动创造更多机会，有助于促进区域协调发展、推动受援县城乡融合发展。但目前，东西部协作对受援县城乡融合发展的作用尚未引起足够重视，这与东西部协作的初始定位有关。在全面推进乡村振兴的时代背景下，东西部协作的目标与以往显著不同，包括政策实践的具体领域、机制和方式等，都需要适应形势任务的变化而进行有针对性的调整。在中国脱贫攻坚战取得全面胜利后，东西部协作需要更加强调市场导向，突出优势互补、互利共赢。因此，研究东西部协作对受援县城乡融合发展的影响，不仅有助于探索城乡融合的有效实现路径，也可为完善东西部协作机制提供借鉴。

城乡关系作为最基本的经济社会关系，长期受到国内外学术界的关注。理论层面，已有研究主要围绕城乡融合发展的演进关系和内涵特征展开讨论。从城乡二元分割到统筹融合，是各国城乡关系发展的普遍演进规律（Liu et al., 2020），城乡融合是城乡关系发展的高级阶段。城乡融合发展的本质是通过城乡的开放和融合，推动形成城乡共同体（魏后凯，2020），具体体现为人、资本、商品交易等多个维度的相互交融（郭冬梅等，2023）。在这一过程中，会面临城市虹吸效应和涓滴效应的挑战（张露和罗必良，2023）。实践层面，已有研究重点关注了城乡融合发展的水平测度和动力因素问题。针对城乡融合发展的指标选取与测算，现有研究多从人、经济、社会等维度构建指标体系（周佳宁等，2019），并从省级（Yang et al., 2021）、市级（周德等，2023）和县级层面（孙玉环等，2024）进行量化评价，但当前基于县级样本的测度还比较少。针对城乡融合发展的影响因素，现有实证文献发现，经济集聚与物质资本积累（廖祖君等，2019）、资源要素配置与流动（袁方成和周韦龙，2024）、社会等级与户籍制度（万海远和李实，2013）等经济和社会因素，会对城乡差距和城乡融合发展水平产生影响。但在中国政府主导型的治理模式下，要更重视发挥政府在城乡融合发展中的作用。从政府视角考察城乡融合发展影响因素的研究中，学界尤其关注财政分权的影响。传统分权理论认为，分权能够发挥基层政府的信息优势，促进基层政府更加有效地为城乡居民提供各类公共服务；分权在推动辖区产业发展、提高辖区城镇化水平的同时，还可为农村居民提供更多非农就业和向城镇迁徙的机会，从而缩小城乡差距，促进城乡融合（孙群力和周鏖，2021）。但部分实证研究发现，财政分权扩大了中国的城乡差距，关键原因在于，中国式财政分权体制下，地方政府面临经济增长和政治晋升的双重激励，在财政支出安排上往往偏向城市和工业（陈斌开和林毅夫，2013；吴延兵，2017）。李永友和王超（2020）则进一步强调，中国财政体制对城乡融合发展的影响存在异质性，关键原因是分权（或集权）的具体方式和地方政府面临的激励条件存在差异。需要强调的是，财政分权主要体现政府间的纵向财政关系，财政支出的城市偏向也是分权激励下地方政府间竞争关系加剧的具体表现。但是，东

西部协作等具有横向转移支付性质的特色政策,则可以促使地方政府在竞争中谋求合作(王禹瀚,2022)。此类政策不仅能够缩小区域发展差距,也能在一定程度上改变城乡要素流动的时空格局,促进生产要素跨地区自由流动(张溢堃和王永生,2023)。

然而,目前对东西部协作的政策效应进行量化研究的文献较少。其中,赵晖和谭书先(2020)的研究发现,对口支援通过支援方政府发挥作用使受援方受益,且支援效果在不同结对关系中存在差异。但该篇文章是基于省级样本进行实证,未下沉至县域层面。张可云等(2023)采用县级样本,从要素流动的角度考察了东西部协作政策对受援县产生的经济增长效应,但该文没有关注政策对受援县城乡融合发展的影响,也未考虑县域之间实际结对关系建立时间的差异。另外,多数研究中默认不同结对双方的帮扶模式存在同质性特征,并以此作为潜在假定进行研究和分析。但实践中,不同结对双方在帮扶力度、结对关系等方面均存在较大差异。因此,要更加精准细致地识别东西部协作的政策效应,就必须关注不同结对帮扶模式的异质性影响。这对中国进一步完善东西部协作政策、更好地发挥其政策效能尤为关键。

基于上述考虑,本文以东西部协作县域结对帮扶^①作为准自然实验,考察县域结对帮扶对受援县城乡融合发展的影响,并分析不同结对帮扶模式对受援县城乡融合发展的异质性作用。本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,本文直接研究东西部协作政策实施对受援县城乡融合发展的影响,为城乡融合发展的影响因素研究提供了新视角,也为如何推进新一轮东西部协作与乡村振兴的有效衔接提供了经验参考。第二,本文手工构造东西部协作县域层面动态结对名单,并使用多期双重差分法,更加细致精准地评估了东西部协作的政策效应。第三,本文不仅关注东西部协作对受援县城乡融合发展的平均政策效应,还从财政帮扶强度、结对帮扶时长与结对主体匹配度等方面对二者关系进行异质性分析,能为新一轮东西部协作过程中帮扶模式和结对关系的优化调整提供较为明确的政策启示。

二、理论机制

城乡融合发展的目标是,通过城乡要素双向自由流动,缩小城乡发展差距,提升居民生活水平。要素跨区域流动是城乡融合发展的基础。城乡要素流动主要有三种理论研究范式:一是二元经济理论。该理论认为,要素在传统农业部门的边际产品收益低于现代工业部门,导致城乡要素流动。二是区位选择理论。根据该理论,向心力和离心力的合力使得经济活动在空间上呈现“核心—边缘”结构,从而导致在向心力更强时要素向城镇集中,离心力更强时要素向边缘区扩散。三是比较优势理论。该理论指出,城乡产出的要素投入结构和成本结构不同,产品层面的互补和贸易导致城乡要素深度关联。

从中国当前的发展阶段来看,二元经济理论框架下的要素流动,为改革开放以来的城市经济发展和农村居民收入改善提供了要素保障,但也伴生着城乡居民收入和发展差距扩大的问题。城乡融合发

^①从政府层级来看,东西部协作涉及省级结对、市级结对、县级结对和乡镇结对,本文仅以县级结对样本展开研究,因此,除政策文件、新闻原文与文献述评外,本文提到的“东西部协作”均指实施“东西部协作县域结对政策”。

展是中国当前处理城乡关系的主导方向，旨在应对发展不平衡、不充分的难题。因此，在城乡融合发展背景下，要素流动的理论基础主要是区位选择理论和比较优势理论。具体到城乡融合发展的政策实践层面，涉及三个典型的理论场景：一是向心力导致城乡要素在县城集聚，提升县域综合承载力，形成新的增长极；二是离心力导致城市要素向乡村流动，体现为产业有序梯度转移；三是农村在产品层面存在比较优势，导致城市要素向乡村流动，体现为农村融入全国统一大市场。

这些理论场景都是市场力量的自发结果，但市场力量的有效发挥依赖于必要的地区发展基础，而以农业为主的相对欠发达地区缺乏这一必要的基础动力。因此，这些地区要实现城乡要素双向自由流动需要额外的动力来源。金成武（2019）将发展经济学中关于欠发达经济体发展的经济理论归纳为市场主导论和结构论，其中结构论又细分为刚性结构论和弹性结构论。具体而言，市场主导论强调市场在稀缺资源配置中发挥主导作用，认为欠发达地区需要通过与外部市场进行交换来获取短缺的要素和产品，提高要素配置效率，缩小城乡发展差距。刚性结构论强调完整的工业体系对欠发达地区发展的重要性，认为地区内各部门间存在刚性关联，发展是多部门协同的结果，并需要依靠政府主导的大规模投资。弹性结构论强调地区内各部门的替代和弹性关联，认为欠发达地区可以先发展具有比较优势的部门，然后以点带面实现总体发展。在发展实践中，各地区对三种理论路径的选择并非一成不变，不同理论路径在不同发展阶段所发挥的作用存在差异；同时，这些理论路径的实践效果还取决于产出结果的市场替代弹性，如果欠发达地区产品的市场竞争力较弱，那么，实施赶超战略所带来的产出增加并不能转化为持续的发展动力。相对欠发达地区城乡融合的额外动力来源离不开区域协作，因此，如何依托区域协作更好地为欠发达地区提供要素流动的基础动力，是本文分析东西部协作影响城乡融合发展的基本理论框架。

基于上述理论框架，结合东西部协作的具体实践，可以进一步厘清县域结对帮扶作用于受援县城乡融合发展的主要机制。具体而言，东西部协作的具体帮扶措施主要包括产业转移、就业帮扶、公共服务、基础设施建设、干部交流和人才培养等方面。以2021年浙江省丽水市莲都区结对帮扶四川省泸州市叙永县的实际情况为例：在产业转移方面，协作引导5个企业到受援县投资兴业，共建（新建）产业园区2个，农业产业园区1个；在就业帮扶方面，帮助当地劳动力就近就业1686人、到浙江就业500人，并通过援建帮扶6个车间吸纳农村劳动力就业75人；在公共服务和基础设施建设方面，设立结对帮扶医院1家、学校1所，帮助受援县打造了2个乡村振兴示范村；在干部交流和人才培养方面，向受援县选派专业技术人员12名，培训四川省农村劳动力1000人，其中包含脱贫人口600人次^①。而从全国范围来看，据2021年《中国扶贫开发年鉴》的统计，2020年，全国东西部协作中支援方共投入财政援助资金270.8亿元，县均投入5701万元；引导2691家企业到受援地开展产业合作，企业实际投资1420.6亿元；援建扶贫车间4765个，吸纳贫困人口就业8.6万人；组织7023所学校、2725家医院分别结对帮扶受援地8991所学校、3581家医院；采购受援地畜牧产品582.9亿元；结对

^①涉及该案例的更为详细的帮扶数据和资料来源见中国知网或本刊官网本文附录中的附表1。

双方互派挂职干部和专业技术人才 3.95 万人次^①。可以看出，东西部协作的具体做法体现了鲜明的以城带乡导向。将这一实践特征与前文基础理论相结合可以发现，东西部协作主要通过三个机制作用于受援县城乡融合发展。

第一，根据市场主导论，东西部协作可通过发挥市场机制促进城乡要素双向自由流动，提高受援县的城乡融合发展水平。城乡要素双向自由流动需要具备两个前提：一是存在通过要素流动提升要素边际产出的红利空间，二是存在要素双向自由流动的畅通渠道。东西部协作双方之间地理距离远、发展水平差距大，导致需求层面对同一产品的偏好不同，供给层面的禀赋结构也不同，因此双方存在差异化的比较优势，为城乡要素跨区域双向流动提供了市场动力。此外，东西部协作还构建了要素流动的制度化通道（张可云等，2023），东西部协作考核中的“领导互访”“企业结对”等协作要求，可有效缓解跨区域要素流动过程中面临的信息不对称问题。

第二，根据刚性结构论，东西部协作可通过系统性增加投资规模增强县城综合承载力，提高受援县的城乡融合发展水平。县城综合承载力提升主要有两个路径：一是依托产业园区实现要素集聚，全面完善受援县农村地区产业发展所需的完整产业体系。东西部协作的重要内容是共建产业园区，尤其是共建农业产业园区。东西部协作考核指标体系也针对共建产业园数量、入园企业数量和投资规模设定了明确目标。二是提升县城基本公共服务供给水平，提升县城和乡镇服务能力。公共服务完善和基础设施建设是东西部协作的重要内容，涉及向受援县选派教师和医生等专业技术人员，以及开展医院结对、学校结对、社会组织结对等重点工作。这有助于快速提升县城和核心城镇的服务能力和水平，促进城乡要素融合。

第三，根据弹性结构论，东西部协作可通过促进特色产业发展，提高受援县城乡融合发展水平。特色产业是实现欠发达地区要素价值转化的重中之重。特色产业发展主要有两个动力来源：一是特色产业在特定地点的集聚。东西部协作对帮助受援县打造乡村振兴示范村提出了明确要求，而示范村的基础特征是有特色产业支撑。通过示范村的打造，可以吸引更多的外部资源，为受援县农村发挥比较优势、融入全国统一大市场创造条件（颜培霞，2021）。此外，还可通过帮扶车间直接引入与外部市场关联度高的产业，为农村要素流向城市提供新机会。二是特色产业实施主体能力的提升。东西部协作政策的实施给受援县带来了诸多经营管理完善的优质企业，还可通过向受援县选派专业技术人员，以及开展结对、人才培养等方式提升受援县人才能力，解决受援县特色产业“谁来发展”的问题。

值得注意的是，上述城乡融合发展路径的效果还要取决于产出价值的实现情况，即东西部协作更多是从产出层面增加要素边际产出，但是否能够增加边际产出价值，则依赖于受援地产出的市场竞争力。一个典型的例子是消费帮扶。有些消费帮扶产品的市场竞争力并不强，其价值实现更多依靠政策性支持，面临帮扶一撤就垮掉的风险，从而影响东西部协作促进受援地城乡融合发展的实效。因此，要使东西部协作真正促进城乡融合发展，还需要关注两者的协作是否有动力采取扎实举措，从根本上改变欠发达地区特色产品的市场地位。而协作努力程度和动力则与帮扶地和受援地的帮扶模式有关，

^①资料来源：《中国扶贫开发年鉴》编辑部，2022：《中国扶贫开发年鉴，2021》，北京：知识产权出版社，第263-264页。

本文也将基于帮扶模式展开异质性分析。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

鉴于在东西部协作政策的实施过程中，县域层面结对关系的开始时点不同、存续时间不同，本文手工搜集历年结对名单与财政帮扶资金等信息。本文选择 2012—2021 年四川省、贵州省和云南省的 398 个县级行政区（县、县级市、市辖区）作为考察样本，其中 224 个县级行政区为东西部协作政策受援县。上述选择主要基于以下三方面的考虑：一是相对其他西部受援地来说，四川省、贵州省和云南省受到其他政策的扰动较少。例如，西藏自治区和新疆维吾尔自治区同时是东西部协作和对口支援政策的受援地，中央会定期举办对口支援新疆和西藏的工作会议并做出一些政策要求^①，因此针对这两个省份的援助政策是有别于其他西部省份的。二是四川省、贵州省和云南省为西部人口大省^②，选择这三个受援省研究县域城乡融合发展具有一定的代表性。三是四川省、贵州省和云南省的产业结构相似^③，具有一定的同质性。

样本三省与其他省份和城市的协作关系如下：一是贵州省。与该省结对的支援方数量较多，曾出现上海市、大连市、青岛市、杭州市、宁波市、苏州市、广州市和深圳市在同一时期共同协作帮扶贵州省的情况。该省多数受援县在 1996 年便启动了县域结对协作工作^④，2016 年后开始积极探索乡镇之间、行政村之间的结对帮扶^⑤。二是四川省。该省主要和浙江省、广东省建立了协作关系。其中与浙江省在 1996 年东西部协作政策启动时就建立了结对关系，至今已持续 28 年，双方县级结对关系的建立主要集中在 2014—2018 年。2016 年，四川省与广东省建立了结对关系。2021 年，新一轮协作结对关系调整后^⑥，广东省退出与四川省的协作关系，四川省与浙江省保持省级“一对一”结对关系。三是云南省。其主要与上海市结对，建立县级结对关系则主要集中在 2017 年前后。本文在涵盖 2016 年

^①如 2023 年召开第九次全国对口支援新疆工作会议，<http://www.cppcc.gov.cn/zxww/2023/09/22/ARTI1695344976950109.shtml>；2024 年召开第四次对口支援西藏工作会议，<http://www.cppcc.gov.cn/zxww/2024/08/29/ARTI1724894240641103.shtml>。

^②依据第七次人口普查结果，西部省份人口在全国占比为 27.12%，四川省、贵州省和云南省的总人口占全国人口约 11.7%。

^③根据四川省、贵州省和云南省政府统计公报中关于三次产业结构的相关数据进行判断。

^④1996 年国务院办公厅转发的《国务院扶贫开发领导小组关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作报告》（国办发〔1996〕26 号）。

^⑤2016 年召开了东西部扶贫协作座谈会。同年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》，该文件对结对关系、考核评价等方面做了系统调整，要求结对关系下沉至县。

^⑥2020 年消除绝对贫困后，将原来“东西部扶贫协作”调整为新一轮“东西部协作”，并在结对关系、政策目标等进行了相应调整。参见《习近平对深化东西部协作和定点帮扶工作作重要指示》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/08/content_5598368.htm；《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm。

全面落实县域结对政策基础上，考虑到县域数据的可得性，选择了2012—2021年作为样本期。

文中控制变量数据以及涉及城乡融合发展水平评价体系的二级指标数据，主要来源于历年《中国县域统计年鉴》。其中部分指标在某些年份存在缺失值，如普通教育专职教师数、医疗机构床位数、城镇化率等。对缺失部分，本文通过各县（市、区）政府官网的统计公报、各省份和城市的统计年鉴进行填补^①。东西部协作财政帮扶资金数据来自各地政府官网财政预决算报告、乡村振兴局公开文件、相关政策文件和新闻报道等，部分县（市、区）的财政帮扶资金数据通过向当地政府申请得到。为消除极端值对实证研究的影响，本文对县域层面的连续变量进行了1%的双侧缩尾处理。

（二）变量设定

1.被解释变量：城乡融合发展水平。本文结合理论文献和政策导向两个方面来选择合理维度构建城乡融合发展水平指标体系。理论层面，城乡融合发展的内涵是发展过程中城乡间的良性互动与相互依存，以实现全民共享发展成果的目标。城乡融合发展要树立以人民为中心的发展理念，因此，人的融合应是城乡融合发展的重要内容。城乡经济产业和要素的良性互动，可以带动乡村经济发展，推动城乡基本公共服务一体化，因此，经济与社会层面的融合发展，是实现城乡融合发展的重要途径。从现有研究看，学者基于不同维度构建城乡融合发展评价体系。例如，杨荣南（1997）较早提出以城乡经济、空间、生活、人口、生态五个维度的融合构建系统的指标体系；周佳宁等（2019）从人、空间、经济、社会和生态五个维度构建评价体系。总之，多数学者重点关注城乡“人”“经济”“社会”“生态”维度的融合发展。在政策导向层面，2019年《中共中央 国务院关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》指出，中国在统筹城乡发展、推进新型城镇化方面取得了显著进展，但城乡要素流动不顺畅、公共资源配置不合理等问题依然突出，影响城乡融合发展的体制机制障碍尚未根本消除。因此，在重塑新型城乡关系的过程中，需要着力破除体制机制障碍与畅通城乡要素流动，破除城乡户籍、资本、公共服务等方面的体制机制弊端，着力推动以人为本的要素双向流动。此外，前文理论机制的分析也强调，东西部协作政策作用于受援县城乡融合发展的关键逻辑也在于促进城乡间要素流动。基于上述考虑以及县域数据可得性，本文重点从“人”“经济”“社会”三个维度构建城乡融合评价指标体系，由此对应体现城乡间劳动力、资本和公共服务要素的流动机制。

关于三个维度下的一级、二级指标选择：在人的融合层面，目标是进一步释放农村剩余劳动力，缩小工农业劳动生产率的差距（骆永民等，2020）。因此，一级指标选择就业，二级指标选择农业就业比。在经济融合层面，本文设定一级指标为收入、产业和投资，并对应选择城乡收入比、第二和第三产业贡献度、二元对比系数、人均生产总值和城镇投资占比五个二级指标。在社会融合层面，需要重点关注基本公共服务中的教育与医疗，因此，将教育和医疗作为一级指标，二级指标分别选择普通教育师生比与每万人床位数。综上所述，本文构建的城乡融合发展水平评价体系，包含3个指标维度、6个一级指标与8个二级指标。

^①控制变量的缺失值采用线性插值法估算得到。

为避免各项指标单位的影响，本文首先采用极差标准化方法对基础数据进行标准化处理，然后采用熵值法确定各项指标的权重，最后结合全部指标构建县级样本在样本期的城乡融合发展水平变量。城乡融合发展水平的一级、二级指标的设定、计算、属性和权重详见表 1。

表 1 城乡融合发展水平评价体系

指标维度	一级指标	二级指标	指标计算或说明	指标属性	指标权重
人的融合发展水平	就业	农业就业比	第一产业从业人员数/第一、第二、第三产业从业人员数	负	0.112
	收入	城乡收入比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	负	0.029
经济融合发展水平	产业	第二、第三产业贡献度	第二、第三产业增加值/地区生产总值	正	0.184
		二元对比系数	(第一产业增加值/第一产业从业人员数)/(第二、第三产业增加值/第二、第三产业从业人员数)	正	0.126
		人均生产总值	常住人口人均地区生产总值	正	0.111
	投资	城镇投资占比	城镇固定资产投资/全社会固定资产投资总额	负	0.028
社会融合发展水平	教育	普通教育师生比	普通教育专职教师/普通教育在校生	正	0.143
	医疗	每万人床位数	医疗机构床位数/年末总人口	正	0.267

注：表中的“人的融合发展水平”“经济融合发展水平”“社会融合发展水平”是基于要素流动角度将城乡融合发展分解为三个子维度的综合指标。为改善数据稳定性，对城乡融合发展水平与表中的经济融合发展水平、社会融合发展水平取自然对数后引入模型。

2.核心解释变量：东西部协作。本文将 2012—2021 年结对关系落实到县级层面的东西部协作政策实施作为一项准自然实验，将政策实施的个体虚拟变量与政策实施的时间虚拟变量的交互项作为东西部协作县域结对的政策变量。具体而言，本文将在东西部协作中通过县域结对方式获得援助的受援县作为处理组，政策实施的个体虚拟变量值设为 1；样本三省中其他县（市、区），即非受援县，作为控制组，政策实施的个体虚拟变量值设为 0。根据结对帮扶关系的建立时间和终止时间，对政策实施时间虚拟变量赋值，结对帮扶关系存续期间政策实施时间虚拟变量为 1，否则为 0。

表 2 报告了 2012—2021 年东西部协作样本省的县域结对情况。自 1996 年东西部扶贫协作政策正式实施以来，部分地区一直处于县域结对的状态，如贵州省。2016 年，习近平总书记在银川主持召开东西部扶贫协作座谈会时提出要推动县与县精准对接，部分地区开始逐渐将结对关系下沉至县级。样本省中这种变化可以从表 2 中得到反映。2016—2017 年，县域结对的受援县样本数量由 122 个增长至 197 个，增长 61.5%；2018 年，受援县样本数量增长至 224 个，并不再发生变化，受援县占比约 56.3%^①。

表 2 2012—2021 年东西部协作县域结对样本数量

年份	受援县样本数	非受援县样本数	样本总数	年份	受援县样本数	非受援县样本数	样本总数
2012	91	307	398	2017	197	201	398

^①考虑到在样本期前三年已存在 116 个受援县，为保证样本期前三年都没有样本受到政策影响，使模型估计结果更精准，本文在利用多期双重差分法进行估计时，将这部分样本删除。删除后共有 282 个样本县，其中 108 个是受援县。

表 2 (续)

2013	96	302	398	2018	224	174	398
2014	116	282	398	2019	224	174	398
2015	120	278	398	2020	224	174	398
2016	122	276	398	2021	224	174	398

3.控制变量。本文参考已有研究,控制了以下变量:①地区生产总值。经济发展是城乡融合发展的物质基础,本文利用地区生产总值的自然对数来衡量经济发展。②金融发展水平。金融可为农村产业现代化发展提供支持,因此金融发展水平的提高能够促进城乡融合发展。本文用金融机构存贷款余额与地区生产总值之比来衡量金融发展水平。③农业现代化水平。农业现代化是实现工农互促、以城带乡融合发展的重要途径。本文用农用机械总动力的对数来衡量农业现代化水平。④城镇化率。城镇化率在一定程度上反映了农村人口流动程度,人口流动会对城乡融合发展产生影响。本文使用城镇人口与总人口之比衡量城镇化率。⑤政府财政支持。地方政府财政支持可以促进农业发展和农村基础设施建设,提升公共服务水平,促进城乡融合发展。本文用一般地方财政支出与地区生产总值之比衡量政府财政支持程度。

4.变量描述性统计。表 3 报告了主要变量基本描述性统计结果,包括样本量、平均值、中位数与标准差。在此基础上,本文还按照是否参与县域协作结对将全样本分为两组,按照县域结对帮扶时长将处理组样本分为两组,报告这两种分组下的均值差异 t 的检验结果。结果显示,城乡融合发展综合指标以及人、经济、社会三个子维度综合指标的组间均值差异显著,表明东西部协作对受援县城乡融合发展水平可能产生了影响。另外,在依据结对帮扶时间长短划分的组别中,城乡融合发展水平组间均值差异显著^①。鉴于此,后文将针对结对状态进行异质性分析。

表 3 主要变量的描述性统计特征

变量	变量定义	样本量	平均值	中位数	标准差
城乡融合发展水平	$\ln URI$	2820	-1.331	-1.378	0.274
人的融合发展水平	fpr	2820	0.309	0.294	0.237
经济融合发展水平	$\ln EI$	2820	-1.771	-1.609	0.984
社会融合发展水平	$\ln SI$	2820	-2.821	-2.686	0.870
东西部协作	$policy$	2820	0.185	0.000	0.389
地区生产总值	$\ln GDP$	2820	14.070	14.099	0.967
金融发展水平	fin	2820	2.379	1.912	2.769
农业现代化水平	$\ln agr$	2820	3.033	3.219	0.866
城镇化率	$urbrate$	2820	0.470	0.417	0.197
政府财政支持	gov	2820	0.269	0.205	0.213

(三) 基准模型

本文关注东西部协作政策实施对受援县城乡融合发展的促进作用。东西部协作落实到县域结对关

^①由于篇幅限制,分组均值差异检验结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附表 2。

系时，一方面可能使同一受援县（处理组）城乡融合发展水平在政策实施前后产生差异，另一方面也可能使受援县与非受援县（控制组）之间的城乡融合发展水平产生差异。鉴于此，本文采取双重差分法（differences-in-differences，DID）进行政策效应评估，以有效控制其他共时性因素影响以及受援县与非受援县的事前差异。根据前文对东西部协作政策的实践分析可以看出，不同县域结对关系确立的年份有先后差异，故本文选取多期双重差分法。具体模型如下：

$$\ln URI_{it} = \alpha + \beta \times policy_{it} + \gamma \times Control_v_{it} + county_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $\ln URI_{it}$ 表示 i 县在 t 年城乡融合发展水平的自然对数； $policy_{it}$ 表示 i 县在 t 年是否存在东西部协作县域结对关系，即前文提到的政策实施的个体虚拟变量与时间虚拟变量的交互项； $Control_v_{it}$ 表示控制变量； $county_i$ 表示县域固定效应； $year_t$ 表示年份固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项。估计系数 β 度量了受援县城乡融合发展水平在东西部协作政策冲击前后的平均处理效应。

四、实证结果分析

（一）基准回归

表 4 报告了基准模型的回归结果。（1）列仅将核心解释变量东西部协作对城乡融合发展水平进行回归，结果显示，在不考虑其他因素的情况下，东西部协作显著促进了受援县城乡融合发展，且在 1% 的统计水平上显著。在此基础上，表 4（2）～（6）列依次加入控制变量。可以发现，东西部协作变量的回归系数仅有微小波动，且都在 1% 统计水平上显著为正，说明基准回归结果较为稳健。具体而言，东西部协作县域结对关系建立后，受援县城乡融合发展水平较非受援县平均高出约 7 个百分点。

表 4 东西部协作县域结对对政策实施对城乡融合发展影响的基准回归结果

变量	城乡融合发展水平					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
东西部协作	0.058*** (0.011)	0.070*** (0.008)	0.069*** (0.008)	0.067*** (0.008)	0.069*** (0.008)	0.070*** (0.008)
地区生产总值		0.180*** (0.012)	0.181*** (0.012)	0.175*** (0.014)	0.163*** (0.016)	0.161*** (0.017)
金融发展水平			0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
农业现代化水平				0.030* (0.018)	0.032* (0.018)	0.032* (0.018)
城镇化率					0.087* (0.045)	0.088** (0.044)
政府财政支持						-0.018 (0.021)
县域和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 4 (续)

样本量	2820	2820	2820	2820	2820	2820
调整 R ²	0.49	0.45	0.45	0.46	0.46	0.46

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内为县级层面聚类稳健标准误。

接下来，本文分别考察东西部协作县域结对政策实施对受援县城乡融合发展中、经济和社会融合发展三个维度的影响。其中，人的融合发展水平用农业就业比表示，经济和社会融合发展水平分别采用熵值法将表 1 中对应的相关指标合成两个综合指标来表示。实证结果显示^①，该政策实施显著降低了农业就业比，促进了受援县城乡之间人的融合发展，也显著促进了受援县的经济与社会融合发展。这进一步验证了本文基准结果的稳健性，也说明东西部协作县域结对政策实施对于城乡融合发展中三个维度融合发展均产生了积极影响。

(二) 平行趋势检验与动态效应

使用多期双重差分法进行政策效果评估，要求处理组和控制组必须满足平行趋势假定，否则将导致估计结果有偏。考虑到政策效应的产生可能存在滞后性，以及政策效应的发挥程度可能会受到后期其他相关政策影响，本文使用了一个允许估计系数随年份变化的模型设定，以考察东西部协作政策实施前的平行趋势以及实施后的动态效应，具体模型如下：

$$\ln URI_{it} = \delta + \delta_j \times \sum_{j=-4}^4 D_{i,t+j} + \ell \times Control_v_{it} + county_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： $D_{i,t+j}$ 为一系列虚拟变量，若第 i 个县在 $t+j$ 年建立了东西部协作县域结对关系，则取值为 1，否则为 0； j 代表东西部协作县域结对关系建立前后的期数，其他变量含义与 (1) 式相同。在剔除 2015 年前建立县域结对帮扶关系的样本县后，县域结对关系最早建立时间为 2015 年，最晚的县域结对关系建立在 2018 年，因此， j 可以取 $[-6, 6]$ 之间的所有整数；但考虑到整个样本期内结对政策实施年份较早和较晚的样本数量偏少，因此将 j 取值为 -6 和 -5 的样本合并到取值为 -4 的样本中，将 j 取值为 5 和 6 的样本合并到取值为 4 的样本中，最终得到 j 的取值区间为 $[-4, 4]$ ^②。本文以政策实施前 1 年为基准，即第 -1 期。因此，本文将县域结对前的第 4 年、第 3 年和第 2 年作为平行趋势检验政策实施前的参考年份，此三期的回归系数便是平行趋势检验关注的对象。检验结果如图 1 所示，政策实施前样本县城乡融合发展差异均不显著，表明样本处理组与控制组在东西部协作县域结对政策实施前城乡融合发展水平无显著差异，平行趋势假设成立；同时，政策实施当期及后 4 期政策估计系数均显著为正，表明东西部协作政策实施能够显著提升受援县城乡融合发展水平，且这种积极的政策效果呈逐年提升^③。

^①因篇幅限制，检验结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附表 3。

^②关于期数 j 取值范围更为详尽的说明，见中国知网或本刊官网本文附录中的第四节内容。

^③本文在图 1 做法的基础上，通过调整处理组样本结构，即仅保留原国家级贫困县样本进行平行趋势和动态效应检验。受篇幅限制，检验结果未详细列示，具体结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附图 1。

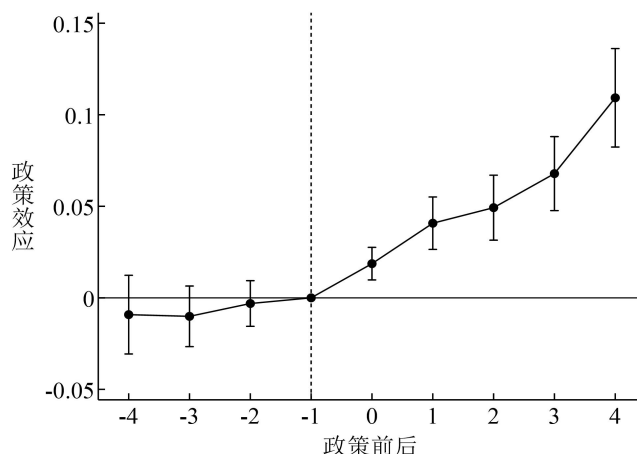


图1 平行趋势检验结果

(三) Goodman-Bacon 分解检验

对于多期双重差分法，样本期内既存在“好控制组”，也存在“坏控制组”。为了避免多期双重差分法中不同控制组对估计结果可能造成的偏误，本文采用 Goodman-Bacon (2021) 提出的分解方法，对双向固定效应模型 (TWFE) 估计量的偏误程度进行分析，TWFE 为不同的 2×2 -DID 组合估计系数的加权平均。表 5 是 Goodman-Bacon 的检验结果，由于本文基准回归中已经将样本期内始终为处理组的样本全部删掉，因此检验结果共有表中三种组别。根据结果可知：平均处理效应权重最大的组别为以“从未接受处理”为控制组的样本组，占比达到 94.4%，而以“较早接受处理”为控制组的样本组占比不到 3%。因此，对 TWFE 估计量的绝大部分影响来自以“从未接受处理”为控制组的估计系数。这说明本文的估计结果不存在严重偏误。根据以上检验结果，可以认为本文结论是稳健的。

表 5 Goodman-Bacon 分解结果

Goodman-Bacon 分解	系数	权重
以“从未接受处理”为控制组	0.061	0.944
以“较晚接受处理”为控制组	0.034	0.029
以“较早接受处理”为控制组	-0.000	0.028

注：权重表示分解的该组处理效应占总效应的权重。

(四) 安慰剂检验

为了检验基准回归结果在多大程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响，本文通过随机设定东西部协作县域结对帮扶的政策实施年份和受援县，构造理论上不会对结果变量产生影响的虚假政策变量，并将该变量替换至 (1) 式中进行检验，根据回归估计系数的分布来判断结论的可靠性。为增强安慰剂检验的效力，本文将上述过程重复 500 次，最后绘出虚假政策变量的估计系数分布图。若随机设定的政策变量估计系数分布在 0 附近，即意味着模型设定中并未遗漏掉足够重要的影响因素，可以证明基准回归结果真实可靠。根据绘制的估计系数分布图^①，虚假政策变量的估计系数集中分布于 $[-0.015, 0.015]$

^①受篇幅限制未详细列示，具体结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附图 2。

区间，显著异于真实政策变量的系数估计值 0.070，表明在模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，核心结论仍旧稳健。

（五）其他稳健性检验

1.全样本回归。为确保样本结构尽量满足多期双重差分法的适用条件，本文在基准回归中删掉了样本期前三年已经受援助的 116 个县级样本，即将样本县从 398 个减少至 282 个。应用 Goodman-Bacon 分解方法，“坏控制组”可以得到识别，而且只要其所占权重较低，其对实证结果可信性的影响就有限。因此，也有文献把样本期内的“坏控制组”纳入回归分析（方红生等，2023）。

本文将 398 个样本县全部作为有效样本进行回归分析，回归结果见表 6（1）列。结果表明，加入“坏控制组”样本后，政策实施对受援县城乡融合发展的影响依然显著为正，但显著性和回归系数有所下降。Goodman-Bacon 分解检验结果显示，“坏控制组”占比增加至约 40%，不过“坏控制组”中存在 31% 的样本组回归系数方向与平均处理效应相反，导致实证结果低估而非高估^①。综上所述，不管是全样本回归还是子样本^②回归，政策实施正向影响受援县城乡融合发展的结论均是稳健的。

2.倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）。东西部协作政策的实施并非严格意义上的自然实验，为规避可能存在的样本自选择导致的内生性问题，本文利用倾向得分匹配法重新匹配样本，再进行双重差分，以检验回归结果的稳健性。具体而言，将地区生产总值、金融发展水平和城镇化率等设定为匹配变量，运用最近邻匹配法剔除不符合匹配变量要求的样本，重新为处理组匹配控制组；得到新的数据集后，再运用多期双重差分法重新估计东西部协作县域结对政策实施对受援县城乡融合发展的影响。表 6（2）列报告了 PSM-DID 估计结果，政策变量的系数估计值仍然显著为正，表明东西部协作县域结对政策实施对受援县城乡融合发展存在促进作用这一结论是稳健的。

3.替换城乡融合发展水平衡量指标。从已有文献看，部分学者将城乡收入差距缩小视为城乡融合发展的主要体现和落脚点（郭冬梅等，2023）。因此，本文选择“城镇居民人均纯收入与农村居民人均纯收入之比”作为被解释变量的替代指标，验证基准结论是否稳健。实证结果如表 6（3）列所示：东西部协作县域结对政策实施显著缩小了受援县城乡收入差距。在中国推进乡村振兴战略、致力实现共同富裕伟大目标的时代背景下，城乡共同富裕尤其是城乡收入差距缩小，是中国实现共同富裕的关键一环。因此，将该指标作为城乡融合发展水平的替代指标进行验证的结果，也为东西部协作县域结对政策实施在推进共同富裕中的重要作用提供了有力证据。

4.控制其他政策影响。2013 年“精准扶贫”理念的提出，可能会对本文基准实证结果产生影响。鉴于此，本文参考杨人懿等（2023）的做法，进一步构造精准扶贫政策虚拟变量，并将其作为控制变量纳入基准回归模型^③，以排除该政策实施对本文因果识别可能造成的干扰。估计结果如表 6（4）列

^①受篇幅所限，基于全样本的 Goodman-Bacon 分解结果不在正文呈现，结果见中国知网或本刊官网本文附录中的附表 4。

^②子样本是指在全样本基础上删掉样本期前三年已经受援助的县级样本后余下的 2820 个样本。

^③在模型中变量设定为“精准扶贫”，对其进行赋值：如果样本县为原国家级贫困县且时间为 2013 年后（2014—2021 年），变量取值为 1；否则取值为 0。

所示。在加入精准扶贫政策虚拟变量之后，东西部协作的系数估计值仍显著为正，表明结果依然稳健。

表 6 稳健性检验

变量	(1) 全样本回归	(2) PSM-DID	(3) 城乡收入差距	(4) 排除精准扶贫政策影响
东西部协作	0.027*** (0.009)	0.044*** (0.008)	-0.203*** (0.025)	0.054*** (0.009)
精准扶贫				0.007 (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	3980	2522	2820	2820
调整 R ²	0.550	0.664	0.326	0.499

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为县级层面聚类稳健标准误。

上述检验均表明，东西部协作促进受援县城乡融合发展的政策效应在多期双重差分法的识别下是稳健的。

五、进一步分析

（一）异质性分析

2021 年 4 月，习近平总书记对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示，提出要完善东西部结对帮扶关系，拓展帮扶领域，健全帮扶机制，优化帮扶方式，加强产业合作、资源互补、劳务对接、人才交流，动员全社会参与，形成区域协调发展、协同发展、共同发展良好局面^①。因此，本文在关注东西部协作对受援县城乡融合发展促进作用的同时，进一步研究政府财政帮扶强度与县域结对时间对政策效应的影响，探讨优化、完善东西部协作政策机制的具体路径，以加强政策实施对受援县城乡融合发展的促进作用。

1. 财政帮扶强度的异质性。财政帮扶资金是直接投入的生产要素，一般来说，有助于受援方缓解财政压力、提高公共服务供给水平。但是，财政帮扶作为一种横向转移支付，其单向性和无偿性特征显著，容易造成受援方的援助依赖和支援方的援助疲惫。因此，财政帮扶力度越大是否越利于受援县城乡融合发展，在理论逻辑上并不确定。下文将从财政帮扶资金^②角度考察东西部协作政策效应的异质性。由于县域结对帮扶政策落实的时间并不都是从自然年年初开始，本文将 6 月前建立结对关系的

^①参见《习近平对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/08/content_5598368.htm。

^②本文研究中用到的财政帮扶资金数据，主要通过查询西部受援县乡村振兴局公布的资金数据或东部帮扶县财政决算报告中的“援助其他地区支出”数据（四川省受援县数据不全，采用东部帮扶县数据；浙江省数据剥离了“山海协作”政策的帮扶资金），通过手工整理得到。缺失的帮扶资金数据，按照结对的东部支援方每年财政收入增速推算得到（财政收入增速≤5%时，按实际增速推算；财政收入增速超过 5%时，按 5%推算）。

样本视为当年已实施政策，并将当年“援助其他地区支出”纳入统计分析；而6月后建立结对关系的则视为次年开始实施政策，当年“援助其他地区支出”不纳入统计分析。2021年东西部协作政策要求结对关系变更，这一政策调整被看作从2022年起生效，不在本文研究中体现。借鉴毛其淋和许家云（2015）构造企业所获政府补贴强度指标的做法，将受援县获得的结对帮扶资金占该县财政收入的比值定义为财政帮扶强度，并将强度从低到高排序，通过四分位分组，分为最低、较低、较高、最高四组；然后，借鉴马光荣等（2020）的做法，分别构造四个虚拟变量即帮扶强度Q1、Q2、Q3、Q4，将财政帮扶强度四个分组虚拟变量与东西部协作政策变量的交互项放入模型进行异质性分析。对分组虚拟变量的具体赋值方法为：对于帮扶强度Q1而言，将排序前25%的样本赋值为1，其他赋值为0。后三个组别的虚拟变量设定以此类推^①。表7（1）列报告了财政帮扶强度分组虚拟变量与核心解释变量交互项回归的估计结果。结果表明：财政帮扶强度适中的中间二分位组别的政策效应系数最大、显著性最强，而帮扶强度最低和最高组则系数较小、显著性较弱，特别是最高组已不再具有显著性。这说明，适度的财政帮扶有利于受援县城乡融合发展，而过低或过高的帮扶强度均不利于城乡融合发展。因此，在新一轮东西部协作推进过程中，支援方既要遵守中央对财政帮扶的基本要求^②，又要加快探索双向协作型的多元帮扶方式，通过劳务输出、产业帮扶等市场化方式，全面促进受援县的城乡融合发展。

2. 县域结对帮扶时长的异质性。东西部协作政策在1996年提出时，结对关系主要涉及省级或市级，大部分的县域结对关系则是在2016年东西部扶贫协作座谈会后开始落实。那么，东西部协作政策效果是否会因县域层面的结对帮扶时长不同而存在差异？样本期内，处理组建立县域结对关系的时长为4~7年。本文将县域结对时长大于等于5年定义为较长帮扶时长，小于5年为较短帮扶时长，通过使用与财政帮扶强度分组虚拟变量相同的构造方法，设定两组帮扶时长虚拟变量，构建其与核心解释变量的交互项进行异质性分析。表7（2）列的回归结果显示，较长帮扶时长组交互项的回归系数为0.068，且在1%的统计水平上显著；而较短帮扶时长组交互项的回归系数为0.026，仅在10%的统计水平上显著。可能的原因是，结对关系保持时间越长，结对双方之间的供需匹配度与合作信任度越高，跨区域的协作成本越低，结对关系对受援县城乡融合发展的促进作用越显著。因此，东西部协作县域结对需要长期坚持，才能更好地推动受援县城乡融合发展。

表7 财政帮扶强度与帮扶时长异质性分析的结果

变量	(1) 财政帮扶强度		(2) 帮扶时长	
	系数	标准误	系数	标准误
东西部协作×帮扶强度 Q1	0.035**	0.015		

^①本部分后面三类分组虚拟变量（按帮扶时长分组、按双方经济差距分组、按双方产业互补程度分组）的设定方法与此一致。

^②参见《中办 国办印发〈关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见〉》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-12/07/content_5144678.htm。该指导意见要求东部省份要根据财力增长情况，逐步增加扶贫协作和对口支援财政投入，并列入年度预算。

表 7（续）

东西部协作×帮扶强度 Q2	0.100***	0.011		
东西部协作×帮扶强度 Q3	0.058***	0.016		
东西部协作×帮扶强度 Q4	0.025	0.017		
东西部协作×帮扶时间短			0.026*	0.014
东西部协作×帮扶时间长			0.068***	0.011
控制变量	已控制		已控制	
县域和年份固定效应	已控制		已控制	
样本量	2820		2820	
调整 R ²	0.507		0.502	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误为聚类到县级层面的稳健标准误。

（二）关于结对双方匹配度的分析

上述异质性分析表明，财政帮扶强度和结对关系时长会影响东西部协作的政策效应。除此之外，政策效应也可能与结对双方的优势互补程度和供需匹配关系有关。在实践中，结对关系的政策效果会受到多种因素的影响，结对双方的经济差距和产业互补程度是其中两个重要维度。理论上，经济强县与帮扶难度大的受援县结对，更有利于受援县加快农村产业现代化步伐，为其城乡融合发展夯实物质基础。鉴于此，下文将通过结对双方的总体经济差距与产业互补程度两个指标来衡量双方的匹配度。

1.基于经济差距匹配度的分析。根据受援县地区生产总值与支援方地区生产总值比值的年均值从高到低排序，比值越大，说明两地经济差距越小^①。根据该比值四分位数将受援县分为四组，依次设定经济差距虚拟变量“经济差距 Q1”（经济差距最小）至“经济差距 Q4”（经济差距最大）四组，并构建其与核心解释变量的交互项，进行回归分析。表 8（1）列的结果显示，仅经济差距最小组的政策效应系数不显著，后三组别的政策效应均在 5%的统计水平上显著且系数绝对值差距不大。这说明，当结对双方经济实力差距偏小时，政策效应会打折扣，因此，结对关系应建立在经济实力差距较大的县域之间。

2.基于产业互补程度匹配度的分析。东西部产业合作可以促进受援县发挥比较优势，发展当地特色产业，延长完善产业链。理论上，结对双方产业互补程度越高，越有利于两地在产业链上差别布局，按各地比较优势发展，互相取长补短，实现供需匹配与优势互补，形成协作内生动力，更好地促进受援县城乡融合发展。本文采用 Krugman（1991）提出的产业专业化系数来测定结对双方的产业互补程度，其表达式如下：

$$KI_{ij} = \sum_{k=1}^3 |X_{ik} - X_{jk}| \quad (3)$$

^①如果受援县同时存在多个支援方，即“多对一”的结对关系，支援方地区生产总值的取值为多个支援方地区生产总值的均值。

(3) 式中： KI_{ij} 为 i 与 j 结对两地的产业结构互补系数，取值区间 $[0, 2]$ ； X_{ik} 为 i 地的 k 产业（ k 取 1、2、3 时分别代表第一产业、第二产业、第三产业）从业人员占全部产业从业人员的比重， X_{jk} 同理。 KI_{ij} 值越大，表明两地产业互补程度越高。本文基于 KI_{ij} 年均值的四分位数将样本划分为四组，构造四个产业互补程度分组虚拟变量，即“产业互补 Q1”（产业互补程度最低）至“产业互补 Q4”（产业互补程度最高）；在此基础上构造分组虚拟变量与核心解释变量的交互项。实证结果如表 8

(2) 列所示：产业互补程度越高的组别，其交互项回归系数的数值越大，显著性越强。这表明，东西部协作的政策效应随着受援县与支援方产业结构互补程度的增强而更加明显。因此，在东西部协作建立县域结对关系时，应将产业结构互补程度纳入考量范畴。

表 8 结对双方经济差距与产业互补程度匹配度的比较

变量	(1) 经济差距		(2) 产业互补程度	
	系数	标准误	系数	标准误
东西部协作×经济差距 Q1	0.023	0.014		
东西部协作×经济差距 Q2	0.080***	0.014		
东西部协作×经济差距 Q3	0.060***	0.015		
东西部协作×经济差距 Q4	0.067***	0.017		
东西部协作×产业互补 Q1			0.030**	0.014
东西部协作×产业互补 Q2			0.052**	0.020
东西部协作×产业互补 Q3			0.063***	0.016
东西部协作×产业互补 Q4			0.082***	0.013
控制变量	已控制		已控制	
县域和年份固定效应	已控制		已控制	
样本量	2820		2820	
调整 R ²	0.503		0.503	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为聚类到县级层面的稳健标准误。

六、结论与政策启示

通过城乡融合发展构建新型工农城乡关系，是顺利推进中国式现代化进程的重要内容，东西部协作为受援县城乡融合发展提供了外生动力。但在全面推进乡村振兴的时代背景下，东西部协作的目标显著不同，需要完善东西部协作机制。

本文以东西部协作县域结对关系建立作为准自然实验场景，从县域层面探究了东西部协作对受援县城乡融合发展的影响，并重点分析了帮扶模式对两者关系的影响。研究发现：第一，东西部协作显著提升了受援县总体城乡融合发展水平，且在细分维度上，也显著提升了受援县人的融合、经济融合和社会融合程度。该结论得到了一系列稳健性检验的支持。第二，东西部协作模式是影响受援县城乡融合发展的关键因素。在保持适当财政帮扶强度的基础上，结对双方保持长期稳定的结对关系更有助

于推动受援县的城乡融合发展；从结对主体匹配度来看，双方经济差距适中、产业互补程度高，更有利于发挥东西部协作对受援县城乡融合发展的积极作用。

基于上述研究结论，本文得出以下政策启示：

第一，东西部协作具有提升受援县城乡融合发展水平的政策效应，在全面建设社会主义现代化国家的进程中，要进一步明确援受双方的结对标准，并尽量保持关系稳定。结对双方也需要主动沟通，坚持互利共赢理念推动区域优势互补和要素双向流动，将东西部协作打造成东西部合作对接的重要平台。

第二，结对双方的互信互补是东西部协作得以持续推动的内生动力。在政策层面要坚持将结对关系下沉到县，并通过考核体系引导结对双方形成更为微观具体的结对关系，切实做到协作内容务实有效。在实施层面，要将受援县内生动力培育和援助方产业转移有机结合起来，将协作重点放在共建产业园区、共建发展平台、共同开拓第三方市场上。

第三，受援县巩固拓展脱贫攻坚成果、推动乡村振兴和新型城镇化建设等核心工作是其城乡融合发展的内生动力，融入全国统一大市场是其城乡融合发展的最大市场动力，东西部协作等现有横向帮扶体系则是城乡融合发展主要的政策动力。脱贫地区既要探索通过上述动力来促进县域城乡融合发展的路径，也要关注各动力在城乡融合发展不同模式中的协同问题。

参考文献

- 1.陈斌开、林毅夫，2013：《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》，《中国社会科学》第4期，第81-102页。
- 2.方红生、鲁玮骏、苏云晴，2023：《“省直管县”改革对城乡收入差距的影响》，《经济理论与经济管理》第3期，第24-39页。
- 3.郭冬梅、陈斌开、吴楠，2023：《城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角》，《管理世界》第11期，第22-46页。
- 4.金成武，2019：《中国城乡融合发展与理论融合——兼谈当代发展经济学理论的批判借鉴》，《经济研究》第8期，第183-197页。
- 5.李永友、王超，2020：《集权式财政改革能够缩小城乡差距吗？——基于“乡财县管”准自然实验的证据》，《管理世界》第4期，第113-130页。
- 6.廖祖君、王理、杨伟，2019：《经济集聚与区域城乡融合发展——基于空间计量模型的实证分析》，《软科学》第8期，第54-60页。
- 7.骆永民、骆熙、汪卢俊，2020：《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》，《管理世界》第12期，第91-121页。
- 8.马光荣、程小萌、杨恩艳，2020：《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》，《中国工业经济》第6期，第5-23页。
- 9.毛其淋、许家云，2015：《政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角》，《中国工业经济》第6期，第94-107页。

- 10.孙群力、周鏢, 2021:《财政分权、农村金融服务与城乡融合水平——基于城镇化与乡村振兴视角》,《农村经济》第3期,第93-100页。
- 11.孙玉环、张冬雪、梁雨菡、丁娇, 2024:《生态产品价值实现与城乡融合发展——基于城乡融合发展试验区的实证研究》,《统计研究》第2期,第87-99页。
- 12.万海远、李实, 2013:《户籍歧视对城乡收入差距的影响》,《经济研究》第9期,第43-55页。
- 13.王禹瀚, 2022:《中国特色对口支援机制:成就、经验与价值》,《管理世界》第6期,第71-85页。
- 14.魏后凯, 2020:《深刻把握城乡融合发展的本质内涵》,《中国农村经济》第6期,第5-8页。
- 15.吴延兵, 2017:《中国式分权下的偏向性投资》,《经济研究》第6期,第137-152页。
- 16.颜培霞, 2021:《城乡融合视域下特色村经济转型的动力机制》,《农业经济问题》第5期,第137-144页。
- 17.杨人懿、钟昌标、杨子生、杨诗琴, 2023:《精准扶贫政策与农村居民增收——基于云南省129个县的实证检验》,《南开经济研究》第3期,第131-150页。
- 18.杨荣南, 1997:《城乡一体化及其评价指标体系初探》,《城市研究》第2期,第20-24页。
- 19.袁方成、周韦龙, 2024:《要素流动何以推动县域城乡融合:经验观察与逻辑诠释——以佛山市南海区全域土地综合整治为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期,第63-74页。
- 20.张可云、冯晟、席强敏, 2023:《东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角》,《中国工业经济》第12期,第61-79页。
- 21.张露、罗必良, 2023:《中国工农城乡关系:历史演进、基本经验与调整策略》,《中国农村经济》第6期,第2-21页。
- 22.张溢堃、王永生, 2023:《中国省域城乡要素流动测度方法与时空特征》,《地理学报》第8期,第1888-1903页。
- 23.赵晖、谭书先, 2020:《对口支援与区域均衡:政策、效果及解释——基于8对支援关系1996—2017年数据的考察》,《治理研究》第1期,第69-81页。
- 24.周德、戚佳玲、钟文钰、王俊峰, 2023:《城市群城乡融合发展:测度评价、障碍因素与驱动因素》,《地理研究》第11期,第2914-2939页。
- 25.周佳宁、秦富仓、刘佳、朱高立、邹伟, 2019:《多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制》,《中国人口·资源与环境》第9期,第166-176页。
26. Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225 (2): 254-277.
27. Krugman, P., 1991, *Geography and Trade*, Massachusetts: MIT Press, 76.
28. Liu, Y., Y. Zang, and Y. Yang, 2020, "China's Rural Revitalization and Development: Theory, Technology and Management", *Journal of Geographical Sciences*, Vol. 30: 1923-1942.
29. Yang, Y., W. Bao, Y. Wang, and Y. Liu, 2021, "Measurement of Urban-rural Integration Level and its Spatial Differentiation in China in the New Century", *Habitat International*, Vol. 117, 102420.

Impact of East-west Collaboration on Integrated Urban-rural Development in Recipient Counties

SHAN Depeng¹ XIANG Yang¹ WANG Chao^{2,3}

(1. School of Economics, Southwest Minzu University;

2. The Institute of Local Finance Research, Zhejiang University of Finance and Economics;

3. School of Public Finance and Taxation, Zhejiang University of Finance and Economics)

Summary: The construction of a new pattern of integrated urban-rural development, achieving bidirectional free flow of urban and rural factors, is an important guarantee for the realization of Chinese modernization. Building institutional channels for urban-rural integration is of great significance in breaking the practical constraints faced by urban-rural integration. The east-west collaboration is a major decision to promote coordinated regional development and common prosperity. Studying the impact of the east-west collaboration on urban-rural integration not only helps explore effective pathways for urban-rural integration but also provides references for improving the mechanism of east-west collaboration.

This paper, based on the theory of factor flow, analyzes the main mechanisms by which the east-west collaboration influences urban-rural integration and conducts an empirical test using panel data from 398 counties in China from 2012 to 2021, treating the implementation of paired assistance in the east-west collaboration as a quasi-natural experiment. The results indicate that the east-west collaboration policy significantly enhances the integrated urban-rural development in recipient counties, and this conclusion remains robust after employing a series of robustness tests. Heterogeneity analysis reveals that the mode of the east-west collaboration is a key factor affecting integrated urban-rural development, and maintaining a long-term paired relationship between the collaborating parties, based on an appropriate intensity of financial assistance, is more conducive to promoting integrated urban-rural development. From the perspective of the matching degree of paired parties, the more moderate the economic gap and the higher the degree of industrial complementarity between the two parties, the more it benefits the positive role of the east-west collaboration in integrated urban-rural development.

In the process of Chinese modernization, it is necessary to further clarify the long-term stability of the policy of east-west collaboration policy, and develop the east-west collaboration into an important platform for collaboration between the eastern and western regions. It is essential to extend the paired relationships to the county level, to optimize the paired model and assessment system. The east-west collaboration needs to focus on combining the cultivation of internal development capabilities of recipient counties and the industrial transfer from the eastern region.

The marginal contributions of this paper are mainly reflected in three aspects. First, this paper directly investigates the impact of the implementation of the east-west collaboration on the urban-rural integration of the recipient counties, which enriches the multiple power mechanisms for integrated urban-rural development and provides empirical references to improve the east-west collaboration. Second, the paper manually constructs a dynamic pairing list at the county level for east-west collaboration and uses a time-varying difference-in-differences (DID) method to accurately assess the policy effects of east-west collaboration. Third, this paper not only focuses on the average policy effect of east-west collaboration on urban-rural integration in recipient counties but also analyzes the heterogeneity of the relationship between east-west collaboration and urban-rural integration from aspects such as the intensity of fiscal assistance, the duration of paired assistance, and the matching degree of paired entities.

Keywords: East-west Collaboration; Urban-rural Integration; Coordinated Regional Development; Common Wealth

JEL Classification: H77; R58; R23

(责任编辑：尚友芳)

东西部对口支援政策实施能否降低脱贫农户返贫风险

贾男 王赫

摘要：对口支援是中国特色国家治理的重要方式和机制，东西部对口支援在脱贫攻坚中发挥了重要作用，进一步考察东西部对口支援在新时期预防规模性返贫、建立稳定脱贫长效机制中的作用对巩固脱贫攻坚成果和乡村振兴意义重大。本文借助“携手奔小康”行动的外生冲击，综合使用“中国家庭金融调查”和“中国城乡社区治理调查”数据，借助复原力指标测度脱贫农户的返贫风险，通过双重差分法、合成双重差分法、倾向得分匹配双重差分法等因果识别方法考察了东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响及主要作用机制。本文研究发现，东西部对口支援政策实施显著降低了脱贫农户的返贫风险，且对高返贫风险农户有良好的识别与帮扶效果，但对深度贫困地区农户和脱贫不稳定户则无政策倾斜效应。作用机制检验结果显示，产业帮扶、就业帮扶与消费帮扶共同稳定了脱贫农户的收入，医疗援助与人才援助共同提高了脱贫农户的人力资本水平，基础设施建设的帮扶效果则并不明显。据此，本文认为，应在保持东西部对口支援整体政策稳定的基础上，进一步调整对深度贫困地区的政策，加强产业帮扶与消费帮扶，缩小城乡公共服务差距。

关键词：对口支援 返贫风险 双重差分法 合成双重差分法

中图分类号：F328; F064.1 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告强调，全面推进乡村振兴必须巩固拓展脱贫攻坚成果。巩固拓展脱贫攻坚成果的底线是脱贫农户不发生规模性返贫。现有文献对脱贫农户返贫的研究主要探讨返贫风险的测度（Cissé and Barret, 2018; 周迪等, 2022）、规模性返贫的风险因素（赵普等, 2022）和返贫风险的生成机制（高远东等, 2022）。少数研究关注公共政策实施在防返贫方面的作用，如人力资本公共投资政策（和立道等, 2018）、全民医保政策（谢远涛和杨娟, 2018）、财政转移支付政策（张鹏等, 2022）、政企协作政策（徐娟等, 2022）、“脱贫不脱政策”（贾男和王赫, 2022）等。此外，众多延续性的帮

【资助项目】 教育部人文社会科学研究规划基金项目“建立健全稳定脱贫长效机制的政策体系研究——返贫风险测度与政策效应评估”（编号：22YJA790025）；国家社会科学基金一般项目“增强内生动力促进农村低收入群体稳定增收的理论机理与政策模拟”（编号：23BJY009）。

【作者信息】 贾男、王赫（通讯作者），四川大学经济学院，电子邮箱：1192728000@qq.com。

扶政策的实施也能够降低返贫风险，但对其作用和可持续性还缺乏充分探讨。

对口支援是中国特色国家治理的重要方式（王禹瀚，2022），在援疆（刘金山和徐明，2017）、援藏（董珍和白仲林，2019）、灾后援建（徐丽鹤和夏萌萌，2022）以及突发事件应急管理（徐丽鹤和张晓波，2022）中均有十分重要的作用。东西部对口支援（也称“东西扶贫协作”）是对口支援的一种具体类型，即在国家政策安排下，东部省份与西部省份形成结对关系，通过产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶、公共服务建设等方式促进西部省份的发展，以协助贫困地区脱贫、缩小地区差距。在脱贫攻坚战中，东西部对口支援发挥了重要作用，提升了贫困地区经济增长动力（王磊，2021），促进了贫困地区全要素生产率的提升（邹璠和周力，2023），降低了贫困地区的贫困发生率（王禹瀚，2022），提高了贫困农户的生活水平（徐明，2022）。不仅如此，东西部对口支援在促进区域协调发展中也发挥着积极作用，提升了受援县的实际地区生产总值和人均地区生产总值（张可云等，2023），促进了地方的产业升级（董珍和白仲林，2019），提高了劳动生产率并抑制了城乡收入差距的扩大（徐明和刘金山，2018）。在脱贫攻坚向乡村振兴过渡的新时期，东西部对口支援仍是关键政策。2022年、2023年和2024年的中央“一号文件”多次强调东西部对口支援在新时期的重要性，2024年中央“一号文件”更是将东西部对口支援作为预防规模性返贫的重要手段，强调预防规模性返贫需要“持续加强产业和就业帮扶”，“落实东西部劳务协作帮扶责任”^①。

现有文献对东西部对口支援的减贫效应进行了较全面的研究。但是，在巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴的新时期，东西部对口支援是否仍能成为降低返贫风险的关键抓手，持续巩固脱贫攻坚成果？该政策实施是否会加剧援助地的财政负担？是否应该在较长时间内持续存在？现有研究尚未较好回答以上问题。本文利用2017年“携手奔小康”行动这一准自然实验对以上问题进行研究。2020年打赢脱贫攻坚战后，对口支援政策的实施基本延续2017年“携手奔小康”行动的实施细则。与以往东西部对口支援的政策规定不同，2017年国务院发布的《东西部扶贫协作考核办法（试行）》首次对东西部对口支援政策设置了具体考核指标，对该政策实施效果的考核由“软约束”变为“硬约束”。因此，可将“携手奔小康”这一政策实施视为重新规定东西部对口支援帮扶关系的外生冲击，这一冲击为研究东西部对口支援提供了很好的准自然实验。本文构建东西部对口支援政策实施影响脱贫农户返贫风险的理论框架，利用中国家庭金融调查（China household finance survey，简称CHFS）、中国城乡社区治理调查（China community governance survey，简称CCGS）和《中国县域统计年鉴》数据，应用合成双重差分法对“携手奔小康”政策实施的效应及作用机制进行实证研究和效果评价，并进一步探讨该政策的实施是否可持续。

本文主要有以下三个方面的边际贡献：第一，在理论上，已有文献集中于研究对口支援在欠发达地区经济建设和脱贫攻坚中的作用，几乎没有研究其在巩固拓展脱贫攻坚成果及之后的时期（后文简称新时期）对降低返贫风险的作用。本文基于收入过程理论，构建东西部对口支援政策实施影响脱贫

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11186/202402/content_6934551.html。

农户返贫风险的理论框架，论证对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，既丰富了对口支援政策的探讨，又拓展新时期返贫风险问题的研究边界。第二，在实证研究中，已有文献评价了 2008 年东西部对口支援政策实施的效应（张可云等，2023），但尚没有文献对“携手奔小康”这一政策展开实证研究。新时期的东西部对口支援政策基本延续了“携手奔小康”的实施细则，评估这一政策实施的效应对实现乡村振兴和共同富裕具有重要决策参考价值。本文首次评估“携手奔小康”这一具有硬性约束的东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，并采用严谨的因果识别策略和大量稳健性检验，为对口支援政策的巩固脱贫效应提供科学可靠的经验证据。第三，本文还探讨对口支援政策的一般均衡效应，这种探索在关于对口支援的已有研究中十分缺乏。如果受援地经济发展水平的提升要以牺牲援助地福利为代价，那么这类援助政策就不是可持续的。因此，从政策可持续性角度而言，不仅需要分析政策实施对受援地的影响，还有必要分析其对援助地的影响。

二、政策梳理与理论分析

（一）政策梳理

东西部对口支援实践始于 20 世纪 50 年代。当时，在“全国一盘棋”理念的指导下，中国开始实施较大规模的省际援助与协作（张天悦，2021），对口支援政策开始在区域协调发展中发挥作用。然而，当时的对口支援尚未形成国家层面的统一政策，主要任务是缩小城乡差距、缓解区域发展不平衡，尚未将缓解贫困作为主要任务。改革开放以后，1979 年，中共中央批转了乌兰夫在全国边防会议上的报告，要求“东部发达省份对口支援欠发达的少数民族地区，标志着对口支援政策首次上升为全国性的国家政策”（张可云等，2023）。此时，东西部对口支援的主要支援对象为边疆地区与民族地区。1979 年，中央确定北京市支援内蒙古自治区、天津市支援甘肃省、河北省支援贵州省、山东省支援青海省、江苏省支援新疆维吾尔自治区和广西壮族自治区、上海市支援宁夏回族自治区和云南省、全国支援西藏自治区（王禹瀚，2022），对口支援的主要内容也逐渐从单纯的经济支援向农牧业、科教文卫、商业服务等领域扩展（钟开斌，2023）。然而，此时的对口支援对贫困问题的关注较少。

随着经济的进一步发展，贫困问题逐渐成为对口支援的重要议题。1994 年发布的《国家八七扶贫攻坚计划》将东西部扶贫协作作为重要政策工具，提出要“通过经济合作、技术服务、吸收劳务、产品扩散、交流干部等多种途径，发展与贫困地区在互惠互利的基础上的合作”^①。1996 年国务院发布的《关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作报告的通知》指出，东西部对口支援的主要手段包括帮助受援地引进人财物、开展经济合作、动员社会力量捐款捐物等^②。2008 年，东西部

^①参见《转发国务院关于印发国家八七扶贫攻坚计划的通知》，https://www.gd.gov.cn/zwgk/gongbao/1994/13/content/post_3357198.html。

^②参见《国务院办公厅转发国务院扶贫开发领导小组关于组织经济较发达地区与经济欠发达地区开展扶贫协作报告的通知》，https://www.gd.gov.cn/zwgk/gongbao/1996/24/content/post_3358310.html。

对口支援力度进一步加大，原国务院扶贫开发领导小组办公室下发《2008年东西扶贫协作工作指导意见》，强调要“优先把西部集中连片特殊贫困地区纳入对口帮扶范围”，“调整后参加东西扶贫协作的东部县（市、区）数不能减少，工作力度不能削弱”^①，延续了上一阶段东西部对口支援在扶贫领域的主要安排。

脱贫攻坚阶段，东西部对口支援作为重要政策手段，受到了中央的高度重视。2015年，《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》强调，要健全东西部扶贫协作机制^②。2016年12月，《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》（以下简称《意见》）印发，重新调整了对口支援结对关系，启动了“携手奔小康”行动^③。此后，东西部对口支援政策呈现新的趋势：从投入看，东西部对口支援投入力度不断增强，东部地区人、财、物投入力度不断加大；从政策内容看，重点强调人才支持、资金支持、产业合作、劳务协作等政策手段；从考核标准看，多次加强对东西部对口支援成果的考核工作，2017年8月，原国务院扶贫开发领导小组印发《东西部扶贫协作考核办法（试行）》，2018年援助地与受援地签订东西部扶贫协作协议书，2019年6月原国务院扶贫开发领导小组印发《东西部扶贫协作成效评价办法》，考核力度不断加大。

脱贫攻坚战取得全面胜利后，为了巩固脱贫攻坚成果，2020年，《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》印发，该文件强调，脱贫攻坚目标任务完成后，设立5年过渡期，过渡期内严格落实贫困地区摘帽后不摘责任、不摘政策、不摘帮扶、不摘监管“四个不摘”要求。东西部对口支援作为脱贫攻坚期间促进原贫困县发展、改善贫困农户生活条件的重要政策，在过渡期内仍被保留下来，被视为协调区域发展、促进乡村振兴的重要手段。随着农村工作的重心向乡村振兴与共同富裕倾斜，面对农村工作的新要求，东西部对口支援政策也进行了相应的调整。2021年4月8日，习近平总书记就脱贫攻坚后东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示，强调要“完善东西部结对帮扶关系，拓展帮扶领域，健全帮扶机制，优化帮扶方式，加强产业合作、资源互补、劳务对接、人才交流，动员全社会参与”^④。相应地，东西部对口支援的考核标准也围绕着习近平的指示进行了调整。2021年，中央农村工作领导小组印发《东西部协作考核评价办法》，在考核内容中进一步加入了东部地区乡村振兴经验复制情况及脱贫攻坚巩固情况。2022年的中央“一号文件”再次强调东西部对口支援的重要性，要求拓展东西部协作工作领域，深化区县、村企、学校、医院等结对帮扶。2023年的中央“一号文件”又对东西部对口支援提出新要求，要求组织东部地区经济较发达县

^①参见《扶贫办下发〈2008年东西扶贫协作工作指导意见〉》，https://www.gov.cn/gzdt/2008-03/11/content_916681.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2978250.htm。

^③参见《中办 国办印发〈关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/07/content_5144678.htm。

^④参见《习近平对深化东西部协作和定点帮扶工作作出重要指示强调 适应形势任务变化 弘扬脱贫攻坚精神 加快推进农业农村现代化 全面推进乡村振兴》，http://www.qstheory.cn/yaowen/2021-04/08/c_1127307033.htm。

（市、区）与脱贫县开展携手促振兴行动，带动脱贫县更多承接和发展劳动密集型产业。通过对政策文件的分析可以发现，新时期的对口支援政策虽然在考核内容上有所扩展，但 2017 年“携手奔小康”的实施细则和考核方法仍然得到延续，因此，实证评价“携手奔小康”政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，对于新时期全面推进乡村振兴和实现共同富裕具有重要的决策参考价值^①。

（二）理论分析

本文将返贫风险视为收入低于某一标准的概率，这就与脱贫农户的收入过程结合起来。一般而言，收入过程是年龄、家庭特征、暂时性收入冲击以及永久性收入冲击的函数。然而，考虑到本文分析的是代表性家庭的返贫风险且并未涉及生命周期中收入的变动情况，因此，本文简化了模型中与年龄及家庭特征相关的部分，将永久性收入冲击与暂时性收入冲击合并，并参考 De Nardi et al.（2020）与 Guvenen et al.（2021）的研究，将收入过程描述如下：

$$\ln Y \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (1)$$

根据（1）式，脱贫农户收入（ Y ）的对数服从均值为 μ 、标准差为 σ 的正态分布，这里的 σ 表示合并后的暂时性收入冲击与永久性收入冲击。为了便于分析，假设收入为参与劳动（包括农业与非农劳动）所得收入的算术平均值，而且在本地参与劳动与在外地参与劳动所得收入的分布相同。考虑到原贫困县存在产业与就业失衡现象（钟宁桦等，2022），进入劳动力市场的脱贫农户能否参与劳动存在不确定性，本文用获得收入的概率 P 描绘这一现象。与不参与劳动相比，脱贫户参与劳动需要付出额外成本，不失一般地，本文设定参数 C 为参与劳动的平均成本，即务工成本。假设贫困线为 $\bar{Y}$ ，则返贫风险（ $Risk$ ）可以表示为参与劳动获得的收入低于贫困线的概率，即：

$$Risk = \Pr[P(Y - C) \leq \bar{Y}] = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \operatorname{erf}\left[\frac{\ln(\frac{\bar{Y}}{P} + C)}{\sigma}\right] \quad (2)$$

（2）式中， erf 是一个函数且满足 $\operatorname{erf} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-u^2} du$ ，表示误差函数。接下来，需要根据政策的实施情况明确政策手段，并明确政策手段与模型参数 μ 、 σ 、 P 、 C 的关系。

从已有实践经验看，东西部对口支援可能通过促进收入增长与促进区域协调发展两个途径影响脱贫农户的返贫风险。一方面，该政策的实施可以通过发展产业（盛晓薇和马文保，2021）、劳务协作等手段（谢治菊和陈香凝，2023a）提高脱贫农户工资性收入，并通过消费帮扶等手段充分拓展受援地农产品消费市场（谢治菊和陈香凝，2023b），从而提高脱贫农户的农业收入。另一方面，东西部对口支援是一种横向转移支付政策，将资金和资源整合后不断流向贫困地区，可能通过提高基本公共服务水平、完善基础设施条件等途径为防止脱贫农户返贫提供必要的外部条件（陈少强和何妮，2023）。

^①为便于理解，本文梳理了东西部对口支援相关政策实施的时间轴，具体内容见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 A 的附图 A1。

结合以上分析，并根据《意见》内容，本文将东西部对口支援的主要帮扶手段概括为产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶和公共服务建设四种，设产业帮扶投入为 A_i 、就业帮扶投入为 A_e 、消费帮扶投入为 A_c 、公共服务建设投入为 A_d 。

产业帮扶既是实现长效脱贫与共同富裕的重要手段（马雯嘉和吴茂祯，2024），也是东西部对口支援的主要任务之一。脱贫攻坚过程中，产业帮扶促进了乡村特色产业的发展，一方面可以提供就业岗位、扩大务工规模，另一方面则能够显著提升农村居民人均可支配收入（席强敏等，2023），促进工资性收入的提高。因此，可以假设东西部对口支援中的产业帮扶投入与参数 μ 和 P 有关， $\mu(A_i)$ 、 $P(A_i)$ 均是产业帮扶投入的增函数。

就业帮扶可以提高脱贫农户的劳动供给（张鹏龙等，2024），是确保脱贫农户稳定脱贫的重要手段。在东西部对口支援过程中，就业帮扶的主要形式是组织劳务协作，促进脱贫农户外出务工。根据平卫英等（2021）对就业帮扶手段的梳理，就业帮扶可以降低务工的搜寻时间并通过劳务补贴方式降低务工成本，提高脱贫农户的工资性收入。因此，就业帮扶直接影响脱贫农户获得收入的概率 P 和务工成本 C 。设 $P(A_e)$ 为就业帮扶投入 A_e 的增函数， $C(A_e)$ 为就业帮扶投入 A_e 的减函数。

消费帮扶对促进脱贫人口增收具有重要作用（蔡睿堃等，2023），东西部对口支援可以通过动员社会组织参与的方式连接援助地与受援地，促进受援地农产品的销售，提高受援地脱贫农户的农业收入。因此，消费帮扶通过影响脱贫农户的农业收入直接影响对数收入的均值 μ ，设 $\mu(A_c)$ 为消费帮扶投入的增函数。

公共服务建设是巩固脱贫攻坚成果的重要手段（李卓和左停，2022）。在东西部对口支援中，公共服务建设主要体现为通过人才支援形式组织支教、支医、支农，通过加大资金投入方式支援受援地交通基础设施建设。人才援助中支教、支医均可提升脱贫农户人力资本水平：支教通过提升受援地教师数量提高脱贫农户子代人力资本水平，阻断贫困的代际传递；支医通过援建医院、改善脱贫农户健康状况等方式提升人力资本水平。已有文献认为，人力资本水平提升能够显著改善收入的分布，提高收入均值、降低收入方差（Dao，2008）。交通基础设施建设可以通过建设本地通往县城的道路减少脱贫农户本地交通支出，直接影响务工成本。因此，本文假设 $\mu(A_d)$ 为 A_d 的增函数， $\sigma(A_d)$ 和 $C(A_d)$ 为 A_d 的减函数。

经过推导与分析可以发现，脱贫农户的返贫风险是各项帮扶手段投入的减函数^①。附录中的附图 A2^②总结了东西部对口支援影响脱贫农户返贫风险的潜在机制。产业帮扶、就业帮扶与消费帮扶可以影响对数收入均值 μ 、获得收入的概率 P 、务工成本 C ，提高脱贫农户工资性收入与农业收入，起到稳定收入的作用，本文将这条机制称为东西部对口支援的“稳定收入效应”。公共服务建设中，人才援助通过支医、支教等方式提高脱贫农户人力资本水平，影响对数收入均值 μ 与标准差 σ ，进而影

^①篇幅所限，具体推导过程见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的 A2 部分。

^②机制图见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的附图 A2。

响脱贫农户返贫风险，本文将这条机制称为东西部对口支援的“人力资本提升效应”。此外，公共服务建设也会通过交通基础设施投资影响务工成本 C ，进而影响脱贫农户返贫风险，本文将这条机制称为东西部对口支援的“交通通达效应”。后文将选择适当机制变量对上述机制进行检验。

三、概念界定、变量说明与实证策略

（一）脱贫农户界定

由于数据限制，本文实证研究中的脱贫农户概念与防止返贫动态监测中的脱贫户并不相同。在防止返贫动态监测中，脱贫户指的是在脱贫攻坚中被认定为“建档立卡”贫困户、后经政策帮扶达到脱贫标准实现脱贫的家庭。但防止返贫动态监测在2020年后才逐步建立，尚缺乏足够的数据进行实证检验。本文借鉴贾男和王赫（2022）的思路，将脱贫农户定义为在脱贫攻坚前处于贫困状态但在脱贫攻坚时期实现脱贫且未返贫的贫困户。这一部分农户虽然未被认定为“建档立卡户”，但在脱贫后仍能享受东西部对口支援政策，与现阶段政策意义上的“脱贫户”类似。

具体而言，本文将脱贫农户定义为：在2013年人均收入低于当年国家贫困线（2736元，即处于贫困状态），但在脱贫攻坚开始前脱贫并在之后时期（2015—2019年）未被识别为贫困户的农户。这一部分群体虽然不是2020年脱贫攻坚胜利后的“脱贫户”，但他们与这类“脱贫户”有相似的家庭特征，所接受的政策也具有高度相似性，因此可以作为本文研究返贫风险的对象。并且，由于2014年起各地逐步开始确立脱贫户监测机制，2015年开始原国务院扶贫开发领导小组办公室多次组织“回头看”行动，重点关注脱贫户帮扶政策的持续状况，本文定义的脱贫农户在“携手奔小康”行动期间仍能一定程度上享受东西部对口支援政策。而且，与精准扶贫政策相比，东西部对口支援政策主要着眼于推动受援地产业、公共服务的发展，不仅影响贫困户，也惠及脱贫户。因此，本文定义的脱贫农户能够作为评估东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险影响的样本。

（二）变量说明

1.被解释变量。在评估东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响前，需测度返贫风险。返贫风险的测度有脆弱性测度法与复原力测度法。虽然大量文献使用脆弱性测度法研究返贫风险，但该类方法预测返贫的准确性仍有待讨论（万广华和章元，2009）。

本文使用Cissé and Barret（2018）提出的复原力指标动态地、前瞻地测度脱贫农户返贫风险。复原力指标测度的是家庭受到冲击后福利水平恢复到某一福利标准的可能性，能够通过引入福利水平的高次一阶自回归过程刻画“贫困陷阱”^①与过去状态对当前福利情况的长期影响，与脆弱性指标相比具有更强的预测能力与稳健性（Mcbride et al., 2021）。本文复原力测度模型设定如下：

$$\hat{\rho}_{it} \equiv P(W_{it} > \underline{W}) = \overline{F}[W; \hat{\mu}_{1it}(W_{it}, D_{it}, X_{it}, Z_{it}); \hat{\mu}_{2it}(W_{it}, D_{it}, X_{it}, Z_{it})] \quad (3)$$

^①贫困陷阱指因贫困而不断再生产出贫困的状态，三阶滞后项能够刻画“贫困陷阱”（Barrett et al., 2006）。

(3) 式中： $\hat{\rho}_{it}$ 为复原力； W_{it} 为福利指标，即家庭人均消费对数，本文假设人均消费的对数值服从正态分布^①； $\bar{W}$ 为福利标准，即世界银行提出的每人每天 3.2 美元的推荐贫困线； $\bar{F}[\cdot]$ 为一定福利水平指标（ W_{it} ）分布下估计出的互补累积密度函数； $\hat{\mu}_{1it}$ 与 $\hat{\mu}_{2it}$ 是脱贫农户人均消费对数的条件期望与条件方差； D_{it} 为政策变量； X_{it} 为农户的自身风险； Z_{it} 为农户面临的宏观风险。

由于复原力指标需使用福利水平指标的滞后项，因此，本文以四期平衡面板方式使用数据。为控制各类不可观测因素，同时保证平衡面板的数据结构，本文对样本进行如下筛选：第一，仅保留户口所在地为农村地区的农户样本；第二，仅保留 2013—2019 年的追踪样本；第三，仅保留原贫困县农户样本^②；第四，仅保留 2013 年调研中处于贫困状态而在 2019 年及之前的调研中脱贫的农户^③；第五，根据所处县是否在“携手奔小康”对口支援名单，将样本农户划分为处理组与控制组。经过如上筛选，共得到 18 个省份、38 个县（市、区）、253 户脱贫农户共 1012 个观测值的平衡面板数据^④。

由于并非所有原贫困县均参与“携手奔小康”对口支援，因此本文所用样本是评估东西部对口支援政策实施效应的良好的处理组与控制组。同时，根据“携手奔小康”名单，此次援助省份共有 14 个，而本文的样本包含了除新疆维吾尔自治区、西藏自治区、广西壮族自治区外^⑤的 11 个省份，可以较为全面地覆盖政策的执行范围，具有较好的代表性。

2. 核心解释变量。为评估东西部对口支援政策实施对脱贫农户返贫风险的影响，本文构建双重差分项来评估二者间的因果关系。具体而言，将样本所在县是否为“携手奔小康”行动受援县（是=1，否=0）作为双重差分项的一个维度，将时间是否为 2017 年之后（是=1，否=0）作为双重差分项的另一维度，二者相乘构建双重差分项，以此作为本文的核心解释变量。

^①人均消费对数分布与正态分布对比图见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的附图 B1。

^②本文仅保留原贫困县样本基于以下两点原因：一是原贫困县与非贫困县各类特征差异较大（徐舒等，2020），将样本缩小至原贫困县有利于减轻样本选择偏误；二是东西部对口支援是针对原贫困县的帮扶措施，因此处理组与控制组应当设定为享受政策的原贫困县脱贫农户与不享受政策的脱贫农户。

^③由于 CHFS（2013）中未包含家庭贫困状态信息，本文将家庭人均年收入低于当年贫困标准的家庭视作贫困户。CHFS 中 2015—2019 年的数据包含家庭贫困状态信息，本文根据该问题判断家庭贫困状态。问卷中对贫困户的定义为：按照国家规定，农村家庭人均收入低于一定水平可以申请贫困户，需要填写《贫困手册》，经过村委会民主评议、公示、乡镇政府审核后称为贫困家庭，与国家建档立卡标准一致。

^④样本所在县情况、所在县是否为“携手奔小康”帮扶县情况以及样本数量情况见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录的附表 B1。

^⑤将三个省份的样本排除在外主要由于以下原因：第一，CHFS 调查没有在新疆维吾尔自治区和西藏自治区进行，因此没有这两个省份的样本。第二，本文采用的是原贫困县的农户样本，在 CHFS 调查中，广西壮族自治区调查了 9 个县（区），分别是兴宁区、兴宾区、柳南区、桂平市、武鸣区、灵山县、苍梧县、青秀区、龙圩区，但这 9 个县（区）均不是原贫困县，因此不属于本文的研究范围。

3.控制变量。测度脱贫农户的复原力需要根据家庭特征估计当期福利分布，同时也需要控制家庭特征、区域宏观特征对福利水平的冲击，因此，本文从户主特征、家庭人口特征、家庭金融特征和区县宏观特征四个层面选择控制变量：户主特征包括户主性别、年龄、受教育年限；家庭人口特征包括务工人口平均受教育年限、家庭学龄前儿童数量、家庭就业人口数量、家庭不健康人口数量；家庭金融特征包括家庭人均资产与家庭人均负债；区域宏观特征包括县人均地区生产总值、县产业结构、县每万人普通中学在校生人数。由于机制分析中的部分代理变量为村庄层面变量，因此需要选择村庄层面的控制变量以缓解遗漏变量问题，本文村庄层面的控制变量包括村庄面积、村庄常住人口数、村庄集体收入、村庄集体资产、村庄人均收入和村庄是否实行“一肩挑”。

4.机制变量。根据第二部分的理论分析，后文还将检验东西部对口支援政策实施的“稳定收入效应”“人力资本提升效应”“交通通达效应”三大机制，为此，需要从三大机制出发，寻找代理变量。就“稳定收入效应”而言，以进行适当处理后的家庭劳均工资性收入、家庭劳均农业收入、村庄特色产业产值、村庄外出务工人员数量等变量为代理变量；就“人力资本提升效应”而言，以家庭不健康人口数量、村庄附近医院数量和村庄小学教师数量为代理变量；就“交通通达效应”而言，以家庭人均本地交通支出、村庄连通县城道路数量为代理变量。

以上变量中，家庭层面的数据来自 CHFS2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年数据^①；村庄层面的数据来自 CCGS2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年数据；区域宏观特征数据则来自《中国县域统计年鉴》2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年数据。主要变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量描述性统计结果

	变量	均值	标准差	最大值	最小值
福利指标	人均消费（元）	9397.42	10092.80	93295.75	0
户主特征	户主性别（男性=1，女性=0）	0.86	0.34	1	0
	户主年龄（岁）	53.66	12.98	96	20
	户主受教育年限（年）	5.41	3.62	16	0
家庭人口特征	务工人口平均受教育年限（年）	5.58	3.31	18	0
	家庭学龄前儿童数量（人）	1.00	1.21	6	0
	家庭就业人口数量（人）	2.01	1.34	7	0
	家庭不健康人口数量（人）	0.38	0.66	4	0
家庭金融特征	家庭人均资产（元）	48355.32	103572.90	2538500	0
	家庭人均负债（元）	4492.09	17124.40	280000	0
区县宏观特征	县人均地区生产总值（元）	19993.39	8085.47	52161.69	6679.18
	县产业结构（第二、第三产业增加值与地区生产总值的比值）	0.75	0.09	0.94	0.35
	县每万人普通中学在校生人数（人）	472.61	132.97	891.82	193.63

^①CHFS 调查问卷中的经济状况为调研年度前一年的家庭经济状况，因此实际数据期间为 2012—2018 年。

表 1 (续)

村庄层面 控制变量	村庄面积（平方千米）	7.32	3.48	15.34	3.01
	村庄常住人口数（人）	1323.42	3234.34	14904	302
	村庄集体收入（元）	220565.50	103013.24	3048651	61847
	村庄集体资产（元）	662125.24	685723.12	4423359	499973
	村庄人均收入（元）	29819.86	9323.46	420344	4404
	村庄是否实行“一肩挑”（是=1，否=0）	0.42	0.33	1	0
机制变量	家庭劳均工资性收入（元）	8000.84	5328.14	126642	4032
	家庭劳均农业收入（元）	30847.10	10383.38	80038.51	-1039.20
	村庄特色产业产值（元）	593468.85	169214.66	32017397	99980
	村庄外出务工人员数（人）	154.35	69.34	469	30
	村庄附近医院数量（所）	0.81	0.34	2	0
	村庄小学教师数量（人）	15.28	13.32	85	10
	家庭人均本地交通支出（元）	455.15	2302.99	63000	0
	村庄连通县城道路数量（条）	1.03	0.34	5	0

注：①由于 CHFS 仅包括个人受教育程度信息，本文将教育程度换算为受教育年限。②若受访者对“与同龄人相比，现在的身体状况如何？”这一问题的回答为“一般”与“不好”，则认为受访者不健康，加总后得到家庭不健康人口数量。③文中所有收入、产值均为年收入、年产值。④为使描述性统计有意义，人均消费、家庭人均资产、家庭人均负债、县人均地区生产总值、村庄特色产业产值、村庄外出务工人员数、家庭劳均工资性收入、村庄小学教师数量、家庭人均本地交通支出、村庄集体收入、村庄集体资产、村庄人均收入变量展示的是原值的信息，在后文回归中则对以上变量进行加 1 后取对数处理。⑤家庭劳均农业收入数据存在大量负值，无法取对数。考虑到农业收入数额较大，直接以元为单位会使政策效应估计系数较大，不利于结果解读，为使估计结果更易于理解，后文回归中通过将农业收入的水平值除以 10000 的方式表示农业收入。

（三）实证策略

原国务院扶贫开发领导小组办公室在 2016 年扶贫日期间正式启动“携手奔小康”行动。截至 2017 年 1 月，共确定东部地区 267 个经济较发达县（市、区）与西部地区 390 个原贫困县结对开展“携手奔小康”行动^①。为进一步提升帮扶工作水平，原国务院扶贫开发领导小组于 2017 年印发《东西部扶贫协作考核办法（试行）》，并在 2017 年 11 月对东西部对口支援工作的开展情况进行了评估。这意味着，政策冲击于 2017 年已经发生，2017 年前处理组与控制组接受的帮扶政策相似（因为均是原贫困县），2017 年处理组接受东西部对口支援而控制组没有，这就构成了一个准自然实验。为此，本文使用双重差分法评估政策效应，将“携手奔小康”行动中的受援的原贫困县作为处理组，未获得支援的其他原贫困县则为控制组，以控制其他帮扶政策实施对政策效应评估带来的潜在影响。本文将这些县与 CHFS 中的家庭数据匹配，共匹配到来自 18 个省份的 38 个原贫困县（其中受援的原贫困县 12

^①资料来源：《携手奔小康行动结对帮扶名单》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-01/06/content_5157037.htm。

个，未获得支援的原贫困县 26 个），匹配后属于受援的原贫困县的家庭样本 108 个，即本文的处理组；属于未获支援的原贫困县的家庭样本 145 个，即本文的控制组。虽然本文研究数据截至 2018 年，但是该年数据实际为 2018 年年末数据，处理组已经过接近一年半的政策处理时间，政策效应可能会初步显现，虽然可能会低估政策效应，但不会影响结论的稳健性。

本文根据对口支援关系，首先构建双重差分模型（difference-in-differences，简称 DID）识别政策效应：

$$\hat{\rho}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Help_i \times Post_t + \beta_2 Control_{it} + v_i + \mu_t + \gamma_c + \xi_{it} \quad (4)$$

（4）式中： $\hat{\rho}_{it}$ 为脱贫农户不同时期的复原力， $Help_i$ 为农户是否在“携手奔小康”行动的受援县（是受援县， $Help_i=1$ ，不是受援县， $Help_i=0$ ）， $Post_t$ 为时间虚拟变量（2017 年后 $Post_t=1$ ，2017 年前 $Post_t=0$ ）， $Help_i \times Post_t$ 为双重差分项， β_1 的估计值 $\hat{\beta}_1$ 反映东西部对口支援政策效应， $Control_{it}$ 为控制变量， v_i 、 μ_t 与 γ_c 分别为个体、年份和县域层面的固定效应， ξ_{it} 为残差项。

双重差分法能够有效识别的前提条件是处理组与控制组满足平行趋势假设、线性关系假设和个体处理稳定性假设。以上假设如果不满足，将会使估计结果有偏。本文采用合成控制双重差分法（synthetic difference-in-differences，简称 SDID）与倾向得分匹配双重差分法（propensity score matching difference-in-differences，简称 PSM-DID）处理不满足平行趋势假设的问题，使用双重变化模型（change-in-change，简称 CIC）处理不满足线性关系假设问题，借鉴 Lu（2019）提出的检验溢出效应的三重差分模型解决不满足个体处理稳定性假设的问题^①。

四、实证结果分析

（一）脱贫农户复原力的动态变化

表 2 汇报了处理组与控制组复原力的变动趋势与分布。从复原力变化趋势看，随着脱贫攻坚的深入，处理组与控制组的复原力均不断上升，但处理组的标准差显著缩小，表明越来越多的脱贫农户集中于高复原力部分。从处理组与控制组的差异看，2015 年，处理组与控制组的复原力无显著差异；到 2017 年时，处理组的复原力显著小于控制组；2019 年，在东西部对口支援政策实施后，处理组的复原力显著大于控制组。由此可以猜想东西部对口支援政策实施可能降低了脱贫农户的返贫风险。

表 2 处理组与控制组农户复原力测度结果

年份	处理组	控制组	差异
2015	0.5720 (0.2166)	0.5880 (0.1964)	-0.0160
2017	0.7363 (0.1891)	0.7795 (0.1676)	-0.0432*

^①具体模型设定情况见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 B 的 B3 部分。

表 2 (续)

2019	0.8860 (0.1016)	0.8371 (0.1689)	0.0489**
观测值数	108	145	

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号内为变量标准差。

(二) 基准回归结果

由复原力测度结果可以看出，处理组与控制组的复原力在政策实施前后存在显著差异，本文使用（4）式中设定的双重差分模型测度了这一政策效应。表 3 列出了双重差分模型的回归结果。为避免同一县内个体间的异方差对估计结果的影响，以下估计均使用县域层面的聚类稳健标准误。

表 3（1）列为没有控制变量时的估计结果，双重差分项的估计系数在 1%的显著性水平上为正，初步证实，东西部对口支援政策实施能够提高脱贫农户复原力。表 3（2）列控制了家庭特征及区县宏观特征，双重差分项仍然显著且系数为正，接受东西部对口支援使处理组脱贫农户的复原力平均提高 8.49%，较政策实施前一年上升 11.53%^①，可以认为，东西部对口支援能显著降低脱贫农户返贫风险。

表 3 东西部对口支援政策实施对脱贫人口返贫风险影响的回归结果

变量	(1)	(2)
所在县是否携手奔小康（是=1）×是否 2017 年之后（是=1）	0.0786*** (0.0290)	0.0849*** (0.0232)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为估计量的标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

(三) 稳健性检验

本文在进行平行趋势检验^②后，按照上文的设计，使用 SDID 与 PSM-DID 方法解决平行趋势不满足的问题，使用 CIC 模型解决线性关系假设不满足的问题，使用三重差分模型控制溢出效应，估计结果如下。

1.处理平行趋势问题^③。第一，使用 SDID 方法。表 4 展示了 SDID 的估计结果，表 4（1）列为未加入控制变量的估计结果，可以发现，核心解释变量显著且估计系数为正，与前文结论一致。表 4（2）列为加入控制变量后的估计结果，加入控制变量后，核心解释变量仍显著且估计系数为正，说明上文的结论是稳健的，东西部对口支援政策的实施降低了脱贫人口的返贫风险。

^①计算式为： $(0.0849/0.7363) \times 100\%$ ，0.7363 为表 2 中 2017 年处理组的平均复原力。

^②平行趋势检验的结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 C1 部分的附图 C1 与附表 C1。

^③本文还通过控制事前趋势的方法处理平行趋势问题，限于篇幅并未汇报，具体结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 C1 部分的附表 C2。

表 4 SDID 估计结果

变量	(1)	(2)
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.0836*** (0.0154)	0.0878*** (0.0117)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

第二，使用 PSM-DID 方法。根据附录中设定的倾向得分匹配模型，本文对样本进行了筛选。使用 PSM 方法，要求匹配后的样本满足共同支撑假设。本文对三种匹配方式下的样本均做了检验，三种匹配方法均基本满足共同支撑假设^①。使用倾向得分匹配法的估计结果如表 5 所示。可以发现，在不同匹配方法下，PSM-DID 的估计结果与基准回归结果基本一致，说明东西部对口支援政策的实施能够显著降低脱贫农户的返贫风险这一结论是稳健的。

表 5 PSM-DID 估计结果

变量	1:1 匹配		1:4 匹配		半径匹配	
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.0831* (0.0433)	0.1183** (0.0363)	0.0802** (0.0371)	0.0964*** (0.0371)	0.0642** (0.0297)	0.0800*** (0.0260)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	156	156	339	339	642	642

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

2.处理线性关系问题。为了处理线性关系假设不满足的问题，本文使用 CIC 模型进一步检验前述结论的稳健性。表 6 为使用 CIC 模型的估计结果，可以发现，在不加入控制变量时，政策的实施使脱贫农户复原力平均提高 7.36%；加入控制变量后，政策的实施使脱贫农户的复原力平均提高 8.13%。而且，上述结果均在统计上显著，与表 3 的估计结果差异很小，说明无论是否满足线性关系假设，本文关于东西部对口支援政策实施能够降低脱贫农户返贫风险的结论仍是稳健的。

表 6 使用 CIC 模型估计结果

变量	(1)	(2)
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.0736*** (0.02391)	0.0813*** (0.0170)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

^①详细结果见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 C2 部分的附表 C6~C8。

3.溢出效应检验。本文还估计了政策实施的溢出效应，具体结果如表7所示。可以发现，无论是否加入控制变量，表示溢出效应的交乘项均显著且系数为正。这说明，政策的实施存在正向溢出效应，该政策的实施不但降低了受援县脱贫农户的返贫风险，也降低了同省其他非受援县脱贫农户的返贫风险。由于基准模型仅估计了直接效应而未估计溢出效应，因此可能会低估政策的实施对降低脱贫农户返贫风险的作用。在剔除溢出效应后，包含控制变量的模型中表示直接效应的交乘项仍显著且系数为正，表明政策实施能够直接降低受援县脱贫农户的返贫风险，与基准模型结论一致。

表7 东西部对口支援政策实施的溢出效应检验结果

	(1)	(2)
省内是否有县(区)参与携手奔小康(是=1)×所在县是否携手奔小康(是=1)×是否2017年之后(是=1)	0.0351 (0.0287)	0.0415** (0.0200)
省内是否有县(区)参与携手奔小康(是=1)×是否2017年之后(是=1)	0.0573** (0.0282)	0.0564*** (0.0185)
控制变量	未控制	已控制
固定效应	已控制	已控制
观测值数	759	759

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②(1)列和(2)列括号内为标准误。③固定效应包括时间固定效应、个体固定效应与县域固定效应。

此外，本文还通过更换被解释变量、扩大样本量、控制家庭享受的其他政策等方式进行稳健性检验，结果^①显示政策效应仍显著，东西部对口支援政策实施显著降低了脱贫农户的返贫风险。以上回归结果及相关说明均汇报于附录C中。

五、作用机制检验

根据前文理论分析可知，产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶与公共服务建设等手段对降低脱贫农户返贫风险有重要作用。现有文献也认为，在东西部对口支援中产业帮扶与技术转移是最重要的手段(李小云, 2017)，教育援助与培育人力资本是产生长期脱贫效应的核心手段(单菲菲和张雅茹, 2021)，消费帮扶与公共服务均等化建设是实现共同富裕的关键手段(张晓颖和王小林, 2021)。但是，关于东西部对口支援政策预防返贫的作用机制尚缺乏充足的经验证据。根据前文的理论分析与变量设定，本文使用SDID方法分别检验“稳定收入效应”“人力资本提升效应”“交通通达效应”。

(一) 稳定收入效应

稳定脱贫农户的收入是预防规模性返贫的首要任务(汪三贵和周园翔, 2022)。根据上文的分析，稳定收入效应通过产业帮扶、就业帮扶与消费帮扶共同形成，表现为增加农户劳动收入。表8的(1)列和(2)列汇报了东西部对口支援政策实施对劳均工资性收入和农业收入的影响。可以发现，该政策

^①具体结果详见《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)或中国知网本文附录C的附表C3~C5。

的实施使脱贫农户的劳均工资性收入提高 1.25%，劳均农业收入提高 2642 元，说明该政策实施起到了稳定脱贫农户收入的作用。表 8 的（3）列和（4）列汇报了增收效应的可能作用路径。表 8 的（3）列展示了该政策实施对乡村特色产业产值的影响，可以发现，该政策实施使乡村特色产业产值提高了 6.85%，说明该政策实施通过促进乡村特色产业发展提高了脱贫农户劳均工资性收入，降低了脱贫农户返贫风险。表 8（4）列汇报了该政策实施对村庄外出务工人数的影响，东西部对口支援政策实施使本地外出务工人数增加 16.45%，说明该政策实施能促进农户外出务工提高其工资性收入，降低返贫风险。

表 8 稳定收入效应回归结果

变量	(1) 家庭劳均工资性收入	(2) 家庭劳均农业收入	(3) 村庄特色产业产值	(4) 村庄外出务工人数
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	1.2504** (0.6341)	0.2642*** (0.12428)	6.8475*** (2.0718)	16.4453*** (2.0401)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	759	759	108	108

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。③家庭层面回归控制家庭层面特征、区县宏观特征以及个体、时间与县域固定效应，村庄层面仅控制村庄层面控制变量以及村庄与时间固定效应。

（二）人力资本提升效应

人力资本在预防规模性返贫中具有突出作用（高远东等，2022）。根据前文理论分析，东西部对口支援政策实施可能通过支医与支教两条路径提高脱贫农户的人力资本水平：对脱贫农户中已进入劳动力市场的人口，该政策实施可以通过支医方式改善其健康状况，提高其劳动生产率，预防因病返贫；对未进入劳动力市场的人口尤其是学龄儿童，该政策实施可以通过支教方式实行人才援助，提高本地教育质量，阻断父代的低人力资本向子代的传递。

表 9 的（1）列和（2）列汇报了支医路径的人力资本提升效应回归结果，可以发现，该政策实施使脱贫农户家庭不健康人口数平均减少 0.16 人。由于处理组中家庭不健康人口数均值仅为 0.36，因此，东西部对口支援政策实施显著降低了脱贫农户中不健康人口的数量，提高了脱贫农户的人力资本水平，降低了脱贫农户因病返贫的风险。不过，该政策实施对村庄附近医院数量并无显著影响，说明该政策主要通过提高本地医疗质量、降低家庭不健康人口数量的方式降低家庭人力资本贬值风险，从而降低脱贫农户返贫风险。从东西部对口支援中医疗援助在各地的实践成果看，受援地医疗机构的医疗设备得以更新、医疗人才队伍逐渐壮大、医疗观念逐步更新，从侧面印证了东西部对口支援政策实施在降低家庭不健康人口数量方面的潜在作用。例如，贵州省受援地区接受帮扶后，医疗资源显著改善，医疗能力明显提升，医疗水平实现跨越式发展^①。

^①资料来源：《贵州与 7 个帮扶城市深入推进东西部扶贫协作》，https://www.guizhou.gov.cn/home/tt/202109/t20210913_70070147.html

表 9 人力资本提升效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	家庭不健康人口数	村庄附近医院数量	村庄小学教师数量
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	-0.1552** (0.0707)	-0.1243 (0.3401)	16.6990*** (4.5694)
控制变量	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	759	108	108

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。③家庭层面回归控制家庭层面特征、区县宏观特征以及个体、时间与县域固定效应，村庄层面仅控制村庄层面控制变量以及村庄与时间固定效应。

表 9 的（3）列为支教路径的人力资本提升效应的检验结果，可以发现，该政策实施使受援地小学教师数量上升了 16.70%。更多教师的进入提高了本地小学的教学质量，提高了脱贫农户家庭学龄儿童人力资本积累的速度，起到了阻断贫困代际传递的作用，可以降低脱贫农户的返贫风险。

（三）交通通达效应

县城是距离贫困农村最近的中心市场，交通通达性对农户获取务工信息、教育资源和医疗资源均有重要意义（朱方明和李敬，2020；邹先强和赵心源，2023）。表 10 汇报了交通通达效应的回归结果。表 10 的（1）列和（2）列分别为政策实施对家庭人均本地交通支出与村庄连通县城道路数量的影响，可以发现，该政策实施对农户的交通成本与道路建设状况均无显著影响。

结合中国扶贫政策实际情况，本文认为，交通通达效应在东西部对口支援中作用不明确可能是出于如下原因：第一，东西部对口支援中交通基础设施建设更多涉及的是村（屯）内部道路的援建^①，对县城的可达性并无特别强调；第二，在村庄内部，交通方式主要为步行、骑行，这类本地交通的成本无法统计，而各村通往县城的方式相对固定，所以去往县城的成本并不会受东西部对口支援的影响；第三，东西部对口支援在交通上的补贴主要为针对受援地农户前往帮扶地务工时产生的交通成本，不涉及本地交通成本补贴。

表 10 交通通达效应回归结果

变量	(1)	(2)
	家庭人均本地交通支出	村庄连通县城道路数量
所在县是否携手奔小康（是=1）× 是否 2017 年之后（是=1）	0.76992 (0.57407)	-0.09588 (0.19892)
控制变量	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制

^①如粤桂扶贫协作就强调“集中力量解决贫困人口住房、村（屯）道路、饮水、特色产业、教育、医疗等方面的突出困难”。资料来源：《广东省人民政府 广西壮族自治区人民政府印发关于进一步加强粤桂扶贫协作工作意见的通知》，https://www.gd.gov.cn/gkmlpt/content/0/146/post_146414.html#7。

表 10（续）

观测值数	759	108
------	-----	-----

注：①括号内为标准误。②家庭层面回归控制家庭层面特征、区县宏观特征以及个体、时间与县域固定效应，村庄层面仅控制村庄层面控制变量以及村庄与时间固定效应。

六、进一步讨论：政策优化方向

第一，东西部对口支援政策的风险识别效应。根据《中央农村工作领导小组关于健全防止返贫动态监测和帮扶机制的指导意见》，预防规模性返贫的主要监测对象为脱贫不稳定户、边缘易致贫户和严重困难户等返贫风险较高的人口^①。为完善东西部对口支援政策，进一步发挥好东西部对口支援政策在预防规模性返贫中的作用，需明确现有的东西部对口支援政策能否精准识别高风险农户并对其给予适当的帮扶。为了验证是否存在这一识别机制，本文使用分位数双重差分法估计政策实施对不同复原力分位数下脱贫农户复原力的影响。本文附录的附表 D1^②汇报了不同复原力分位数下的政策效应，可以发现，政策效应随着农户复原力的提升逐步降低，在 80%分位数时（对应的脱贫人口的复原力为 0.92），政策已无显著效应，而对 30%分位数（对应的脱贫人口的复原力为 0.68）及以下脱贫人口的政策效应更强，说明现有东西部对口支援政策实施能够精准识别高返贫风险的农户。

第二，东西部对口支援政策的深度贫困倾斜效应。位于原深度贫困地区的农户面临基础设施建设短板、精神贫困突出、基层干部能力薄弱等诸多困境（吴乐，2018），抵御风险的能力有限，返贫风险高（杜婵和张克俊，2021），是脱贫攻坚胜利后应继续关注的群体。检验现有的东西部对口支援政策是否对原深度贫困地区有所倾斜，进而帮助原深度贫困地区脱贫农户更好地抵御返贫风险，对调整东西部对口支援政策有重要意义。为此，本文根据受帮扶地区是否为原深度贫困地区，检验是否存在倾斜性政策。本文附录 D 的附表 D2（A）栏汇报了估计结果。可以发现，无论是否加入控制变量，是否为原深度贫困地区（是=1，否=0）与双重差分项的交乘项均不显著，说明现有政策对深度贫困地区并无倾斜。

第三，东西部对口支援政策的脱贫不稳定户倾斜效应。脱贫不稳定户指建档立卡脱贫户中家庭人均年纯收入在当地防止返贫监测范围内^③且存在返贫风险的农户，是预防返贫监测的重点对象。本文根据家庭人均年收入是否达到各年国家贫困线的 1.5 倍将样本划分为脱贫不稳定户与稳定脱贫户^④，并构建该变量与双重差分项的交乘项，以对东西部对口支援政策的脱贫不稳定户倾斜效应进行检验。估计结果见本文附录 D 的附表 D2（B）栏。可以看到，是否为脱贫不稳定户（是=1，否=0）与双重差

^①参见《中央农村工作领导小组关于健全防止返贫动态监测和帮扶机制的指导意见》，https://dara.gd.gov.cn/ztzx/xczxgz/zl/xw/gk/zcfg/gjzcfg/content/post_4379892.html。

^②本部分所有结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）或中国知网本文附录 D。

^③在《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》以及各地返贫风险监测实践中，通常按照家庭人均年收入是否超过当年贫困线 1.5 倍的标准定义脱贫不稳定户。

^④由于各地对于何为存在返贫风险的界定并不一致，为了保证样本划分口径的一致，本文仅根据收入对样本进行划分。

分项的交乘项并不显著，说明东西部对口支援不存在对脱贫不稳定户的倾斜效应^①。

第四，东西部对口支援政策对援助地财政负担的影响。评价东西部对口支援政策的实施效果，不仅需要明确该政策在受援地的效果，也需考虑支援行为对援助地财政负担的可能影响。为此，本文收集了2014—2019年各地一般公共预算支出决算表中“援助其他地区支出”项的金额^②，并将其除以当年一般公共预算收入决算数，据此观察援助地财政负担的变化情况，结果如本文附录D的附表D3所示。从对口支援金额的增长速度看，除北京市、上海市、福建省、广东省在2017年前后援助其他地区支出金额出现较大幅度增长外，其他省份的援助支出变动较小。从援助其他地区支出占一般公共预算收入的比例看，援助其他地区支出占一般公共预算收入的比例很小，最高不超过1.28%。可以认为，现有政策不仅降低了受援地脱贫农户的返贫风险，也并未显著增加援助地的财政负担，因此，东西部对口支援具有较强的可持续性。

七、结论与政策含义

在脱贫攻坚战全面胜利后，如何调整、优化脱贫攻坚过程中的各项政策，使其在预防规模性返贫、促进共同富裕过程中发挥更大的作用，以实现脱贫攻坚与乡村振兴的有效衔接成为农村工作的重点之一。作为对口支援的一种典型形式和脱贫攻坚的重要手段，东西部对口支援政策的实施在平衡地区发展、促进贫困地区脱贫中发挥了关键作用。但是，在巩固拓展脱贫攻坚成果的新时期，需要进一步探讨：东西部对口支援政策是否还应长期持续？如何优化调整该政策使其在预防规模性返贫中的作用更有效？

本文基于收入过程理论，构建了东西部对口支援政策实施影响脱贫农户返贫风险的理论框架，并将“携手奔小康”这一重新划定东西部对口支援关系的行动作为一项准自然实验，以接受帮扶的原贫困县中的脱贫农户为处理组、未接受帮扶的原贫困县的脱贫农户为控制组，借助复原力指标测度了农户的返贫风险，结合CHFS、CCGS与《中国县域统计年鉴》数据，综合利用DID、SDID、PSM-DID、CIC等因果识别方法，估计了东西部对口支援政策的实施对脱贫农户返贫风险的影响，主要得出以下结论：第一，东西部对口支援政策实施可以显著提高帮扶地区脱贫农户的复原力，有效降低其返贫风险。因此，该政策在巩固拓展脱贫攻坚成果阶段仍需要继续保持。第二，东西部对口支援政策实施能够有效识别高返贫风险农户并对其给予适当帮扶，但未对深度贫困地区与脱贫不稳定户有倾斜性帮扶效应。第三，东西部对口支援政策实施主要通过两个渠道降低返贫风险，一是通过产业帮扶、就业帮扶和消费帮扶促进脱贫农户就业，稳定脱贫农户的收入；二是通过支医与支教提高脱贫农户人力资本

^①根据《国务院扶贫开发领导小组关于建立防止返贫监测和帮扶机制的指导意见》以及各地返贫风险监测实践，与脱贫不稳定户相似的概念有边缘易致贫户、突发严重困难户。但对以上两个群体没有统一认可的定量标准，本文数据也没有“是否纳入监测”“是否出现病灾意外”等信息，因此无法对以上两类群体进行准确界定，故此处未能对此展开分析。

^②选择2014—2019年的原因在于：第一，2014年之前的数据缺失较为严重，影响对数据的处理；第二，2019年后，受新冠疫情影响，各地财政收入均有一定波动，为防止这一外生冲击影响判断，本文仅使用2019年及之前的数据。

水平，但受帮扶地人才质量的提高是短期效应还是长期效应有待进一步检验。第四，东西部对口支援政策实施并未显著增加援助地区的财政负担，东西部对口支援政策具有可持续性。

本文的发现具有以下重要的政策含义：

第一，本文明确了东西部对口支援政策实施在预防规模性返贫中的作用，对巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴与共同富裕具有重要价值。因此，该政策在过渡期甚至更长时期内应该继续实施，并应作为构建稳定脱贫长效机制的一个重要组成部分。

第二，从具体政策手段看，产业帮扶、就业帮扶、消费帮扶在稳定脱贫农户收入中优势突出，因此，应继续保持和不断优化。消费帮扶存在潜在的“福利依赖”效应，应加强其与产业帮扶的结合，做到“产有所销”，形成脱贫农户增收的长效机制。

第三，教育帮扶、医疗帮扶是阻断贫困代际传递的重要措施，进一步加强农村基础教育、基础医疗建设以及缩小城乡公共服务差距将是东西部对口支援政策的关键着力点。

第四，东西部对口支援政策实施虽然能够降低脱贫农户的返贫风险，但对深度贫困地区与脱贫不稳定户并没有政策倾斜效应，因此，在对口支援过程中，根据深度贫困地区资源禀赋开发特色产业，提升深度贫困地区劳动力与市场的融合程度，有针对性移风易俗、扶贫扶志将是政策优化的重要方向。

参考文献

1. 蔡睿堃、叶胥、毛中根，2023：《消费帮扶是否提升了脱贫农户家庭发展韧性？》，《财贸研究》第10期，第30-41页。
2. 陈少强、何妮，2023：《论构建中国特色横向转移支付制度》，《中央财经大学学报》第12期，第21-32页。
3. 董珍、白仲林，2019：《对口支援、区域经济增长与产业结构升级——以对口援藏为例》，《西南民族大学学报（人文社科版）》第3期，第130-138页。
4. 杜婵、张克俊，2021：《新发展阶段巩固拓展脱贫攻坚成果的多重逻辑、科学内涵与实现维度》，《农村经济》第10期，第62-72页。
5. 高远东、李华龙、马辰威，2022：《农户防范返贫：应该更关注人力资本还是社会资本？》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第4期，第135-143页。
6. 和立道、王英杰、路春城，2018：《人力资本公共投资视角下的农村减贫与返贫预防》，《财政研究》第5期，第15-24页。
7. 贾男、王赫，2022：《脱贫农户返贫风险防范政策研究》，《经济研究》第10期，第121-137页。
8. 李小云，2017：《东西部扶贫协作和对口支援的四维考量》，《改革》第8期，第61-64页。
9. 李卓、左停，2022：《“后精准扶贫”时代的贫困：性质、成因及其治理路径——基于基本公共服务的视角》，《西南大学学报（社会科学版）》第5期，第1-9页。
10. 刘金山、徐明，2017：《对口支援政策有效吗？——来自19省市对口援疆自然实验的证据》，《世界经济文汇》第4期，第43-61页。

11. 马雯嘉、吴茂祯, 2024: 《从全面脱贫到乡村振兴: 国家级贫困县政策对当地经济发展的影响》, 《中国软科学》第 S1 期, 第 1-15 页。
12. 平卫英、罗良清、张波, 2021: 《我国就业扶贫的现实基础、理论逻辑与实践经验》, 《管理世界》第 7 期, 第 32-43 页。
13. 单菲菲、张雅茹, 2021: 《边疆民族地区对口支援政策的结构特征与历史演进——基于 1979—2019 年的政策文本量化分析》, 《中南民族大学学报(人文社会科学版)》第 4 期, 第 45-53 页。
14. 盛晓薇、马文保, 2021: 《“闽宁模式”: 东西部扶贫协作对口支援的实践样本》, 《人民论坛·学术前沿》第 4 期, 第 108-111 页。
15. 万广华、章元, 2009: 《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期, 第 138-148 页。
16. 汪三贵、周园翔, 2022: 《构建有效的防规模性返贫的机制和政策》, 《农业经济问题》第 6 期, 第 12-22 页。
17. 王磊, 2021: 《对口支援政策促进受援地经济增长的效应研究——基于省际对口支援西藏的准自然实验》, 《经济经纬》第 4 期, 第 3-12 页。
18. 王禹瀚, 2022: 《中国特色对口支援机制: 成就、经验与价值》, 《管理世界》第 6 期, 第 71-85 页。
19. 吴乐, 2018: 《深度贫困地区脱贫机制构建与路径选择》, 《中国软科学》第 7 期, 第 63-70 页。
20. 席强敏、张颖、张可云, 2023: 《产业扶贫与乡村产业振兴的关系辨析与衔接路径》, 《中共中央党校(国家行政学院)学报》第 2 期, 第 55-65 页。
21. 谢远涛、杨娟, 2018: 《医疗保险全覆盖对抑制因病致贫返贫的政策效应》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 141-156 页。
22. 谢治菊、陈香凝, 2023a: 《协同治理视域下东西部劳务协作研究》, 《广州大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 5-15 页。
23. 谢治菊、陈香凝, 2023b: 《东西部协作的制度逻辑、实践经验与时代价值》, 《学术研究》第 8 期, 第 61-69 页。
24. 徐娟、童胡艺、徐久香, 2022: 《如何实现“防止返贫”的长效性?——基于政企协同的角度》, 《财经研究》第 7 期, 第 18-32 页。
25. 徐丽鹤、夏萌萌, 2022: 《灾后援建、新企业进入与灾区经济恢复——基于汶川地震“对口援建”政策的自然实验》, 《世界经济文汇》第 1 期, 第 54-70 页。
26. 徐丽鹤、张晓波, 2022: 《中国抗疫的制度创新: 对口援助》, 《经济学(季刊)》第 5 期, 第 1639-1658 页。
27. 徐明, 2022: 《省际对口支援与农户生活水平提升——基于消费视角的实证检验》, 《财经研究》第 2 期, 第 138-152 页。
28. 徐明、刘金山, 2018: 《省际对口支援如何影响受援地区经济绩效——兼论经济增长与城乡收入趋同的多重中介效应》, 《经济科学》第 4 期, 第 75-88 页。
29. 徐舒、王貂、杨汝岱, 2020: 《国家级贫困县政策的收入分配效应》, 《经济研究》第 4 期, 第 134-149 页。
30. 张可云、冯晟、席强敏, 2023: 《东西部协作政策效应评估——基于要素流动的视角》, 《中国工业经济》第 12 期, 第 61-79 页。

- 31.张鹏、吴明朗、张翔, 2022:《家庭财政转移支付如何有效阻止脱贫家庭重返贫困——基于多维返贫测量视角》,《农业技术经济》第6期,第61-76页。
- 32.张鹏龙、钟建乐、胡羽珊, 2024:《防止返贫帮扶政策效果评估——基于劳动收入的视角》,《管理世界》第3期,第127-152页。
- 33.张天悦, 2021:《从支援到合作:中国式跨区域协同发展的演进》,《经济学家》第11期,第82-90页。
- 34.张晓颖、王小林, 2021:《东西扶贫协作:贫困治理的上海模式和经验》,《甘肃社会科学》第1期,第24-31页。
- 35.赵普、龙泽美、王超, 2022:《规模性返贫风险因素、类型及其政策启示——基于西南民族地区的调查》,《管理世界》第11期,第146-158页。
- 36.钟开斌, 2023:《对口支援:起源、形成及其演化》,《甘肃行政学院学报》第4期,第14-24页。
- 37.钟宁桦、连方舟、解咪、任浩宁, 2022:《产业与就业的结构性失衡——基于滇西边境山区云龙县的案例分析》,《中国软科学》第9期,第39-49页。
- 38.周迪、陈明成、邱铭坚, 2022:《脱贫群体的内生动力与返贫风险——来自广东省相对贫困村的微观证据》,《财经研究》第8期,第48-62页。
- 39.朱方明、李敬, 2020:《中心市场偏离度、交易参与度与贫困程度》,《四川大学学报(哲学社会科学版)》第1期,第43-54页。
- 40.邹璠、周力, 2023:《均衡视角下东西部协作与县域经济高质量发展——以脱贫攻坚时期结对帮扶为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第77-90页。
- 41.邹先强、赵心源, 2023:《交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响分析》,《中国农村经济》第7期,第124-142页。
- 42.Barrett, C. B., P. P. Marenja, J. Mcpeak, J. Minten, F. Murithi, W. Oluoch-Kosura, F. Place, J. C. Randrianarisoa, J. Rasambainarivo, and J. Wanglia, 2006, "Welfare Dynamics in Rural Kenya and Madagascar", *The Journal of Development Studies*, 42(2): 248-277.
- 43.Cissé, J. D., and C. B. Barrett, 2018, "Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-based Approach", *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 272-284.
- 44.Dao, M. Q., 2008, "Human Capital, Poverty, and Income Distribution in Developing Countries", *Journal of Economic Studies*, 35(4): 294-303.
- 45.De Nardi, M., G. Fella, and G. Paz-Pardo, 2020, "Nonlinear Household Earnings Dynamics, Self-Insurance, and Welfare", *Journal of the European Economic Association*, 18(2): 890-926.
- 46.Guvenen, F., F. Karahan, S. Ozkan, and J. Song, 2021, "What Do Data on Millions of U.S. Workers Reveal About Lifecycle Earnings Dynamics?", *Econometrica*, 89(5): 2303-2339.
- 47.Mcbride, L., C. B. Barrett, C. Browne, L. Hu, Y. Liu, D. S. Matteson, Y. Sun, and J. Wen, 2021, "Predicting Poverty and Malnutrition for Targeting, Mapping, Monitoring, and Early Warning", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 44(2): 879-892.

Can Paired Assistance Decrease the Risk of Returning to Poverty Among Rural Households Lifted Out of Poverty

JIA Nan WANG He

(School of Economics, Sichuan University)

Summary: This paper investigates the role of the paired assistance program between eastern and western regions in mitigating the risk of returning to poverty among rural households lifted out of poverty. The paired assistance program has contributed significantly to poverty alleviation during the campaign against absolute poverty. However, its potential to prevent the risk of returning to poverty and foster sustainable poverty alleviation in the context of rural revitalization remains underexplored. This paper aims to fill this gap by examining the effectiveness and mechanisms of the paired assistance program during the post-poverty alleviation era.

This paper employs a quasi-experiment based on the “Hand-in-Hand to Build a Well-Off Society” initiative launched in 2017. It utilizes data from the China Household Finance Survey (CHFS), the China Community Governance Survey (CCGS), and the China County Statistical Yearbook. Using resilience indicators to measure the risk of returning to poverty, this paper uses difference-in-differences (DID), synthetic DID, and propensity score matching DID (PSM-DID) to evaluate the causal impact of the paired assistance program between eastern and western regions on the resilience of rural households lifted out of poverty.

Empirical findings reveal that the paired assistance program between eastern and western regions significantly enhances the resilience of rural households lifted out of poverty. Notably, the program effectively identifies and supports households with a higher risk of returning to poverty, although it does not exhibit preferential support for severely impoverished areas or those who have just emerged from poverty but whose position is far from secure. Mechanistic analysis shows that the program’s effectiveness stems from multiple channels: (1) Industrial, employment, and consumption support contribute to stabilizing household income; (2) Medical and educational assistance improve human capital levels; (3) Infrastructure support shows limited impact. This paper further identifies the sustainability of the paired assistance program, finding that the program does not impose significant fiscal burdens on donor regions.

Policy implications derived from the findings include: (1) sustaining the paired assistance program as a key policy for consolidating poverty alleviation achievements and promoting rural revitalization; (2) optimizing program mechanisms by prioritizing industrial and consumption assistance to create self-sustaining income growth; (3) strengthening educational and medical assistance to close urban-rural gaps in public services and interrupt the intergenerational transmission of poverty; (4) addressing policy gaps for severely impoverished areas and those who have just emerged from poverty but whose position is far from secure to ensure inclusive growth.

This paper makes the following contributions. First, it expands the theoretical framework of paired assistance by integrating income process theories to explain the program’s impact on the risk of returning to poverty. Second, it provides the first empirical assessment of the “Hand-in-Hand to Build a Well-Off Society” initiative and offers robust causal evidence of its effects. Third, it explores the general equilibrium effects and sustainability of the program, a dimension rarely addressed in existing studies.

Keywords: Paired Assistance; Risk of Returning to Poverty; DID; Synthetic DID

JEL Classification: I32; D60

(责任编辑：马太超)

灵活就业如何影响农村家庭收入流动

郭 露 王 峰 彭 刚

摘要：凭借较低的进入门槛，灵活就业为大量农村劳动力提供了非农就业契机，但其不稳定特性也为农村家庭收入向上流动带来了挑战。本文基于中国家庭金融调查数据实证检验灵活就业及相关就业状态转换的农村家庭收入流动效应。研究发现：相较于未参与灵活就业的农村家庭，参与灵活就业有利于农村家庭收入向上流动。具体而言，若农村劳动力期初处于失业、务农或创业状态，转向灵活就业能够促进其家庭收入向上流动；若农村劳动力期初处于正规就业状态，其退出正规就业后如果能够转向灵活就业则可避免其家庭收入向下流动；若农村劳动力期初处于灵活就业状态，持续参与灵活就业、转向机会型创业或正规就业均能促进其家庭收入向上流动，但后者对于农村家庭收入向上流动的边际效应更大。异质性分析发现：灵活就业的农村家庭收入流动效应在低收入组别中更强，即推动了“提低”“扩中”，且在平台经济发展更好的地区更有利于发挥持续灵活就业的农村家庭收入流动效应。本文认为，推动农村劳动力参与灵活就业、改善灵活就业环境和加快灵活就业者向正规就业转换等措施能够促进农村家庭收入向上流动。

关键词：灵活就业 农村家庭 收入流动 平台经济

中图分类号：F240 **文献标识码：**A

一、引言

如何扩大和稳定农村劳动力非农就业，支撑民生改善和经济发展，进而推动共同富裕是目前中国亟须解决的问题之一。灵活就业打破了传统的劳动雇佣关系，随着数字经济蓬勃发展，其规模不断扩大，在全球范围内令人瞩目，能为农民稳定增收提供可行路径。据阿里研究院预测，2036 年中国将有高达 4 亿劳动力通过网络自我雇佣和自由就业^①。截至 2022 年，中国的主播账号累计达到 1.5 亿个，

〔资助项目〕 国家社会科学基金重大项目“全球要素收入分配核算与中国国力评估研究”（编号：23&ZD125）；国家社会科学基金一般项目“农村低收入群体收入分布测度与增收路径研究”（编号：22BTJ037）。

〔作者信息〕 郭露，江西财经大学统计与数据科学学院；王峰（通讯作者），东北财经大学统计学院，电子邮箱：woshiwf2018@163.com；彭刚，西南财经大学统计学院。

^①资料来源：《数字经济 2.0 报告——告别公司，拥抱平台》，<http://www.aliresearch.com/ch/information/informationdetails?articleCode=21210&type=%E6%96%B0%E9%97%BB.2017-1-10>。

短视频内容创作者账号累计超过 10 亿个^①，电商助农成为最受用户欢迎的直播类型之一。2023 年，有 745 万个骑手通过美团获得收入，其中来自国家乡村振兴重点帮扶县的骑手数量约 39 万人^②。灵活就业形式满足了中国农村地区剩余劳动力的就业需求，激发了农村就业市场的新活力，为面向共同富裕的高质量充分就业提供了强有力的支撑。

中国特色社会主义新时代是“逐步实现全体人民共同富裕的时代”，而拥有稳定的、规模适度的中等收入群体，加快形成“橄榄型”收入分配格局，是促进共同富裕的关键之举。较高的收入流动性有利于长期分配的平等和社会福利的改善，收入流动性的下降则不利于收入差距的缩小（杨穗和李实，2017）。一方面，灵活就业为大量农村失业劳动力、务农劳动力以及暂时遇到困难的创业者提供了就业机会，拓展了家庭的收入来源，对收入流动产生正向影响；另一方面，灵活就业本身的不稳定性对家庭收入向上流动带来了挑战，例如，农村灵活就业者若无法持续参与灵活就业或转换至正规工作，反而陷入失业或务农状态中，则可能对收入流动产生负向影响。因此，灵活就业对农村家庭收入流动的影响仍较为模糊，灵活就业能否促进农村家庭收入向上流动，从而优化中国收入分配格局？

两支相关的文献为本文奠定了研究基础。第一支文献是有关灵活就业或非正规就业的。部分研究认为，零工经济为经济社会发展带来了挑战。谢富胜和吴越（2019）认为，零工经济的发展使全职零工者面临更多的工作竞争者，其工作机会日益不稳定。并且，灵活就业者缺少正式的劳动合同，缺乏社会保障，会面临过度劳动（Wood et al., 2019）、工作环境恶劣和工作压力巨大（Wei and van Tongeren, 2023）等众多问题，就业质量普遍较低（郭露和王峰，2024），这对劳动保障产生了一定挑战（Kässi and Lehdonvirta, 2018）。但灵活就业同样为农民工带来了机遇。灵活就业形式吸纳了大量农村剩余劳动力，在农民工就近就地就业创业中大有可为（李逸波等，2024）。基于平台的灵活就业形式也显著提高了劳动力的收入水平（万倩和冯帅章，2023），提高了低收入家庭的社会参与度（陈梦根和周元任，2023）。第二支文献聚焦于宏观收入分配格局与微观家庭收入流动。李金昌和任志远（2023）测算发现，中国收入分配结构距离合理的“橄榄型”结构仍存在一定差距。因此，如何提高家庭收入流动性一直是学术界的重点议题之一，现有研究已经证实惠农政策（张玉梅和陈志钢，2015）、家庭创业（尹志超等，2024）等政策或因素均有利于提高家庭收入流动性。

综上所述，灵活就业为农村剩余劳动力提供了大量就业机会。对于农村家庭而言，进城农民工正是未来扩大中等收入群体规模需要着力关注的重点人群（刘世锦等，2022）。在此背景下，考察农村劳动力参与灵活就业对其家庭收入流动的影响极具现实意义。上述相关文献为本文的研究奠定了坚实的基础，但仍有未考虑到的问题。一是灵活就业对农村家庭收入流动的影响仍较为模糊，杨希雷和黄

^①资料来源：《中国网络表演（直播与短视频）行业发展报告（2022—2023）》，<https://m.mp.oeeee.com/show.php?m=Thinktank&a=reportDetail#/?id=666>。

^②资料来源：《2023 年·美团骑手权益保障社会责任报告》，<https://s3plus.meituan.net/waimai-pc/%E7%BE%8E%E5%9B%A2%E9%AA%91%E6%89%8B%E6%9D%83%E7%9B%8A%E4%BF%9D%E9%9A%9C%E7%A4%BE%E4%BC%9A%E8%B4%A3%E4%BB%BB%E6%8A%A5%E5%91%8A2023%E5%B9%B4.pdf>。

杏子（2023）研究了非正规就业与家庭收入流动的因果关系，但未聚焦农村家庭，且仅考察了户主参与非正规就业的影响。二是部分文献集中于灵活就业的收入效应（Berger et al., 2019；万倩和冯帅章，2023），但忽视了参与灵活就业对农村家庭动态收入流动的影响。三是灵活就业本身并不稳定，已有文献未能从动态视角详尽分析灵活就业者的工作转换对家庭收入流动的影响。

基于上述问题，本文的边际贡献有：第一，本文以农村家庭为研究重点，以家庭中参与灵活就业的劳动力数量为切入点，研究对象更加聚焦，能够丰富灵活就业社会经济效应的相关研究；第二，本文从农村家庭两期收入位次变动的动态视角出发，系统考察农村劳动力参与灵活就业对其家庭收入流动的影响，为灵活就业的共同富裕效应提供经验证据；第三，与收入流动的动态视角相呼应，本文通过考察农村劳动力就业类型的两期变动，将农村劳动力与灵活就业相关的就业动态进一步细分，在此基础上通过更换对照样本，探寻共同富裕目标下利用灵活就业促进农村家庭收入向上流动的有效途径。

二、理论分析

（一）收入流动的内涵与灵活就业的定义

收入流动指同一个体或家庭的收入在不同时点所处组别的差异，描述的是微观层面收入差距的动态变化。通常来说，现有关于收入差距的文献均从截面差异出发，衡量同一个时点上个体或家庭间的收入差距，而收入流动是研究收入差距动态演变的概念（朱诗娥等，2018），收入流动性则是微观个体收入流动情况的汇总。若个体间的收入差距较大，且整体收入流动性较弱，那么各组别的收入固化现象便十分严重。低收入个体若难以实现收入向上流动，社会不平等就会日益严重，进而激发社会矛盾，阻碍社会发展。若个体间的收入差距较大，且收入流动性较强，那么随着时间推移，低收入个体逐渐进入中等收入组别中，社会的收入差距状况就会逐渐改善。

灵活就业并不仅仅是数字技术迅速发展时代下的产物，劳动关系不规范的非正规就业以“临时工”或“小时工”为主要形式早已出现。而灵活就业新业态则是建立在数字平台基础上的就业形式（谢富胜和吴越，2019）。无论是否属于新就业形态，灵活就业均具有临时性、随叫随到、计件或计次报酬等特性（Stanford, 2017）。Husmanns（2004）从生产单位和就业类型两个维度出发界定了非正规就业的范围，包括正规企业中的无酬家庭帮工、非正规雇员等九个具体类型。国内学者常使用灵活就业作为非正规就业的替代提法（贾毓慧，2022）。中国劳动和社会保障部劳动科学研究所课题组（2005）提出灵活就业的官方定义，即在劳动时间、收入报酬、工作场地、保险福利、劳动关系等几方面（至少一方面），不同于建立在工业化和现代工厂制度基础上的、传统主流就业方式的各种就业形式的总称。2022年，中国劳动和社会保障科学研究院课题组将灵活就业界定为：既包括正规部门的非全日制、临时性、季节性、弹性工作用工，也包括小微企业、家庭企业和劳动者个体等在非正规部门的就业^①。

为了更准确地将灵活就业与收入流动相匹配，以补充现有文献的研究视角，本文考虑将灵活就业状态与收入流动两个动态视角结合起来进行理论分析。具体地，本文将一段时间内农村劳动力的参与

^①资料来源：《灵活就业重在做好服务和保障》，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202204/29/t20220429_37541254.shtml。

灵活就业状态划分为转向灵活就业和持续灵活就业。前者指农村劳动力由其他就业状态^①转向灵活就业，后者指农村劳动力始终参与灵活就业。也就是说，两者反映劳动力的灵活就业状态随时间的变化情况，而家庭收入流动则反映家庭收入位次随时间的变化情况，两者在时间动态上可以更好地匹配。

（二）农村劳动力参与灵活就业对家庭收入流动的影响

数字技术对就业市场的影响巨大，工作性质的变革也随之而来。一方面，数字化会对部分工作产生替代效应，对劳动密集型职业造成冲击；另一方面，新型零工经济的发展创造了大量工作岗位，人们能够更加容易地获得工作机会^②。在传统经济中，农村劳动力大多从事农业生产，即使有非农就业机会，这些非农就业岗位也多呈现重复性高、体力劳动强度大、危险性高的特征（杨超和张征宇，2022）。灵活就业的普及与发展对农村劳动力就业是普遍有益的。数字化呈现包容性特征，创造的大量灵活就业岗位对技能的要求较低，进入门槛较为宽松，与低技能农村劳动力更加适配。而与之相比，创业的门槛更高，需要农村劳动力拥有各类专业知识与技能，并且需要各类资本投入，尽管普惠金融发展在一定程度上缓解了农民的资金约束，但低收入农村群体可能无法承受创业失败所产生的经济损失（王修华等，2024）。新型灵活就业在低进入门槛的特征基础上，重塑了大量农村劳动力原有的工作特征，降低了工作强度，提高了工作效率，改善了工作质量（张广胜和王若男，2023）。因此，农村劳动力参与灵活就业有助于农村家庭更多地享受数字经济发展红利，提高劳动报酬在初次分配中的比重，促进农村家庭收入普遍向上流动，助推更多低收入家庭迈入中高收入行列。基于此，本文提出假说 H1。

H1：农村劳动力参与灵活就业能够促进家庭收入向上流动。

（三）农村劳动力转向灵活就业各类型对家庭收入流动的影响

农村劳动力在参与灵活就业前的就业状态不同，其转向灵活就业对农村家庭收入流动的影响机制在理论上亦有所不同，影响也存在异质性。

1. 农村劳动力从失业或务农转向灵活就业。失业者或务农者转向灵活就业能够有效拓展其家庭收入来源，提升家庭收入。一方面，灵活就业可以提升个人的劳动力生产效率，获得更高的非农劳动报酬，也能接触更广泛的市场和机遇。另一方面，灵活就业可以改善家庭收入结构，降低家庭收入的短期不确定性，补充家庭的季节性收入，实现家庭收入向上流动。尤其是与正规就业或创业相比，灵活就业的优势在于其进入门槛较低，不需要较高的人力资本和物质资本。因此，灵活就业是大量农村剩余劳动力获取非农就业机会的“第一选择”，缺乏就业经验的年轻劳动力、就业能力衰退的高龄劳动力以及受教育程度较低的劳动力往往是灵活就业的主力军（Bosch and Maloney，2010）。

2. 农村劳动力从创业转向灵活就业。生存型创业的进入门槛低，往往依赖于创业点周边社区资源，缺乏足够的市场竞争力。生存型创业者如果转向灵活就业，其收入来源会相对稳定。而机会型创业对

^①本文将除灵活就业之外的其他就业状态归纳为失业、务农、正规就业、创业（包括机会型创业与生存型创业）四种类型。因篇幅所限，介绍详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的附录 A。

^②资料来源：《2019 世界发展报告：工作性质的变革》，<https://www.worldbank.org/content/dam/wdr/2019/WDR-2019-CHINESE.pdf>。

创业者人力资本的要求通常较高，创业者即使不创业大概率也能够依托自身社会网络找到更稳定的正规工作；但如果机会型创业者转向灵活就业，尽管风险和不确定性随之降低，但短期内收入必然会降低。因此，生存型创业者和机会型创业者转向灵活就业对其家庭收入向上流动的影响存在异质性。由于农民工创业大都以生存型为主（刘伟等，2018），大量农村生存型创业者可在创业结束后通过灵活就业获取非农收入，从而促进其家庭收入向上流动。

3. 农村劳动力从正规就业转向灵活就业。对于期初参与正规就业的农村劳动力，他们有可能获得持续正规就业的机会，有可能转向灵活就业或其他就业状态。在由正规就业转向灵活就业的农村劳动力中，除了少数是为了寻找创业和创新的机会，以期获得工作的灵活性以及工作与生活之间的平衡（Burtch et al., 2018）外，大多数是因生产率下降而被裁员，不得不转向灵活就业。相较于持续正规就业，由正规就业转向灵活就业可能不会促进家庭收入向上流动，原因在于除了时间灵活外，灵活就业在工作收入、强度等就业质量维度上相较于正规就业可能优势并不大（贾毓慧，2022；郭露和王峰，2024）。而相较于转向其他就业状态，农村劳动力可以积极利用自身已有的技能和经验，寻找临时工、自由职业等灵活就业机会，此时灵活就业能够帮助那些不适应或难以再次找到正规工作的劳动者度过失业期，为家庭提供短期内的补充性非农收入，不会中断家庭的收入来源，从而避免家庭收入向下流动。综上，虽然正规就业的收入更高、更稳定，就业保障更全面，但是，由正规就业转向灵活就业不一定会使农村家庭收入向下流动。基于上述分析，本文提出假说 H2a 与 H2b。

H2a：失业、务农或创业的农村劳动力转向灵活就业能够促进家庭收入向上流动。

H2b：与持续正规就业相比，农村劳动力转向灵活就业会抑制家庭收入向上流动；与转向其他就业状态相比，农村劳动力转向灵活就业会促进家庭收入向上流动。

（四）农村劳动力持续和退出灵活就业类型对家庭收入流动的影响

农村劳动力参与灵活就业可能有利于家庭收入向上流动。那么，期初本就参与灵活就业的农村劳动力应如何选择就业类型才能进一步推动家庭收入持续向上流动？

1. 农村劳动力持续灵活就业。一方面，持续灵活就业可以提高农村劳动力的生产效率。农村劳动力能在灵活就业中学习到很多必要技能，积累人力资本和社会资本。例如，临时工在工作中可不断积累人力资本，随时间推移，与正式员工之间的薪酬差距会逐步下降（Jahn and Pozzoli, 2013）。灵活就业者不仅可以充分利用企业的在职培训，还能充分发挥“学习效应”，在工作中逐步获得更细心严谨的工作习惯、更乐观的情绪等非认知能力，这些都会显著增加劳动力个体在服务业中的就业收入（王春超和张承莎，2019；夏怡然等，2023）。另一方面，持续灵活就业还可通过延长工作时间从而对收入产生影响。由于收入不稳定，加之多劳多得的工作特性，灵活就业者为确保获得足够的收入通常会延长每周工作时间（Warren, 2021）；对于新型灵活就业，平台算法逻辑也会潜移默化地延长劳动者的工作时间（Wood et al., 2019）。尽管过度劳动可能会对劳动力的身心健康、家庭关系以及生活质量产生不利影响，但从短期来看，增加劳动时间能够有效提高劳动力的可支配收入。

2. 农村劳动力退出灵活就业，转向失业或务农。灵活就业的稳定性较差，国外文献也常使用不稳定工作（precarious work）、临时工作（contingent work）等术语来指代灵活就业（Riggs et al., 2019）。

受非农就业市场需求波动及家庭变动的影响，农村劳动力很可能被迫失业或务农。若农村劳动力选择退出灵活就业转向务农，由于农业生产在较大程度上受气象条件和农产品市场价格等因素影响，家庭收入可能会因气象灾害发生或农产品价格波动而大幅下降。长此以往，农村劳动力无法获取非农收入，也无法持续扩大社会网络，进而影响家庭的信息和资源获取能力，中高收入组别难以为继，只能固化在低收入组别。若农村劳动力从灵活就业陷入失业状态，其家庭经济因缺乏非农收入来源会受到较大冲击。不仅如此，失业时农村劳动力还面临一定的经济成本和时间成本，进一步加重其家庭经济负担。

3.农村劳动力退出灵活就业，转向创业。根据创业类型的不同，农村劳动力从灵活就业转向创业的原因截然不同。若灵活就业者转向生存型创业，则表明目前没有适合的非农工作，只能依赖个人储蓄或小额贷款，依托社会网络支持，进行以维持家庭生计为主的小型创业活动，以应对自身的失业危机。因此，在农村劳动力开始生存型创业后，可能面临着更强的不稳定性，特别是短期之内的创业成本会加重家庭的经济负担，对收入流动产生负向影响。若农村劳动力积累了足够的资金，可以主动捕获商业机会而进行机会型创业（刘伟等，2018），个人则不再局限于接受客观存在的机会，而是拥有了通过主动构建机会来提高收入的可能。并且，相较于生存型创业，机会型创业的长期发展能力更强，劳动力也有较持久的经营动机，能够持续地促进农村家庭收入向上流动（尹志超等，2024）。

4.农村劳动力退出灵活就业，转向正规就业。若受益于灵活就业时的“学习效应”，或能够充分利用互联网等有利因素，灵活就业者将有更多机会转向正规就业。灵活就业需要劳动者承担较大的工作风险，即使是依托数字平台的新型灵活就业，其保障仍不充分、不稳定。而正规就业者可以享受相应的社会保障，受《中华人民共和国劳动法》保护。正规就业的收入不仅普遍高于灵活就业，劳动力还能够享受灵活就业所缺失的工作保障，在一定程度上缓解其金融约束，补充其社会资本，促进经济公平与机会公平。杨希雷和黄杏子（2023）证实，对于家庭户主而言，社会保障、资金和社会资本欠缺正是非正规就业抑制居民家庭收入向上流动的主要机制。基于上述分析，本文提出假说 H3a 与 H3b。

H3a: 农村劳动力持续灵活就业或退出灵活就业转向机会型创业、正规就业，均能促进家庭收入向上流动。

H3b: 农村劳动力退出灵活就业转向失业、务农或生存型创业，均会抑制家庭收入向上流动。

（五）农村劳动力参与灵活就业对家庭收入流动的异质性影响

家庭收入组别不同，农村劳动力在就业选择、风险承受能力等方面可能存在差异。平台经济发展与新型灵活就业规模息息相关，农村劳动力参与新型灵活就业也需要一定的数字素养。基于此，本文将从家庭收入组别与平台经济发展两个方面考察灵活就业对农村家庭收入流动的异质性影响。

1.农村劳动力参与灵活就业影响家庭收入流动的收入组别异质性。低收入组农村家庭对收入获取的需求较为迫切，但其资源和信息的获取渠道相对有限。由于资金缺乏，低收入组农村家庭的社会资本与物质资本偏低，劳动力也较难获取足够的资金支持以提升人力资本。故劳动力对进入门槛较低的灵活就业的积极性较高，在灵活就业中不仅能够培养一定的就业技能，提升自身的非认知能力，扩展社会网络，还能够为其家庭提供多样化的收入来源。但中高收入组的农村家庭可能并无此种就业限制，其家庭的社会资源充足，劳动力的人力资本较高。劳动力可以依据个人发展进行职业选择，或是依托

家庭资金支持进行创业活动。因此，灵活就业对中高收入组家庭收入流动的影响可能较小。

2.农村劳动力参与灵活就业影响家庭收入流动的平台经济异质性。以数字平台为基础，成千上万的灵活就业者直接与消费者相匹配，重塑了传统零工的工作特征。以主播、外卖员、网约车司机等为主要形式的新型灵活就业百花齐放。一方面，平台经济发展得更好的地区，依托于平台的新型灵活就业规模更大，能为农村劳动力提供更多元化的就业选择。农村劳动力可以依据个人禀赋选择适当的灵活就业类型，提高就业匹配度。另一方面，已有研究充分证明，由于工作时间延长以及补偿性工资和工作效率的提高，新型数字零工或平台就业较之传统零工具有较大的收入优势（Berger et al., 2019；万倩和冯帅章，2023）。因此，在平台经济发展更好的地区，农村劳动力参与灵活就业对家庭收入向上流动理应具有更强的促进作用。但人力资本会影响劳动力应用数字技术的能力与认知，这直接决定了劳动力是否能充分享受数字技术带来的经济收益（王汉杰，2024）。劳动力需要具备一定的数字素养才能参与新型灵活就业，而农村劳动力人力资本普遍较低，仍有部分农村劳动力无法接触互联网^①。因此，当农村劳动力开始参与灵活就业时，往往无法直接参与新型灵活就业，只能在持续灵活就业中缓慢地接触互联网信息，才有机会转换至新型灵活就业，进而逐步享受平台红利。基于上述分析，本文提出假说 H4a 与 H4b。

H4a：与中高收入组别相比，低收入组别的农村劳动力参与灵活就业对农村家庭的收入流动效应更强。

H4b：与平台经济发展较缓的地区相比，平台经济发展较好的地区的农村劳动力持续灵活就业对农村家庭的收入流动效应更强。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文所用的微观数据来源为西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织的中国家庭金融调查（CHFS）项目。本文使用 2015 年、2017 年和 2019 年的 CHFS 数据^②，为研究家庭收入流动情况，本文将相邻两年的数据根据家庭标识码进行匹配，共得到 25574 户农村家庭的样本。其中，2015—2017 年为 15423 户，2017—2019 年为 10151 户。在此基础上，剔除 12 户缺失户主教育与健康信息以及 3 户户主年龄小于 18 岁的农村家庭样本，最终得到 2015—2017 年 15414 户、2017—2019 年 10145 户两个收入变化期共 25559 户农村家庭的样本^③。

（二）变量定义及描述性统计

1.被解释变量：农村家庭收入流动。参考相关文献（杨穗和李实，2017；李金昌和任志远，2023），

^①截至 2022 年 6 月，中国农村互联网普及率为 58.8%。资料来源：《中国数字乡村发展报告（2022 年）》，<https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/01/5743969/files/5807a90751b1448ba977f02e7a80b14c.pdf>。

^②因篇幅所限，本文未将 2013 年及 2021 年的数据纳入分析，具体原因详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的附录 B。

^③为排除样本可能存在的“非随机样本选择”问题，本文对此进行了相关检验，因篇幅所限，结果详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的附录 C 及表 1。

本文以两个时期家庭收入组别的变化定义农村家庭收入流动。首先，根据调查家庭样本的家庭总收入与家庭规模计算家庭人均收入。其次，使用陈梦根和胡雪梅（2019）测算的各省份购买力平价（PPP）指数，并依据各省份CPI对2014年和2018年的PPP指数进行外推，对家庭人均收入进行调整，以消除价格水平影响。再次，为消除极端值影响，对计算后的家庭人均收入进行上下5%缩尾处理。又次，将每个年份CHFS所有调查家庭按人均收入进行排序^①，并根据各农村家庭的相对位置对收入组别进行界定：当农村家庭人均收入处于当年所有家庭人均收入中位数的0.67倍及以上并且2倍以下时，将该农村家庭界定为中等收入家庭；比中等收入家庭的人均收入更低的为低收入家庭，更高的为高收入家庭^②。最后，收入流动变量取值为-2、-1、0、1、2，代表农村家庭从 t 期到 $t+1$ 期的收入组别变动情况。例如，-2代表农村家庭在两期内从高收入组跌入低收入组，0表示农村家庭收入组别在两期内未发生变动，1代表农村家庭收入组别向上流动一个收入组别，2代表农村家庭在两期内从低收入组向上流动至高收入组。

2.核心解释变量：参与灵活就业。首先，本文借鉴贾毓慧（2022）、尹志超和李艺菲（2023）的界定方法，基于前文所述的灵活就业相关定义，并结合CHFS调查问卷的特点，将工作性质为临时性工作（有工作单位但没有签订正规劳动合同，如打零工）、家庭帮工、自由职业者和其他（如志愿者）定义为灵活就业^③。其次，由于灵活就业对劳动者的年龄限制较为宽松，本文遵循通常做法将灵活就业者限定为年龄在16~65周岁的劳动力个体样本。最后，本文将在期末调查中回答“以灵活就业为一年内主要工作”的劳动力数量在家庭层面相加，得到家庭中此种类型劳动力的绝对数量，即本文的核心解释变量“参与灵活就业”。

除此之外，本文进一步将农村劳动力灵活就业参与状态从动态视角进行细分，以探究不同参与灵活就业的动态行为对农村家庭收入流动的影响。参考尹志超等（2024）的做法，本文使用样本家庭内劳动力相邻两期的灵活就业转换情况体现家庭的灵活就业变动情况。具体地，如果劳动力在收入变化期的期初未主要参与灵活就业，而在收入变化期的期末主要参与灵活就业，则定义为转向灵活就业；如果劳动力在两期均主要参与灵活就业，则定义为持续灵活就业。在家庭层面分别将两种灵活就业类型的就业者数量相加，则得到转向灵活就业与持续灵活就业两个变量^④。除此之外，如果劳动力在期

^①此处是将CHFS所有受调查家庭按人均收入排序，收入组别代表的是农村家庭人均收入在整个社会中的相对情况。

^②常见的中等收入群体界定方法有等分法（张玉梅和陈志钢，2015）、绝对标准法（刘志国和刘慧哲，2021）和中位数法（郭露等，2023）。基于研究目标，本文选择使用中位数的0.67~2倍作为中等收入群体的界定标准，旨在将更多收入较低或不稳定的农村家庭纳入低收入群体，进而有效考察灵活就业对“提低”“扩中”的真实效应。

^③本文研究中的灵活就业未包括CHFS问卷中的“自雇者”，具体原因详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的附录D。

^④需要注意的是，CHFS问卷中关于就业类型的具体问题为“去年工作性质”（若去年同时做过多份工作，本题按工作时间最长的工作填答），因此，调查期初或期末时点上的就业类型通常是劳动力一年中最主要的。故本文所构建的就业转换指标代表了农村劳动力在上次调查中一年内的主要工作到本次调查中一年内的主要工作的转换情况。例如，转向灵活就业代表某个农村家庭期初调查时未以灵活就业为主而期末调查时以灵活就业为主的劳动力数量。

初主要参与灵活就业，在期末转向其他就业类型，则视为退出灵活就业。

在此基础之上，本文划分农村劳动力转向灵活就业的具体类型，即失业—灵活就业、务农—灵活就业、创业—灵活就业和正规就业—灵活就业等类型，将上述就业类型的劳动力数量分别在家庭层面加总构成各分类解释变量。同样，本文进一步划分农村劳动力退出灵活就业的具体类型，包括灵活就业—失业、灵活就业—务农、灵活就业—创业（包括灵活就业—自营、灵活就业—雇主）和灵活就业—正规就业等类型，将上述就业类型的劳动力数量在家庭层面加总构成各退出灵活就业类型的变量^①。

3.控制变量。参照已有研究的相关做法（杨穗，2016；王汉杰，2024），并结合理论分析，本文从户主、家庭和地区三个层面选取控制变量。其中，户主层面的控制变量包括年龄、性别、婚姻状况、健康状况、政治面貌、受教育水平；家庭层面的控制变量包括家庭规模、资产、期初收入组别、家庭老年人口占比、家庭儿童占比、移动互联网使用；地区层面的控制变量包括地区发展水平、二三产业产值比、政府支出。除以上变量之外，为消除时间与地区因素造成的农村家庭收入流动差异，本文在实证模型中进一步加入时间虚拟变量和省份虚拟变量。

变量含义、赋值及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量具体定义以及描述性统计结果

变量	具体定义及赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
农村家庭收入流动	农村家庭从 t 期到 $t+1$ 期的收入组别变化位次	-0.001	0.733	-2	2
参与灵活就业	家庭期末参与灵活就业的劳动力人数	0.481	0.758	0	6
转向灵活就业	家庭期初未参与灵活就业而期末参与灵活就业的劳动力人数	0.247	0.534	0	5
持续灵活就业	家庭期初与期末均参与灵活就业的劳动力人数	0.235	0.528	0	5
年龄	户主的年龄（岁）	56.401	12.564	18	99
性别	户主的性别：男=1，女=0	0.852	0.355	0	1
婚姻状况	户主的婚姻状况：在婚或同居=1，其他=0	0.877	0.328	0	1
健康状况	户主的健康状况：主观评分，取值为1~5，其中，5为非常好，1为非常不好	3.189	1.054	1	5
政治面貌	户主是否为党员或预备党员：是=1，否=0	0.076	0.265	0	1
受教育水平	户主的受教育年限：博士=22，硕士=18，大专、高职或本科=15，高中、中专或职高=12，初中=9，小学=6，没上过学=0	7.350	3.432	0	22
家庭规模	家庭的成员数量（人）	3.475	1.704	1	15
家庭资产	家庭总资产（万元）	45.787	73.675	1.121	548.180
期初收入组别	家庭在期初所处的收入组别：高收入组=3，中等收入组=2，低收入组=1	1.514	0.659	1	3
家庭老年人口比	家庭65岁以上人口数量除以家庭成员数量	0.229	0.353	0	1

^①因篇幅所限，各就业状态的界定方法、具体类型、描述性统计结果及相关分析见中国知网或本刊网站所载本文附录中的附录E、表2、表3和图1。另外，在本文中自营与雇主又分别界定为生存型创业与机会型创业。

表1 (续)

家庭儿童占比	家庭16岁以下人口数量除以家庭成员数量	0.117	0.166	0	0.833
移动互联网使用	家庭是否拥有智能手机：是=1，否=0	0.519	0.500	0	1
地区发展水平	家庭所在省份人均地区生产总值（万元）	5.820	2.602	2.617	12.899
二三产业产值比	家庭所在省份二三产业产值之比	0.487	0.086	0.388	0.806
政府支出	家庭所在省份的省级政府一般预算支出（亿元）	5380.319	2691.992	1138.49	15037.48

注：①与家庭收入一样，本文对家庭资产同样进行缩尾及价格平减处理；②家庭资产、地区发展水平与政府支出变量在实证分析时取对数处理；③考虑到宏观经济因素对微观个体影响的滞后性，地区层面的控制变量均选择期初水平，家庭收入组别也选择期初水平，其余控制变量均取自期末调查时的水平。

（三）模型设定

为探究灵活就业如何影响农村家庭收入流动，本文从家庭层面进行实证分析，模型设定如下：

$$Flow_{i,j,t,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Gig_{i,j,t,t+1} + \alpha_2 Z_{i,j,t,t+1} + Year_t + province_j + \varepsilon_{i,j,t,t+1} \quad (1)$$

（1）式中： $Flow_{i,j,t,t+1}$ 代表农村家庭*i*在省份*j*从*t*至*t+1*期的收入流动； $Gig_{i,j,t,t+1}$ 为农村家庭*i*在省份*j*从*t*至*t+1*期参与灵活就业的劳动力人数； $Z_{i,j,t,t+1}$ 为控制变量； $Year_t$ 、 $province_j$ 分别代表年份固定效应与省份固定效应； $\varepsilon_{i,j,t,t+1}$ 为模型的误差项； α_0 、 α_1 与 α_2 为待估参数，其中，核心解释变量的系数 α_1 是本文主要关注的。

四、实证检验结果及分析

（一）农村家庭灵活就业与收入转换矩阵

收入转换矩阵是研究收入流动性的常用工具（Formby et al., 2004）。结合研究目标，为分析劳动力参与灵活就业与农村家庭收入流动之间的关系，本文根据前文的收入组别划分，分别对全体农村家庭样本、无灵活就业者的农村家庭样本以及存在转向灵活就业者或持续灵活就业者的农村家庭样本分别计算收入转换矩阵^①。从整体上看，低收入组别农村家庭收入流动性较小，收入固化现象严重。中高收入组别农村家庭的收入也不太稳定，多数家庭难以维持原收入水平，即使存在收入流动，也多为下行流动。对比总体样本，在无灵活就业者的家庭样本中，低收入组别的收入固化现象更严峻，收入流动性极低，超过75%的低收入家庭难以实现收入组别向上跨越，仅有不到20%的低收入家庭可以实现向上流动至中等收入组。同时，相较于全体家庭样本，中等收入农村家庭收入流动表现更差，向下流动的家庭比例增加，面临着较大的收入风险和挑战。相较于无劳动力参与灵活就业的农村家庭，劳动力参与灵活就业的农村家庭收入流动性更强，收入向上流动的频率更高，特别是低收入家庭的收入流动表现更好。对于研究期内存在劳动力转向灵活就业或持续灵活就业的农村家庭样本，相较于全部样本家庭，低收入家庭收入固化的频率下降了15%左右，中等收入家庭的收入稳定性有所提升。高收

^①因篇幅所限，结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表4。

入家庭落入低收入组别的频率下降,表明灵活就业可能为中高收入农村家庭提供补充性收入,避免其收入大幅波动。对于农村家庭而言,低收入群体占比更高,缺少非农就业机会是其收入固化的主要原因。如此来看,灵活就业既为大量低收入农村家庭提供了低门槛的非农就业机会,推动其收入向上流动,也为中等收入农村家庭提供了补充收入的机会,促进其收入稳定。综上,收入转换矩阵结果表明,转向灵活就业或持续灵活就业对农村家庭收入的“提低”“扩中”可能起到正向作用。为验证灵活就业对农村家庭收入流动的影响,下文使用有序 Probit 模型进行实证分析。

(二) 基准模型回归结果

表 2 (1) ~ (3) 列分别汇报了参与灵活就业、转向灵活就业和持续灵活就业对农村家庭收入流动的平均边际效应估计结果^①。从表 2 (1) 列可以看出,平均边际效应均在 1% 的水平上显著,其符号显示,农村劳动力参与灵活就业显著抑制了其家庭收入向下流动及固化,显著推动了其家庭收入向上流动,假说 H1 得以证实。具体来看,在收入变化期内,当农村家庭每多 1 个劳动力转向灵活就业,各组别变动概率分别为-0.7%、-3.0%、-1.0%、3.6%和 1.1%;每多 1 个劳动力持续灵活就业,各组别变动概率分别为-0.7%、-3.2%、-0.6%、3.5%和 1.0%。上述结果表明:灵活就业的低进入门槛吸引了大量农村劳动力,为低收入家庭提供了非农收入,提高了中等收入家庭收入稳定性。可能的原因是:农村劳动力在灵活就业中培养了非认知能力,同时增加劳动时间以提高收入水平,进而促进家庭收入向上流动。

表 2 参与灵活就业对农村家庭收入流动的平均边际效应

收入组别变化	(1) 参与灵活就业		(2) 转向灵活就业		(3) 持续灵活就业	
	平均边际效应	标准误	平均边际效应	标准误	平均边际效应	标准误
向下流动两组	-0.006***	0.000	-0.007***	0.001	-0.007***	0.001
向下流动一组	-0.028***	0.002	-0.030***	0.002	-0.032***	0.002
组别未变动	-0.008***	0.001	-0.010***	0.001	-0.006***	0.001
向上流动一组	0.032***	0.002	0.036***	0.003	0.035***	0.003
向上流动两组	0.009***	0.001	0.011***	0.001	0.010***	0.001
样本量	25559		21908		21608	
Pseudo R ²	0.269		0.266		0.270	

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②标准误聚类到村居层面; ③模型均加入了控制变量, 估计结果略, 年份与省份固定效应均已控制; ④(1) 列的样本量为全样本, (2) 列的样本量为有劳动力转向持续就业的农村家庭样本 (5164 个) 与无劳动力参与灵活就业的农村家庭样本 (16744 个) 之和, (3) 列的样本量为有劳动力持续灵活就业的农村家庭样本 (4864 个) 与无劳动力参与灵活就业的农村家庭样本 (16744 个) 之和, 后文如无说明则与此相同。

(三) 内生性讨论

尽管在基准回归的模型设定中, 本文依据相关研究加入了可观测的控制变量, 并控制了年份与省

^①因篇幅所限, 系数估计结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表 5。

份固定效应，但仍然可能存在内生性问题，具体包括以下两个原因。一是遗漏变量问题。一些不可观测且不随时间变化的环境因素或家庭成员偏好（例如家风），可能会对家庭劳动力就业选择和收入流动产生影响。二是反向因果问题。农村家庭收入组别的变动可能会对劳动力的灵活就业决策产生影响，进而对回归结果产生影响。例如，家庭收入如果是向上流动，则家庭的融资约束随之放松，那么劳动力较大概率会选择正规就业或机会型创业。

对于遗漏变量问题，本文参考尹志超等（2024）的做法，在回归中进一步控制家庭固定效应。在控制家庭效应的影响后，参与灵活就业仍然显著促进了家庭收入向上流动。同时，考虑到部分家庭在2015—2019年未被连续追访，本文依次基于连续追访样本与全部样本使用最小二乘法进行线性回归，与固定家庭效应模型的估计结果进行对比分析，以判断样本的改变是否对估计结果造成较大影响。在连续追访样本及全部样本中，即使未对家庭固定效应进行控制，得到的估计结果与家庭固定效应模型的估计结果基本保持一致，进一步证明了基准回归结果的可靠性^①。

为克服遗漏变量与反向因果导致的内生性问题，本文借助工具变量法进行检验。参考邢春冰和邱康权（2024）的做法，本文选取同一区县参与灵活就业、转向灵活就业与持续灵活就业的农村劳动力占比，依次作为参与灵活就业、转向灵活就业与持续灵活就业的工具变量，进行两阶段回归。一方面，考虑到可能存在同群效应（刘涛等，2023），农村劳动力的就业选择会受到当地周边就业环境的影响，工具变量满足相关性要求。另一方面，工具变量作为区县层面的变量，尽管与本地的经济发展水平可能存在一定关系，但本质上其代表了区县层面的收入绝对水平，而微观收入流动则考察的是社会的流动机会是否公平，两者分别从不同的角度测度社会经济运行情况，因此，区县层面的灵活就业情况并不会直接影响该地区特定家庭的微观收入流动，即此工具变量满足外生性要求。

两阶段最小二乘法（2SLS）的结果表明，转向灵活就业和持续灵活就业对农村家庭收入流动仍有显著的正向影响，表明前文估计结果稳健。同时，考虑被解释变量的有序离散性质，本文再次使用CMP方法进行回归，将2SLS回归的两阶段模型均修改为有序Probit模型。在消除可能存在的内生性问题后，转向灵活就业与持续灵活就业变量仍在1%的水平上显著，且系数均为正。这表明，内生性问题对基准回归结果的影响并不大，进一步证实了前文结论的稳健性^②。

（四）稳健性检验^③

第一，本文根据是否向上流动对收入流动进行二元赋值，以及重新构造收入变化变量两种方式修改被解释变量并重新回归，估计结果证实了前文结论的可靠性。第二，本文将全体家庭人均收入中位

^①此处使用线性模型而非有序选择模型的原因如下：第一，有序Probit模型难以控制家庭效应；第二，若使用固定家庭效应的有序Logit模型，由于两期内收入变化相同的家庭对模型估计无贡献（家庭效应与收入流动完全共线），故而此类家庭样本会被剔除，造成估计结果存在偏误；第三，为了与线性双重固定效应模型进行对比，以判断样本改变带来的影响。因篇幅所限，相关回归结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表6和表7。

^②因篇幅所限，工具变量估计结果及各类检验结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表8和表10。

^③因篇幅所限，各类稳健性检验的具体做法及回归结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的附录F以及表11和表17。

数的0.5~1.5倍、0.75~1.5倍依次作为界定中等收入组的标准,以及使用五等分法重新界定收入组别,在此基础上重新回归,估计结果仍然稳健。第三,考虑到家庭帮工与其他就业形式(如志愿者)是否应划分为灵活就业存在争议,本文选择将有从事相关工作劳动力的家庭样本剔除,结果显示,结论并未受到影响。第四,本文尝试将核心解释变量更换为家庭内是否存在灵活就业者的二元变量,进一步证明了前文基准回归结果的稳健性。第五,为缓解遗漏变量影响,本文尝试进一步在基准回归模型中引入家庭创业、数字能力变量,在控制其影响后,估计结果依然支持基准回归结论。

五、进一步分析

(一) 转向灵活就业各类型对农村家庭收入流动的影响

本文分别以转向灵活就业的各类型作为解释变量进行回归,分析农村劳动力转向灵活就业的具体类型对其家庭收入流动的不同影响,回归结果如表3所示。

表3 转向灵活就业各类型对农村家庭收入流动的平均边际效应

收入组别变化	(1) 失业—灵活就业	(2) 务农—灵活就业	(3) 创业—灵活就业	(4) 正规就业—灵活就业	(5) 正规就业—灵活就业	(6) 正规就业—灵活就业
向下流动两组	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.016*** (0.003)	-0.000 (0.001)	0.008*** (0.001)	-0.020*** (0.003)
向下流动一组	-0.027*** (0.004)	-0.033*** (0.003)	-0.041*** (0.007)	-0.000 (0.006)	0.046*** (0.006)	-0.065*** (0.008)
组别未变动	-0.009*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.002* (0.001)	0.023*** (0.003)
向上流动一组	0.032*** (0.005)	0.043*** (0.005)	0.040*** (0.007)	0.000 (0.005)	-0.045*** (0.006)	0.052*** (0.006)
向上流动两组	0.009*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.017*** (0.003)	0.000 (0.001)	-0.010*** (0.002)	0.011*** (0.002)
样本量	10090	11654	3031	5271	3550	2721
Pseudo R ²	0.263	0.292	0.247	0.246	0.281	0.275

注:①***和*分别表示1%和10%的显著性水平;②标准误差聚类到村居层面;③控制变量估计结果省略,年份与省份固定效应均已控制;④(1)~(4)列的样本分别为期初存在失业、务农、创业、正规就业劳动力的农村家庭,(5)列回归是以存在持续正规就业劳动力的农村家庭为对照组,(6)列回归是以存在由正规就业转向其他就业状态的劳动力的农村家庭为对照组;⑤有些家庭既存在从其他就业状态转向灵活就业的劳动力,也存在持续期初就业状态的劳动力,因此,样本量较两种家庭数量直接相加可能略有减少。

表3(1)~(2)列结果显示,农村劳动力从期初的失业或务农转向灵活就业,能够促进家庭收入向上流动,避免收入固化甚至是收入向下流动。可能的解释是:一方面,相较于失业或务农,灵活就业能够为家庭增加收入来源,提高家庭收入水平;另一方面,受限于人力资本,农村劳动力普遍难

以参与正规就业，而灵活就业的门槛较低，能为其提供非农工作机会。表3（3）列结果显示，农村劳动力从期初的创业转向灵活就业有利于其家庭收入向上流动。可能的原因是：第一，相较于创业失败后陷入失业或务农等状态，创业者转向灵活就业能够获得补充性收入，其家庭在收入流动中依然具有优势；第二，农民创业以生存型创业为主，对当地经济、社会的影响甚微（刘伟等，2018），大量生存型创业者转向灵活就业从而获取非农收入，促进其家庭收入向上流动。

表3（4）列结果显示，农村劳动力从期初的正规就业转向灵活就业，尽管对其家庭收入向上流动无显著的促进作用，但也不会使其家庭跌落至更低收入组别。一方面，正规就业者可以享受完善的就业保障体系，且正规就业的工资水平普遍高于灵活就业（邢春冰和邱康权，2024），因而农村劳动力从正规就业转向灵活就业可能并不会促进家庭收入向上流动。另一方面，农村劳动力的就业稳定性普遍较差，受限于人力、物质或社会资本，极有可能失去正规工作，但相较于陷入失业或务农状态，转向灵活就业能够为其家庭提供补充性收入，从而避免其家庭收入向下流动。为进一步验证此结论，本文参照前文对持续灵活就业的定义，将农村劳动力两期均参与正规就业定义为持续正规就业，分别以存在持续正规就业和退出正规就业后转向其他就业状态的劳动力的农村家庭作为对照组进行回归^①。表3（5）～（6）列结果显示：相较于持续正规就业，农村劳动力转向灵活就业会对农村家庭收入流动产生负向影响；而相较于转向其他就业状态，农村劳动力从正规就业转向灵活就业则显著抑制了其家庭收入向下流动。至此，假说H2a和H2b得以证实。

（二）持续和退出灵活就业各类型对农村家庭收入流动的影响

前文证实，参与灵活就业显著推动了农村家庭收入向上流动。然而灵活就业并不稳定，那么，农村劳动力持续灵活就业和退出灵活就业后转换至其他就业类型对农村家庭收入流动有何不同影响？为此，本文进一步对持续和退出灵活就业各类型的农村家庭收入流动效应进行实证分析。

表4（1）列结果显示，相较于从灵活就业转换至其他就业状态，农村劳动力持续灵活就业有利于其家庭收入向上流动，显著抑制家庭收入向下流动。可能的原因是：持续灵活就业者专注于在零工经济中寻找并利用创造性的机会，能够最大限度地提高报酬（Dunn，2020）；但是，灵活就业者无法享受到正规就业中原有的各类社会保障和福利，加上灵活就业的工资较低，有可能会造成灵活就业者过度劳动的现象，危害其身体和心理健康，降低其劳动生产率（Wood et al.，2019；Wei and van Tongeren，2023）。故而，若劳动力持续灵活就业，可能会提高其家庭收入固化的风险。

表4（2）～（3）列结果显示，如若农村劳动力从灵活就业陷入失业或务农状态，则会对家庭收入向上流动产生显著的负向影响。可能的原因是：此类就业转换发生后，家庭丧失了作为重要收入来源之一的非农收入，导致家庭收入结构失衡，极大地增加了收入的不确定性，进而致使家庭收入向下流动或持续固化在低收入组。

^①持续正规就业与持续灵活就业的界定形式相同，即劳动力在期初与期末调查中均回答正规就业为其一年内最主要的工作类型。那么，退出正规就业后转向其他就业状态代表劳动力的工作类型在期初以正规就业为主，而在期末不以正规就业为主。

表4(4)列结果显示,在期初存在灵活就业劳动力的家庭中,灵活就业—创业对家庭收入流动的边际效应并不显著。从表4(5)~(6)列可以看出,对于不同的创业类型,劳动力由灵活就业转向创业的收入流动效应截然相反。可能的原因是:农村劳动力从事生存型创业往往是因为缺乏就业机会,多属被动无奈之选;而机会型创业的目的则在于把握市场机遇,创造商业价值(刘伟等,2018),机会型创业的收入不仅高于生存型创业的收入,机会型创业者还具备较高的成长意愿(Block and Wagner, 2010)。也就是说,由灵活就业转向生存型创业的农村劳动力大概率是因为缺乏非农就业机会,因此生存型创业者反而不如持续灵活就业者更容易实现其家庭收入向上流动。而一旦灵活就业者转换至机会型创业,就可以极大地改善家庭的收入情况,但这种就业转换似乎很难在农村家庭中发生^①。

表4(7)列结果显示,如果灵活就业者有机会参与正规就业,与企业签订工作合同,收入更加稳定,福利保障更加完善,便会在家庭收入正向流动中更具优势。且此种更具优势的就业转换似乎较机会型创业更符合农村劳动力的偏好^②。上述结果表明,对于期初的灵活就业者,如果可以持续参与灵活就业、转向机会型创业或正规就业,均能够促进其家庭收入向上流动。假说H3a和H3b得证。

那么相较于持续灵活就业,农村劳动力由灵活就业转向其他就业状态对家庭收入流动的影响如何?为探究此问题,本文以存在劳动力持续灵活就业的农村家庭为对照组,以退出灵活就业各类型为解释变量进行回归。结果显示,即使持续灵活就业能够促进农村家庭收入向上流动,但若灵活就业者能够转向机会型创业或正规就业,对其家庭收入向上流动会是更好的选择^③。

表4 持续和退出灵活就业类型对农村家庭收入流动的平均边际效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
收入组别变化	持续灵活就业	灵活就业—失业	灵活就业—务农	灵活就业—创业	灵活就业—自营	灵活就业—雇主	灵活就业—正规就业
向下流动两组	-0.007*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.005** (0.002)	-0.019*** (0.005)	-0.013*** (0.001)
向下流动一组	-0.040*** (0.003)	0.071*** (0.006)	0.064*** (0.005)	0.007 (0.008)	0.027** (0.012)	-0.110*** (0.026)	-0.072*** (0.005)
组别未变动	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.012** (0.005)	-0.049*** (0.012)	0.000 (0.001)
向上流动一组	0.039*** (0.003)	-0.068*** (0.005)	-0.062*** (0.005)	-0.007 (0.008)	-0.036** (0.016)	0.147*** (0.035)	0.069*** (0.005)
向上流动两组	0.008*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	0.002 (0.002)	-0.008** (0.004)	0.033*** (0.008)	0.015*** (0.001)

^①在本文2017—2019年的农村家庭样本中,存在劳动力由灵活就业转换至雇主的家庭在期初存在灵活就业者的农村家庭样本中的占比为0.52%,仅占全部家庭样本的0.19%。

^②在本文样本中,存在由灵活就业转向正规就业的劳动力的农村家庭共有1474户,在期初存在灵活就业劳动力的农村家庭样本中的占比为14.75%,在全部家庭样本中占5.77%。

^③因篇幅所限,回归结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表18。

表 4 (续)

样本量	9991	9991	9991	9991	3674	3674	9991
Pseudo R ²	0.280	0.278	0.278	0.272	0.237	0.238	0.282

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误差聚类到村居层面；③控制变量估计结果省略，年份与省份固定效应均已控制；④（1）～（7）列的样本为期初存在灵活就业劳动力的农村家庭，其中，（5）～（6）列仅包含 2017—2019 年的样本。

（三）参与灵活就业对农村家庭收入流动影响的异质性分析^①

1.收入组别异质性。本文通过加入核心解释变量与期初收入组别的交乘项对灵活就业的收入组别异质性进行实证检验。交乘项的平均边际效应如表 5（1）～（2）列所示，均具有显著的统计学意义。具体来说，转向灵活就业与持续灵活就业均能够有效促进低收入组别的农村家庭实现收入向中高组别流动，而对中高收入组别的农村家庭影响较小。这表明，参与灵活就业有利于农村家庭实现“提低”“扩中”，假说 H4a 得以证实。简而言之，转向灵活就业与持续灵活就业主要在低收入农村家庭发挥积极作用，使低收入组别的农村劳动力获得非农劳动机会，增加他们的非农收入并拓展家庭收入来源，进而能够实现农村家庭收入流动性的包容性增长。

2.平台经济异质性。平台经济的异军突起为灵活就业者带来了新的增收契机，数字平台的多样性丰富了灵活就业者的就业选择。本文从平台经济的视角出发，进一步分析参与灵活就业对农村家庭收入流动影响的异质性，核心解释变量与平台经济交乘项的估计结果如表 5（3）～（4）列所示。

表 5 转向灵活就业与持续灵活就业对农村家庭收入流动影响的异质性分析结果：平均边际效应

收入组别变化	收入组别异质性				平台经济异质性			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	转向灵活就业×期初收入组别		持续灵活就业×期初收入组别		转向灵活就业×平台经济指标		持续灵活就业×平台经济指标	
	平均边际效应	标准误	平均边际效应	标准误	平均边际效应	标准误	平均边际效应	标准误
向下流动两组	0.001*	0.001	0.002***	0.001	-0.001	0.003	-0.008**	0.004
向下流动一组	0.006*	0.003	0.011***	0.003	-0.003	0.015	-0.035**	0.017
组别未变动	0.002**	0.001	0.002***	0.001	-0.001	0.005	-0.007**	0.003
向上流动一组	-0.007**	0.004	-0.012***	0.004	0.004	0.017	0.039**	0.019
向上流动两组	-0.002*	0.001	-0.003***	0.001	0.001	0.005	0.011**	0.005
样本量	21908		21608		21908		21608	
Pseudo R ²	0.266		0.270		0.266		0.270	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误差聚类到村居层面；③控制变量估计结果省略，年份与省份固定效应均已控制；④参与灵活就业变量的相关平均边际效应见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表 21；⑤平台经济指标的测度见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表 22。

^①因篇幅所限，系数估计结果见中国知网或本刊网站所载本文附录中的表 19 和表 20。

就估计结果看，在平台经济发展水平越高的省份，持续灵活就业促进农村家庭收入组别向上流动的积极效应越大，而转向灵活就业的收入流动效应受平台经济的影响越小，假说 H4b 得到证实。可能的原因是：新型数字零工或平台就业较之传统零工具有较高的收入优势（Berger et al., 2019），随着平台经济的发展，新型数字零工的收入水平也日益提高；且劳动力在持续灵活就业的过程中，能够充分发挥学习效应，提升个人收入水平（夏怡然等，2023）。在未参与灵活就业的农村家庭样本中，移动互联网使用率仅为 45.80%，大量农村劳动力难以直接参与新型灵活就业、享受平台经济红利。

六、结论与政策启示

本文使用中国家庭金融调查数据检验了劳动力参与灵活就业对农村家庭收入流动产生的影响，主要结论如下：农村劳动力参与灵活就业在显著抑制其家庭收入向下流动与收入固化的同时，显著促进其家庭收入向上流动。在控制家庭固定效应并借助工具变量处理内生性问题，以及通过一系列稳健性检验后，该结论仍然成立。具体而言，若劳动力期初处于失业、务农或创业状态，转向灵活就业能够显著促进其家庭收入向上流动，显著抑制其家庭收入向下流动及固化；若劳动力期初处于正规就业状态，灵活就业在其退出正规就业后能够提供补充性收入，避免其家庭收入向下流动。对于灵活就业的农村劳动力，持续灵活就业、转向机会型创业或正规就业均能促进其家庭收入向上流动；相较于持续灵活就业，转向机会型创业或正规就业对其家庭收入向上流动的边际效应更强。并且，与中高收入组别的农村家庭相比，劳动力参与灵活就业在低收入组别家庭中起到了更显著、更正向的家庭收入流动效应；在平台经济发展水平较高的地区，农村劳动力持续灵活就业的家庭收入流动效应更大。

基于上述研究发现并充分结合实际国情，本文提出以下政策启示。首先，充分认识灵活就业的重要作用，并积极推动农村劳动力参与灵活就业。通过建立用工平台，有针对性地、及时地为待就业劳动力提供就业信息，创造灵活就业机会。其次，加强灵活就业保障，改善灵活就业环境，提高灵活就业稳定性，以持续灵活就业推动低收入群体增收。对农村劳动力特别是灵活就业者提供专业的非农技能培训，促成农村劳动力从灵活就业向正规就业逐步转换；注重培训农村劳动力的创业思维，加强普惠金融建设，推动农村劳动力积极创新创业。最后，充分发挥平台经济优势，使平台经济红利更多惠及农村家庭，普及移动互联网使用，并加强数字技能培训，不断消弭数字鸿沟。一方面，利用平台经济积极创造新型灵活就业岗位，引导劳动力从传统灵活就业模式向新型就业模式转变；另一方面，通过加强平台监管，保障持续灵活就业者的就业福利，充分发挥其在工作中的“学习效应”，并促进灵活就业者顺利过渡到正规工作。

参考文献

- 1.陈梦根、胡雪梅，2019：《一种改进的地区购买力平价指数》，《数量经济技术经济研究》第8期，第147-164页。
- 2.陈梦根、周元任，2023：《数字经济、分享发展与共同富裕》，《数量经济技术经济研究》第10期，第5-26页。
- 3.郭露、王峰，2024：《“增量”是否“提质”：数字经济对灵活就业质量的影响》，《财经科学》第3期，第118-133页。

- 4.郭露、王峰、肖芳, 2023: 《基本公共服务均等化如何影响收入分配流动性——来自中国家庭的证据》, 《南方经济》第 11 期, 第 19-37 页。
- 5.贾毓慧, 2022: 《我国灵活就业统计研究——基于 2021 年劳动力调查数据》, 《调研世界》第 10 期, 第 3-11 页。
- 6.李金昌、任志远, 2023: 《共同富裕背景下中等收入群体的界定标准与合理规模研究》, 《统计与信息论坛》第 2 期, 第 16-28 页。
- 7.李逸波、赵邦宏、曹港, 2024: 《以创新思维解决农民就近就地就业创业问题》, 《农业经济问题》第 5 期, 第 93-108 页。
- 8.刘世锦、王子豪、姜淑佳、赵建翔, 2022: 《实现中等收入群体倍增的潜力、时间与路径研究》, 《管理世界》第 8 期, 第 54-67 页。
- 9.刘涛、秦志龙、伍骏骞, 2023: 《农民工过度劳动行为的同群效应研究》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 101-121 页。
- 10.刘伟、雍旻、邓睿, 2018: 《从生存型创业到机会型创业的跃迁——基于农民创业到农业创业的多案例研究》, 《中国软科学》第 6 期, 第 105-118 页。
- 11.刘志国、刘慧哲, 2021: 《收入流动与扩大中等收入群体的路径: 基于 CFPS 数据的分析》, 《经济学家》第 11 期, 第 100-109 页。
- 12.万倩、冯帅章, 2023: 《平台就业的收入效应研究》, 《中国人口科学》第 6 期, 第 80-94 页。
- 13.王春超、张承莎, 2019: 《非认知能力与工资性收入》, 《世界经济》第 3 期, 第 143-167 页。
- 14.王汉杰, 2024: 《数字素养与农户收入: 兼论数字不平等的形成》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 86-106 页。
- 15.王修华、吴宏韬、刘锦华, 2024: 《数字金融如何促进农户增收: 基于收入流动与收入不平等双重视角的研究》, 《计量经济学报》第 5 期, 第 1339-1363 页。
- 16.夏怡然、魏东霞、严功翠、陆铭, 2023: 《灵活就业中的“学习效应”——以外卖骑手为例》, 《学术月刊》第 5 期, 第 45-52 页。
- 17.谢富胜、吴越, 2019: 《零工经济是一种劳资双赢的新型用工关系吗》, 《经济学家》第 6 期, 第 5-14 页。
- 18.邢春冰、邱康权, 2024: 《非正规就业与工资差距——来自劳动密集型企业员工调查的证据》, 《经济研究》第 3 期, 第 74-92 页。
- 19.杨超、张征宇, 2022: 《流动人口与本地人口就业质量差异研究: 现状、来源与成因》, 《财经研究》第 4 期, 第 19-33 页。
- 20.杨穗, 2016: 《中国农村家庭的收入流动与不平等》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 52-67 页。
- 21.杨穗、李实, 2017: 《转型时期中国居民家庭收入流动性的演变》, 《世界经济》第 11 期, 第 3-22 页。
- 22.杨希雷、黄杏子, 2023: 《非正规就业抑制了居民家庭收入向上流动吗》, 《经济学家》第 8 期, 第 43-53 页。
- 23.尹志超、李艺菲, 2023: 《移动支付对相对贫困的影响》, 《当代经济科学》第 5 期, 第 128-140 页。
- 24.尹志超、张紫璇、岳鹏鹏, 2024: 《创业与中国家庭收入流动》, 《数量经济技术经济研究》第 2 期, 第 68-88 页。
- 25.张广胜、王若男, 2023: 《数字经济发展何以赋能农民工高质量就业》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 58-76 页。
- 26.张玉梅、陈志钢, 2015: 《惠农政策对贫困地区农村居民收入流动的影响——基于贵州 3 个行政村农户的追踪调查分析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 70-81 页。

- 27.中国劳动和社会保障部劳动科学研究所课题组, 2005:《中国灵活就业基本问题研究》,《经济研究参考》第45期,第2-16页。
- 28.朱诗娥、杨汝岱、吴比, 2018:《中国农村家庭收入流动: 1986—2017年》,《管理世界》第10期,第63-72页。
- 29.Berger, T., C. B. Frey, G. Levin, and S. R. Danda, 2019, “Uber Happy? Work and Well-being in the ‘Gig Economy’”, *Economic Policy*, 34(99): 429-477.
- 30.Block, J. H., and M. Wagner, 2010, “Necessity and Opportunity Entrepreneurs in Germany: Characteristics and Earnings Differentials”, *Schmalenbach Business Review*, 62(2): 154-174.
- 31.Bosch, M., and W. F. Maloney, 2010, “Comparative Analysis of Labor Market Dynamics Using Markov Processes: An Application to Informality”, *Labour Economics*, 17(4): 621-631.
- 32.Burtch, G., S. Carnahan, and B. N. Greenwood, 2018, “Can You Gig It? An Empirical Examination of the Gig Economy and Entrepreneurial Activity”, *Management Science*, 64(12): 5497-5520.
- 33.Dunn, M., 2020, “Making Gigs Work: Digital Platforms, Job Quality and Worker Motivations”, *New Technology, Work and Employment*, 35(2): 232-249.
- 34.Formby, J. P., W. J. Smith, and B. Zheng, 2004, “Mobility Measurement, Transition Matrices and Statistical Inference”, *Journal of Econometrics*, 120(1): 181-205.
- 35.Hussmanns, R., 2004, “Measuring the Informal Economy: From Employment in the Informal Sector to Informal Employment”, International Labour Office Working Paper No.53, https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dg_reports/@integration/documents/publication/wcms_079142.pdf.
- 36.Jahn, E. J., and D. Pozzoli, 2013, “The Pay Gap of Temporary Agency Workers—Does the Temp Sector Experience Pay Off?”, *Labour Economics*, Vol. 24: 48-57.
- 37.Kässi, O., and V. Lehdonvirta, 2018, “Online Labour Index: Measuring the Online Gig Economy for Policy and Research”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 137: 241-248.
- 38.Riggs, L., I. Sin, and D. Hyslop, 2019, “Measuring the ‘Gig’ Economy: Challenges and Options”, SSRN Working Paper 3492834, <https://ssrn.com/abstract=3492834>.
- 39.Stanford, J., 2017, “The Resurgence of Gig Work: Historical and Theoretical Perspectives”, *The Economic and Labour Relations Review*, 28(3): 382-401.
- 40.Warren, T., 2021, “Work-Life Balance and Gig Work: ‘Where Are We Now’ and ‘Where to Next’ with the Work-Life Balance Agenda?”, *Journal of Industrial Relations*, 63(4): 522-545.
- 41.Wei, H., and M. van Tongeren, 2023, “Gig Work and Health”, in M. Wahrendorf, T. Chandola, and A. Descatha (eds.) *Handbook of Life Course Occupational Health*, Cham: Springer International Publishing, 1-13.
- 42.Wood, A. J., M. Graham, V. Lehdonvirta, and I. Hjorth, 2019, “Good Gig, Bad Gig: Autonomy and Algorithmic Control in the Global Gig Economy”, *Work, Employment and Society*, 33(1): 56-75.

How Flexible Employment Effect the Rural Household Income Mobility

GUO Lu¹ WANG Feng² PENG Gang³

(1. School of Statistics and Data Science, Jiangxi University of Finance and Economics;

2. School of Statistics, Dongbei University of Finance and Economics;

3. School of Statistics, Southwestern University of Finance and Economics)

Summary: Flexible forms of employment have met the employment needs of surplus labor in rural areas, stimulated new vitality in the rural employment market, and provided strong support for high-quality, full employment for the common prosperity. However, despite the low entry barriers, the unstable nature of flexible employment poses a challenge to the upward mobility of rural household incomes. Against this background, it is of great theoretical and practical significance to study the relationship between flexible employment and rural household income mobility.

Based on the 2015, 2017, and 2019 China Household Finance Survey data, the paper empirically investigates the impact of flexible employment on rural household income mobility. The conclusions of this paper show that the rural labor forces' beginning or continuing participation in flexible employment is conducive to the upward mobility of household income. If the rural labor forces are unemployed, working in agriculture, or starting a business at the beginning of the period, flexible employment can provide non-agricultural employment opportunities and promote upward household income mobility; if the rural labor forces are in formal employment at the beginning of the period, flexible employment can provide supplemental income after exiting from formal employment and avoid downward household income mobility. For rural flexible workers, continued participation in flexible employment, shifting to opportunistic entrepreneurship, or formal employment can contribute to upward household income mobility; however, the marginal effect of the latter two on upward household income mobility is larger. In addition, the income mobility effect of flexible employment is significantly stronger in the low-income group, and the income mobility effect of sustained flexible employment is more favorable to rural households in areas with a better development on the platform economy.

Based on the above conclusions, this paper puts forward the following policy implications. First, we should fully understand the important role of flexible employment and actively promote the participation of rural labor in flexible employment. Second, we should strengthen the protection of flexible employment, improve the environment for flexible employment, increase the stability of flexible employment, and increase the income of low-income groups through sustained flexible employment. Thirdly, we should give full play to the advantages of the platform economy, so that the dividends of the platform economy will benefit more rural families, popularize the use of mobile Internet, and strengthen digital literacy training, thus continuously bridging the digital divide. Finally, we should improve the employment statistics monitoring system and enrich employment statistics.

The possible marginal contributions of this paper are reflected in the following three aspects. Firstly, this paper focuses on rural households and takes the number of labor forces involved in flexible employment in households as the entry point, enriching relevant research on the socio-economic effects of flexible employment. Secondly, this paper, from the dynamic perspective of the two-period income rank changes of rural households, systematically examines the impact of the rural labor forces' participation in flexible employment on the income mobility of their households. Thirdly, this paper further decomposes the employment dynamics of rural labor in relation to flexible employment through the changes in the type of employment in the two periods of rural labor, and explores the effective ways to promote the upward mobility of rural household income through flexible employment.

Keywords: Flexible Employment; Rural Households; Income Mobility; Platform Economy

JEL Classification: J43; J46; D63

(责任编辑：黄 易)

户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响

毛盛志 王军辉 张吉鹏

摘要：本文基于中国家庭消费的特征事实，创建一个包含户籍制度和内生移民决策的理论框架，从迁移决策与落户选择、生育与教育支出、居住成本和社会保障等维度，探讨户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响。本文利用 2013—2021 年的 5 轮中国家庭金融调查数据，分析发现：户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响主要体现在农转非居民家庭上，促使其人均消费支出提高了 13%~15%；户籍制度改革对老年组城镇户籍居民家庭、中年组农转非居民家庭的人均消费支出影响较大，但对农民工家庭消费的影响不显著。进一步的分析表明：户籍制度改革使得农转非居民家庭的人均消费支出提高了 4.8%，但比城镇户籍居民家庭的消费低约 3.6%。充分提高城镇居民家庭的消费潜力，需要进一步深化户籍制度改革，为农民工家庭提供更好的公共服务，并加强农民工就业培训和配套政策体系建设，提升城市治理水平，推动农民工更好地融入城市。

关键词：农业转移人口市民化 居民消费 户籍制度改革 农转非 OLG 模型

中图分类号：F241.1 **文献标识码：**A

一、引言

如何有序衔接扩大内需战略和新型城镇化战略，使新型城镇化成为扩大内需的重要支撑和经济发展的重要推动力，对于畅通国民经济循环、推动高质量发展、实现中国式现代化与共同富裕目标具有重大意义。2014 年 7 月，《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》（国发〔2014〕25 号）要求各地方“进一步推进户籍制度改革，落实放宽户口迁移政策”，“合理引导农业人口有序向城镇转移，有序推进农业转移人口市民化”（以下简称“2014 年户籍制度改革”）^①。2024 年，党的二十届

【资助项目】 国家自然科学基金面上项目“户籍制度约束下的搬迁扶贫、人口迁移与代际流动”（编号：72173098）；国家自然科学基金面上项目“近四十年香港劳动力市场和收入分配变化趋势研究”（编号：72073108）；招商局慈善基金会项目“何为而治——中国当代社会治理研究”。

【作者信息】 毛盛志，西南财经大学经济学院；王军辉（通讯作者），西南财经大学中国家庭金融研究中心，电子邮箱：wangjunhui_wise@163.com；张吉鹏，山东大学经济学院。

^①参见《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2014-07/30/content_8944.htm。户籍制度改革在 2014 年之后有许多重要进展，各地区落户门槛政策的变化详见张吉鹏和卢冲（2019）。

三中全会进一步明确指出，“推行由常住地登记户口提供基本公共服务制度”，“加快农业转移人口市民化”^①。户籍制度改革是新型城镇化的重点，在供给侧有助于促进农业转移人口全面融入城市，提高劳动力的空间配置效率，在需求侧有利于提升进城农民的收入和所享有的基本公共服务水平，从而更好地建立和完善扩大居民消费需求的长效机制。深入理解户籍制度改革与居民消费之间的关系，对于更好地制定相关政策、统筹扩大内需和深化供给侧结构性改革、进一步释放消费潜力、推进中国式现代化与高质量发展至关重要。

中国家庭的消费需求不足（储蓄率过高）现象一直备受关注。已有文献从习惯形成（Chamon and Prasad, 2010）、生命周期（Modigliani and Cao, 2004）、竞争性储蓄（Wei and Zhang, 2011）、房价（陈彦斌和邱哲圣, 2011）、养老保险和医疗保险（白重恩等, 2012；徐舒等, 2023）、预防性储蓄（钱文荣和李宝值, 2013）、成长经历（程令国和张晔, 2011）、搜寻匹配（冯明, 2017）、消费券补贴（林毅夫等, 2020）、消费金融（张丽平和任师攀, 2022）、落户意愿和居住地资产情况（张熠等, 2021）、财富差距（易行健等, 2023）等角度研究了居民消费和储蓄行为。户籍制度对居民消费的影响逐渐受到学者的关注。陈斌开等（2010）发现，城镇移民比城镇本地居民的边际消费倾向低14.6个百分点，放松户籍限制可以使城镇移民的人均消费提高20.8%，使居民总体消费提高2.2%。明娟和曾湘泉（2014）基于2008年中国城乡劳动力流动调查数据实证分析发现，农民工的边际消费倾向显著低于城镇住户，且这一差异很可能来源于户籍制度。在异质性方面，易行健等（2020）发现，户籍制度改革对城镇户籍居民的消费率和边际消费倾向有促进作用，尤其是在高房价地区。基于上述发现，学者进一步分析户籍制度改革影响居民消费的作用机制。曲玥等（2019）分析发现，外来流动家庭参与所在城市养老保险体系可以显著提高其消费水平，这种作用在低收入群体中更明显。户籍制度改革可以通过消除户籍歧视，提高农民工就业的正规性，从而提高农民工家庭的收入和消费水平（王乙杰和孙文凯, 2020；周闯等, 2022）。但已有研究只比较了农业转移人口与城镇户籍人口的消费差异，没有区分城镇户籍人口中的农转非群体和出生即为城镇户籍（以下简称“城镇户籍”）群体的消费差异。个人成长经历、文化因素对个体经济行为有重要影响（Guiso et al., 2006），家庭出身不同导致的消费习惯与方式的差异也是影响居民消费的重要因素。

在户籍制度改革与人口流动研究方面，已有研究发现，农民工市民化通过缩小居民收入差距、提升城市规模和增加人力资本积累等方式，促进经济增长（国务院发展研究中心课题组等, 2010）。已有研究侧重分析户籍制度改革对劳动力市场（章元和王昊, 2011；杨曦, 2017；Ngai et al., 2019；张吉鹏等, 2020）、土地市场（周文等, 2017；Ngai et al., 2019）、人力资本积累和代际流动（Sieg et al., 2023）、收入差距（万海远和李实, 2013）和社会保障（张熠等, 2023）等的影响，分析将农业转移人口排斥在城市福利体系之外所带来的不平等（蔡昉, 2010）和流动人口消费不足（陈斌开等, 2010；李国正和艾小青, 2017）等问题。

^①参见《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

本文研究还与家庭最优生育率和教育投资研究有关（Becker et al., 1990；景鹏和郑伟，2019；杜丽群和王欢，2021）。Choukhmane et al.（2023）发现，中国的独生子女政策实施对储蓄率和人力资本投资均有正向影响。城市间的教育质量存在较大差异，迁移成本降低会影响家庭的移民和教育选择（李小帆，2022）。人口老龄化问题也被引入包含子女生育和教育权衡的内生人口结构分析框架之中（Ludwig and Vogel, 2010）。此外，延迟退休、国有资本划转养老保险基金等政策实施会通过影响储蓄和内生生育率，进而影响居民消费、劳动供给和经济增长（严成樑，2016；景鹏和郑伟，2019）。

本文的创新主要包含以下三个方面：首先，基于中国国情创建一个包含户籍制度、土地制度与社保体系的分析框架，从内生迁移与内生落户选择、生育与教育支出、居住成本和社会保障等多个维度，探讨户籍制度改革对家庭消费的系统性影响。其次，在户籍制度改革中，分析农转非群体的消费行为变化对于理解农业转移人口市民化与消费的关系非常关键，已有文献较少研究这一主题。本文区分农业户口群体与农转非群体，分析户籍制度改革对不同户籍类型居民所在家庭消费的异质性影响。最后，现有文献较少在户籍制度改革背景下，内生化工农的落户选择，从而可能导致估计偏误问题。本文从内生化工农制度改革引致人口流动决策和户籍身份变化的角度出发，以已经获得城镇户口的农转非群体的消费为基准，讨论户籍制度改革对城镇存量人口和增量人口消费的异质性影响。

二、中国城镇居民家庭消费的典型事实

为了研究城镇居民家庭的消费行为差异和 2014 年户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响，本文基于中国家庭金融调查（CHFS）2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年的数据展开分析。由于 CHFS 数据中的消费和收入数据反映的是调查年上一年度的情况，因此，本文把 2013 年和 2015 年的样本视为户籍制度改革前的样本，把 2017 年和 2019 年的样本视为户籍制度改革后的样本。

表 1 报告了 CHFS 全样本的总体经济社会特征。根据表 1，城镇户籍居民家庭的人均消费、人均资产和人均收入均高于农转非居民家庭和农业户口居民家庭，并且这三类群体的资产和收入方面的差距要大于消费方面的差距^①。农业户口居民家庭户主为女性的比例、户主年龄和户主受教育年限最低，城镇户籍居民家庭最高。农业户口居民家庭的家庭规模最大，老人小孩数量最多，城镇户籍家庭最少。从各个指标来看，农转非居民家庭的各项指标均处于农业户口居民家庭和城镇户籍居民家庭之间，体现农转非居民家庭具有从农村居民向城镇居民过渡的性质。家庭消费收入比是本文关注的核心变量，表 1 的数据显示，农业户口居民家庭消费收入比（92%）最高，大大高于农转非居民家庭（81%）和城镇户籍居民家庭（76%）。这意味着农业户口居民家庭的储蓄有限，要提高其消费能力，必须先从提高其收入着手。

^①本文中的人均收入为家庭人均可支配收入，包括工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入；家庭资产包括金融资产和非金融资产，人均资产等于家庭资产规模除以家庭规模；家庭消费包括食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健及其他支出，人均消费等于家庭消费水平除以家庭规模。本文删除收入为负的样本，对家庭人均可支配收入、家庭资产规模、家庭消费水平进行前后 1%的缩尾处理，并用城市层面以 2012 年为基数的消费者物价指数（CPI）对这些变量进行调整。

表 1		城镇居民家庭的总体经济社会特征（均值）							
家庭类型	户主为女性 的比例	户主年龄 （岁）	户主受教育 年限（年）	老人小孩 数量（人）	家庭规模 （人）	人均收入 （万元）	人均消费 （万元）	消费收入比 （%）	人均资产 （万元）
农业户口	0.22	50.14	8.73	1.35	3.43	2.22	2.05	92	28.63
农转非	0.31	51.42	10.61	1.28	3.14	3.07	2.47	81	47.18
城镇户籍	0.35	55.62	11.69	1.25	2.78	3.72	2.81	76	60.38
总体	0.30	53.06	10.48	1.29	3.07	3.09	2.49	81	47.13

本文分别比较了 2013—2015 年和 2017—2019 年不同类型城镇居民家庭的分项目消费情况^①。在三类群体中，农业户口居民家庭的所有消费项目的人均消费支出最低，农转非居民家庭的交通、娱乐和装修的人均消费支出最高，其他项目城镇户籍居民家庭的人均消费支出最高。除居住外，农业户口居民家庭所有消费项目的人均消费支出最低，其次为农转非居民家庭，最后为城镇户籍居民家庭。与 2013—2015 年相比，2017—2019 年城镇居民家庭的人均消费支出有显著增长。其中，人均消费支出增长最快的是农转非居民家庭；分项目中，日用品及服务、娱乐、医疗和教育消费的增长最明显。

三、户籍改革、迁移决策与家庭消费的理论分析

为了更好地理解上节特征事实中不同类型家庭消费差异的原因及其内在机制，本文将重点分析家庭消费的主要影响因素。在 Choukhmane et al.（2023）的基础上，本文将户籍制度、土地制度和社会保障体系等纳入一个包含城乡两部门和考虑人力资本异质性的三期世代交叠模型，从理论上探讨户籍制度改革对各类家庭总体消费及其分项目消费、生育子女数量、教育投资和移民决策的影响。

理论模型的基本设定如下：在每一代人中，一部分居民出生在农村，拥有农业户口，另一部分居民出生在城镇，拥有非农业户口。居民拥有固定单位的时间禀赋，青年时期将时间用于工作或生育子女，中年时期则将时间全用于工作，老年时期退休。居民劳动收入取决于其人力资本水平和工作时间。居民的人力资本水平取决于其幼年所接受教育的质量、受教育年限和个人的初始禀赋。在青年时期末期，居民需要决定是否生育，且生育会使居民牺牲一部分工作时间和劳动收入。在中年时期，作为父母，居民需要承担养育孩子的责任。在老年时期，居民退休后没有劳动收入，但有其他收入，包括退休后领取的养老金收入、储蓄所获得的利息收入。

相比于城镇居民，农村居民需要额外作出两个重要决策：第一，是否支付一笔进城成本（进城费用），离开家乡进城工作；第二，当满足落户条件时，是否选择成为新城镇居民（农转非），并在城市退休、养老。仅以农民工身份进城务工，农村居民可以保留农村的土地，并通过出租土地获得一笔租金收入。然而，在户籍制度改革前，农村居民在城镇会面临三个方面的歧视（不平等），包括身份歧视导致的工资收入不平等（以下简称“工资歧视”）、子女不能同等地在城镇公办学校接受教育（以下简称“教育歧视”）和无法参加城镇社会保障体系（以下简称“社保歧视”）。因此，在这些制度

^①具体见本刊官方网站或知网本文附录一中的附表 1 和附表 2；附录一附表 3 比较了分时期城镇地区各类型家庭的总体经济社会特征。

约束下，只有部分人力资本水平较高的农村居民有意愿和能力选择在城镇落户^①。

为刻画城镇化过程中农村居民在进城务工和落户上的差异化选择，本文引入人力资本异质性，即人力资本 h 服从分布函数 $G(h)$ 。人力资本水平介于进城所需人力资本水平（以下简称“进城门槛”）和落户所需人力资本水平（以下简称“落户门槛”）之间的农民（ $h \sim [h^e, h^s]$ ）选择进城务工，成为城镇的农民工群体；人力资本水平高于落户门槛的农民工（ $h \sim [h^s, \infty)$ ）可选择在城镇落户，成为城镇的新市民。在模型中，本文假定农民到城镇务工需要支付一笔进城成本（ f^e ），包括交通、房租和找工作支出等，而农民想在城镇落户则需要满足相应的落户条件，包括有稳定住所、稳定就业和缴纳社保达到一定年限等。面临上述成本和制度性要求，农民有以下三种选择：留在农村成为农民、进城务工成为农民工、进城且落户成为城市新市民（农转非）。

（一）居民

居民包括青年、中年和老年三期，在青年和中年时期工作、消费和缴纳养老保险；在青年时期末期生育，并牺牲一定的工作时间和劳动收入以养育子女；在中年时期抚养和教育子女；在老年时期退休，领取养老金。居民的终生效用函数如下：

$$U = \ln C_{y,t} + \theta \ln H_{y,t} + \zeta \ln n_t + \beta (\ln C_{m,t+1} + \theta \ln H_{m,t+1} + \eta \ln h_{t+1}) + \beta^2 [\ln C_{o,t+2} + \theta \ln H_{o,t+2} + \chi \ln(1 + B_{o,t+2})] \quad (1)$$

（1）式中： β 代表时间折现率； $C_{y,t}, C_{m,t+1}, C_{o,t+2}$ 分别代表居民在青年、中年和老年时期的日常消费； $H_{y,t}, H_{m,t+1}, H_{o,t+2}$ 分别代表居民在青年、中年和老年时期的住房消费； $B_{o,t+2}$ 为其留给孙辈的遗产规模； θ 代表对住房的相对偏好； χ 代表对留下遗产的相对偏好； n_t 代表子女数量； ζ 代表对子女数量的偏好； $h_{t+1} = \xi q_{t+1} h_{b,t}^{1-\gamma}$ ，代表子女质量（人力资本水平）； ξ 代表教育质量； q_{t+1} 是子女受教育年限； γ 代表受教育年限对人力资本积累的贡献度； $h_{b,t}$ 表示子女出生时的初始人力资本禀赋； η 代表对子女质量的偏好。为简化分析，本文假定只有城镇户籍居民存在遗产选择问题。

1. 城镇户籍居民。根据（1）式以及上述设定，城镇户籍居民在终生预算约束下的效用最大化函数为：

$$\begin{aligned} \max_{C,n,q} U &= \ln C_{y,t} + \theta \ln H_{y,t} + \zeta \ln n_t + \beta (\ln C_{m,t+1} + \theta \ln H_{m,t+1} + \eta \ln h_{t+1}) \\ &\quad + \beta^2 [\ln C_{o,t+2} + \theta \ln H_{o,t+2} + \chi \ln(1 + B_{o,t+2})] \\ s.t. \quad &C_{y,t} + P_{H,t} H_{y,t} + a_{y,t} + \frac{C_{m,t+1} + P_{H,t+1} H_{m,t+1} + a_{m,t+1}}{R} + \frac{C_{o,t+2} + P_{H,t+2} H_{o,t+2} + B_{o,t+2}}{R^2} \\ &= (1 - \tau_t^c) w_{y,t} (1 - \pi n_t) + B_{y,t} + \frac{(1 - \tau_{t+1}^c) w_{m,t+1} + R a_{y,t} - n_t (\phi_0 + \phi_h q_{t+1}) w_{m,t+1}}{R} \\ &\quad + \frac{\sigma_{t+2}^c w_{m,t+1} + R a_{m,t+1}}{R^2} \end{aligned} \quad (2)$$

^①附录一附图1展示了个人基于生命周期的终生决策和农村居民进城的决策过程。

(2) 式中： $P_{H,t}, P_{H,t+1}, P_{H,t+2}$ 分别代表青年、中年和老年时期的城镇住房价格（相对于消费）； $a_{y,t}$ 代表青年时期居民的资产规模； $w_{y,t}$ 和 $w_{m,t+1}$ 分别为青年和中年时期居民的工资水平； $B_{y,t}$ 代表城镇居民从祖辈获得遗产的规模，作为其初始资产禀赋水平（如房产、存款等）； τ_t^c 和 σ_{t+2}^c 分别代表城镇养老保险的缴费比率和替代率； π 表示养育一个子女所需花费时间占居民时间禀赋的比重， $1 - \pi n_t$ 代表居民青年时期实际的劳动时间； R 为外生的资本回报率； ϕ_0 代表抚养子女支出占居民工资收入的比重； ϕ_h 表示增加单位受教育年限的教育支出占居民工资收入的比重。

本文假定居民人力资本积累符合 Cobb-Douglas 函数形式，即：

$$h_{t+1} = \xi^c q_{t+1}^\gamma h_t^{1-\gamma} \quad (3)$$

(3) 式中： q_{t+1} 为受教育年限； ξ^c 代表城镇教育质量； γ 代表受教育年限对人力资本积累的贡献度；初始人力资本禀赋 $h_b \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。为不失一般性，本文假定农村的教育质量低于城镇的教育质量，即 $\xi^v < \xi^c$ 。与 Choukhmane et al. (2023) 一致，本文给定居民的人力资本水平，其工资收入将与外生的技术进步率（ $g_z \equiv z_{t+1} / z_t$ ， z_t 为全要素生产率）同步增长。

2. 留在农村的农民。由于不涉及迁移问题，选择留在农村的农民的终生效用最大化问题与城镇户籍居民类似，差别主要在于农民单位劳动收入与所参与的社会养老保险体系，即：

$$\begin{aligned} \max_{C,n,q} U &= \ln C_{y,t} + \theta^v \ln H_{y,t}^v + \zeta \ln n_t + \beta(\ln C_{m,t+1} + \theta^v \ln H_{m,t+1}^v + \eta \ln h_{t+1}) \\ &\quad + \beta^2(\ln C_{o,t+2} + \theta^v \ln H_{o,t+2}^v) \\ \text{s.t. } C_{y,t} &+ P_{H,t}^v H_{y,t}^v + a_{y,t} + \frac{C_{m,t+1} + P_{H,t+1}^v H_{m,t+1}^v + a_{m,t+1}}{R} + \frac{C_{o,t+2} + P_{H,t+2}^v H_{o,t+2}^v}{R^2} \\ &= (1 - \tau_t^v) w_{y,t}^v (1 - \pi n_t) + \frac{(1 - \tau_{t+1}^v) w_{m,t+1}^v + R a_{y,t} - n_t(\phi_0 + \phi_h q_{t+1}) w_{m,t+1}^v}{R} + \frac{\sigma_{t+2}^v w_{m,t+1}^v + R a_{m,t+1}}{R^2} \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式中： θ^v 为农民对农村住房的相对偏好； $P_{H,t}^v, P_{H,t+1}^v, P_{H,t+2}^v$ 分别代表居民青年、中年和老年时期的农村住房价格（相对于消费）； $w_{y,t}^v$ 和 $w_{m,t+1}^v$ 分别代表居民青年和中年时期在农村的劳动收入水平； τ_t^v 和 σ_{t+2}^v 分别代表农村养老保险的缴费率和替代率。

3. 返乡的农业转移人口。选择进城务工并在未来返乡养老的农业转移人口为进入城镇务工，需要支付一笔进城成本 f^e 。农业转移人口需要支付城镇住房成本 $P_{H,t} H_{y,t}$ 。假定农业转移人口在城镇劳动力就业市场中面临工资歧视，本文设定参数 $\psi \in (0, 1]$ 以捕捉这一现象。农业转移人口仍持有农业户口，在农村保留面积为 L_a 的承包地，将其出租能够获得租金收益 $\chi R^L L_a$ 。其中， R^L 为土地的边际产出， χ 为农村土地租赁市场化程度， χR^L 代表农村土地租赁市场的土地租金价格。农业转移人口在农村需要扩建、装修或修缮住房，以供在农村老家的子女、父母居住，从而产生住房成本 $P_{H,t+1}^v H_{m,t+1}^v$ 。在退休之后，农业转移人口返回农村养老，其居住成本为 $P_{H,t+2}^v H_{o,t+2}^v$ 。基于上述设定，农业转移人口在终生预算约束下的效用最大化函数为：

$$\begin{aligned}
 \max_{C,n,q} \quad & U = \ln C_{y,t} + \theta \ln H_{y,t} + \zeta \ln n_t + \beta(\ln C_{m,t+1} + \theta \ln H_{m,t+1} + \theta^v \ln H_{m,t+1}^v + \eta \ln h_{t+1}) \\
 & + \beta^2(\ln C_{o,t+2} + \theta^v \ln H_{o,t+2}^v) \\
 \text{s.t.} \quad & C_{y,t} + P_{H,t} H_{y,t} + a_{y,t} + f^e + \frac{C_{m,t+1} + P_{H,t+1} H_{m,t+1} + P_{H,t+1}^v H_{m,t+1}^v + a_{m,t+1}}{R} + \frac{C_{o,t+2} + P_{H,t+2}^v H_{o,t+2}^v}{R^2} \\
 = & (1 - \tau_t^v) \psi w_{y,t} (1 - \pi n_t) + \chi R^L L_a + \frac{(1 - \tau_{t+1}^v) \psi w_{m,t+1} + R a_{y,t} + \chi R^L L_a - n_t (\phi_0 + \phi_h q_{t+1}) \psi w_{m,t+1}}{R} \\
 & + \frac{\sigma_{t+2}^v \psi w_{m,t+1} + R a_{m,t+1} + \chi R^L L_a}{R^2}
 \end{aligned} \quad (5)$$

4. 农转非居民。决定在城市落户的农民不仅要支付进城成本（ f^e ）和住房成本（ $P_{H,t} H_{y,t}$ ），还需要在中年时期满足落户条件，实现户口转换。落户的机会成本体现为农民在农村的承包地将被村集体收回，失去相应的土地租赁收入 $\chi R^L L_a$ 。进城落户的收益则表现为三个方面：首先，工资歧视现象消失，农民的工资水平将逐步与城镇居民趋同，即 $\psi = 1$ ；其次，子女能够在城镇上学，从而提高子女的人力资本积累，进而提高未来子女的人力资本水平和收入水平；最后，农民能够参加城镇社会养老保险体系，在退休后获得更高的养老金收益 $\sigma_{t+2}^c w_{m,t+1}$ 。因此，农转非居民在终生预算约束下的效用最大化函数为：

$$\begin{aligned}
 \max_{C,n,q} \quad & U = \ln C_{y,t} + \theta \ln H_{y,t} + \zeta \ln n_t + \beta(\ln C_{m,t+1} + \theta \ln H_{m,t+1} + \eta \ln h_{t+1}) \\
 & + \beta^2(\ln C_{o,t+2} + \theta \ln H_{o,t+2}) \\
 \text{s.t.} \quad & C_{y,t} + P_{H,t} H_{y,t} + a_{y,t} + f^e + \frac{C_{m,t+1} + P_{H,t+1} H_{m,t+1} + a_{m,t+1}}{R} + \frac{C_{o,t+2} + P_{H,t+2} H_{o,t+2}}{R^2} \\
 = & (1 - \tau_t^v) \psi w_{y,t} (1 - \pi n_t) + \chi R^L L_a + \frac{(1 - \tau_{t+1}^c) w_{m,t+1} + R a_{y,t} - n_t (\phi_0 + \phi_h q_{t+1}) w_{m,t+1}}{R} \\
 & + \frac{\sigma_{t+2}^c w_{m,t+1} + R a_{m,t+1}}{R^2}
 \end{aligned} \quad (6)$$

5. 进城务工决策与进城落户决策。面对留在农村、进城务工和进城落户这三种选择，农村居民需要权衡这三种选择的成本和收益。因此，在存在人力资本异质性的情况下，本文能够推出两个关于进城与否、落户与否的福利无套利条件（No-arbitrage condition）：

$$\begin{aligned}
 & \sum_{\substack{i=\{y,m,o\} \\ j=\{0,1,2\}}} \beta^j [\ln C_{i,t+j}^v(h^e) + \theta \ln H_{i,t+j}^v(h^e)] + \zeta \ln n_t^v(h^e) + \beta \eta \ln h_{t+1}^v(h^e) \\
 = & \sum_{\substack{i=\{y,m,o\} \\ j=\{0,1,2\}}} \beta^j [\ln C_{i,t+j}^{vcv}(h^e) + \theta \ln H_{i,t+j}^{vcv}(h^e)] + \beta \theta^v \ln H_{m,t+1}^v + \zeta \ln n_t^{vcv}(h^e) + \beta \eta \ln h_{t+1}^{vcv}(h^e)
 \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned}
 & \sum_{\substack{i=\{y,m,o\} \\ j=\{0,1,2\}}} \beta^j [\ln C_{i,t+j}^{\text{vcv}}(h^s) + \theta \ln H_{i,t+j}^{\text{vcv}}(h^s)] + \beta \theta^v \ln H_{m,t+1}^v + \zeta \ln n_t^{\text{vcv}}(h^s) + \beta \eta \ln h_{t+1}^{\text{vcv}}(h^s) \\
 = & \sum_{\substack{i=\{y,m,o\} \\ j=\{0,1,2\}}} \beta^j [\ln C_{i,t+j}^{\text{vcc}}(h^s) + \theta \ln H_{i,t+j}^{\text{vcc}}(h^s)] + \zeta \ln n_t^{\text{vcc}}(h^s) + \beta \eta \ln h_{t+1}^{\text{vcc}}(h^s)
 \end{aligned} \tag{8}$$

(7) 式和 (8) 式中：上标 vcv 代表进城务工后返回农村养老， vcc 代表进城务工后选择在城市落户。

基于上述两个福利无套利条件，本文得到进城务工和进城落户所需要的人力资本水平（门槛） $\underline{h}^e$ 和 $\underline{h}^s$ ，且这两个门槛内生于城乡经济发展、教育水平、落户门槛和社会保障差异等。消费、子女数量和教育质量的内生决策都取决于居民的人力资本水平，因此，上述两个人力资本门槛会把全体农民分为三类：人力资本水平小于 $\underline{h}^e$ 的农民选择留在农村，人力资本水平大于或等于 $\underline{h}^s$ 的农民选择进城落户，而人力资本介于二者之间的农民（ $\underline{h}^e \leq h < \underline{h}^s$ ）则选择进城务工后返乡。农村青年进城务工及落户的分布情况具体如图 1 所示，其中， V^{vv} 、 V^{vcv} 和 V^{vcc} 分别代表农民、农民工和农转非居民的福利水平。

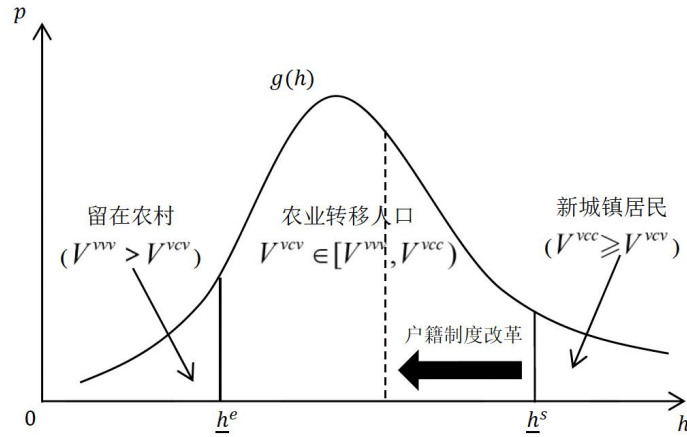


图 1 农村青年关于进城务工与落户的分布情况

在某一时期 t_1 ，当政府设置的落户门槛 $\underline{h}^g$ 高于 $\underline{h}^s$ 时，有部分有意愿进城落户的青年农业转移人口家庭（规模为 $\int_{\underline{h}^s}^{\underline{h}^g} N_{y,t1}^v dG(h)$ ）和中年农民工家庭（规模为 $\int_{\underline{h}^s}^{\underline{h}^g} N_{m,t1}^v dG(h)$ ）无法在城镇地区落户，出现“想落不能落”的现象。反之，若政府设置的落户门槛 $\underline{h}^g$ 低于 $\underline{h}^s$ ，只有规模为 $\int_{\underline{h}^s}^{\infty} N_{y,t1}^v dG(h) + \int_{\underline{h}^s}^{\infty} N_{m,t1}^v dG(h)$ 的农业转移人口家庭会在城镇地区落户，出现“能落不想落”的现象。

在新型城镇化背景下，当政府实施户籍制度改革，进一步降低落户门槛 $\underline{h}^g$ ，同时不以退出土地承包经营权等作为农民进城落户的条件，并将进城落户农民纳入城镇社会保障体系中时，更多有意愿且有能力落户的农民工家庭会选择在城市落户，内生的进城落户的人力资本门槛 $\underline{h}^s$ 也随之下降。

（二）社会养老保险

在模型中，政府的主要职能是建立和运营农村和城市的养老金体系。对于城镇养老金体系，缴纳养老金的群体主要包括在城镇出生的青年人和中年人，以及一部分选择成为新市民（农转非）的中年农民。缴纳农村养老金的群体除了包括出生并留在农村的青年和中年农民外，还包括在城镇务工的青年农业转移人口、未在城镇落户的中年农业转移人口。给定城镇养老金的缴费率、替代率、各类群体的人口数量和相应的工资收入水平，城镇养老金体系需要实现账户预算平衡^①。

（三）户籍制度改革对城镇居民消费的影响分析

从经济机制上看，由于消费存在边际效用递减现象，农转非居民家庭的收入介于农业转移人口家庭与城镇户籍居民家庭之间。因此，农业转移人口家庭的边际消费倾向最高，农转非居民家庭次之，城镇户籍居民家庭最低。当户籍制度改革实施后，农转非居民家庭享受完全的城镇社保福利，工资歧视现象完全消除，农村土地收益全部保留，农转非居民家庭的恒久性收入得以大幅提升。城镇户籍居民家庭的社保缴费比例下降，可支配收入上升。农业转移人口家庭的社保缴费比例上升，可支配收入反而下降。因此，给定农转非居民家庭的边际消费倾向高于城镇户籍居民家庭，当农转非居民家庭的恒久性收入提升足够大时，其消费增幅将大于城镇户籍居民家庭。

基于上述分析，本文进一步推导户籍制度改革对各类群体消费的影响，得到以下推论^①。

推论 1：当户籍制度改革力度足够大时，城镇户籍居民的社保缴费比率下降，社保福利上升，而农转非居民在享受社保福利提升的同时，其工资歧视消除、农村土地收益全部保留，恒久性收入得以大幅提升。因此，就总体消费水平增幅（ Δ ）而言，农转非居民的增幅最大，城镇户籍居民次之，农业转移人口最低，即： $\Delta^{vcc} > \Delta^c > \Delta^{vcv}$ 。

当户籍制度改革导致落户门槛降低时，部分原本无法落户的农业转移人口需要权衡落户的收益和成本。其中，收益包括享受更好的社保、免于户籍导致的工资歧视现象、保留农村土地出租收益和更好的教育质量，而成本包括更高的房价和养育子女成本等。具体而言，一方面，户籍制度改革带来农转非居民的恒久性收入上升，且日常消费的边际效用为正，导致其提高日常消费水平，农转非居民福利水平得以提升。另一方面，城市的高房价可能导致农转非居民承担更高的住房成本或减少居住面积，从而导致福利受损。在子女教育方面，城市教育质量更高，可能会激励父母提高子女教育支出，以提高子女未来的人力资本水平，但这可能导致其压缩日常消费支出，影响其福利水平。因此，在户籍制度改革实施后，只有当选择落户后的终生福利水平高于落户前时，农业转移人口才会选择落户。在此基础上，本文进一步推导户籍制度改革后选择落户的农转非居民消费变化情况，得到以下推论^①。

推论 2：在户籍制度改革后，选择落户的农转非居民在中年时期的人均总消费变化率为：

$$\Delta^{vcc} \equiv \Psi \times \frac{C_{m,t+1}^{vcc}}{C_{m,t+1}^{vcv}} - 1 > 0 \quad (9)$$

^①相关推导和证明过程请见中国知网或本刊官方网站本文附录二。

$$(9) \text{ 式中: } \Psi \equiv [1 + \theta + \frac{(\zeta^v / \beta - \gamma^v) g_z}{R(1 - \tau_t^v) \pi \psi / \phi_0 + g_z} + \gamma^v] / [1 + \theta + \frac{(\zeta^v / \beta - \gamma^v) g_z}{R(1 - \tau_t^v) \pi / \phi_0 + g_z} + \gamma^v];$$

$$\frac{C_{m,t+1}^{vcc}}{C_{m,t+1}^{vcv}} = \frac{[(1 + \beta + \beta^2) + (1 + \beta)(\theta + \beta\theta^v)] + \zeta^v}{(1 + \theta)(1 + \beta + \beta^2) + \zeta^v} \times$$

$$\frac{(1 - \tau_t^v) \psi w_{y,t} + \chi R^L L_a - f^e + [(1 - \tau_{t+1}^c) w_{m,t+1} + \chi R^L L_a] / R + (\sigma_{t+2}^c w_{m,t+1} + \chi R^L L_a) / R^2}{(1 - \tau_t^v) \psi w_{y,t} + \chi R^L L_a - f^e + [(1 - \tau_{t+1}^v) \psi w_{m,t+1} + \chi R^L L_a] / R + (\sigma_{t+2}^v \psi w_{m,t+1} + \chi R^L L_a) / R^2}$$

由上述结果可知，即随着收入提升，农转非居民家庭将会提高其家庭日常消费支出和教育支出。

四、户籍制度改革对不同家庭消费的影响

(一) 数据和变量

本文基于 2014 年户籍制度改革和 2013—2019 年 4 轮的 CHFS 数据，分析户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响，特别是对非本地户籍和农转非居民家庭消费的影响。本文使用数据为 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年 CHFS 的城镇居民家庭样本数据，城市变量数据来自 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年的《中国城市统计年鉴》。

1. 被解释变量。被解释变量为城镇居民家庭消费情况，具体包括家庭人均消费支出、人均食品支出、人均衣着支出、人均居住支出、人均日用品及服务支出、人均交通通信支出、人均教育娱乐支出和人均医疗保健支出。

2. 核心解释变量。核心解释变量为户籍制度改革实施情况。根据《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》，本文以 300 万和 500 万城市人口为界，定义“300 万以下人口城市”变量和“300 万到 500 万人口城市”变量。在国务院文件的基础上，各省份又进一步制定了自己的户籍制度改革文件，本文手工整理各省份出台的户籍制度改革文件，根据这些文件对不同城市户籍制度改革的要求，把城市分为完全放开、有条件放开和严格管理三个类型^①。本文定义“完全放开城市”变量和“有条件放开城市”变量。本文定义改革年份变量，若年份为 2014 年之后，赋值为 1；否则，赋值为 0。

3. 控制变量。本文控制户主特征、家庭特征和城市特征三方面的变量。户主特征变量包括户主性别、户主年龄及其平方、户主受教育年限，家庭特征变量包括家庭规模、小孩数量、老年人数量、农业户口人数、有社保数量、有医保数量、家庭不健康人数、人均收入和人均资产，城市特征包括二产占比和人均地区生产总值。

表 2 为变量定义、赋值及描述性统计结果。家庭人均消费支出的均值为 2.52 万元，最大的支出项目为食品支出，其次是日用品及服务支出。人均收入的均值为 3.16 万元，家庭平均消费收入比为 79.75%。在城市特征方面，二产占比平均为 41.89%。

^①详细城市分类见中国知网或本刊官方网站本文附录三中的附表 5。

表2 变量的定义、赋值及描述性统计结果

变量	变量定义和赋值	均值	标准差
人均消费支出	家庭人均总消费支出（元）	25204	24639
人均食品支出	家庭人均食品支出（元）	8499	6404
人均衣着支出	家庭人均衣着支出（元）	1013	1690
人均居住支出	家庭人均居住支出（元）	2260	4488
人均日用品及服务支出	家庭人均日用品及服务支出（元）	3571	7591
人均交通通信支出	家庭人均交通通信支出（元）	2217	4719
人均教育娱乐支出	家庭人均教育娱乐支出（元）	2776	5447
人均医疗保健支出	家庭人均医疗保健支出（元）	2266	5281
300 万以下人口城市	样本所在城市城区人口在 300 万以下=1，样本所在城市城区人口在 500 万以上=0	0.46	0.50
300 万到 500 万人口城市	样本所在城市城区人口在 300 万~500 万=1，样本所在城市城区人口在 500 万以上=0	0.11	0.32
完全放开城市	样本所在城市的户籍制度改革属于完全放开类型=1，样本所在城市的户籍制度改革属于严格管理类型=0	0.26	0.44
有条件放开城市	样本所在城市的户籍制度改革属于有条件放开类型=1，样本所在城市的户籍制度改革属于严格管理类型=0	0.18	0.38
改革年份	年份为 2014 年之后=1，其他=0	0.52	0.50
户主性别	女性=1，男性=0	0.30	0.46
户主年龄	户主年龄（岁）	53.29	15.34
户主受教育年限	博士研究生=21，硕士研究生=19，本科=16，大专=15，高中或中专=12，初中=9，小学=6，未接受教育=0	10.52	4.02
家庭规模	家庭人数（人）	3.05	1.42
小孩数量	家庭中未成年人数量（人）	0.42	0.67
老年人数量	家庭中老年人数量（人）	0.87	0.9
农业户口人数	家庭中农业户口成员数量（人）	1.17	1.79
有社保数量	参加社会基本养老保险家庭成员数量（人）	1.76	1.04
有医保数量	参加社会基本医疗保险家庭成员数量（人）	2.38	1.36
家庭不健康人数	健康状况不好的家庭成员数量（人）	0.43	0.72
人均收入	家庭人均可支配收入（元）	31575	37625
人均资产	家庭人均总资产（元）	486657	756889
二产占比	样本所在城市第二产业增加值占地区生产总值的比重（%）	41.89	10.33
人均地区生产总值	样本所在城市人均地区生产总值（元）	80941	36400

注：支持类变量、人均收入、人均资产、人均地区生产总值在后续回归中取对数。

（二）实证模型设置

本文采用倍差法（difference-in-differences，简称 DID）来估计 2014 年户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响，具体估计方程如下：

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 R1_{ct} \times Post_t + \beta_2 R2_{ct} \times Post_t + \gamma X_{ict} + \delta_m + \lambda_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (10)$$

(10) 式中： i 表示家庭， c 表示城市， t 表示年份； Y_{ict} 表示家庭人均消费支出及各分项消费支出； $R1_{ct}$ 和 $R2_{ct}$ 分别为“300 万以下人口城市”和“300 万到 500 万人口城市”变量； $Post_t$ 为改革年份。 X_{ict} 为户主、家庭和城市层面的控制变量； γ 为控制变量对消费的影响； δ_m 为区县固定效应； λ_{pt} 为年份×省份固定效应，用来控制区域层面随时间变化的因素的影响； ε_{ict} 是残差项。 β_1 和 β_2 为户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响。所有系数的标准误均在区县层面聚类调整。

(三) 户籍制度改革对城镇居民家庭人均消费支出的总体影响

表 3 报告了户籍制度改革对城镇居民家庭人均消费支出影响的回归结果。根据方程 1~方程 3 的估计结果，户籍制度改革对城镇居民家庭总消费只有非常微弱的影响。根据方程 4~方程 6 的估计结果，核心解释变量均不显著，表明户籍制度改革对城镇居民家庭总消费没有显著影响。总的来说，户籍制度改革对全体城镇居民家庭总消费的影响非常微小。

在控制变量方面，户主性别、人均收入和人均资产均对家庭消费水平存在正向影响，且资产的消费弹性比收入的消费弹性更大。

表 3 报告的基准估计结果通过了平行趋势检验和安慰剂检验^①。

表 3 户籍制度改革对城镇居民家庭人均消费支出影响的基准估计结果

变量	人均消费支出					
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
300 万以下人口城市×改革年份	0.000 (0.022)	0.001 (0.018)	0.026 (0.016)			
300 万到 500 万人口城市×改革年份	-0.059** (0.029)	-0.054** (0.025)	0.017 (0.027)			
完全放开城市×改革年份				0.019 (0.021)	0.006 (0.018)	0.017 (0.015)
有条件放开城市×改革年份				0.003 (0.030)	0.008 (0.026)	0.005 (0.022)
户主性别	0.098*** (0.010)	0.034*** (0.007)	0.035*** (0.007)	0.098*** (0.010)	0.034*** (0.007)	0.035*** (0.007)
户主年龄	-0.028*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.028*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.023*** (0.002)
户主年龄平方	0.023*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)
户主受教育年限	0.056*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.056*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.028*** (0.001)

^①平行趋势检验结果和安慰剂检验结果具体见中国知网或本刊官方网站本文附录四中的附图 2 和附图 3。

表3 (续)

家庭规模		-0.151*** (0.007)	-0.152*** (0.007)		-0.151*** (0.007)	-0.152*** (0.007)
小孩数量		0.047*** (0.007)	0.049*** (0.007)		0.047*** (0.007)	0.049*** (0.007)
老年人数量		-0.025*** (0.005)	-0.025*** (0.005)		-0.025*** (0.005)	-0.025*** (0.005)
农业户口人数		-0.019*** (0.003)	-0.018*** (0.003)		-0.019*** (0.003)	-0.018*** (0.003)
有社保数量		0.007* (0.004)	0.009*** (0.003)		0.007* (0.004)	0.009*** (0.003)
有医保数量		0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)		0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)
家庭不健康人数		0.005 (0.004)	0.003 (0.004)		0.005 (0.004)	0.003 (0.004)
人均收入		0.042*** (0.002)	0.041*** (0.002)		0.042*** (0.002)	0.041*** (0.002)
人均资产		0.119*** (0.006)	0.117*** (0.007)		0.119*** (0.006)	0.117*** (0.007)
二产占比			0.002 (0.003)			0.003 (0.003)
人均地区生产总值			0.078 (0.067)			0.072 (0.069)
区县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份×省份固定效应	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	已控制
观测值	78291	78032	76230	78291	78032	76230
R ²	0.308	0.436	0.435	0.308	0.436	0.435

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到区县层面的标准误。

(四) 户籍制度改革对不同户籍类型家庭消费的影响

虽然户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响总体不显著，但前面的理论分析表明，不同户籍类型家庭受户籍制度改革的影响存在差异。户籍制度改革使城镇人口增加，拥有城镇户籍的居民拥有更好的保障，其收入和消费会增加。表4报告了户籍制度改革对不同户籍类型家庭消费的影响。与多数文献把城镇人口分为流动人口与非流动人口两类不同，本文还考虑了农转非人口这一新获得城镇户籍的人口。

表4方程1~方程3的估计结果显示，户籍制度改革对农转非居民家庭消费的影响最显著，使300万以下人口城市的农转非居民家庭的人均消费支出提升了12.8%，使300万~500万人口城市的农转非居民家庭的人均消费支出提升了15.2%。户籍制度改革对农业转移人口家庭的消费没有显著影响，

对城镇户籍居民家庭消费有一定影响。方程4~方程6的估计结果与方程1~方程3的估计结果基本一致。这表明，户籍制度改革对不同户籍类型家庭消费的影响是不同的，对农转非居民家庭消费的正向影响最大，对城镇户籍居民家庭的消费有微弱的促进作用，验证了推论1的观点。

表4 户籍制度改革对城镇居民家庭人均消费支出影响的估计结果：分户籍类型

变量	城镇户籍 居民家庭	农转非 居民家庭	农业转移 人口家庭	城镇户籍 居民家庭	农转非 居民家庭	农业转移 人口家庭
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
300万以下人口城市× 改革年份	0.028 (0.021)	0.128*** (0.035)	0.019 (0.027)			
300万到500万人口 城市×改革年份	-0.009 (0.026)	0.152*** (0.052)	0.012 (0.055)			
完全放开城市×改革 年份				0.041** (0.020)	0.062* (0.035)	0.001 (0.024)
有条件放开城市×改革 年份				0.021 (0.022)	0.078** (0.038)	-0.022 (0.037)
观测值	36020	10050	25861	36020	10050	25861
R ²	0.407	0.405	0.431	0.407	0.405	0.431

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到区县层面的标准误；③控制变量及控制的固定效应同表3方程3和方程6。

（五）异质性影响分析

本文首先分析户籍制度改革对城镇户籍居民家庭消费的分年龄段异质性影响。根据理论模型中的推论1，户籍制度改革会吸引大量农业转移人口在城镇落户，导致城镇户籍居民的社保福利增加，进而增加城镇户籍居民老年时期的人均消费水平。本文按照户主年龄，将样本分为青年组（35岁及以下）、中年组（36岁~59岁）和老年组（60岁及以上）三组，分组进行回归，具体估计结果如表5所示^①。

表5 户籍制度改革对城镇户籍居民家庭消费影响的估计结果：分年龄段

变量	青年组		中年组		老年组	
	人均消费 支出	人均居住 支出	人均消费 支出	人均居住 支出	人均消费 支出	人均居住 支出
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
300万以下人口城市× 改革年份	0.070 (0.095)	-0.007 (0.170)	0.019 (0.029)	0.008 (0.052)	0.072** (0.030)	0.142** (0.065)
300万到500万人口 城市×改革年份	0.033 (0.089)	-0.228 (0.213)	-0.052 (0.038)	-0.236*** (0.068)	0.052* (0.043)	0.015 (0.096)

^①详细估计结果具体见中国知网或本刊官方网站本文附录四中的附表6。

表 5 (续)

观测值	3994	3994	16891	16891	14229	14229
R ²	0.535	0.293	0.429	0.187	0.346	0.170

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到区县层面的标准误；③控制变量及控制的固定效应同表 3 方程 3 和方程 6。

表 5 方程 1~方程 4 的估计结果表明，户籍制度改革对青年组和中年组家庭的消费不存在显著影响。方程 5~方程 6 的估计结果显示，户籍制度改革对老年组家庭的消费存在显著影响，这主要因为户籍制度改革促进了老年组家庭的人均居住支出，与理论模型中的社保收入增加机制相符。总体而言，户籍制度改革对城镇户籍居民家庭消费的影响具有年龄异质性。

表 4 的估计结果表明，户籍制度改革对农转非居民家庭（即新增城镇户籍人口）消费的促进作用最显著，本文进一步分析户籍制度改革对农转非居民家庭消费的分年龄段异质性影响。分组方式与表 5 的分组方式一致。年轻人尚处于社保缴费阶段，还没有直接感受到社保待遇提高的好处，但中老年人能直接感受到养老金待遇提高的好处，因而户籍制度改革对中老年人的影响可能更明显。

根据表 6 的估计结果，户籍制度改革对青年组农转非居民家庭的消费没有显著影响，但对中年组和老年组农转非居民家庭的消费存在显著影响，使 300 万以下人口城市中年组农转非居民家庭的人均消费支出增加了 12.8%，使其教育支出增加了 41.8%，使 300 万~500 万人口城市老年组农转非居民家庭的人均消费支出增加了 23.7%^①。

表 6 户籍制度改革对农转非居民家庭消费影响的估计结果：分年龄段

变量	青年组		中年组			老年组	
	人均消费	人均教育	人均消费	人均教育	人均居住	人均消费	人均教育
	支出	支出	支出	支出	支出	支出	支出
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7
300 万以下人口城市× 改革年份	-0.104 (0.095)	0.728 (0.449)	0.128*** (0.045)	0.418* (0.215)	0.164 (0.108)	0.108 (0.069)	0.713* (0.395)
300 万到 500 万人口 城市×改革年份	-0.009 (0.104)	0.685 (0.453)	0.120 (0.074)	-0.219 (0.290)	0.326*** (0.119)	0.237** (0.101)	0.656 (0.527)
观测值	1502	1502	5377	5377	5377	2977	2977
R ²	0.528	0.263	0.439	0.328	0.188	0.377	0.345

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为聚类到区县层面的标准误；③控制变量及控制的固定效应同表 3 方程 3 和方程 6。

表 7 进一步报告了户籍制度改革对农转非居民家庭各项消费支出的影响。估计结果显示，户籍制度改革对 300 万以下人口城市农转非居民家庭的食物、衣着、教育、医疗、交通、娱乐、旅游和通信等消费都有显著的正向影响，这与理论分析一致。户籍制度改革对 300 万~500 万人口城市农转非居

^①详细估计结果具体见中国知网或本刊官方网站本文附录四中的附表 7。

民家庭的医疗、日用品和居住消费有显著的促进作用。

表 7 户籍制度改革对农转非居民家庭消费影响的估计结果：分项目

变量	人均食品支出	人均衣着支出	人均教育支出	人均医疗支出	人均日用品支出
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5
300 万以下人口城市× 改革年份	0.072** (0.031)	0.558*** (0.148)	0.589*** (0.198)	0.313** (0.156)	0.080 (0.089)
300 万到 500 万人口 城市×改革年份	0.009 (0.037)	0.257 (0.196)	0.113 (0.235)	0.463* (0.262)	0.210** (0.101)
观测值	10050	10050	10050	10050	10050
R ²	0.337	0.304	0.321	0.190	0.262
变量	人均居住支出	人均耐用品支出	人均交通支出	人均娱乐支出	人均装修支出
	方程 6	方程 7	方程 8	方程 9	方程 10
300 万以下人口城市× 改革年份	0.109 (0.087)	0.240 (0.190)	0.670*** (0.220)	0.604*** (0.148)	-0.201 (0.186)
300 万到 500 万×改革 年份	0.215** (0.096)	0.158 (0.242)	0.219 (0.270)	-0.023 (0.185)	0.181 (0.238)
观测值	10050	10050	10050	10050	10050
R ²	0.200	0.099	0.301	0.315	0.040
变量	人均旅游支出	人均通信支出	人均奢侈品支出		
	方程 11	方程 12	方程 13		
300 万以下人口城市× 改革年份	0.684*** (0.171)	0.149** (0.072)	0.206** (0.090)		
300 万到 500 万人口 城市×年份改革	0.012 (0.240)	-0.014 (0.082)	0.078 (0.102)		
观测值	10050	10050	10050		
R ²	0.233	0.252	0.064		

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为聚类到区县层面的标准误；③控制变量及控制的固定效应同表 3 方程 3 和方程 6。

五、户籍制度改革如何影响增量城镇人口的消费？

推论 2 表明，户籍制度改革推动农业转移人口户口转换，从而对家庭消费产生影响。本文采用倾向得分匹配法来比较特征相近的农转非居民家庭和其他城镇居民家庭的消费情况，分析户籍制度改革如何影响增量人口（农转非和非城镇户籍的农业转移人口）的消费，从而为前文的分析提供补充证据。

本文的被解释变量为城镇居民家庭消费情况，核心解释变量为农转非情况（户主为农转非人口=1，其他=0）。控制变量包括户主性别、户主年龄及其平方、户主受教育年限、家庭规模、小孩数量、

老年人数量、人均收入和人均资产。此外，本文还控制了户主就业行业固定效应、城市固定效应、年份×省份固定效应。本文以农转非居民家庭为实验组，以农业转移人口家庭、城镇户籍居民家庭为对照组进行分析，使用匹配后的样本进行回归。

附表 10 和附表 11 的估计结果显示^①：与农业转移人口家庭相比，农转非居民家庭的人均消费支出高 4.8%；与城镇户籍居民家庭相比，农转非居民家庭的人均消费支出低 3.6%。附表 10 的估计结果表明，户籍制度改革推动农业转移人口实现户口的农转非，能有效提高农转非居民家庭的消费水平和教育支出，这与推论 2 的结论相符。与农转非居民家庭相比，农业转移人口家庭大多数项目的人均消费支出更低，尤其是食品、教育、日用品、娱乐和通信等日常消费支出。附表 11 对比分析了农转非居民家庭和城镇户籍居民家庭的消费情况，估计结果表明：农转非居民家庭的人均消费支出低于城镇户籍居民家庭，主要是由于农转非居民家庭的食品、交通和娱乐等方面的人均消费支出较低。与城镇户籍居民家庭相比，农转非居民家庭的食品、交通和娱乐等日常消费支出更低，但人均医疗支出、人均装修支出更高。

六、结论和政策启示

在新发展格局和城镇化的大背景下，如何实现居民消费的持续增长，对中国经济增长模式转型和畅通国内大循环至关重要。本文基于中国家庭消费的特征事实，创建一个包含户籍制度、城镇化和内生移民决策的理论框架，从迁移决策与落户选择、生育与教育支出、居住成本和社会保障等维度，探讨户籍制度改革对中国城镇居民家庭消费的影响。在理论分析基础上，本文利用 2013—2021 年的 5 轮中国家庭金融调查数据，分析发现：户籍制度改革对城镇居民家庭消费的影响主要体现在对农转非居民家庭的影响上，促使其人均消费支出提高了 13%~15%，但对农业转移人口家庭消费的影响不显著；在异质性方面，户籍制度改革对老年组城镇户籍居民家庭、中年组农转非居民家庭的人均消费支出影响较大；户籍制度改革使得农转非居民家庭的人均消费支出提高了 4.8%，但比城镇户籍居民家庭的人均消费支出低约 3.6%。

值得注意的是，户籍制度改革对农业转移人口家庭消费的影响不显著。由于农民工家庭的收入消费比已经很高，增加农民工家庭消费的关键在于提高其可支配收入和能够享受的公共服务水平。

因此，未来要提高居民消费水平，可以从以下方面着手。

首先，要持续深化户籍制度改革，推进包含养老、医疗、保障性住房和教育在内的基本公共服务均等化，降低进城农业转移人口落户成本，更好地推动农业转移人口在城市安居乐业。

其次，要加强农业转移人口就业培训和配套政策体系建设，提高其人力资本水平，从而提升其落户和在城市生存的能力。

最后，要提升城市治理水平，发展社会服务组织，向农业转移人口提供更好的社区服务，丰富其精神文化生活，推动其更好地融入城市。这些政策的实施将有助于更好地统筹城乡发展和优化经济空

^①匹配情况请见中国知网或本刊官方网站本文附录五，所得估计结果具体如附录五中的附表 10 和附表 11 所示。

间布局，从制度层面打通居民消费不足的经济循环堵点。

参考文献

- 1.白重恩、李宏彬、吴斌珍，2012：《医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据》，《经济研究》第2期，第41-53页。
- 2.蔡昉，2010：《户籍制度改革与城乡社会福利制度统筹》，《经济学动态》第12期，第4-10页。
- 3.陈斌开、陆铭、钟宁桦，2010：《户籍制约下的居民消费》，《经济研究》第S1期，第62-71页。
- 4.陈彦斌、邱哲圣，2011：《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》，《经济研究》第10期，第25-38页。
- 5.程令国、张晔，2011：《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释》，《经济研究》第8期，第119-132页。
- 6.杜丽群、王欢，2021：《家庭经济学视角下人力资本理论研究进展》，《经济学动态》第5期，第129-145页。
- 7.冯明，2017：《农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析》，《管理世界》第4期，第20-31页。
- 8.国务院发展研究中心课题组、刘世锦、陈昌盛、许召元、崔小勇，2010：《农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响》，《经济研究》第6期，第4-16页。
- 9.景鹏、郑伟，2019：《国有资本划转养老保险基金与劳动力长期供给》，《经济研究》第6期，第55-71页。
- 10.李国正、艾小青，2017：《“共享”视角下城乡收入与消费的差距度量、演化趋势与影响因素》，《中国软科学》第11期，第173-183页。
- 11.李小帆，2022：《人口迁移、地区教育水平与福利差距》，《世界经济》第7期，第73-97页。
- 12.林毅夫、沈艳、孙昂，2020：《中国政府消费券政策的经济效应》，《经济研究》第7期，第4-20页。
- 13.明娟、曾湘泉，2014：《农民工家庭与城镇住户消费行为差异分析——来自中国城乡劳动力流动调查的证据》，《中南财经政法大学学报》第4期，第3-9页。
- 14.钱文荣、李宝值，2013：《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国2679个农民工的调查数据》，《中国农村经济》第11期，第57-71页。
- 15.曲玥、都阳、贾朋，2019：《城市本地家庭和农村流动家庭的消费差异及其影响因素——对中国城市劳动力市场调查数据的分析》，《中国农村经济》第8期，第36-53页。
- 16.万海远、李实，2013：《户籍歧视对城乡收入差距的影响》，《经济研究》第9期，第43-55页。
- 17.王乙杰、孙文凯，2020：《户口改变对流动人口家庭消费的影响——来自微观追踪数据的证据》，《劳动经济研究》第2期，第68-100页。
- 18.徐舒、廖健伶、徐嘉珏，2023：《累退社会保险缴费率、流动性约束与低收入家庭消费》，《中国工业经济》第3期，第133-151页。
- 19.严成樑，2016：《延迟退休、内生出生率与经济增长》，《经济研究》第11期，第28-43页。
- 20.杨曦，2017：《城市规模与城镇化、农民工市民化的经济效应——基于城市生产率与宜居度差异的定量分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1601-1620页。

- 21.易行健、李家山、万广华、杨碧云, 2023:《财富差距的居民消费抑制效应:机制探讨与经验证据》,《数量经济技术经济研究》第6期,第27-47页。
- 22.易行健、周利、张浩, 2020:《城镇化为何没有推动居民消费倾向的提升?——基于半城镇化率视角的解释》,《经济学动态》第8期,第119-130页。
- 23.张吉鹏、黄金、王军辉、黄勐, 2020:《城市落户门槛与劳动力回流》,《经济研究》第7期,第175-190页。
- 24.张吉鹏、卢冲, 2019:《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》,《经济学(季刊)》第4期,第1509-1530页。
- 25.张丽平、任师攀, 2022:《促进消费金融健康发展助力释放消费潜力》,《管理世界》第5期,第107-116页。
- 26.张熠、陶旭辉、韩雨晴, 2023:《人口流动与最优社会保障区域协调模式》,《经济研究》第2期,第124-140页。
- 27.张熠、陶旭辉、宗庆庆, 2021:《去留之间:流动人口储蓄和劳动决策的分析》,《财经研究》第5期,第94-108页。
- 28.章元、王昊, 2011:《城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视:基于人口普查数据的研究》,《管理世界》第7期,第42-51页。
- 29.周闯、马旭鑫、管添, 2022:《就业正规性对农民工消费的影响:机制与检验》,《消费经济》第4期,第28-38页。
- 30.周文、赵方、杨飞、李鲁, 2017:《土地流转、户籍制度改革与中国城市化:理论与模拟》,《经济研究》第6期,第183-197页。
- 31.Becker, G. S., K. M. Murphy, and R. Tamura, 1990, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2): S12-S37.
- 32.Chamon, M. D., and E. S. Prasad, 2010, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 93-130.
- 33.Choukhmane, T., N. Coeurdacier, and K. Jin, 2023, "The One-Child Policy and Household Saving", *Journal of the European Economic Association*, 21(3): 987-1032.
- 34.Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, 2006, "Does Culture Affect Economic Outcomes?", *Journal of Economic Perspectives*, 20(2): 23-48.
- 35.Ludwig, A., and E. Vogel, 2010, "Mortality, Fertility, Education and Capital Accumulation in a Simple OLG Economy", *Journal of Population Economics*, Vol. 23: 703-735.
- 36.Modigliani, F., and S. L. Cao, 2004, "The Chinese Saving Puzzle and the Life-cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, 42(1): 145-170.
- 37.Ngai, L. R., C. A. Pissarides, and J. Wang, 2019, "China's Mobility Barriers and Employment Allocations", *Journal of the European Economic Association*, 17(5): 1617-1653.
- 38.Sieg, H., C. Yoon, and J. Zhang, 2023, "The Impact of Local Fiscal and Migration Policies on Human Capital Accumulation and Inequality in China", *International Economic Review*, 64(1): 57-93.
- 39.Wei, S. J., and X. Zhang, 2011, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China", *Journal of Political Economy*, 119(3): 511-564.

The Impact of the Household Registration System Reform on Urban Households' Consumption

MAO Shengzhi¹ WANG Junhui² ZHANG Jipeng³

(1. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics;

2. Survey and Research Center for China Household Finance, Southwestern University of Finance and Economics;

3. School of Economics, Shandong University)

Summary: A deep understanding of the relationship between the household registration system reform and urban residents' consumption is crucial for better formulating relevant policies, coordinating the expansion of domestic demand and the deepening of supply-side structural reforms, and promoting Chinese modernization and high-quality development. To study the impact of the 2014 household registration system reform on urban household consumption, this paper analyzes the stylized facts of urban households' consumption by deploying the China Household Finance Survey (CHFS) data. Following Choukhmane et al. (2023), this paper incorporates the household registration system, land system, and social security system into a three-period overlapping generations model, and theoretically explores the impact of the household registration system reform on the total consumption of various types of households. Moreover, given the CHFS data from 2013 to 2019, this paper uses the difference-in-differences (DID) method to estimate the impact of the 2014 household registration system reform on urban household consumption.

The paper finds that the impact of the household registration system reform on household consumption of urban residents is mainly reflected in the impact on rural migrants who have transferred from rural hukou to urban hukou, causing their per capita consumption expenditure to increase by 13%-15%. However, the impact on rural migrants is insignificant. The heterogeneity analysis reveals that the reform of the household registration system has a greater impact on local urban households in the elderly group, and middle-aged households who have transferred from rural hukou to urban hukou. The reform of the household registration system has increased the per capita consumption expenditure of households who have transferred from rural hukou to urban hukou by 4.8%, but it is about 3.6% lower than the per capita consumption expenditure of local urban households.

Therefore, to improve residents' consumption in the future, we must first deepen the reform of the household registration system, promote the equalization of basic public services including pensions, medical care, affordable housing, and education, reduce the household registration costs of rural migrants. Additionally, it is necessary to strengthen the employment training and supporting system for the rural migrants, and improve their human capital level, thereby improving their ability to settle down and live in cities. Finally, it is necessary to improve urban governance and develop social service organizations to provide better community services to the rural migrants, enriching their spiritual and cultural life and promoting their better integration into cities.

This paper mainly contributes to existing literature in three aspects. Firstly, this paper builds up an innovative theoretical framework, including the household registration system, land system, and social security system, to explore the systematic impact of the household registration system reform on household consumption from multiple perspectives. Secondly, this paper distinguishes between rural migrants and residents who have transferred from rural hukou to urban hukou, and analyzes the heterogeneous impact of the household registration system reform on household consumption of residents with different hukou types. Finally, this paper discusses the heterogeneous impacts of the household registration system reform on the consumption of urban residents from the perspective of endogenous migration and settlement decisions.

Keywords: Urbanization of Rural Migrants; Households' Consumption; Household Registration System Reform; Rural-to-Urban Hukou Conversion; OLG Model

JEL Classification: E21; J68; R23

(责任编辑：光明)

代际居住距离增加降低了农村家庭子女的养老支持吗

卢文秀 吴方卫

摘要：家庭养老是中国最重要的养老模式，但人口老龄化和大规模人口流动导致农村老年空巢家庭日益增加，家庭养老功能引发担忧。论文基于生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度来测度农村家庭子女的养老支持水平，分析代际居住距离对农村家庭子女养老支持的影响及其机制。研究发现：第一，总体上，代际居住距离增加显著降低了农村家庭子女的养老支持水平，这一影响在子女数量少、不与配偶同住、低收入的农村家庭中更加明显。单一维度上，随着代际居住距离增加，子女提供的生活照料和经济支持下降，但精神慰藉增加。第二，代际居住距离增加通过提高子女日常照料的机会成本和社会养老服务消费，降低养老支持水平。其中，家庭经济状况更好的农村失能老年人使用社会养老服务的可能性更大。第三，代际居住距离增加使农村老年人实际的养老模式与期望发生偏离，农村老年人的病时照护需求和分享心事需求的满足对象由子女向其他主体转移。文章研究结论不仅为重新审视家庭养老功能是否弱化提供了新视角，也为把握农村社会养老服务的着力点提供了经验支撑。

关键词：代际居住距离 农村家庭 子女养老支持 生活照料 精神慰藉 经济支持

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

人口老龄化是人类社会发展的客观趋势，也是中国正面临的重要问题。截至2023年末，全国60岁及以上和65岁及以上人口比重分别为21.10%和15.40%^①，中国已进入中度老龄化社会。农村老龄化问题更加突出，2000—2022年，65岁及以上农村人口占农村常住人口的比重从7.50%上升至19.31%，分别高于城市0.84个和7.28个百分点^②。据预测，2035年农村重度失能老年人可能达到612万~769

[资助项目] 国家自然科学基金面上项目“‘推—拉’力重构下中国农业转移劳动力空间再配置研究”（编号：72373089）；清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目（编号：202416）。

[作者信息] 卢文秀，上海财经大学财经研究所；吴方卫（通讯作者），上海财经大学城乡发展研究院，电子邮箱：wfangwei@mail.shufe.edu.cn。

^①资料来源：《中国统计年鉴2024》，<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2024/indexch.htm>。

^②资料来源：《中国2000年人口普查资料》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm>；《中国人口和就业统计年鉴2023》，<https://data.cnki.net/yearBook/>。

万人（胡宏伟和李延宇，2021；韩润霖等，2023），这将给家庭、政府和社会带来巨大挑战。对此，党的二十届三中全会提出要积极应对人口老龄化，加快补齐农村养老服务短板。《关于加快发展农村养老服务的指导意见》进一步明确了家庭在养老服务体系中的重要作用，并强调要增强家庭养老照护能力。然而，大量农村劳动力进城务工、定居，使农村老年空巢家庭不断增加。2020年，在有65岁及以上老年人的农村家庭中，纯老年人家庭占比达到43.86%，独居老年人家庭占比为23.58%，较2000年分别增加了约23个百分点和13个百分点^①。农村劳动力长期外出务工导致家庭养老中子女角色缺位，农村家庭养老功能弱化引发担忧。

现代化促使农村劳动力外出务工，进而影响农村家庭代际居住安排，这是学者们解释农村家庭子女养老支持变化的主要出发点。代际居住安排决定了家庭成员的互动方式和老年人获取养老支持的便利程度（李树苗和张丹，2022）。一般而言，成年子女与老年父母的居住距离越近，代际交换的可能性越高（Vergauwen and Mortelmans, 2020），父母的福利水平也越高（Wei and Tsay, 2024）。农村劳动力外出务工不仅增加了代际空间距离，代际精神距离也随之增加，将对老年人的身心健康产生消极影响（顾永红和刘宇，2023）。而且，代际居住距离增加会提高农村家庭养老的脆弱性（徐洁等，2019），使照料责任由子女向老年人配偶转移，这将加重老年照料者的劳动负担，导致农村留守老年人的生活质量下降（朱玲等，2020）。农村家庭子女的养老支持可能随代际居住距离的增加而下降。

然而，在经济社会环境还不能充分保障个人发展的情况下，亲属关系网还是家庭抵御外部风险的有效模式（古德，1986），家庭仍以多代联结的形式应对社会转型压力（韦宏耀和钟涨宝，2016）。代际居住距离增加使得家庭结构趋于核心化，但家庭功能的完成（如结婚购房、养老抚幼）仍有赖于从亲属网络中获取支持（王跃生，2020），家庭结构和功能呈现“形式核心化、功能网络化”的新形态（彭希哲和胡湛，2015）。在功能联系依然紧密的背景下，尽管代际居住距离增加使得生活照料和精神慰藉支持受限，但子女可以强化不受空间限制的经济支持（田北海和徐杨，2020）。经济支持提高的积极效应弥补了生活照料缺失的负面效应（刘畅等，2017），养老支持总体水平保持不变或增加。但在家庭前向与后向代际公共品投资两者相关联的约束下，受养育成本和婚嫁成本上涨的影响，家庭倾向于将有限的资源用于投资前向代际公共品，用于养老支出的可能性较低（庞丹丹，2021）。于长永等（2017）的研究也表明，农村劳动力外出降低了其作为子女对老年人的经济支持，但不会弱化对老年人的生活照料和精神慰藉。

总的来说，现有文献在子女养老支持的内涵上已达成共识，但对农村家庭子女养老支持的变化趋势及其与居住安排关系的认识仍存在分歧。究其原因，第一，代际关系平衡并非单向功能的平衡，而是多种功能综合下的平衡（王跃生，2016）。子女养老支持包括三个维度，代际居住安排对各个维度的影响可能相反。已有文献重点讨论了代际居住安排对子女养老支持单一维度的影响，忽视了对子女养老支持的总效应。第二，代际居住安排具有居住模式和居住距离双重属性，已有文献多从成年子女

^①资料来源：《中国2000年人口普查资料》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm>；《中国人口普查年鉴2020》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/7rp/indexch.htm>。

是否外出、居住安排（与子女同住、独居和空巢）等居住模式角度展开分析，仅少量文献关注了居住距离在家庭养老中的作用。吴伟（2021）证明了代际经济支持的邻近效应，余央央和陈杰（2020）、沈凯俊等（2023）分别探讨了子女居住距离对老年人认知健康和生活质量的影响。前者聚焦于经济支持单一维度，后者侧重于分析老年人福利，缺乏对子女养老支持总体水平的分析。孙鹃娟等（2023）将养老支持分为经济支持、工具支持和情感支持，并对各项支持进行归一化处理，加总计算了养老支持总体水平，但该研究忽视了各项养老支持的权重差异，且采用单一指标衡量各项支持，损失了一定的信息量。因此，从养老支持总体水平上看，居住距离增加如何影响子女养老支持水平不得而知。

鉴于此，本文拟从生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度构建农村家庭子女养老支持指标体系，分析代际居住距离对农村家庭子女养老支持水平的影响。本研究的边际贡献在于：第一，基于生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度构建子女养老支持指标体系，有助于了解农村家庭子女养老支持水平的变化情况，是对现有研究的有益补充；第二，重点关注代际居住距离对子女养老支持的影响，既避免了子代家庭性别分工和多子女责任分工的干扰，也拓展了居住安排影响子女养老支持的研究范畴；第三，本文采用机会成本法和人员替代法对子女提供养老支持的机会成本进行测算，刻画代际居住距离通过影响成年子女的照护机会成本进而影响养老支持的机制，弥补现有研究中机制分析的不足。

二、理论分析与研究假说

以亲子关系为基础的家庭代际关系本质上是一种“付出一回报”型的交换关系，表现为经济上、劳务上和精神上的双向支持（费孝通，1983；王跃生，2016）。子女养老支持可视作子女对父母“向下”代际支持的一种报答和回馈，是一种基于互惠原则的资源交换行为。因此，关于子女养老支持的研究基本围绕代际关系展开。阐释代际关系的主流理论有社会交换理论和家庭现代化理论。前者依据理性经济人、契约关系的经济学概念，解释了父母和子女出于道德义务、情感需求和经济利益，在生活照料、精神慰藉和经济支持等方面保持双向互动的原因；后者关注结构制约、观念变迁等社会学因素，将工业化视为家庭变革的关键因素，并提出了工业化影响代际关系的两个途径：其一，工业化催生新的就业机会，改变了子代对父辈的资源依赖程度，削弱了长辈权威；其二，现代社会构建起的社会保障和公共服务体系，替代了世系、宗族等亲属关系网提供的服务和帮助，代际关系逐渐松散（古德，1986；贝克尔，2005）。代际资源依赖性下降导致家庭养老功能弱化。

无论是社会交换理论还是家庭现代化理论，均以家庭策略为微观基础。家庭策略指家庭成员为应对经济社会环境变化做出的调整行为，包括家庭成员劳动分工、居住安排和代际支持等。家庭策略研究为本文提供了一个将宏观社会变迁与个体主观能动性结合的视角，因此，本文把农村家庭子女的养老支持视为一种家庭策略，将代际居住距离对子女养老支持的影响置于新家庭经济学的框架下来分析。

根据贝克尔的新家庭经济学，家庭既是生产者又是消费者；为了实现家庭效用最大化，家庭既使用货币收入从市场上购买消费性商品和生产资料性商品，又投入时间资源进行生产。按照这一分析逻辑，子女养老支持可视为子女提供的养老服务。养老服务作为一种商品，既可以由子女投入时间资源进行生产（子女养老支持），也可以通过市场购买（社会养老服务），其消费量和生产量是家庭成员

在收入和时间的双重约束下做出的家庭效用最大化决策。子女养老支持包括生活照料、精神慰藉和经济支持三个方面。代际居住距离对农村家庭子女的养老支持既有直接影响，也有间接影响。直接影响体现在生活照料上。这是因为，生活照料属于劳动和时间密集型活动，代际居住距离越远，意味着子女提供生活照料的机会成本越高。间接影响则体现在精神慰藉和经济支持上。

本文构建如下理论模型，分析代际居住距离对农村家庭子女养老支持的直接影响。前提假设有：第一，家庭成员包括需要接受养老服务的老年人和提供养老服务的子女两类；第二，养老服务由子女提供的养老服务和购买的社会养老服务共同构成；第三，子女离父母的居住地距离越远，其为父母提供生活照料的机会成本越高。家庭效用函数如下：

$$U = U(C, Q) \quad (1)$$

(1) 式中： C 代表家庭消费； Q 代表老年人接受的养老服务总量，由社会养老服务 F 和子女养老支持 I 共同构成，即 $Q = F + I$ 。家庭面临的决策问题是：

$$\max U \{C, F + I[t_1(d), x, m]\} \quad (2)$$

$$\text{s.t. } C + pF \leq w[T - t_1(d)] + W \quad (3)$$

$$t_1(d) \leq T \quad (4)$$

(2) 式中：子女养老支持 I 由生活照料、经济支持和精神慰藉构成； $t_1(d)$ 表示子女提供的照料时间，与代际居住距离 d 相关； x 表示子女提供的经济支持； m 表示子女提供的精神慰藉。(3) 式中： T 为子女可利用的总时间； w 为子女提供照料的机会成本，如照料者的工资收入； p 为社会养老服务价格； W 为家庭其他收入（包括家庭储蓄、老年人养老金收入等）。其拉格朗日函数为：

$$L = U(C, Q) + \lambda_1[W + wT - wt_1(d) - C - pF] + \lambda_2[T - t_1(d)] \quad (5)$$

求解一阶条件得：

$$\partial U / \partial C = \lambda_1 > 0 \quad (6)$$

$$\lambda_1[W + wT - wt_1(d) - C - pF] = 0 \quad (7)$$

$$\partial L / \partial d = 2w(\partial U / \partial C) / (\partial U / \partial Q) \times (\partial t_1 / \partial d) \quad (8)$$

根据 (7) 式可知， $\partial t_1 / \partial w = -[W - C - pF] / w^2$ 。若家庭其他收入足以支付家庭一般消费和购买社会养老服务的费用，子女提供照料的机会成本增加会促使其减少生活照料时间。也就是说，代际居住距离增加会通过提高机会成本的机制减少生活照料时间，即 $\partial t_1 / \partial d < 0$ 。由于 $\partial U / \partial C > 0$ 且 $\partial U / \partial Q > 0$ ，可得 $\partial L / \partial d < 0$ 。另外， $\partial t_1 / \partial F = -p / w < 0$ ，说明社会养老服务会挤出生活照料时间。随着代际居住距离增加，老年人的社会养老服务消费量增加，会对子女提供的生活照料时间

产生替代效应。再根据 $\partial I / \partial t_1 = 2w(\partial U / \partial C) / (\partial U / \partial Q) > 0$ 可知,生活照料时间减少将导致子女养老支持水平下降。由此,本文提出研究假说 H1 和 H2。

H1: 代际居住距离增加会促使子女减少生活照料,进而降低养老支持总体水平。

H2: 代际居住距离增加会通过增加子女提供照料的机会成本和老年人社会养老服务消费量,使子女减少对老年人的生活照料时间,进而使子女提供的养老支持总体水平降低。

从代际居住距离对农村家庭子女养老支持的间接影响看,代际居住距离与精神慰藉之间并非简单的线性关系。这是因为,根据居住距离的远近,代际居住安排还可以分为“分而不离”和“既分又离”两种情形(郑晓冬和方向明,2018),这两种情形对子女精神慰藉支持的影响不同。具体而言,相较于与子女同住,“分而不离”的近邻居住使两代人都能拥有相对独立的生活空间,避免了认知与观念差异所导致的代际冲突(余央央和陈杰,2020);与“既分又离”的远距离居住相比,近邻居住既可以保障老年人获得必要的生活照料,还能通过代际互动提升双方的主观幸福感(李新恒和郭继强,2024)。因此,与同住和远距离居住相比,近邻居住更有利于维持较强的亲情联系,从而促使子女提供更多的精神慰藉支持。由此,本文提出研究假说 H3。

H3: 相较于与子女同住和远距离居住的老年人,与子女近邻居住的老年人获得的精神慰藉更多。

从经济支持维度看,理论上,经济支持不受空间限制,代际居住距离对子女经济支持的影响应微乎其微。但坚持文化影响论的研究认为,当前农村居民代际互动依然紧密(韦宏耀和钟涨宝,2016),子女普遍存在“资源补偿”心理,即居住距离较远的子女倾向于增加经济支持以弥补对老年父母生活照料和精神慰藉的不足。而基于互助理论的研究则认为:抚养不是养老支持的充分条件,代际团结需要各代之间不断地相互支持才能维持,代际关系表现出典型的短期互惠特征(王跃生,2016)。因此,子女的经济支持是为了补偿父母近期提供的服务(吴伟,2021),包括照料孙子女、提供家务帮助等(鲍莹莹,2019)。代际居住距离越远,老年父母提供劳务支持的可能性越小,因而获得的经济支持也越少。究竟哪种理论解释更贴近中国农村的现实,还需要结合农村发展的经济社会背景来看:一方面,经济快速发展在促进农村居民收入增长的同时,也使社会保障水平明显提高,这为老年人提高经济独立性和子女减少经济支持创造了条件;另一方面,快速城镇化背景下农村家庭子女的市民化压力向老年父母转嫁,老年父母不得不降低物质需求,甚至提高对子女的经济支持以助其完成市民化。可见,代际居住距离对农村家庭子女经济支持的负向影响可能更大。

此外,老年人对养老支持的需求是有弹性的(田北海和徐杨,2020)。数据显示^①,完全失能老年人日常生活照料需求率高达 96.67%,半失能老年人的这一需求率为 78.35%,自理能力完好老年人的这一需求率仅 10.18%,说明老年人的养老需求与自理能力紧密相关。一般而言,自理能力完好的老年人适应能力较强,可以通过调整养老策略以适应子女养老支持的减少,更倾向于采取自我养老型策略(李树茁等,2023),此时社会养老服务消费量不会增加。若老年人缺乏自理能力,对养老支持的需求则趋于刚性。倘若与子女近邻居住,子女养老支持不会下降;倘若子女居住距离较远,不具备提

^①资料来源:《老年人养老服务及用品需求状况分析》, <https://www.silverindustry.cn/pressdetail/1907.html>。

供日常照护的条件，子女由于机会成本过高而降低养老支持，会促使老年人的社会养老服务需求增加。根据（7）式可得 $\partial F / \partial W = 1 / p > 0$ ，即农村老年人对社会养老服务的需求与家庭经济状况有关。综上可知：第一，代际居住距离对子女养老支持的影响因农村老年人自理能力的不同而有差异；第二，随着代际居住距离增加，农村老年人是否增加社会养老服务需求与其自理能力和家庭经济状况有关。

三、数据来源、变量选取与实证模型

（一）数据来源

本文研究数据来源于中国老年健康影响因素跟踪调查（The Chinese longitudinal healthy longevity survey，简称 CLHLS）。CLHLS 是由北京大学健康老龄与发展研究中心组织的一项覆盖全国范围的老年人追踪调查。本文采用该数据的原因是：第一，该数据调查周期长、覆盖范围广，属于追踪数据，有助于了解农村家庭子女养老支持的动态变化趋势；第二，该数据调查内容涵盖老年人及其家庭基本情况、老年人健康和生活质量、详细的养老支持情况，符合本文研究需要；第三，该数据提供了每个老年人所有子女的常住地信息，可为本文检验代际居住距离与农村家庭子女养老支持的逻辑关联提供支撑。本文从 2005 年、2008 年、2011 年、2014 年和 2018 年五轮调查数据中选取同时符合以下条件的农村受访者作为研究对象：一是年龄为 65 岁及以上，二是至少有一个健在子女，三是被连续追踪 2 次及以上。剔除主要变量存在缺失值的样本后，本文最终获得 14402 个有效观测值。

（二）变量选取与描述性统计

1.被解释变量：子女养老支持。《中华人民共和国老年人权益保障法》规定：“赡养人应当履行对老年人经济上供养、生活上照料和精神上慰藉的义务，照顾老年人的特殊需要。”^①因此，本文从生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度考察农村家庭子女养老支持水平。首先，采用极差法对数据进行标准化处理。其次，确定指标权重。本文采用因子分析法确定二级指标权重^②；参考杨晶等（2022）对于家庭照护投入指标体系的权重确定方法，以等权重法确定三级指标权重。最后，利用因子分析法和等权重法计算得到的权重结果测算农村家庭子女养老支持的综合得分以及不同维度养老支持得分。另外，本文采用熵值法计算指标权重作为对比。具体指标以及对应权重如表 1 所示。生活照料、精神慰藉和经济支持的权重分别为 0.469、0.282 和 0.249，说明生活照料在农村家庭养老中占据主要地位。

表 1 农村家庭子女养老支持指标体系与权重

二级指标	三级指标	赋值方法	权重	
			因子分析法	熵值法
生活照料	生病时的主要照护者是否为子女	是=1，否=0	0.469	0.106
	平时交流最多的是否为子女	是=1，否=0		0.206

^①参见《中华人民共和国老年人权益保障法》，https://www.gov.cn/guoqing/2021-10/29/content_5647622.htm。

^②球形分析结果表明 $KMO=0.741$ 。当 $KMO \in [0.7, 0.9]$ 时， KMO 是显著的，所选变量适合做因子分析。三个特征值分别为 3.238、1.784 和 1.271，说明选择这三个因子来综合评价农村家庭子女的养老支持水平是可行的。

表 1 (续)

生活照料	有心事时, 是否最先告诉子女	是=1, 否=0	0.469	0.146
	遇到困难时, 是否最先向子女求助	是=1, 否=0		0.096
精神慰藉	经常来看您的子女个数	连续变量 (人)	0.282	0.046
	经常通讯联系的子女个数	连续变量 (人)		0.053
经济支持	近一年来, 子女给您的现金支持	连续变量 (元)	0.249	0.047
	主要经济来源是否为子女	是=1, 否=0		0.124
	医疗费用主要支付者是否为子女	是=1, 否=0		0.176

表 2 汇报了 2005—2018 年农村家庭子女养老支持的动态变化趋势。从时间趋势看, 总体上, 子女养老支持、生活照料和精神慰藉的支持水平均有所增加, 但经济支持水平有所下降。这可能是因为农村社会养老保险制度的持续健全为老年人提供了经济保障, 也可能与非正规就业提高了老年人的经济积累有关。分年度看, 随着代际居住距离的增加, 子女养老支持、生活照料和经济支持的水平总体上均明显下降, 说明代际居住距离与子女的养老支持水平负相关; 精神慰藉的支持水平随着代际居住距离增加先上升后下降, 最近子女常住地在本乡镇的老年人获得的情感支持最多。

表 2 不同代际居住距离下农村家庭子女养老支持的动态变化 (2005—2018 年, 均值)

类型	居住距离	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年	2018 年
子女养老支持	全样本	0.499	0.520	0.503	0.484	0.514
	与子女同住	0.585	0.610	0.565	0.553	0.553
	本乡镇	0.408	0.438	0.457	0.465	0.512
	本乡镇外	0.342	0.365	0.392	0.373	0.437
生活照料	全样本	0.259	0.274	0.273	0.270	0.296
	与子女同住	0.336	0.359	0.335	0.334	0.339
	本乡镇	0.176	0.194	0.224	0.249	0.293
	本乡镇外	0.139	0.155	0.185	0.186	0.220
精神慰藉	全样本	0.083	0.089	0.088	0.094	0.098
	与子女同住	0.072	0.077	0.076	0.090	0.092
	本乡镇	0.097	0.103	0.100	0.097	0.099
	本乡镇外	0.086	0.089	0.085	0.087	0.103
经济支持	全样本	0.156	0.156	0.142	0.121	0.120
	与子女同住	0.177	0.174	0.154	0.129	0.122
	本乡镇	0.135	0.141	0.133	0.119	0.120
	本乡镇外	0.117	0.121	0.122	0.100	0.114

资料来源: 笔者根据 CLHLS 的 2005 年、2008 年、2011 年、2014 年和 2018 年数据整理计算所得。

2. 核心解释变量: 代际居住距离。本文根据老年人常住地与最近子女常住地的距离将代际居住距离设定为三个虚拟变量: 一是与子女同住。若老年人与子女同住, 变量赋值为 1, 否则为 0。二是代际居住距离为本乡镇。若离自己最近的子女的常住地在本乡镇, 变量赋值为 1, 否则为 0。三是代际居住

距离为本乡镇外。若离自己最近的子女的常住地在本乡镇外，变量赋值为 1，否则为 0。本文将代际居住距离为本乡镇的情况视为老年人与子女近邻居住，选择“是否在本乡镇内”作为区分子女与父母居住距离远近阈值的原因是：第一，已有研究多将超过 30 分钟车程（公共交通）的距离定义为远距离居住（Choi et al., 2020）。第二，由于本文采用“离老年人常住地最近的子女的常住地距离”测度代际居住距离，而样本中的老年人均于 1954 年以前出生，有 3 个及以上子女的老年人占比达 87.37%，老年人全部子女均居住在县外的情况较少，因而以“是否在本乡镇内”为阈值具有一定的合理性。

3.控制变量。根据社会交换理论，家庭内部父辈与子代之间存在一种付出回报型交换关系，父母的养老需求和社会经济地位会影响子女的赡养行为。因此，本文分别控制了以下因素：一是反映老年人养老需求的个体特征，包括年龄、性别、婚姻状况、日常活动能力；二是反映老年人社会经济地位的主要因素，包括受教育年限、退休前职业、主要经济来源、家庭人均收入、生活是否富裕、养老保险和医疗保险参保情况。根据家庭现代化理论，家庭结构小型化是家庭养老功能弱化的主要原因，而社区养老服务等正式照料与家庭非正式照料之间存在替代关系（蔡伟贤等，2021；孙鹃娟等，2023），因此，本文进一步控制了健在子女数量和社区养老服务两个变量。

变量定义和描述性统计结果如表 3 所示。按照农村家庭子女养老支持水平的中位数，本文将样本分为高支持水平组和低支持水平组两组，低支持水平组的子女养老支持得分均值仅为高支持水平组的 42.39%。组间差异检验结果显示，与低支持水平组相比，高支持水平组老年人的年龄更大、健康状况更差、女性和未婚（包括离异和丧偶）的比例更高、人力资本水平和经济独立性更低。这说明，农村相对弱勢的老年群体依然高度依赖子女的养老支持。

表 3 变量定义与描述性统计结果

变量	变量定义	全样本	高支持水平组	低支持水平组	组间差异
被解释变量					
子女养老支持	根据指标体系计算的综合得分	0.505	0.710	0.301	-0.409***
生活照料	生活照料维度对应得分	0.271	0.434	0.107	-0.327***
精神慰藉	精神慰藉维度对应得分	0.089	0.092	0.085	-0.007***
经济支持	经济支持维度对应得分	0.146	0.183	0.109	-0.074***
核心解释变量					
与子女同住	老年人与子女同住=1，否则=0	0.458	0.608	0.308	-0.299***
本乡镇	最近子女的常住地在本乡镇内=1，否则=0	0.480	0.359	0.601	0.242***
本乡镇外	最近子女的常住地在本乡镇外=1，否则=0	0.062	0.033	0.091	0.057***
控制变量					
年龄	调查年份老年人实际年龄（岁）	83.164	87.058	79.274	-7.784***
性别	男性=1，女性=0	0.456	0.328	0.585	0.257***
婚姻状况	已婚=1，未婚、离异、丧偶=0	0.435	0.110	0.760	0.650***
日常活动能力	六项日常活动能力存在困难的项数（项）	0.416	0.555	0.276	-0.279***
受教育年限	老年人接受学历教育的时间（年）	1.950	1.265	2.633	1.368***

表3（续）

退休前职业					
知识性工作	退休前职业为专业技术人员、医生、教师和 行政管理人员等=1，否则=0	0.059	0.029	0.090	0.061***
操作性工作	退休前职业为工人、服务人员或农民=1，否 则=0	0.864	0.879	0.849	-0.030***
无固定工作	退休前主要从事家务劳动或为无业人员=1， 否则=0	0.077	0.092	0.061	-0.031***
主要经济来源	以退休金和劳动为主要经济来源=1，否则=0	0.231	0.076	0.385	0.309***
家庭人均收入	上一年家庭人均收入（元）	6974.266	7009.470	6939.101	-70.370
生活是否富裕	生活水平在当地属于：富裕或比较富裕=1， 一般、比较困难或很困难=0	0.151	0.152	0.150	-0.003
参保情况					
养老保险	参加养老保险=1，否则=0	0.222	0.158	0.286	0.128***
医疗保险	参加医疗保险=1，否则=0	0.679	0.664	0.693	0.028***
健在子女数量	健在的子女数量（人）	4.298	4.486	4.111	-0.374***
社区养老服务	所在社区提供养老服务=1，否则=0	0.395	0.388	0.402	0.013*

注：①表中数据为均值；②***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

（三）模型设定

在居住安排对子女赡养行为影响的实证研究中，内生性是需要重点考虑的问题。固定效应模型可以有效解决不随时间变化的未观测遗漏变量问题，因此，本文在基准回归中使用引入年份和个体固定效应的双向固定效应模型，同时使用倾向得分匹配法和工具变量法进行稳健性检验。模型设定如下：

$$esupp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 distan_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

（9）式中： $esupp_{it}$ 表示个体 i 在 t 期获得的由子女提供的养老支持水平； $distan_{it}$ 表示个体 i 在 t 期的居住地与最近子女常住地的距离； X_{it} 表示控制变量； λ_t 和 μ_i 分别表示年份固定效应和个体固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项， α_0 、 α_1 和 α_2 表示待估计参数。本文重点关注 α_1 ，该参数反映了代际居住距离对农村家庭子女养老支持水平的影响。

进一步，文章借鉴吕明阳和彭希哲（2021）对家庭照料机会成本的估算思路，分别采用机会成本法和人员替代法估算子女提供生活照料的机会成本，以进行机制分析。第一，机会成本法。子女因照料老年人放弃了部分工作时间，这部分工作时间对应的工资性收入可视为子女对老年人提供生活照料的机会成本。估算机会成本需要满足以下前提假设：首先，子女提供的生活照料是无偿服务。其次，老年人需要的平均照料时间取决于自身健康水平和年龄。最后，常住地在本乡镇范围内的子女，因放弃工作时间而承担的工资性收入损失对应的是本地农民工平均工资性收入；对于常住地在本乡镇外的子女，这一损失可以用外地农民工平均工资性收入来核算。第二，人员替代法。假设子女将时间用于工作而非照料老年人，则需要按照老年人的需求购买养老服务，养老服务价格可视为生活照料的机会成本。

机会成本的估算步骤是：首先，核算不同居住距离的子女因提供生活照料而放弃的工资性收入；其次，依据老年人的健康水平和年龄估算其所需的生活照料时间；最后，计算子女按照老年人需要的照料时间提供照料所承担的机会成本。机制分析的逻辑是：子女提供生活照料的机会成本越高，则子女提供的照料时间越少；子女按照老年人的需要为其购买社会养老服务的成本越高，子女越可能放弃购买服务，由自己来提供照料服务。简言之，机会成本和使用社会养老服务会通过影响子女对老年人的生活照料时间，进而影响子女的养老支持水平。本文构建如下模型进行机制检验：

$$time_{it} = \beta_0 + \beta_1 cost_{it} + \beta_2 serve_{it} + \beta_3 X_{it} + \lambda_t + \mu_s + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$esupp_{it} = \delta_0 + \delta_1 time_{it} + \delta_2 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

(10) 式中： $time_{it}$ 表示个体 i 的子女在 t 期每周实际提供的生活照料时间的对数值，根据受访者对“近一个星期以来，您的子女为您提供的日常照料帮助的总小时数有多少”的回答进行测算。 $cost_{it}$ 表示个体 i 的子女若根据其需求提供照料，子女所承担的机会成本（对应上述两种测量方法估算的机会成本）。 $serve_{it}$ 表示个体 i 在 t 期是否使用社会养老服务，根据受访者对“当您需要照料时，谁是主要照料者”的回答进行定义：若受访者回答照料的主要提供者是社会服务机构、保姆和朋友邻里，则定义该老年人使用社会养老服务。 X_{it} 是控制变量。 λ_t 和 μ_s 分别为年份和省份固定效应。 ε_{it} 表示随机扰动项。周照料时间存在零值左截取的特征，因而 (10) 式采用 Tobit 模型进行估计。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

基准回归结果如表 4 所示。总体上，农村家庭子女的养老支持水平随代际居住距离的增加而降低。相比于与子女同住的老年人，最近子女常住地在本乡镇内的老年人获得的养老支持水平要低 0.027，在本乡镇外的要低 0.043。分维度看，在生活照料维度，相比于与子女同住的老年人，最近子女常住地在本乡镇内和本乡镇外的老年人获得的生活照料水平分别要低 0.036 和 0.050。在精神慰藉维度，与子女近邻居住的老年人能获得更高的精神慰藉支持，这说明子女提供精神慰藉支持存在最优距离。这为余央央和陈杰（2020）子女近邻居住更利于老年人认知健康的结论提供了支撑，也反映出子女可能存在“搭便车”心理，即当老年人与子女同住时，其他子女会减少探望和联系的频率。在经济支持维度，代际居住距离增加导致子女经济支持水平降低。综上可得出三点结论：第一，从农村家庭子女养老支持的总体水平看，与最近子女常住地的距离越远，老年人获得的养老支持越少；第二，根据因子权重，生活照料在农村家庭养老中占据重要地位，而代际居住距离增加对生活照料的负面影响较大，这表明生活照料服务应成为农村社会养老服务的重点；第三，子女同时存在“搭便车”和“资源补偿”心理，与已有研究“子女会通过强化经济支持来弥补生活照料和精神慰藉的不足”的观点不同，本文研究发现，子女会通过强化精神慰藉来弥补生活照料和经济支持的不足。研究假说 H1 和 H3 得到证实。

表 4 代际居住距离对子女养老支持影响的基准回归结果

变量	子女养老支持		生活照料		精神慰藉		经济支持	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
本乡镇	-0.027***	0.005	-0.036***	0.004	0.016***	0.001	-0.007***	0.002
本乡镇外	-0.043***	0.009	-0.050***	0.007	0.012***	0.002	-0.006*	0.003
年龄	-0.002	0.002	-0.001	0.002	0.000	0.000	-0.002**	0.001
婚姻状况	-0.236***	0.007	-0.223***	0.006	-0.001	0.001	-0.012***	0.003
日常活动能力	-0.000	0.002	-0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001
知识性工作	0.023	0.022	0.024	0.019	-0.005	0.005	0.005	0.009
无固定工作	0.012	0.013	0.007	0.011	0.002	0.003	0.002	0.006
主要经济来源	-0.115***	0.005	-0.024***	0.004	-0.001	0.001	-0.091***	0.002
家庭人均收入	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	-0.000	0.000
生活是否富裕	0.005	0.004	0.006*	0.004	0.000	0.001	-0.001	0.002
养老保险	-0.010**	0.005	0.001	0.004	-0.000	0.001	-0.011***	0.002
医疗保险	-0.004	0.004	0.003	0.003	0.000	0.001	-0.007***	0.001
健在子女数量	0.016***	0.002	0.002	0.002	0.011***	0.000	0.003***	0.001
社区养老服务	0.008***	0.003	0.005**	0.003	0.003***	0.001	0.000	0.001
个体固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	14402		14402		14402		14402	
R ²	0.240		0.238		0.187		0.252	

注：①表中回归的对照组都是与子女同住的老年人；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③标准误是聚类稳健标准误；④由于控制了个体固定效应，性别与受教育年限这两个不随时间变化的变量没有估计结果。

（二）内生性处理与稳健性检验

1.倾向得分匹配法。本文选取全部控制变量为匹配变量对农村老年人进行分组匹配，以估计代际居住距离对农村家庭子女养老支持的平均处理效应。首先，将独自居住的老年人作为处理组，将与子女同住的老年人作为对照组，进行匹配；其次，将最近子女常住地在本乡镇内的老年人作为处理组，将与子女同住的老年人作为对照组，进行匹配；最后，将最近子女常住地在本乡镇外的老年人作为处理组，将与子女同住的老年人作为对照组，进行匹配。核匹配的估计结果显示（见表 5），子女与老年人的居住距离越远，其对老年人提供的养老支持、生活照料和经济支持水平越低，精神慰藉支持水平越高，这一结果与基准回归结果一致。

表 5 代际居住距离对子女养老支持影响的倾向得分匹配法估计结果

变量	子女养老支持	生活照料	精神慰藉	经济支持
独自居住	-0.029*** (0.005)	-0.037*** (0.004)	0.015*** (0.001)	-0.007*** (0.002)
本乡镇	-0.028*** (0.005)	-0.036*** (0.004)	0.015*** (0.001)	-0.007*** (0.002)

表 5（续）

本乡镇外	-0.043*** (0.016)	-0.048*** (0.014)	0.013*** (0.003)	-0.007 (0.006)
------	----------------------	----------------------	---------------------	-------------------

注：①表中回归的对照组都是与子女同住的老年人；②独自居住包括最近子女在本乡镇内和在本乡镇外两类；③***表示 1% 的显著性水平；④括号内是聚类稳健标准误。

2.工具变量法。余央央和陈杰（2020）、沈凯俊等（2023）认为，第一个孩子的性别可作为代际居住距离的有效工具变量。一方面，受父系家族传承规制，儿子（尤其是长子）在家族以及在赡养父母方面承担主要责任。尤其在中国农村地区，父母多与长子共同居住，因此第一个孩子的性别与代际居住距离存在一定的相关性。另一方面，出生次序和性别具有随机性，第一个孩子的性别对全部子女提供的养老支持不存在直接影响，满足工具变量的外生性要求。因此，本文选取第一个孩子的性别作为第一个工具变量。此外，文化传统等深层次的文化因素是长期稳定的，会深刻影响并固化人们的行为，可能对代际居住模式产生一定影响。本文借鉴李新恒和郭继强（2024）的研究，选取所在省份代际居住距离的平均值作为第二个工具变量，当内生变量是本乡镇和本乡镇外时，代际居住距离平均值分别为所在省份最近子女居住距离在本乡镇的比例和所在省份最近子女居住距离在本乡镇外的比例。代际居住距离的平均值在一定程度上反映了当地文化传统，可能对家庭居住安排产生影响，但不会直接影响受访者子女的养老支持。本文内生变量为虚拟变量，故采用两阶段残差介入法进行估计。

在相关性方面，表 6 第一阶段回归结果显示，“第一个孩子是儿子”和“代际居住距离平均值”两个工具变量对代际居住距离具有显著的正向影响，这与已有研究结论一致。在排他性方面，本文借鉴邢斐等（2023）的做法，采用将核心解释变量与工具变量同时纳入模型的方式进行排他性检验。结果显示，工具变量的估计系数不显著，核心解释变量的估计系数和显著性未发生明显改变，说明工具变量满足排他性要求^①。第二阶段估计结果显示，随着代际居住距离增加，子女养老支持、生活照料和经济支持的水平均下降，精神慰藉的水平有所提高，说明基准回归结果是稳健的。

表 6 代际居住距离对子女养老支持影响的工具变量法估计结果

变量	第一阶段		第二阶段			
	本乡镇	本乡镇外	子女养老支持	生活照料	精神慰藉	经济支持
本乡镇			-0.029*** (0.007)	-0.037*** (0.006)	0.015*** (0.001)	-0.007*** (0.003)
本乡镇外			-0.043*** (0.010)	-0.049*** (0.008)	0.013*** (0.002)	-0.008** (0.003)
第一个孩子是儿子	0.203*** (0.048)	-0.059 (0.092)				
代际居住距离平均值	4.527*** (0.351)	12.749*** (1.312)				

^①限于篇幅，排他性检验结果未展示，具体见《中国农村经济》网站和中国知网的本文附录。

表 6 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体或省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14402	14396	14402	14402	14402	14402
Pseudo R ² 或 R ²	0.120	0.103	0.240	0.238	0.187	0.252

注：①回归中的对照组都是与子女同住的老年人；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③括号内是聚类稳健标准误。

3.其他稳健性检验。本文采用基于熵值法计算的养老支持水平作为被解释变量、将样本数据替换为至少连续 3 期参与调查的样本这两种方式进行稳健性检验。表 7 结果显示，随着代际居住距离增加，子女提供的总体养老支持、生活照料和经济支持水平降低，与子女近邻居住的老年人能获得更高的精神慰藉支持，该结论与基准回归基本一致。此外，本文将核心解释变量替换为居住模式，包括独居、夫妻空巢、与子女同住、与其他家庭成员同住四类。表 7 结果显示，相比于与其他家庭成员共同居住，夫妻空巢的老年人获得的养老支持下降幅度更大，说明老年配偶承担起了部分照料责任。与子女同住显著增加了老年人获得的养老支持水平（包括生活照料和经济支持），但经常探望和通讯联系的子女数减少，再次证明子女在提供养老支持时可能存在“搭便车”心理。

表 7 代际居住距离对子女养老支持影响的稳健性检验结果

稳健性 检验方法	变量	子女养老支持		生活照料		精神慰藉		经济支持	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
采用熵值法	本乡镇	-0.051***	0.006	-0.042***	0.005	0.005***	0.000	-0.014***	0.003
	本乡镇外	-0.070***	0.011	-0.061***	0.009	0.004***	0.001	-0.013**	0.005
替换样本 数据	本乡镇	-0.024***	0.006	-0.035***	0.005	0.016***	0.001	-0.005**	0.002
	本乡镇外	-0.037***	0.010	-0.049***	0.009	0.012***	0.002	-0.001	0.004
替换核心 解释变量	独居	-0.014**	0.007	-0.011**	0.006	-0.001	0.001	-0.001	0.002
	夫妻空巢	-0.042***	0.007	-0.036***	0.006	0.003**	0.001	-0.009***	0.002
	与子女同住	0.017***	0.006	0.027***	0.005	-0.014***	0.001	0.005**	0.002

注：①在采用熵值法和替换样本数据的回归中，对照组为与子女同住的老年人；在替换核心解释变量的回归中，对照组为与其他家庭成员同住的老年人。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③标准误是聚类稳健标准误。

(三) 异质性分析

1.子女数量差异。子女尽孝的“竞相示范”作用明显大于“互相推责”，所以，子女数量增加，能够显著提高代际经济支持水平，改善农村老年人的精神状况（刘生龙等，2020）。据此推测，代际居住距离增加对子女数量较少的农村老年人的影响可能更大。本文将全样本分为有 2 个及以下子女的老年人和多于 2 个子女的老年人，进行分组回归。表 8 结果显示，随着代际居住距离增加，有 2 个及以下子女的老年人获得的养老支持降幅明显大于子女数量多于 2 个的老年人。另外，考虑到样本均为 1954 年以前出生的老年人，平均子女数量为 4 人，受独生子女政策的影响较小，可以认为现阶段农村

地区与子女近邻而居的老年人依然占大多数。当受独生子女政策实施影响较大的 20 世纪 60 年代及以后出生的人口步入老年期，代际居住距离对子女养老支持的影响值得更多关注。

2.配偶同住情况。代际居住分离改变了传统的家庭照料劳动分工，在有照料需求的农村老年人中，接受配偶照护的老年人占比为 68.98%，配偶已成为主要的家庭照料提供者（卢文秀和吴方卫，2024）。当配偶无法提供照料时，子女才会作为照料服务提供者介入（Grujters，2017），因此，代际居住距离增加对与配偶同住的老年人影响较小。本文按照是否与配偶同住将样本分为两组，分别进行回归。表 8 结果显示，当最近子女的常住地在本乡镇外时，代际居住距离增加对两组老年人的影响存在显著差异，不与配偶同住的老年人获得的养老支持显著降低。可能的原因是，与配偶同住的老年人更少依赖子女，代际居住距离对子女养老支持影响不大。这表明，丧偶、独居老年人面临的养老风险需要得到重点关注。

3.经济状况差异。家庭现代化理论和遗产动机理论都倾向于表达一种议价能力模型，即代际存在一种议价关系，当父母拥有的资源（如财产）较多时，与成年子女的议价能力增强，有助于获得更多生活照料和情感支持。对于经济状况较好的农村老年人，子女可能出于对相关资产的期待而提供更多养老支持。因此，本文按照家庭人均收入的 75%分位数和 50%分位数将老年人分为低收入组（小于 50%分位数）、中等收入组（大于等于 50%分位数且小于 75%分位数）和高收入组（大于等于 75%分位数），进行分组回归。表 8 结果显示，随着代际居住距离增加，低收入老年人获得的养老支持明显下降，中等收入和高收入老年人无明显变化，说明低收入老年人更有可能陷入无人照料的养老风险之中。因此，子女远距离居住的低收入老年人应该成为农村社会养老服务的重点保障对象。

表 8 代际居住距离对子女养老支持影响的异质性分析结果

分组依据	组别	本乡镇		本乡镇外	
		系数	标准误	系数	标准误
子女数量	2 个及以下子女	-0.044**	0.018	-0.104***	0.032
	多于 2 个子女	-0.024***	0.005	-0.035***	0.009
配偶同住情况	与配偶同住	-0.017**	0.009	-0.013	0.013
	不与配偶同住	-0.023***	0.006	-0.058***	0.014
家庭收入	低收入	-0.036***	0.009	-0.059***	0.017
	中等收入	-0.018	0.014	-0.029	0.029
	高收入	-0.017	0.012	-0.023	0.018

注：①表中各回归的对照组都是与子女同住的老年人。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③标准误是聚类稳健标准误。④在子女数量分组中，两组的组间系数差异分别为-0.020（p 值是 0.020）和-0.069（p 值是 0.000）；在配偶同住情况的分组中，“本乡镇”的回归系数差异不显著，“本乡镇外”的回归系数差异为-0.045（p 值是 0.010）。

（四）机制检验

为了验证假说 H2，本文首先采用机会成本法（对应变量为“机会成本 1”）和人员替代法（对应变量为“机会成本 2”）两种方法估算子女提供家庭照料的机会成本。机会成本 1 以子女按照老年人的需要提供生活照料所放弃的工资性收入衡量。计算步骤如下：第一步，计算不同年龄和健康水平的

老年人需要的平均家庭照料时间；第二步，计算按照老年人的需要提供生活照料使子女放弃的工资性收入。若子女居住在本乡镇内（外），利用本地（外地）农民工单位小时工资与老年人所需照料时间的乘积表示机会成本 1。机会成本 2 以家庭按照老年人的照料需要为其购买养老服务所承担的费用衡量。计算步骤如下：第一步，计算不同自理能力的老年人购买养老服务的平均支出；第二步，假设自理能力相同的老年人购买养老服务的支出相同，计算老年人的养老服务费用。在此基础上，本文分析机会成本和使用社会养老服务对子女每周照料时间的影响，以及照料时间变化对子女养老支持的影响。

表 9 结果表明，子女提供照料的机会成本每增加 10 元（每周），将使每周照料时间减少 2%；社会养老服务价格每上涨 1%，子女每周照料时间增加 1.158 倍；老年人使用社会养老服务将导致子女每周照料时间明显减少；每周照料时间与子女提供的养老支持、生活照料和经济支持的水平正相关。由此可见，子女提供照料的机会成本增加、老年人使用社会养老服务，均会促使子女减少对老年人的照料时间，从而降低养老支持水平。研究假说 H2 被证实。

表 9 代际居住距离对子女养老支持影响的机制检验结果

变量	周照料时间	子女养老支持	生活照料	精神慰藉	经济支持
机会成本 1	-0.002*** (0.000)				
机会成本 2	1.158** (0.484)				
社会养老服务	-1.239*** (0.300)				
周照料时间		0.010*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.000 (0.000)	0.002*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体或省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12833	12833	12833	12833	12833
Pseudo R ² 或 R ²	0.274	0.243	0.232	0.162	0.259

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误。

五、拓展分析

（一）考虑农村老年人的自理能力

相比自理能力完好的老年人，失能老年人的适应调整能力更差，对子女养老支持的需求更高。老年人一旦失能，家庭成员尤其是子女将成为日常生活照料的重要提供者。对于失能老年人，代际居住距离对子女养老支持的负面影响可能更小。本文将日常活动能力存在困难项数大于等于 1 项的老年人视为失能老年人，在（9）式中加入失能与代际居住距离的交乘项，以验证上述推论。回归结果如表 10（1）列所示，与最近子女常住地在本乡镇的健康老年人相比，失能老年人获得的子女养老支持增加；

与最近子女常住地在本乡镇外的健康老年人相比，失能老年人获得的子女养老支持未明显增加。这支撑了甘颖（2023）提出的“即使父母失能，一些子女受制于家庭发展压力仍不选择返乡照顾”的观点。可见，子女是否增加对失能父母的养老支持，是家庭效用最大化约束下的一个充满张力和变动的决策过程。

代际居住距离的限制降低了失能老年人依靠单一主体养老的可能性，代际居住距离增加是否会提高农村老年人使用社会养老服务的概率？本文将高收入组（大于等于家庭人均收入的 75%分位数）的老年人定义为家庭经济状况好的老年人，将失能与家庭经济状况好的交乘项加入模型进行回归。表 10（2）列结果显示，代际居住距离增加显著提高了农村老年人使用社会养老服务的概率，失能且家庭经济状况好的老年人使用社会养老服务的概率更高。

表 10 考虑老年人自理能力的回归结果

变量	(1) 子女养老支持		(2) 社会养老服务	
	系数	标准误	系数	标准误
本乡镇	-0.031***	0.005	1.257***	0.165
本乡镇外	-0.044***	0.009	2.215***	0.213
失能	-0.004	0.008	0.648***	0.221
本乡镇×失能	0.023***	0.009		
本乡镇外×失能	0.005	0.023		
家庭经济状况好			-0.013	0.188
失能×家庭经济状况好			0.699**	0.314
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体或省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14402		14067	
R ²	0.241		0.191	

注：①表中各回归的对照组都是与子女同住的老年人；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③标准误是聚类稳健标准误。

（二）考虑农村老年人养老需求的满足情况

根据利他主义理论，如果父母是利他主义者，父母会通过调整自己的捐赠和消费行为以保证家庭成员能够抵御外界风险。基于此，不少研究认为，当家庭面临经济压力时，农村老年人对传统孝道规范的认知和对家庭养老的期望会发生变化，从而减少对子女的依赖，甚至承担起照料孙辈的责任（韦宏耀和钟涨宝，2016）。农村老年人对子女赡养行为的期望水平并不高，实际获得的养老支持基本可以满足赡养期望，所以，农村老年人对子女孝顺程度的评价依然很高（庞丹丹，2021）。可见，仅从客观层面定量分析子女养老支持的变化，难以对家庭养老功能弱化抑或强化做出合理判断，还要结合养老支持满足赡养期望的程度进行综合评判。本部分采用农村老年人的实际居住模式与期望是否一致

来衡量养老需求满足情况。具体测量方法是：将受访者对“您希望哪一种居住安排”的回答，与实际的居住安排进行对比，若期望的居住安排与实际的居住安排不一致，则视为老年人的养老需求未被满足。表 11 结果所示，随着代际居住距离增加，农村老年人居住安排符合期望的概率显著下降。这表明，结合农村老年人的养老需求满足情况来看，代际居住距离增加仍然造成家庭养老功能弱化。

表 11 考虑老年人养老需求满足情况的回归结果

变量	养老需求满足情况	
	系数	标准误
本乡镇	-0.232***	0.017
本乡镇外	-0.290***	0.028
控制变量	已控制	
个体固定效应	已控制	
年份固定效应	已控制	
观测值数	14007	
R ²	0.057	

注：①表中回归的对照组是与子女同住的老年人；②***表示 1% 的显著性水平；③标准误是聚类稳健标准误。

（三）考虑农村老年人养老需求的“啄序偏好”

农村老年人在照料主体的选择中往往存在“啄序偏好”，他们会优先使用家庭内部资源，当家庭内部资源无法满足养老需求时，才会选择社会养老服务（宗庆庆等，2020）。为了考察农村老年人的养老需求的满足对象是否由子女向其他主体转移以及转移次序，本文根据受访者对“您生病时谁是主要照护者”“有心事时最先向谁诉说”的回答，将主要照护者或诉说对象分为配偶、子女、其他亲属和养老服务工作（社会照护）四类主体，以子女照护为对照组，采用 m-Logit 模型对代际居住距离回归。

表 12 结果显示，当生病需要照护时，代际居住距离增加使农村老年人选择配偶、其他亲属、社会照护的概率显著增加。当最近子女常住地在本乡镇外时，农村老年人生病时选择社会照护的概率是选择子女照护的 11.945 倍。这表明，随着代际居住距离增加，老年人的病时照护需求的满足对象首先向社会转移，其次是转移至其他亲属和配偶。主要诉说对象的转移趋势相对不明显，这说明，即使代际居住距离增加，子女仍可承担部分心理疏导功能。具体来看，分享心事需求的满足对象向其他亲属和社会转移的概率接近，说明农村熟人社会、亲属网络仍可在养老支持中发挥重要作用，农村具有发展互助养老的社会资本。

表 12 考虑养老需求“啄序偏好”的回归结果

变量	病时主要照护者			分享心事对象		
	配偶	其他亲属	社会照护	配偶	其他亲属	社会照护
本乡镇	2.033*** (0.132)	2.968*** (0.330)	4.054*** (0.688)	2.092*** (0.158)	2.472*** (0.307)	2.414*** (0.247)
本乡镇外	2.790*** (0.324)	4.605*** (0.910)	11.945*** (2.695)	2.954*** (0.459)	3.876*** (0.853)	4.527*** (0.759)

表 12 (续)

控制变量	已控制	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	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14265			13887		
Pseudo R ²	0.415			0.522		

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③表中汇报的为相对风险比率，对照组是子女照护。

六、主要结论与政策启示

在人口大规模流动背景下，农村家庭养老功能是否弱化引起广泛讨论。本文从生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度构建农村家庭子女养老支持指标体系，分析了代际居住距离对农村家庭子女养老支持的影响及其机制，并采用中国老年健康影响因素跟踪调查数据进行实证检验。研究发现：第一，总体上，代际居住距离增加显著降低了子女养老支持水平，子女数量少、不与配偶同住、低收入的老年人的子女养老支持降幅更大。在单一维度上，代际居住距离增加显著降低了生活照料和经济支持水平，子女会通过强化精神慰藉来弥补对老年人生活照料和经济支持的不足。但子女提供精神慰藉存在最优距离，最优距离为同一乡镇内。第二，代际居住距离通过增加子女提供生活照料的机会成本和老年人的社会养老服务消费量，降低子女的养老支持水平。第三，代际居住距离对子女养老支持的影响因农村老年人自理能力的不同而有差异，但这一差异化的影响仅表现在最近子女常住地在本乡镇的老年人中。失能且家庭经济状况更好的老年人，使用社会养老服务的概率更高。第四，代际居住距离增加使农村老年人实际的养老模式与期望发生偏离，农村老年人病时照护需求的满足对象表现出明显的转移趋势，遵循“社会—其他亲属—配偶”的次序；分享心事需求的满足对象向社会和其他亲属转移的概率接近，说明农村社会养老服务应重点关注老年人的病时照护需求，农村互助养老服务可承担起为老年人提供精神慰藉的功能。

结合研究结论，本文提出以下政策启示。第一，既要为农村青壮年就近就业“铺路架桥”，又要为老年人随迁“保驾护航”。加快推进以县城为重要载体的新型城镇化建设，满足农村青壮年到县城就业安家的需求，这是缓解农村家庭养老和青壮年稳定就业矛盾的重要途径；推动公共服务随人走，为随迁老年人养老和医疗保险转移接续提供政策支持，使其平等享有子女常住地的公共服务资源。第二，针对不同类型老年人构建多层次养老服务体系。一方面，要准确识别存在养老风险的低收入失能老年人，通过购买服务确保基本养老服务保障到位；另一方面，要引导社会资本根据市场需要面向中高收入家庭提供专业化和个性化的养老服务。第三，激活村庄内生性互助养老服务资源。本文研究发现，随着代际居住距离增加，农村老年人部分养老需求的满足对象向其他亲属转移，说明农村具有发展互助养老的社会资本。因此，应将发展农村互助养老服务作为缓解农村养老问题的重要举措。在人员安排上，鼓励低龄健康老年人、农村留守妇女参与互助养老服务，并为其提供技能培训补贴；在资金来源上，支持有条件的村庄将集体经营收益用于发展养老服务，如开办老年食堂、购买医疗和照料

服务、培训家庭照护者等。

参考文献

1. 鲍莹莹, 2019: 《隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响——基于 CHARLS (2015) 数据的实证分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 82-93 页。
2. 贝克尔, 2005: 《家庭论》, 王献生、王宇译, 北京: 商务印书馆, 第 411-436 页。
3. 蔡伟贤、吕函桦、沈小源, 2021: 《长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估》, 《经济学动态》第 10 期, 第 48-63 页。
4. 费孝通, 1983: 《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第 3 期, 第 7-16 页。
5. 甘颖, 2023: 《农村养老实践类型差异分析》, 《农业经济问题》第 2 期, 第 122-131 页。
6. 古德, 1986: 《家庭》, 魏章玲译, 北京: 社会科学文献出版社, 第 249-264 页。
7. 顾永红、刘宇, 2023: 《代际补偿与有效供给: 社区代际互助养老长效机制探索》, 《社会保障研究》第 5 期, 第 25-36 页。
8. 韩润霖、韩晓静、张立龙、卢晓莉, 2023: 《中国农村失能老年人口的规模、结构与发展趋势——基于 CLHLS 数据和第七次全国人口普查数据的研究》, 《人口研究》第 2 期, 第 63-77 页。
9. 胡宏伟、李延宇, 2021: 《中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 98-111 页。
10. 李树茁、王鹏、李楠, 2023: 《养老脆弱性对农村空巢老人养老策略的影响——基于安徽农村追踪调查的分析》, 《中国人口科学》第 4 期, 第 83-97 页。
11. 李树茁、张丹, 2022: 《农村老年人养老风险感知现状与影响因素——基于安徽农村老年人福利状况的调查分析》, 《北京工业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 47-59 页。
12. 李新恒、郭继强, 2024: 《代际居住安排与子女主观幸福感》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 98-112 页。
13. 刘畅、易福金、徐志刚, 2017: 《父母健康: 金钱和时间孰轻孰重? ——农村子女外出务工影响的再审视》, 《管理世界》第 7 期, 第 74-87 页。
14. 刘生龙、胡鞍钢、张晓明, 2020: 《多子多福? 子女数量对农村老年人精神状况的影响》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 69-84 页。
15. 卢文秀、吴方卫, 2024: 《养老服务与农村家庭养老——来自中国居家和社区养老服务改革试点的证据》, 《财经研究》第 3 期, 第 154-168 页。
16. 吕明阳、彭希哲, 2021: 《老年家庭照料的机会成本研究——基于城乡等多视角的讨论》, 《宁夏社会科学》第 2 期, 第 118-131 页。
17. 庞丹丹, 2021: 《无为之孝: 无为何以为孝? ——基于江苏北部葛口村的田野调查》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 100-113 页。
18. 彭希哲、胡湛, 2015: 《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》, 《中国社会科学》第 12 期, 第 113-132 页。

- 19.沈凯俊、尹思薇、宋靛琚, 2023:《代际居住距离对农村老年人生活质量影响——基于互联网使用的中介效应分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期,第135-146页。
- 20.孙鹃娟、田佳音、陈雨欣, 2023:《替代还是补充?居家养老服务对中国老年人代际支持的影响效应》,《人口研究》第6期,第35-50页。
- 21.田北海、徐杨, 2020:《成年子女外出弱化了农村老年人的家庭养老支持吗?——基于倾向得分匹配法的分析》,《中国农村观察》第4期,第50-69页。
- 22.王跃生, 2016:《中国家庭代际功能关系及其新变动》,《人口研究》第5期,第33-49页。
- 23.王跃生, 2020:《直系组家庭:当代家庭形态和代际关系分析的视角》,《中国社会科学》第1期,第107-132页。
- 24.韦宏耀、钟涨宝, 2016:《团结还是疏离:转型期的农村居民代际支持——基于全国农村地区微观数据的分析》,《中国农村经济》第6期,第2-14页。
- 25.吴伟, 2021:《代际经济支持的邻近效应——基于CHARLS的经验证据》,《人口与经济》第6期,第68-87页。
- 26.邢斐、海梦碟、曹瑜强, 2023:《经济政策不确定性与企业技术型并购——基于企业间的策略性互动关系视角》,《中国工业经济》第6期,第137-155页。
- 27.徐洁、李树茁、吴正、刘伟, 2019:《农村老年人家庭养老脆弱性评估——基于安徽农村地区的实证研究》,《人口研究》第1期,第91-101页。
- 28.杨晶、刘振杰、邓悦、刘姜涛, 2022:《民生托底政策能使农村失能老人家庭照护投入增加吗?——对中国农村三项主要民生保障政策效应的考察》,《中国农村观察》第6期,第68-87页。
- 29.于长永、代志明、马瑞丽, 2017:《现实与预期:农村家庭养老弱化的实证分析》,《中国农村观察》第2期,第54-67页。
- 30.余央央、陈杰, 2020:《子女近邻而居,胜于同一屋檐?——居住安排与中国农村老年人认知健康》,《财经研究》第8期,第49-63页。
- 31.郑晓冬、方向明, 2018:《居住模式、居住距离与农村老年人主观福利的关系研究》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第5期,第28-38页。
- 32.朱玲、何伟、金成武, 2020:《农村劳动力转移与养老照护变迁》,《经济学动态》第8期,第3-19页。
- 33.宗庆庆、张熠、陈玉宇, 2020:《老年健康与照料需求:理论和来自随机实验的证据》,《经济研究》第2期,第36-51页。
- 34.Choi, H., R. F. Schoeni, E. E. Wiemers, V. J. Hotz, and J. A. Seltzer, 2020, "Spatial Distance Between Parents and Adult Children in the United States", *Journal of Marriage and Family*, 82(2): 822-840.
- 35.Grujters, R. J., 2017, "Family Care-giving and Living Arrangements of Functionally Impaired Elders in Rural China", *Ageing & Society*, 37(3): 633-655.
- 36.Vergauwen, J., and D. Mortelmans, 2020, "Parental Health, Informal Support, and Geographic Mobility Between Parents and Adult Children", *Population, Space and Place*, 26(2), e2301.
- 37.Wei, Y., and W. J. Tsay, 2024, "Does Distance Make Happiness? Geographic Proximity of Adult Children and the Well-being of Older Persons", *Journal of Aging & Social Policy*, 36(2): 222-240.

Does the Increase in Intergenerational Living Distance Reduce the Elderly Support for Children in Rural Families

LU Wenxiu¹ WU Fangwei²

(1. Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics;
2. Institute of Urban and Rural Development, Shanghai University of Finance and Economics)

Summary: Family support for the elderly is the most important mode of old-age support in China, but population aging and large-scale population mobility have led to an increasing number of elderly empty-nest families in rural areas, and the weakening family support for the elderly in rural areas has been widely discussed. This paper measures children's old-age support in rural families in three dimensions: daily life care, spiritual comfort, and economic support, analyzes the impact of intergenerational residential distance on children's old-age support in rural families and its mechanism, and empirically tests it using the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS).

The findings of this paper are as follows. (1) Increased intergenerational residential distance significantly reduces children's old-age support, with a decrease in daily life care and financial support, an increase in spiritual comfort support, and an even greater decrease in children's old-age support for older people who have fewer children, do not live with their spouses, and have low incomes. (2) Intergenerational residential distance reduces children's old-age support by increasing the opportunity cost of daily life care provided by children and the consumption of social old-age services by the elderly. (3) Older people who are disabled and have better family economic status have a higher probability of using social care services. (4) The increase in intergenerational residential distance causes the actual pattern of old-age support for the rural elderly to deviate from expectations, and the rural elderly's needs for care in times of illness and sharing their thoughts have shifted to the community and other relatives.

This paper offers the following policy implications. (1) We should accelerate the construction of new-type urbanization with county towns as important carriers and provide policy support for the transfer of old-age pensions and medical insurance for the elderly who have been relocated with their families, which is an important way to alleviate the contradiction between rural families' old-age support and stable employment of young adults. (2) We should build a multi-level elderly care system for different types of older persons: purchasing elderly care services for low-income older persons and guiding social capital to provide specialized elderly care services for middle- and high-income older persons in accordance with the needs of the market. (3) Rural areas have the social capital to develop mutual support for the elderly, so the development of mutual support for the elderly in rural areas should be considered an important initiative to alleviate the rural old-age support problems.

The marginal contributions of this paper are as follows. (1) Constructing a system of indicators of children's old-age support in the three dimensions of daily life care, spiritual comfort, and economic support helps understand the changes in children's old-age support in rural families. (2) This paper focuses on the effect of intergenerational residential distance on children's old-age support, which expands the scope of research on the impact of residential arrangements on children's old-age support. (3) This paper measures the opportunity cost of children's provision of old-age support and portrays the mechanism by which intergenerational residential distance affects old-age support by influencing the opportunity cost of children's caregiving, thus making up for the inadequacy of the mechanism analysis in the existing studies.

Keywords: Intergenerational Residential Distance; Rural Household; Children's Old-age Support; Daily Life Care; Spiritual Comfort; Economic Support

JEL Classification: J14; D13; H55

(责任编辑：胡 祎)

长期护理保险制度何以破解“一人失能，全家失衡”困局

——基于农村子女劳动供给的视角

卢素兰 钟海霞 冯艳维 宁满秀

摘要：建立长期护理保险制度，是积极应对人口老龄化，实现失能老年人老有所养和缓解“一人失能，全家失衡”困境的重要举措。本文将长期护理保险政策试点开展作为准自然实验，采用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年中国家庭追踪调查数据，运用双重差分法考察长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响。研究发现：第一，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给产生显著的正向影响；第二，异质性分析表明，长期护理保险政策实施能够对老一代、女性和家庭收入水平低的农村子女劳动供给产生更加明显的促进效应；第三，机制分析表明，长期护理保险政策实施通过降低农村子女对失能父母的照料支持促进农村子女劳动供给。上述研究结果表明，长期护理保险政策实施能有效缓解农村家庭赡老压力，并释放农村年轻劳动力。本文认为，需持续推进长期护理保险政策，将保障对象扩至更大范围的农村地区，并因地制宜地实施差异化的农村长期护理保险政策；同时，结合农村劳动力结构特点，建设农村专业护理队伍，为农村失能老人提供更专业化、更有针对性的护理照料服务。

关键词：长期护理保险政策 农村子女 劳动供给 家庭老年照料

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、引言

随着老龄化不断加快，中国失能老人数量日益攀升。《2023 年度国家老龄事业发展公报》^①显示，截至 2023 年，中国 60 岁及以上人口达 2.97 亿。2023 年末，因疾病、伤残、衰老而失去生活自理能

〔资助项目〕 教育部人文社会科学研究青年项目“城乡医保统筹制度对流动老人医疗保障水平的影响研究”（编号：19YJC630111）。

〔作者信息〕 卢素兰、钟海霞（通讯作者），福建农林大学经济与管理学院，电子邮箱：2810051484@qq.com；冯艳维，福建农林大学乡村振兴学院；宁满秀，福建农林大学经济与管理学院。

^①资料来源：《2023 年度国家老龄事业发展公报》，<https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202410/P020241012307602653540.pdf>。

力的老年人高达 4654 万人，且农村地区老龄化程度比城镇地区更严峻^①。据预测，2035 年农村 65 岁及以上老年人口将达 1.24 亿人，其中农村老年人口失能率将达到 4.92%，农村失能老年人口呈现失能重度化和高龄化的趋势（韩润霖等，2023）。逐渐扩大的失能老人群体给中国社会带来的主要影响包括两个方面。一方面，日益增加的失能老人所需的潜在护理需求将给中国医疗护理事业带来严峻挑战。具体而言，中国老年护理尚未纳入社会保障体系，缺乏针对失能老人专门的照护体系。同时，国内普遍存在着养老机构服务单一、专业化照料服务市场尚未成熟和失能老人护理服务短缺等问题（李晴等，2024），大量失能老人照料需求难以得到满足。另一方面，在失能老人增多与家庭结构日趋小型化的双重叠加下，以家庭照料为主的失能老人照护模式极易引发“一人失能，全家失衡”的社会性难题。其中，因照料失能老人不得不挤占子代劳动供给时间，而打破子代工作生活平衡，是这种失衡的典型表现。在中国农村从业人员劳动参与率未增反降的现实背景下（易莹莹和曹家诚，2023），家庭失能负担无疑会进一步加剧适龄劳动力供给问题（吕函桦等，2024）。其一，在中国社会尤其是农村，法律所规定的赡老义务以及“百善孝为先”的传统文化观念，使农村子女在继续工作和赡老中选择了后者。其二，由于老年护理价格昂贵且养老机构尚不能完全容纳数量增长迅速的失能老人群体，农村年轻劳动力不得不通过减少劳动供给时间甚至离开劳动力市场来增加对父辈的照料。因此，解决失能老人护理问题不仅是实现健康老龄化的必要途径，还对进一步缓解子代赡老压力以及构建就业友好型的社会照料体系具有重要积极意义。

为有效应对失能人员护理保障不足和失能老人照料压力问题，长期护理保险应运而生。2016 年 6 月，国家在全国范围内选取 15 个城市和两个重点省份开展长期护理保险政策试点；2020 年 9 月，进一步扩大试点范围；2024 年，党的二十届三中全会更是明确提出，要加快建立长期护理保险制度。长期护理保险不仅能为失能老人提供机构照料、社区照料等新型照料方式，为失能老人提供更专业的照料服务，还通过对护理费用采取部分比例报销的方式间接降低非家庭照料护理支出，从而缓解失能老人家庭的经济压力。目前，关于长期护理保险政策的实证研究大致可以分为三类。第一类是针对长期护理保险政策对个人福利的影响展开讨论。例如：有学者使用双重差分法考察长期护理保险制度对中国城市老人个人福利水平的影响，发现长期护理保险显著提高了老人健康水平（满小欧和马超，2023）；有研究以社会压力论和社会融合论为理论基础讨论了长期护理保险对中老年人生活满意度的影响机制，发现长期护理保险可以通过提高代际经济资助来显著改善中老年人的生活满意度（李礼和路苗苗，2022）；也有研究从多角度衡量居民幸福感，讨论长期护理保险与中年人幸福感的关系，认为长期护理保险不仅能通过为中年人提供照护保障提高其积极情感，也能通过减轻照料担忧减少其消极情感（陈璐等，2023）。第二类是从家庭角度出发，讨论长期护理保险制度对家庭福利的影响。例如：有研究比较居家护理补贴和机构护理补贴两种补偿模式之间的差异后发现，机构护理补贴对医疗费用影响较小，而居家护理补贴模式能够减少家庭医疗支出（王贞和封进，2021）；也有研究认为长期护理保险

^①资料来源：《中国老年失能人口规模和经济负担——中国老年健康报告（2024）》，<https://finance.sina.com.cn/hy/hyjz/2024-04-30/doc-inatrchx0495710.shtml>。

试点使失能老人家庭提供的日均照料时间下降 44.8%，显著降低了家庭照料者的照料负担（朱震宇，2023）。第三类是针对长期护理保险制度能否促进劳动供给展开研究。例如：部分学者认为长期护理保险政策实施未对劳动力供给产生显著影响（Hyun，2015；Geyer and Thorben，2018）；也有研究证实，长期护理保险政策实施在劳动供给方面发挥着显著的促进作用（荆涛等，2021；王树等，2023），不仅能通过促进当地养老护理产业发展给女性提供更多就业岗位（于新亮等，2021；郝君富和李心愉，2014），也能通过减少参保人为应对残疾、失能等需要照料情况的资金储备，降低中老年人预期退休年龄（郭宏旺，2023）。因此，从理论上讲，长期护理保险政策实施提供的保障可以对家庭照料产生替代作用，将农村子女从失能老人护理中解脱出来，从而促进其劳动供给。

综上，关于长期护理保险政策实施效果的评估，尤其是对城市参保群体的个人福利、家庭福利以及劳动供给影响的研究成果颇丰，但少有研究关注农村地区长期护理保险政策的实施效果，更缺乏基于农村子女劳动供给视角来评估长期护理保险政策在缓解农村失能老人照料困境上的有效性。为此，本文构建一个纳入长期护理保险的农村子女工作—闲暇模型，深入考察长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响及其机制，并基于中国长期护理保险试点实践评估其政策效果。

本文的边际贡献有三个方面。在研究视角上，以往研究局限于探析长期护理保险对城市参保者自身及家庭产生的直接影响，而本文关注失能老人照料体系更不健全、照料资源更缺乏、成年子女照料负担更重的农村地区，试图构建长期护理保险政策、失能老人照料与农村子女劳动供给的研究框架，剖析长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的作用机制，以期丰富农村劳动力供给的研究视域和拓展长期护理保险政策实施效果的评估维度。在研究方法上，本文在家庭劳动力供给理论的基础上，构建农村子女工作—闲暇模型，系统分析长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响及其机制，并利用中国大样本微观数据，基于双重差分模型量化评估长期护理保险的政策效果，试图从农村子女劳动供给视角验证长期护理保险政策实施可有效缓解农村家庭面临的“一人失能，全家失衡”困境。在研究内容上，本文分析长期护理保险政策实施提升农村子女劳动供给的经济效应及其异质性，并进一步揭示长期护理保险政策实施可以通过有效降低农村子女对父代的照料支持这一机制来促进农村子女充分就业。本文研究不仅为进一步完善长期护理保险制度提供实证支撑，也为乡村振兴背景下完善农村老年照护保障制度和农村劳动力就业促进机制提供政策启示。

二、制度背景与机制分析

（一）制度背景

长期护理保险制度聚焦于失能老人，旨在通过社会互助的筹资方式为失能老人提供相关照料护理服务，以满足日益增加的老年照料需求。与日本、荷兰、韩国等国家相比，中国的长期护理保险政策实施起步较晚，发展较缓慢。现阶段，逐步完善的老龄化政策、初步形成的社会养老服务体系、稳健的多元筹资主体和日益壮大的养老护理专业队伍为实施长期护理保险政策提供了坚实保障（宋全成和孙敬华，2020）。据预测，未来中国老年人护理需求将呈现高度增长趋势，其中患慢性病程度较高的低龄老年人口将会成为未来中国长期护理保险的主要目标人群（王新军和李雪岩，2020）。

中国长期护理保险政策主要分两个阶段进行。第一阶段为2017—2019年。2016年，人力资源社会保障部确定将江西省上饶市等15个城市作为长期护理保险政策试点城市，并将吉林和山东两省作为国家试点的重点联系省份^①。截至2020年底，第一批长期护理保险试点地区参保人数达1.08亿人，累计享受待遇人数达136万人^②。第二阶段为2020—2022年。2020年，进一步新增北京市石景山区等14个试点地区^③；截至2022年，长期护理保险试点共覆盖49个试点地区，惠及1.45亿人，累计享受待遇人数达172万人，年人均减负超1.5万元^④。长期护理保险提供居家上门护理、机构护理、居家自主护理等多种不同护理形式，同时，长期护理保险基金对于符合规定的长期护理费用予以70%左右的比例报销。

中国长期护理保险制度的实施呈现多元化特点，主要体现在覆盖人群、筹资渠道、筹资方式几个方面。第一，在覆盖人群上，多数试点地区将参保对象设置为城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人。截至2020年，在第一批试点城市中，仅上海市、苏州市、荆门市和青岛市实施的长期护理保险覆盖了参加基本医疗保险的农村居民。其中，苏州市、上海市长期护理保险制度实现了城乡一体，城乡全体参保人员统一征缴标准和待遇享受标准；青岛市于2012年开始探索实施长期护理保险，2015年率先使长期护理保险覆盖至参加基本医疗保险的全体居民，2021年进一步实施“农村护理保险提升计划”，该计划实施3个月就直接惠及1.1万名农村失能失智老人。第二，在筹资渠道上，中国的长期护理保险筹资可分为3种主要模式：一是完全由基本医疗保险基金结余资金划拨，如宁波市采用此种筹资渠道；二是个人缴纳和医保统筹基金相结合，如上海市是由医保统筹基金和个人账户各自承担部分比例来筹资的；三是混合制，即长期护理保险基金来源于财政补贴、基本医疗保险基金和个人缴费等，如苏州市、荆门市和青岛市均采取“财政补助+基本医疗保险基金+个人缴费”渠道筹措资金。第三，在筹资方式上，中国长期护理保险政策主要有三种筹资方式：比例制、定额制和二者结合的方式。比例制即按照一定比例从医疗保险基金中划扣部分资金用于筹集资金，如青岛市以职工基本医疗保险缴费基数总额的0.3%筹集资金。定额制即按照固定金额作为筹资基金，如广州市和上饶市等城市采取定额筹资方式，缴费金额每人每年40~180元不等。

根据各地政府、人力资源和社会保障局官网的相关内容，第一批试点城市长期护理保险各方面的具体差异如表1所示。

^①参见《人力资源社会保障部办公厅关于开展长期护理保险制度试点的指导意见》（人社厅发〔2016〕80号），https://www.gov.cn/xinwen/2016-07/08/content_5089283.htm。

^②资料来源：《2020年度国家老龄事业发展公报》，<http://www.nhc.gov.cn/ljks/pqt/202110/c794a6b1a2084964a7ef45f69bef5423.shtml>。

^③参见《国家医保局 财政部关于扩大长期护理保险制度试点的指导意见》（医保发〔2020〕37号），https://www.nhsa.gov.cn/art/2020/9/16/art_37_3586.html。

^④资料来源：《我国长期护理保险试点进展与下步发展展望》，http://www.sic.gov.cn/sic/81/455/0131/11794_pc.html。

表 1 第一批试点城市长期护理保险实施情况

试点城市	覆盖人群	筹资渠道	筹资方式	实施时间
承德市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2016 年 11 月
长春市	城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	比例制	2015 年 5 月
齐齐哈尔市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	定额制	2017 年 10 月
上海市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	比例制	2017 年 1 月
南通市	城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2016 年 1 月
苏州市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2017 年 6 月
宁波市	城镇职工医疗保险的参保人	统筹基金	定额制	2017 年 12 月
安庆市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户+统筹基金	定额制	2017 年 4 月
上饶市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2016 年 12 月
青岛市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2012 年 7 月
荆门市	城镇职工医疗保险或城乡居民医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2016 年 11 月
广州市	城镇职工医疗保险的参保人	统筹基金	定额制	2017 年 8 月
重庆市	城镇职工医疗保险的参保人	个人缴费+统筹基金+财政补助	定额制	2017 年 12 月
成都市	城镇职工医疗保险的参保人	个人账户或个人缴费+统筹基金+财政补助	比例制	2017 年 2 月
石河子市	城镇职工医疗保险或城镇居民医疗保险的参保人	统筹基金+财政补助	定额制	2017 年 1 月

（二）机制分析

个体劳动力供给理论认为，市场上的个体劳动者皆是追求自身效用最大化的理性人。传统的经济学将个体的可支配时间分为工作时间和闲暇时间，工作时间与闲暇时间存在替代关系：当个体由于某种原因增加工作时间，其闲暇时间就会减少；反之，闲暇时间会增加。家庭劳动力供给理论在此基础上作出补充，认为在以家庭为单位的模型中，劳动供给者的决策不仅受到自身偏好和收入的影响，还会受家庭偏好和家庭成员情况的影响，即个体的劳动供给需要通过家庭协商来决定。家庭劳务及照料时间作为闲暇时间的一部分（Aguiar and Hurst，2007），也会对工作时间产生替代作用。家庭成员面临照料压力时，往往会牺牲其工作时间，这是家庭成员选择家庭照料的机会成本（吴文芳和王瑞宏，2023）。由于时间的稀缺性，家庭成员需要合理分配闲暇时间和工作时间，以实现家庭效用最大化。

因此，本研究进一步构建农村子女工作—闲暇模型来探究长期护理保险政策实施对其劳动供给影响的作用机理。假设农村子女的全部时间 T 由工作时间 L 和闲暇时间 S 构成，其闲暇时间中用于照料失能父母的时间为 S_p ，剩下的时间 S_r 用于其他闲暇。进一步假设农村子女按照一定比例 θ 分配自身闲暇时间，则有： $S = S_p + S_r = \theta S + (1 - \theta)S$ 。农村子女将其全部时间分配在工作（ L ）、照料

失能父母（ S_p ）和其他闲暇（ S_r ）三方面。同时，用 C 表示农村子女消费， ω 表示其工资率。假设失能父母的照料分为家庭照料和非家庭照料，当农村子女选择对失能父母进行家庭照料时，需要付出时间和精力成本，此时是未参与长期护理保险阶段；当农村子女选择非家庭照料时，需要支付一定的费用，此阶段视为参与长期护理保险。依据本文的研究对象，引入长期护理保险有关变量 B ，记 B 为非家庭照料支出，主要包括机构护理照料支出、居家照料支出、居家上门护理支出等与长期护理保险相关的费用； A 表示农村子女获得的其他收入。此时，农村子女劳动供给效用最大化函数及约束条件满足：

$$\max U = U(C, S) \quad (1)$$

$$C \leq \omega L + A - B \quad (2)$$

$$T - S - L = 0 \quad (3)$$

假设农村子女的消费和闲暇是正常商品，其无差异曲线是凸函数，效用函数为凹函数。按照此假定，效用函数以及由 $U(C, S)$ 构成的无差异曲线 $C(S)$ 满足：

$$U_1 = \frac{\partial U(C, S)}{\partial C} > 0 \quad (4)$$

$$U_2 = \frac{\partial U(C, S)}{\partial S} > 0 \quad (5)$$

$$U_{11} = \frac{\partial^2 U(C, S)}{\partial C^2} < 0 \quad (6)$$

$$U_{22} = \frac{\partial^2 U(C, S)}{\partial S^2} < 0 \quad (7)$$

$$C' = C'(S) = -\frac{U_2}{U_1} < 0 \quad (8)$$

$$\begin{aligned} C'' = C''(S) &= -\frac{1}{U_1^2} \left[U_1(U_{22} - U_{21} \times \frac{U_2}{U_1}) - U_2(U_{12} - U_{11} \times \frac{U_2}{U_1}) \right] \\ &= \frac{2U_1U_2U_{21} - U_1^2U_{22} - U_2^2U_{11}}{U_1^3} > 0 \end{aligned} \quad (9)$$

农村子女首先对工作时间和闲暇时间进行分配，再按照 θ 比例分配照料失能父母的时间和其他闲暇时间。根据（1）～（3）式，利用拉格朗日乘子法求解农村子女效用最大化函数易得：

$$F = U(C, S) + \lambda[C - (\omega L + A) + B] \quad (10)$$

$$\frac{\partial F}{\partial C} = \frac{\partial F}{\partial S} = \frac{\partial F}{\partial \lambda} = 0 \quad (11)$$

根据（1）～（3）式、（10）式、（11）式计算农村子女效用最大化时其闲暇时间和消费的最优解分别满足：

$$U_2(\omega T - \omega S^* + A - B, S^*) = \omega U_1(\omega T - \omega S^* + A - B, S^*) \quad (12)$$

$$U_2\left(C^*, S - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A}{\omega} - \frac{B}{\omega}\right) = \omega U_1\left(C^*, S - \frac{C^*}{\omega} + \frac{A}{\omega} - \frac{B}{\omega}\right) \quad (13)$$

（12）式和（13）式中， S^* 和 C^* 是关于 ω 、 A 、 B 的函数。（12）式和（13）式两边同时对 B 求偏导计算出：

$$\frac{\partial S^*}{\partial B} = \frac{U_{21} - \omega U_{11}}{U_{22} - 2\omega U_{21} + \omega^2 U_{11}} = -\frac{U_1(U_1 U_{21} - U_2 U_{11})}{2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (14)$$

$$\frac{\partial C^*}{\partial B} = \frac{\omega U_{21} - U_{22}}{U_{22} - 2\omega U_{21} + \omega^2 U_{11}} = -\frac{U_1(U_2 U_{21} - U_1 U_{22})}{2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (15)$$

$$\frac{\partial L^*}{\partial B} = -\frac{\partial S^*}{\partial B} = -\frac{U_{21} - \omega U_{11}}{U_{22} - 2\omega U_{21} + \omega^2 U_{11}} = \frac{U_1(U_1 U_{21} - U_2 U_{11})}{2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11}} \quad (16)$$

由（4）～（9）式可知： $U_1 U_{21} - U_2 U_{11} > 0$ ， $2U_1 U_2 U_{21} - U_1^2 U_{22} - U_2^2 U_{11} > 0$ ，故有： $\frac{\partial S^*}{\partial B} < 0$ ，

$\frac{\partial C^*}{\partial B} < 0$ ， $\frac{\partial L^*}{\partial B} > 0$ 。那么，照料失能父母的时间则为： $\frac{\partial S_p}{\partial B} = \theta \frac{\partial S^*}{\partial B} < 0$ 。也就是说，农村子女照料

失能父母的时间、最优消费与非家庭照料支出成反比。通过以上模型可以看出，当非家庭照料支出上升，即长期护理保险实施后，农村子女会减少照料失能父母的时间，并提高自己的潜在工作时间。那么，结合长期护理保险的制度设计与农村的实际情况来看，实施长期护理保险政策对农村子女的实际劳动供给的影响可能体现在以下几方面。

首先，按照家庭决策理论，家庭内部照料供给始终受成本—收益的影响，即家庭照料是基于家庭成本最小和获得收益最大所做出的决策（Apps and Rees, 1997）。无论是通过消耗工作时间和人力资本所提供的家庭照料，还是通过使用货币购买的非家庭照料，都是对家庭资源的消耗和分配（刘二鹏等，2019）。在长期护理保险政策实施前，家庭照料是农村地区主流的照料方式，农村子女是否选择用非家庭照料替代家庭照料是基于家庭成本—收益做出的决策。只有当参与长期护理保险后所挤出的家庭照料时间用于工作产生的工资性收入大于参加长期护理保险后可能产生的成本，农村子女才会选择非家庭照料并增加其工作时间，否则会继续选择家庭照料。事实上，按照已有试点城市长期护理保

险的筹资和报销情况，参加长期护理保险产生的费用远低于增加的工作时间所产生的额外收益。在长期护理保险筹资阶段，个人缴费占比较小或是无须个人缴纳。同时，当家中父母失能时，对参保人护理所产生的费用大部分由长期护理保险承担，个人支付仍占较小比例。例如，2017年湖北省荆门市长期护理保险参保一年缴纳80元，其中个人缴纳仅为30元^①；参保对象在定点护理服务机构发生护理服务时，长期护理保险基金所承担比例为70%~80%。以养老机构护理为例，每人每床日限额100元，由长期护理保险基金支付75%，个人承担25%，家庭所承担的部分较少^②；而2017年荆门市农村居民人均可支配收入为17167元^③。换言之，参加长期护理保险产生的费用一般低于农村子女参与工作或增加的工作时间所产生的额外收益。那么，作为一个理性的经济人，农村子女会选择增加劳动供给以达到家庭效用最大化，即实施长期护理保险政策会提高农村子女的工作概率以及工作时长。

其次，农村子女照料家里失能老人往往受孝道影响，但照料失能人员的照料强度和照料要求更高，需要照料者付出更多的时间和精力。对于家庭照料者来说，长期高强度的照料压力将会对其心理健康造成很大影响（陈璐和范红丽，2016），且随着照料时间和照料强度的增加，子女可能表现出力不从心或不耐烦，影响照料质量（纪竞垚，2018）。长期护理保险政策实施后，可为农村失能老人提供更多的非家庭照料和更高质量的护理服务，这不仅满足失能人员的照料需求，也有利于减轻子女照料心理负担。因此，长期护理保险政策的实施将增强子女选择非家庭照料方式的意愿，挤出家庭照料时间，从而提高其就业概率和工作时间。

最后，对于以选择家庭照料为主的农村失能老人家庭来说，参与长期护理保险后，若将失能老人送往机构进行专业照护，其费用相对于居家照护较高。在扣除基金补贴的部分后，家庭仍然需要自行承担一部分费用，这在一定程度上增加了家庭的经济负担，或促使农村子女增加其工作时间，以支付需要家庭承担的护理费用。基于以上讨论，本文提出两个研究假说。

H1：长期护理保险政策实施能够促进农村子女劳动供给。

H2：长期护理保险政策实施会降低农村子女对失能父母的照料支持，从而促进其劳动供给。

三、数据来源、变量说明与模型设定

（一）数据来源

本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2014年、2016年、2018年和2020年四期调查数据。CFPS由北京大学中国社会科学调查中心实施，是一项全国性的社会追踪调查项目，样本覆盖25个省份，目标总样本为16000户，调查对象为样本家庭的全体成员。问卷包含社区问卷、成人问卷、家庭问卷

^①资料来源：《荆门尝鲜“长期护理保险” 参保人员护理费可报销7成》，https://www.hubei.gov.cn/hbfb/szsm/201703/t20170303_1545894.shtml。

^②参见《市人民政府关于印发荆门市长期护理保险办法（试行）的通知》，https://www.jingmen.gov.cn/art/2016/11/22/art_6608_3136.html。

^③资料来源：《荆门市2017年国民经济和社会发展统计公报》，<http://www.tjcn.org/tjgb/17hb/35582.html>。

和少儿问卷四种形式，内容涉及工作情况、健康状况、家庭成员数量、家庭收入等个人基本信息和家庭信息，符合本文研究的数据要求。

本文研究对数据做出以下筛选和处理。一是以个体问卷样本数据结果为主体，仅保留户口类型为农业户口、年龄为20~60岁、父母双方至少一方还健在的劳动适龄样本。二是根据筛选出的样本匹配父母信息和家庭问卷中的相关家庭信息。三是剔除重要变量存在缺失值的样本。四是为防止退休造成的劳动供给差异对研究结果产生影响，剔除已退休的样本；同时，参考赵婷（2019）的做法，对于无工作样本，根据“放假或培训”题项，剔除选择处于放假或培训的样本；依据“没有工作原因”题项，剔除选择不需要工作或不想工作、退休或离休以及没有找到合适工作等与家庭代际无关原因的样本。五是将微观数据与地区数据匹配。六是由于吉林省和山东省的部分城市在政策实施前已经进行了相关实践探索，可能存在政策内生性，因此在回归中未包含这些城市的样本。基于以上处理，本文最终得到2014年、2016年、2018年和2020年四期非平衡面板数据，共26242个样本^①。

（二）变量定义与描述性统计

1.被解释变量。本研究的被解释变量为农村子女劳动供给，参考已有研究（张兴祥等，2022；郭凤鸣等，2023），使用是否工作与工作时间两个变量来衡量农村子女的劳动供给。对于是否工作，本文将选择在业且过去一周至少工作了1个小时（对应问卷中的“当前工作状态”和“过去一周状态”）的样本视为工作，赋值为1，否则赋值为0。对于工作时间，本文选取周工作小时（对应问卷中的“过去12个月，主要工作一般每周工作几小时？”）的对数值作为衡量指标。

2.核心解释变量。核心解释变量为长期护理保险政策实施。研究关注的重点为长期护理保险实施的第一阶段。根据第一批长期护理保险试点城市的实施情况，将被访者父母中任一方居住地为上海市、苏州市、荆门市且处于2018年或2020年的个体样本赋值为1，其他情况赋值为0。

3.控制变量。结合前人的研究，从个体和家庭两个方面设置控制变量。选取被访者的性别、年龄、受教育年限等作为个体控制变量。考虑到年龄对农村子女劳动供给的非线性影响，进一步增加年龄的平方作为控制变量。选取被访者的兄弟姐妹数量、子女数量、家庭年总收入等作为家庭层面控制变量。

4.中介变量。本文使用“子代照料父母的频率”来衡量农村子女对失能父母的照料支持，将该变量设置为二值变量。参考问卷中的“过去6个月，您有多经常为父亲（母亲）料理家务或照顾他（她）的饮食起居？”，本文将选择几乎每天给父亲（母亲）提供照料赋值为1，其余赋值为0。

主要变量的定义和描述性统计如表2所示。

表 2		变量说明与描述性统计				
变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量						
是否工作	被访者是否在业且过去一周至少工作了 1 个小时:是=1, 否=0	0.834	0.372	0	1	
工作时间	被访者过去 12 个月, 每周工作小时数 (小时)	39.530	24.865	0	168	

^①因CFPS已公开数据集不包括市级层面的信息，本文数据的匹配与后文的回归分析均在CFPS保密机房完成。

表 2（续）					
核心解释变量					
长期护理保险政策实施	被访者的父母中任一方居住地为上海市、苏州市、荆门市且处于 2018 年或 2020 年：是=1，否=0	0.009	0.093	0	1
控制变量					
性别	被访者性别：男=1，女=0	0.552	0.497	0	1
年龄	被访者年龄（岁）	38.070	11.059	20	60
年龄的平方	被访者年龄的平方项	1571.549	1571.549	400	3600
受教育年限	被访者受教育年限：博士=21，硕士=18，大学本科=16，大专=15，高中、中专、技校或职高=12，初中=9，小学=6，文盲或半文盲或没有上过学=0	4.908	5.098	0	21
婚姻状况	被访者婚姻状况：有配偶（在婚）=1，其他（包括未婚、同居、离婚、丧偶）=0	0.858	0.349	0	1
健康状况	被访者自评健康状况：不健康=5，一般=4，比较健康=3，很健康=2，非常健康=1	3.110	1.460	1	5
是否有慢性病	被访者是否有慢性病：是=1，否=0	0.100	0.299	0	1
兄弟姐妹数量	被访者兄弟姐妹数量（人）	1.168	0.980	0	9
子女数量	被访者子女数量（人）	2.169	1.098	0	10
家庭成员数量	被访者家庭成员数量（人）	5.055	2.216	1	21
是否与父母同住	被访者是否与父母同住：是=1，否=0	0.787	0.409	0	1
父亲是否患慢性病	被访者父亲是否患慢性病：是=1，否=0	0.205	0.404	0	1
母亲是否患慢性病	被访者母亲是否患慢性病：是=1，否=0	0.132	0.339	0	1
父母健在人数	被访者父母健在人数（人）	1.933	0.251	1	2
家庭总收入	被访者家庭年度总收入（元）	86999.880	180588.600	0	11387796
家庭总支出	被访者家庭年度总支出（元）	78909.590	98798.920	800	5169220
家庭医疗保健支出	被访者家庭年度医疗保健支出（元）	6053.646	20014.220	0	1200000
中介变量					
子代照料父母的频率	是否几乎每天给父亲或母亲提供照料：是=1，否=0	0.085	0.279	0	1

注：为减少极端值对结果的影响，在回归中，工作时间取对数处理，家庭总收入、家庭总支出和家庭医疗保健支出进行 1%缩尾后取对数处理。

（三）模型设定

为验证长期护理保险政策实施的效应，本文使用 DID 模型识别长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响。考虑到被解释变量“是否工作”为二值变量，本文采用面板 Probit 模型研究长期护理保险政策实施对农村子女就业概率的影响；而对于被解释变量“工作时间”，本文采用面板线性模型进行回归。本文将被访者父母任一方居住地位于第一批长期护理保险试点城市（包括上海市、苏州市和荆门市）的农村地区的样本视为实验组，将其他样本视为对照组。通过比较两组样本在第一批长期护理保险试点前后农村子女劳动供给的差异来识别长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影

响。模型构建如下：

$$Labor_{it} = a + b \times (T_t \times TREAT_{ik}) + \delta \times Z + e_t + f_k + \varepsilon_{ikt} \tag{17}$$

(17) 式中： i 、 k 、 t 分别表示个体、地区和年份； $Labor_{it}$ 是本文的被解释变量，表示农村子女 i 第 t 期的劳动供给，包括是否工作和工作时间； T_t 为年份虚拟变量，若年份处于政策实施当年及之后，赋值为 1，否则赋值为 0； $TREAT_{ik}$ 是政策虚拟变量，衡量农村子女 i 的父母任一方所在地区 k 是否受到长期护理保险政策实施的影响，将父母中任一方所在地区处于上海市、苏州市和荆门市的样本赋值为 1，其余赋值为 0； Z 代表一系列控制变量，包括个体控制变量和家庭控制变量， δ 代表控制变量估计系数； e_t 和 f_k 分别表示时间固定效应和地区固定效应； ε_{ikt} 表示随机误差项； a 为常数项；系数 b 代表了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响，是本文重点关注的系数。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果分析

表 3 汇报了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给影响的基准回归结果。表 3（1）列和（2）列分别表示未加入控制变量和加入控制变量时长期护理保险政策实施对农村子女就业概率的效应。结果显示，长期护理保险政策实施的系数为正且在 1% 的水平上显著，说明长期护理保险政策实施能显著提高农村子女就业概率。表 3（2）列中，进一步计算得到长期护理保险政策对是否工作的边际效应为 0.121，表明长期护理保险政策的实施使农村子女就业概率提升约 12.1 个百分点。表 3（3）列和（4）列分别表示未加入控制变量和加入控制变量时长期护理保险政策实施对农村子女工作时间的效应。结果显示，长期护理保险政策实施系数为正且分别在 1% 和 5% 的水平上显著，说明长期护理保险政策实施对农村子女工作时间产生显著的正向作用。假说 H1 得到验证。

此外，从结果中还可以看出，男性就业概率和工作时间均高于女性，这与预期相符。在传统思想的熏陶下，中国农村地区大部分保留着“男主外、女主内”的家庭分工模式，男性是家庭经济的主要承担者，因此就业概率比女性高（汤小庆等，2023）。

表 3 长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给影响的基准回归结果

变量	被解释变量：是否工作				被解释变量：工作时间			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
长期护理保险政策实施	0.530***	0.161	0.539***	0.167	0.301***	0.103	0.249**	0.103
性别			0.562***	0.020			0.524***	0.017
年龄			0.147***	0.008			0.114***	0.007
年龄的平方			-0.002**	0.000			-0.001***	0.000
受教育年限			0.008***	0.002			0.006***	0.002
婚姻状况			-0.285***	0.038			-0.292***	0.028
健康状况			-0.062***	0.009			-0.042***	0.008

表3（续）

是否有慢性病			-0.098***	0.037			-0.136***	0.032
兄弟姐妹数量			0.049	0.043			0.126***	0.043
子女数量			-0.051	0.043			-0.118***	0.043
家庭成员数量			-0.023***	0.005			-0.026***	0.005
是否与父母同住			-0.076**	0.030			-0.088***	0.025
父亲是否患慢性病			-0.017	0.033			-0.020	0.027
母亲是否患慢性病			0.015	0.032			0.022	0.026
父母健在人数			0.142**	0.058			0.130***	0.042
家庭总收入			0.156***	0.014			0.183***	0.012
家庭总支出			-0.064***	0.015			-0.046***	0.012
家庭医疗保健支出			0.001	0.004			0.005	0.003
常数项	1.527***	0.186	-2.132***	0.311	3.589***	0.153	-0.059	0.258
PseudoR ² 或R ²	0.030		0.097		1.349		1.303	
观测值	26242		26242		26242		26242	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②地区固定效应和时间固定效应均已控制。

（二）稳健性检验

1.平行趋势检验。双重差分能实现的前提是通过平行趋势检验，因此，本文采用事件研究法来验证长期护理保险政策实施前实验组和对照组地区的农村子女劳动供给是否具有相同变动趋势。依据平行趋势检验原理，设置如下估计方程：

$$Labor_{it} = a + \sum_{\substack{j=-2 \\ j \neq -1}}^1 m_j \times (T_t \times TREAT_{ik}) + \delta \times Z + e_t + f_k + \varepsilon_{ikt} \quad (18)$$

（18）式中： j 代表以政策实施前期即 2016 年为基期各年份的相对期数，对其他变量的设定与（17）式一致。结果显示^①：在长期护理保险政策实施前，系数估计值 m_j 在统计意义上不显著异于 0，说明政策实施前样本农村子女的就业概率与工作时间均不存在显著差异，实验组和对照组满足平行趋势假设；在长期护理保险政策实施后，系数估计值 m_j 大于 0 且显著异于 0，进一步说明该政策的实施对农村子女劳动供给产生显著的正向影响。

2.安慰剂检验。为进一步检验基准回归的稳健性，本文借鉴罗明忠等（2023）的做法，采取随机生成处理组的方法进行安慰剂检验。具体操作为：随机抽取与原来实验组相同的样本数作为虚假实验组，其余样本作为对照组，并重复 500 次循环进行检验。结果显示^②，长期护理保险政策实施的估计系数均大致在 0 附近并呈正态分布，且绝大部分小于基准回归系数（被解释变量为是否工作时的基准回归系数为 0.539，被解释变量为工作时间时的基准回归系数为 0.249）。这意味着，在本研究中，农

^①因篇幅所限，安慰剂检验结果图详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的图 1 和图 2。

^②因篇幅所限，安慰剂检验结果图详见中国知网或本刊网站所载本文附录中的图 3 和图 4。

村子女劳动供给的差异是长期护理保险政策实施引起的。

3.PSM-DID 模型。为尽可能满足条件独立的假定，本文采用 PSM-DID 模型处理“选择性偏差”所导致的内生性问题。具体来说，运用倾向得分匹配方法寻找到一组与处理组其他条件相似的对照组，满足平衡性检验后，再使用双重差分法进行回归。对样本按照最近邻匹配（1：3）进行配对，表 4（1）列和（2）列展示了 PSM-DID 结果。长期护理保险政策实施对农村子女就业概率和工作时间的促进作用仍显著，进一步说明基准回归结果具有较好的稳健性。

4.对被解释变量进行缩尾处理。被解释变量工作时间为连续变量，为尽可能减轻极端值对回归结果的影响，本文对工作时间进行 1%缩尾后作对数处理。表 4（3）列显示，长期护理保险政策的估计系数为 0.248，且在 1%的水平上显著，验证了基准回归结果的稳健性。

5.三重差分法。长期护理保险受益者是参加基本医疗保险的失能人群。为此，本文分别引入“父母失能情况”和“父母参保情况”变量，采用三重差分法进行因果识别。对于“父母失能情况”变量，本文参考马健囡（2021）的研究，使用问卷中“能否独立户外活动、能否独立进餐、能否独立厨房活动、能否独立使用公共交通、能否独立购物、能否独立清洁卫生、能否独立洗衣”分别计算父母的 ADLs 得分。ADLs 得分越高表示失能程度越高，ADLs 得分大于 2 分则视为中度失能或重度失能。当父母任一方 ADLs 得分大于 2 分时，将“父母失能情况”赋值为 1，否则赋值为 0。对于“父母参保情况”变量，本文将父母任一方参与基本医疗保险情况赋值为 1，其余赋值为 0。

表 4 的（4）列和（5）列分别展示了引入“父母失能情况”后，长期护理保险政策实施对农村子女就业概率和工作时间的效应。回归结果表明，长期护理保险政策实施对农村子女工作时间的促进效应显著，但对农村子女就业概率的影响不显著。另外，表 4（6）列和（7）列进一步汇报了引入“父母参保情况”的回归结果，与基准回归结果一致，再次验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 稳健性检验：PSM-DID 模型、对工作时间进行缩尾处理和三重差分法估计结果

变量	PSM-DID模型		对工作时间 进行缩尾处理	三重差分法			
	(1)是否工作	(2)工作时间	(3)工作时间	(4)是否工作	(5)工作时间	(6)是否工作	(7)工作时间
长期护理保险政策 实施	0.902*** (0.269)	0.369** (0.181)	0.248*** (0.103)				
长期护理保险政策 实施×父母失能情况				0.142 (0.568)	0.294*** (0.089)		
长期护理保险政策 实施×父母参保情况						0.570*** (0.173)	0.234** (0.100)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
PseudoR ² 或R ²	0.179	1.120	1.301	0.097	0.089	0.097	0.093
观测值	758	784	26242	26128	26128	26223	26223

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

6.剔除上海市样本。考虑到与其他城市相比，上海市在经济条件、基础设施条件和户籍人口方面存在独特特征，可能会影响政策效果的均衡性和一致性。因此，剔除父母任一方处于上海市的样本进一步对样本进行回归。表5（8）列和（9）列的结果显示，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给时间存在显著的正向影响。

7.稀有事件模型修正。从描述性统计中可以看到，实验组样本仅占总样本的0.9%，对于二值变量“是否工作”，实验组样本中选择工作属于“稀有事件”。参考李勇辉等（2019）的做法，本文使用补对数—对数模型进行稀有事件校正。表5（10）列的结果显示，长期护理保险政策实施对农村子女就业概率仍有显著的促进作用。

8.增加山东省和吉林省样本。为避免实验组样本过少对研究结果造成影响，本文重新将山东省和吉林省的样本纳入，并增加青岛市的实验组样本。表5（11）列和（12）列的估计结果与基准回归结果一致。

表5 稳健性检验：剔除上海市样本、稀有事件模型修正和扩大样本估计结果

变量	剔除上海市样本		稀有事件模型修正	扩大样本	
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	是否工作	工作时间	是否工作	是否工作	工作时间
长期护理保险政策实施	0.815	0.705***	0.452***	0.574***	0.309***
	(0.524)	(0.245)	(0.130)	(0.156)	(0.096)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
pseudoR ² 或R ²	0.097	0.093		0.097	1.303
观测值	25812	25812	26218	27849	27849

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

（三）异质性分析

考虑到不同个体自身特征不同，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给行为的影响可能会存在差异，本研究进一步讨论基于年龄、性别和家庭收入水平的异质性。表6汇报了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的异质性分析结果。

表6 长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的异质性分析结果

变量	被解释变量：是否工作					
	年龄		性别		家庭收入水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	老一代	新生代	女性	男性	高	低
长期护理保险政策实施	0.713*** (0.212)	0.510* (0.277)	0.488** (0.231)	0.455* (0.265)	0.338 (0.207)	0.963*** (0.373)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 6（续）

PseudoR ² 或R ²	0.082	0.109	0.084	0.072	0.107	0.099
观测值	12552	13690	11758	14484	8264	17978
变量	被解释变量：工作时间					
	年龄		性别		家庭收入水平	
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	老一代	新生代	女性	男性	高	低
长期护理保险政策实施	0.383***	0.167	0.303*	0.103	0.156	0.593***
	(0.137)	(0.156)	(0.185)	(0.113)	(0.120)	(0.190)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
PseudoR ² 或R ²	0.071	0.121	0.076	0.109	0.097	0.090
观测值	12552	13690	11758	14484	8264	17978

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

1.基于年龄因素的异质性分析。本文按出生年份对样本进行分组，将出生日期在 1980 年之前的样本划分为老一代农村子女，将 1980 年及之后出生的样本划为新生代农村子女，通过分组回归来观察长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响在年龄上的异质性。

表 6（1）列和（2）列的结果显示，长期护理保险政策实施对老一代和新生代农村子女就业概率均产生显著的促进作用。进一步计算边际效应分别为 0.142 和 0.123，表明长期护理保险政策实施对老一代农村子女就业概率的提升程度比新生代农村子女高。表 6（7）列和（8）列结果表明，长期护理保险政策实施对老一代农村子女工作时间的影响大于对新生代农村子女的影响。可能的原因是：与 1980 年及之后出生的农村子女相比，老一代农村子女的父母年龄较大，随着年龄的增长，身体机能不断退化，罹患疾病的概率更大，失能风险随之增加，因而他们需要家庭照料的可能性较大。因此，相较于新生代农村子女来说，老一代农村子女的照料压力更大，长期护理保险政策实施更有可能提高老一代成年子女的劳动供给。

2.基于性别因素的异质性分析。大量研究（卢洪友等，2017；张良和徐翔，2020）表明，家庭照料对子女劳动供给的影响存在性别差异。因此，考虑到性别差异使女性往往是家庭照料的主要承担者，本文通过性别分组来检验长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响是否存在性别上的差异。

表 6（3）列、（4）列、（9）列和（10）列为基于性别因素分组回归的结果。（3）列和（4）列的结果显示，长期护理保险政策实施对女性和男性的农村子女劳动供给均有影响，边际效应分别为 0.141 和 0.073，说明长期护理保险政策实施对女性就业概率的影响大于男性。（9）列和（10）列的结果表明，长期护理保险政策实施对女性工作时间的效应大于男性，这与大部分研究的结果一致（艾静怡和彭希哲，2024；韩笑和刘子宁，2024）。可能的解释是：尽管随着时代的进步和发展，性别平等取得显著成就，但广大农村家庭仍受着“男主外、女主内”思想的约束；且与男性相比，女性在照顾

失能父母方面往往拥有更多耐心，仍然是家庭照料的主要承担者。因此，长期护理保险政策实施对女性的劳动供给产生更大的影响。

3.基于家庭收入水平的异质性分析。参考蔡伟贤等（2021），本文以家庭总收入的平均数作为分组标准，若家庭总收入大于样本家庭总收入平均值，赋值为1，否则赋值为0，然后分组进行回归检验。表6（5）列、（6）列、（11）列和（12）列显示，长期护理保险政策实施对家庭收入水平低的农村子女的劳动供给影响显著，而对家庭收入水平高的农村子女劳动供给的影响不显著。这说明，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响主要作用于家庭收入水平低的农村子女。这不难理解，相较于低收入家庭来说，高收入家庭更不需考虑照料支出的影响。因此，无论是否实施长期护理保险政策，高收入家庭都更有可能将家中失能老人的照料工作交给专业护理机构，或是选择专业护理人员上门照料。可见，高收入家庭受长期护理保险政策实施的影响较小。

（四）机制检验

按照前文理论分析所述，长期护理保险政策实施可能通过挤出农村子女对失能父母的代际照料，缓解赡老压力从而促进农村子女劳动供给。为了避免传统三步法可能导致的内生性问题，本文参考江艇（2022）的方法，并沿用双重差分模型进行机制检验。表7（1）列和（2）列的结果表明，长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给存在显著的正向影响。表7（3）列考察长期护理保险政策实施对子代照料失能父母频率的效应。结果表明：长期护理保险政策实施能有效降低农村子女照顾失能父母的频率，中介效应确实存在。诸多研究表明，家庭老年照料已成为影响子代劳动供给的重要因素（范红丽和辛宝英，2019；柴化敏等，2021）。一方面，家庭照料直接占据照料者的时间，使照料者不得不通过增加工作强度或是减少工作时间来满足家庭照料需求；另一方面，长期高强度的家庭照料可能对照料者的健康产生不利影响，兼顾家庭生产与照料使照料者的压力激增，特别是对于农村家庭来说，在健康水平逐渐降低的情况下，照料者很可能减少自身劳动供给甚至离开劳动力市场（张原，2011；张良和徐翔，2020）。长期护理保险政策的实施能在一定程度上缓解农村家庭的照料压力，从而对农村子女劳动供给产生促进作用。假说H2得以验证。

表7 长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的机制检验结果

变量	(1) 是否工作	(2) 工作时间	(3) 子代照料父母的频率
长期护理保险政策实施	0.577*** (0.172)	0.282** (0.115)	-0.300* (0.180)
控制变量	已控制	已控制	已控制
PseudoR ² 或R ²	0.091	0.091	0.054
观测值	23513	23513	23513

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为标准误；③由于2014年CFPS问卷中未涉及子代对父代照料支持的相关问题，因此，机制检验中仅使用2016年、2018年和2020年的问卷结果；④控制变量估计结果省略，地区固定效应和时间固定效应均已控制。

五、结论与启示

本文以长期护理保险政策试点开展为准自然实验，基于中国家庭追踪调查 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年四期数据，构建包含长期护理保险制度的农村子女的工作—闲暇模型，使用双重差分法验证了长期护理保险政策实施对农村子女劳动供给的影响。

研究结果显示：第一，长期护理保险政策实施对农村子女就业概率和工作时间均产生了显著的正向影响，且长期护理保险政策的实施使农村子女就业概率提升约 12.1 个百分点；第二，异质性分析发现，长期护理保险政策实施能够对老一代、女性和家庭收入水平较低的农村子女劳动供给产生更加明显的促进效应；第三，机制分析发现，长期护理保险政策实施能有效降低农村子女对失能父母的照料支持从而促进农村子女劳动供给。总而言之，长期护理保险政策实施能有效缓解农村赡老压力，并释放农村年轻劳动力。

基于前文研究结论和长期护理保险政策的实际实施情况，本文提出以下政策启示。

第一，逐步将保障对象扩至更大范围的农村地区。中国的长期护理保险制度实行较晚，尚需更多的时间和实践来完善。尤其是老龄化程度较为严重的农村地区，面临着更深层次的老年人口失能风险，加上缺乏完善的社会保障制度，农村人口理应受到更多关注。一方面，及时将长期护理保险政策延伸到农村地区，以减轻农村家庭的赡老压力，使农村子女能够实现家庭和工作的平衡；另一方面，通过多种渠道和形式加强对长期护理保险制度的宣传普及工作，提高农村居民的认知度和参与度，扩大政策的受益面。

第二，因地制宜地实施差异化的农村长期护理保险政策。目前，农村地区的长期护理保险筹资机制相对单一，主要依赖财政补贴和农户个人缴费。然而，农村经济发展水平有限，农民的缴费能力较低，这在一定程度上限制了长期护理保险制度的覆盖面和保障水平。前文研究表明，长期护理保险政策对不同年龄、性别和家庭收入水平的农村子女劳动供给的影响存在差异。因此，在长期护理保险政策实施过程中应建立多元化的筹资机制，根据农村实际情况和需求特点，鼓励社会资本参与长期护理保险供给。同时，财政补贴可适当向弱势群体倾斜，给予其更多关注和照顾。可根据不同类别的参保人群进行差异化的待遇给付模式，财政补贴比例可进行灵活调整，如城镇职工缴费率可适当提高，而农村居民、自由职业者和失业人员等人群的缴费率可适当降低。

第三，加大农村区域专业护理人员的培训力度，提高其专业素养，加快农村专业护理队伍建设，推进农村护理产业发展。结合当前中国出生率低和农村人口老龄化速度加快的事实，未来家庭结构将呈现小型化特点，非家庭照料将发挥越来越重要的作用。因此，应根据农村劳动力结构特点，吸纳更多农村妇女和低龄老人投入照护工作，就地培养专业化的护理人员，加快农村专业护理队伍建设，推进农村护理产业发展，为农村地区提供更专业化、更有针对性的护理照料服务，实现中国的健康老龄化。

参考文献

- 1.艾静怡、彭希哲，2024：《长期护理保险对家庭成员劳动供给的影响》，《保险研究》第5期，第73-84页。
- 2.蔡伟贤、吕函桦、沈小源，2021：《长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估》，《经济学动态》第10期，第48-63页。
- 3.柴化敏、蔡娇丽、李晶，2021：《老年照料需求增加会减少中年劳动人口的劳动时间吗？》，《人口与发展》第6期，第61-78页。
- 4.陈璐、范红丽，2016：《家庭老年照料对女性照料者健康的影响研究》，《人口学刊》第4期，第48-59页。
- 5.陈璐、王璐、文琬，2023：《长期护理保险提升中年人幸福感了吗——基于积极、消极情感的双向分析》，《社会保障研究》第2期，第15-32页。
- 6.范红丽、辛宝英，2019：《家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析》，《中国农村经济》第2期，第98-114页。
- 7.郭凤鸣、常慧、林嵩淇，2023：《二胎生育对女性工作时间和就业的影响》，《青年研究》第4期，第55-68页。
- 8.郭宏旺，2023：《长期护理保险试点会影响预期退休年龄吗？——基于CHARLS数据的实证分析》，《中国卫生政策研究》第9期，第49-55页。
- 9.韩润霖、韩晓静、张立龙、卢晓莉，2023：《中国农村失能老年人口的规模、结构与发展趋势——基于CLHLS数据和第七次全国人口普查数据的研究》，《人口研究》第2期，第63-77页。
- 10.韩笑、刘子宁，2024：《长期护理保险对子代劳动力市场表现的影响——基于中国企业—员工匹配调查的实证研究》，《理论月刊》第4期，第80-93页。
- 11.郝君富、李心愉，2014：《德国长期护理保险：制度设计、经济影响与启示》，《人口学刊》第2期，第104-112页。
- 12.纪竞垚，2018：《子女对父母的照料时长对其照料表现的影响研究》，《调研世界》第2期，第14-19页。
- 13.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 14.荆涛、邢慧霞、王文卿，2021：《长期护理保险政策促进劳动就业效应研究——来自11个试点城市的经验数据》，《价格理论与实践》第6期，第23-29页。
- 15.李礼、路苗苗，2022：《长期护理保险对中老年生活满意度的影响——基于CHARLS数据的实证分析》，《南方人口》第5期，第26-37页。
- 16.李晴、张娜、信博、何志强、夏如欣、蒋文慧，2024：《老年失能精准防控体系建设发展的SWOT-PEST分析》，《中国卫生事业管理》第3期，第350-354页。
- 17.李勇辉、李小琴、沈波澜，2019：《安居才能团聚？——保障性住房对流动人口家庭化迁移的推动效应研究》，《财经研究》第12期，第32-45页。
- 18.刘二鹏、张奇林、韩天阔，2019：《照料经济学研究进展》，《经济学动态》第8期，第99-115页。
- 19.卢洪友、余锦亮、杜亦譔，2017：《老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于CFPS微观数据的分析》，《财经研究》第12期，第4-16页。
- 20.罗明忠、林玉婵、柯杰升，2023：《长期护理保险政策实施的农村人口生育促进效应——基于代际资源竞争的视角》，《中国农村观察》第5期，第126-144页。

- 21.吕函枰、李婷、孙睿逸, 2024:《进入还是退出:长期护理保险的劳动供给效应研究》,《上海金融》第1期,第3-14页。
- 22.马健茵, 2021:《赡养上一辈对中年家庭发展能力的影响路径——基于CFPS家庭配对数据的分析》,《人口与发展》第1期,第36-50页。
- 23.满小欧、马超, 2023:《长期护理保险对中国城市老人健康水平、医疗支出与家庭照护影响》,《中国公共卫生》第8期,第971-975页。
- 24.宋全成、孙敬华, 2020:《我国建立老年人长期照护制度可行吗?》,《经济与管理评论》第5期,第65-75页。
- 25.汤小庆、戚亦浓、杨华磊, 2023:《放松生育管控对劳动供给的影响研究:来自中国全面二孩政策的经验证据》,《中国人力资源开发》第5期,第101-114页。
- 26.王树、苏杰、姜迪, 2023:《老年照护保障与家庭消费——基于长护险试点的政策效应评估》,《当代经济科学》第6期,第86-96页。
- 27.王新军、李雪岩, 2020:《长期护理保险需求预测与保险机制研究》,《东岳论丛》第1期,第144-156页。
- 28.王贞、封进, 2021:《长期护理保险对医疗费用的替代效应及不同补偿模式的比较》,《经济学(季刊)》第2期,第557-576页。
- 29.吴文芳、王瑞宏, 2023:《社会保险法中家庭主体地位的建构——老龄化社会家庭照护之挑战与回应》,《社会保障评论》第5期,第36-53页。
- 30.易莹莹、曹家诚, 2023:《数字经济的发展能否提高新老两代农民工的就业质量?——来自CMDS的经验证据》,《现代财经(天津财经大学学报)》第9期,第39-53页。
- 31.于新亮、黄俊铭、康琢、于文广, 2021:《老年照护保障与女性劳动参与——基于中国农村长期护理保险试点的政策效果评估》,《中国农村经济》第11期,第125-144页。
- 32.张良、徐翔, 2020:《家庭照料影响劳动参与存在性别差异吗?》,《财经问题研究》第8期,第111-120页。
- 33.张兴祥、史九领、庄雅娟, 2022:《子女健康对父母劳动力供给的影响——基于CFPS数据的实证研究》,《经济动态》第3期,第71-87页。
- 34.张原, 2011:《中国农村留守妇女的劳动供给模式及其家庭福利效应》,《农业经济问题》第5期,第39-47页。
- 35.赵婷, 2019:《配偶收入对女性劳动参与的影响》,《经济与管理研究》第4期,第65-75页。
- 36.朱震宇, 2023:《长期护理保险对老年家庭照料的影响》,《中国人口科学》第3期,第97-114页。
- 37.Aguiar,M., and E.Hurst, 2007, "Measuring Trends in Leisure", *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 969-1006.
- 38.Apps, P., and R. Rees, 1997, "Collective Labor Supply and Household Production", *Journal of Political Economy*, 105(1): 178-190.
- 39.Geyer, J., and K. Thorben, 2018, "Labor Supply Effects of Long-Term Care Reform in Germany", *Health Economics*, 27(9): 1328-1339.
- 40.Hyun, J. K., 2015, "The Effect of Long-Term Care Insurance on Labor Supply", *Korean Journal of Social Welfare*, 67(4): 279-299.

How Long-term Care Insurance Can Alleviate the Plight of “One Person’s Incapacity, the Whole Family’s Imbalance”: From the Perspective of Rural Adult Children’s Labor Supply

LU Sulan¹ ZHONG Haixia¹ FENG Yanwei² NING Manxiu¹

(1. College of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University;

2. College of Rural Revitalization, Fujian Agriculture and Forestry University)

Summary: The establishment of the long-term care (LTC) insurance system is an important measure to respond positively to the aging of the population, achieve a sense of security for the disabled elderly and alleviate the plight of the “one person’s incapacity, the whole family’s imbalance” in old age. This study treats the pilot of the LTC insurance as a quasi-natural experiment and utilizes panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) collected in 2014, 2016, 2018, and 2020. Employing the difference-in-differences (DID) method, it investigates the impact of the implementation of LTC insurance on the labor supply of rural adult children.

The findings are as follows. Firstly, the LTC insurance policy has a significant positive impact on the labor supply of rural adult children. Secondly, the heterogeneity analysis shows that the implementation of the LTC insurance policy has a more significantly positive impact on the labor supply of the older generation, women, and rural adult children from lower-income families. Thirdly, the mechanism analysis shows that the implementation of LTC insurance policy promotes the labor supply of rural adult children by reducing the care support of rural children to their elderly parents. The above research results indicate that the implementation of LTC insurance policy can effectively alleviate the pressure of elderly care for rural families and increase the supply of the rural labor force. Therefore, there is a need to continuously promote the LTC insurance policy, extending its coverage to a wider range of rural areas, and implementing differentiated LTC insurance policies in rural areas according to local conditions. At the same time, based on the characteristics of rural labor structure, a professional nursing team in rural areas should be established to provide more specialized and targeted nursing care services for the disabled elderly in rural communities.

The marginal contributions of this paper are as follows: Firstly, this paper focuses on rural areas where the care system for the disabled elderly is imperfect, care resources are more scarce, and the burden of adult children’s care is heavier, which not only enriches research on rural labor supply but also expands the evaluation chain of the implementation effect of the LTC insurance policy. Secondly, this paper constructs a work-leisure model for rural adult children including LTC insurance policies, and uses a large sample of micro-data in China to quantitatively evaluate the policy effect of the LTC insurance based on the DID model. Finally, this paper further verifies the mechanism that the implementation of the LTC insurance policy can reduce the care support of rural adult children to their parents, and promote the full employment of rural adult children.

Keywords: Long-term Care Insurance Policy; Adult Children of Rural Families; Labor Supply; Household Elderly Care

JEL Classification: Q19

(责任编辑：黄 易)

统筹城乡融合发展的重点任务、现实挑战与推进路径 ——《中国农村经济》《中国农村观察》第八届“三农论坛”会议综述

冯晓龙 周晓时 司 伟

城乡融合发展是中国式现代化的重要内容。2024 年 4 月，习近平在重庆市主持召开新时代推动西部大开发座谈会时强调，要坚持推进新型城镇化和乡村全面振兴有机结合，在发展中保障和改善民生。这一重要论述与党的二十大报告提出的“坚持农业农村优先发展，坚持城乡融合发展”的战略部署紧密相关，为推进中国式现代化指明了方向。2024 年 7 月，党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》明确指出，城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，要完善城乡融合发展体制机制，统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴。在上述背景下，为深化对城乡融合发展理论与实践问题的研究，推动学术界开展思想交流，由中国社会科学院农村发展研究所《中国农村经济》《中国农村观察》编辑部主办、中国农业大学经济管理学院承办的《中国农村经济》《中国农村观察》第八届“三农论坛”研讨会于 2024 年 9 月 7 日在北京召开。

本届论坛的主题是“统筹城乡融合发展，推进乡村全面振兴”。来自北京大学、中国人民大学、浙江大学、西南大学、上海财经大学、南京农业大学、华中农业大学、西北农林科技大学、中国农业大学等众多高校以及国务院发展研究中心农村经济研究部、中国科学院地理科学与资源研究所、中国社会科学院农村发展研究所等科研院所的近百位专家学者参加了会议。中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯研究员、国务院发展研究中心农村经济研究部部长叶兴庆研究员、辽宁大学副校长仇焕广教授、中国农业大学全球食物经济与政策研究院院长樊胜根教授分别作了题为《实现高质量充分就业不能遗忘农村》《以地为媒促进城乡融合发展》《城乡融合发展面临的困境与建议》《城乡融合与农食系统转型》的主旨报告。论坛共收到 161 所高校和科研院所的 457 篇来稿，经过专家多轮评审，最终确定 42 篇论文入选论坛进行交流。论坛设置了“粮食安全与营养安全”“数字技术与乡村振兴”“产业融合与区域发展”“乡村治理与城乡融合发展”“农民增收与共同富裕”“绿色生产与耕地保护”6 个分论坛。现将与会专家学者的主要观点综述如下。

一、城乡融合发展提出的历史背景

城乡关系既是中国基本的经济社会关系，也是中国式现代化进程中必须处理好的重大关系之一。

[作者信息] 冯晓龙、周晓时、司伟，中国农业大学经济管理学院，电子邮箱：xlfeng@cau.edu.cn。

中华人民共和国成立以来，城乡关系不断调整和优化，目前已进入融合发展的新阶段。与会专家围绕中国城乡融合发展进行了充分讨论。

推进城乡融合发展，首先需要从历史视角理解城乡关系的演变过程，把握发展规律。国务院发展研究中心农村经济研究部叶兴庆认为，进入 21 世纪以来，中国城乡关系经历了从城乡统筹到城乡一体化再到城乡融合发展的历史转变，既一脉相承，又层层递进。为扎实推进全面建成小康社会的第一个百年奋斗目标，2002 年党的十六大报告首次提出“统筹城乡经济社会发展”，为消除城乡二元结构提供了新的思路，标志着中国对城乡关系的认识发生了历史性转变。2005 年党的十六届五中全会进一步明确统筹城乡发展的总体思路。在相关改革措施的作用下，农村生产生活条件和整体面貌大大改善，农民收入得到基本保障。2007 年党的十七大报告进一步明晰了破除城乡二元结构的改革思路，提出要建立“以工促农、以城带乡”长效机制，形成城乡经济社会发展一体化新格局，“城乡一体化”成为构建新型城乡关系的新目标。2012 年党的十八大报告明确提出了“推动城乡发展一体化”的目标。之后的十八届三中全会对推进城乡发展一体化进行了系统部署。可见，中国城乡关系已逐渐从二元结构向统筹发展转变。

党的十八大以来，中国特色社会主义进入新时代，全国人民向着第二个百年奋斗目标迈进。党的十九大报告明确提出在新中国成立 100 年时建成富强民主文明和谐的社会主义现代化强国。为扎实推进这一目标，党和国家高度重视城乡关系并作出系统部署，开启了建立健全城乡融合发展体制机制的新阶段。2017 年，党的十九大报告明确提出要建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系。2019 年，《中共中央 国务院关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》发布，为推进城乡融合发展指明了方向。习近平在 2020 年的中央农村工作会议上指出：“今后 15 年是破除城乡二元结构、健全城乡融合发展体制机制的窗口期。”^①2022 年，党的二十大报告提出，要坚持农业农村优先发展，坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动。2024 年，党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出，要完善城乡融合发展体制机制，统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴。这一系列部署为推进城乡融合发展进一步指明了方向，明确了思路。中国社会科学院农村发展研究所杜志雄认为，从党的十八届三中全会的“城乡一体化”到党的二十届三中全会的“城乡融合发展”，党对城乡关系认识的不断深化。在此背景下，多位专家从不同角度就城乡融合发展的战略意义进行了探讨。中国农业大学樊胜根强调，推动农食系统转型是促进城乡融合发展的重要路径，对保障居民健康膳食和农民公平生计具有重要意义。辽宁大学仇焕广通过系统分析城乡公共服务供给状况，指出城乡之间在医疗、教育、养老等多个方面的公共服务供给仍存在明显差距，需要通过深化改革予以突破。中国社会科学院农村发展研究所魏后凯则从就业角度指出，推进城乡融合发展必须将所有农村劳动力纳入高质量充分就业体系，构建统筹城乡的就业政策体系。

^①参见《习近平：坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重 举全党全社会之力推动乡村振兴》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-03/31/content_5682705.htm。

与会专家一致认为，城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，在深入把握其历史演进规律的基础上，需要准确理解城乡融合发展的深刻内涵，明确未来的发展路径。党和政府对如何扎实推进城乡融合发展提供了总体思路，科研人员要充分认识到这一系统工程长期性和复杂性，实现城乡融合发展需要锲而不舍、久久为功。

二、城乡融合发展的内涵和重点任务

城乡融合发展是新时代城乡关系的重要理论创新和实践探索。与会专家从理论内涵和实践任务两个维度展开了深入讨论，力图构建系统完整的城乡融合发展理论框架。

在城乡融合发展的基本内涵方面，明晰城乡融合发展的基本内涵是推进城乡融合发展的重要基础。叶兴庆从功能互补的视角出发，认为城乡融合发展就是利用城镇和乡村各自的比较优势、发挥城镇和乡村各自的特定功能推动高质量发展。他进一步将城乡融合发展划分为规划、建设和治理三个维度的融合。规划维度的融合，是把城和乡放在一张图上、作为一个整体进行战略谋划和统筹布局，突出各自的功能和特色；建设维度的融合，是要推动城镇基础设施和公共服务体系向周边乡村延伸，在乡村空间建设服务城乡的郊野公园、露营基地、文体活动设施；治理维度的融合，是要推动城乡教育、医疗、养老等制度的衔接并轨，促进城乡文化交流，推进城乡社会治安联防联控。

在城乡融合发展的重点任务方面，党的二十届三中全会明确指出，要促进城乡要素平等交换、双向流动，缩小城乡差别，促进城乡共同繁荣发展。与会专家认为，城乡融合发展的核心在于打破传统的城乡二元结构，促进城镇和乡村各类要素的双向自由流动和优化配置。实现上述目标的关键在于全面统筹解决“人往哪里去”“地从何处来”“钱从哪里来”的要素配置问题。人、地、钱是新阶段城乡融合发展的纽带。

首先，劳动力是促进城乡融合发展的基础要素。叶兴庆认为，在中国式现代化进程中，城乡之间“人”的流动规模巨大，走出了一条具有中国特色的农民进城道路。农业劳动力大规模转向城镇和非农产业，既是经济增长的重要推动力量，也是全要素生产率提高的重要源泉。在推进城乡融合发展的过程中，要在农业转移人口市民化、城市有下乡创业意愿和下乡居住生活需求的人员进入农村两个方面做好“人”的工作。魏后凯则认为，推进城乡融合发展，必须将所有农村劳动力纳入高质量充分就业体系，构建统筹城乡的就业政策体系，推动农村劳动力从充分就业向高质量充分就业转变，推进农业转移人口市民化。西北农林科技大学李明等的研究发现，户籍制度改革可以通过促进农村居民非农就业、改善家庭经济状况等显著推动农村劳动力市场的发展。

其次，土地是促进城乡融合发展的关键要素。叶兴庆认为，土地是联结城乡的重要纽带，在工业化和城镇化进程中，土地的“流动”既表现为物理形态的生产要素从农村流向城市，也在一定程度上表现为价值形态的土地增值收益从城镇流向农村。要通过构建有利于乡村功能释放、乡村空间优化、农业转移人口市民化、农民分享土地增值收益的农村土地制度，促进土地要素在城乡之间自由流动。南京农业大学朱玉龙等的研究表明，建设用地指标交易政策有助于提升农村居民的收入水平。

最后，资本是促进城乡融合发展的驱动要素。叶兴庆表示，中华人民共和国成立后的工业化具有较强的内生性，主要靠工农业产品价格“剪刀差”、税收和储蓄等方式从农业提取资金积累。目前，资金仍以储蓄形式从农村流出。在城乡融合发展阶段，要通过财政转移支付、农产品价格支持和社会资本进入农村等方式，逐步实现资金向农业农村的流入。

三、统筹城乡融合发展面临的挑战

当前，中国农业发展进程不断推进，农村地区农业劳动生产率不断提高。尽管城乡二元结构逐年松动，但是，过去形成的城乡分割体制机制障碍并未在根本上被消除，城乡发展不平衡问题依然突出，制约了城乡融合进程。城乡融合发展面临的挑战是多层次、多维度的，既体现在人、地、钱等要素的流动层面，也反映在基础设施供给、居民收入和生活质量等方面。与会专家重点从要素流动障碍、居民收入差距、公共服务供给和居民生活质量等维度探讨了城乡融合发展面临的主要挑战。

其一，劳动力流动受阻。劳动力是最基础的生产要素，劳动力流动的障碍会直接制约城乡融合发展进程，限制乡村经济发展的活力。魏后凯指出，“十三五”期间，中国户籍人口城镇化率虽然从 39.9% 提升至 45.4%，但与常住人口城镇化率的差距不降反升，由 17.4 个百分点扩大至 18.5 个百分点。这意味着，中国农业转移人口市民化进程依然滞后。2023 年，中国的户籍人口城镇化率虽然提高到 48.3%，仍比常住人口城镇化率低 17.9 个百分点。这意味着，中国的城镇常住人口中尚有 2.5 亿农业转移人口。魏后凯认为，农业转移人口市民化进程严重滞后的原因主要是城市落户存在壁垒，农民落户意愿降低。

其二，土地要素市场分割。受城乡土地市场分割的影响，农村集体建设用地难以进入统一市场。这限制了农村的发展空间，农村公共服务设施用地供给相对不足。叶兴庆认为，要通过构建有利于乡村功能释放、乡村空间优化、农业转移人口市民化以及农民分享增值收益的农村土地制度，促进土地要素在城乡之间自由流动。在与会学者的研究中，南京农业大学孙顶强等的研究发现，村干部素质对土地流转效率具有重要影响，提高村干部素质有助于提升农地配置效率。安徽农业大学王士海和范超的研究表明，县域经济的发展水平与农业生产社会化服务的供给会影响农户土地流转决策。

其三，居民收入仍存在差距。尽管中国农村居民收入实现了跨越式增长，但在仇焕广、樊胜根看来，中国城乡居民收入的差距依旧存在。具体表现如下：一是城乡居民收入差距大。仇焕广指出，近 20 年来，虽然中国城乡居民收入的相对差距在持续缩小，但 2023 年城镇居民人均可支配收入达到 51821 元，仍是农村居民这一收入的 2.4 倍。不仅如此，城乡居民的收入结构也存在明显差异。樊胜根的分析表明，2023 年城乡居民财产性收入差距最大，达到了 10 : 1。仇焕广认为，从国际比较看，中国城乡居民的收入差距与发达国家相比仍有不少差距，比利时、英国、德国和荷兰 4 个国家的城乡居民收入比均小于 1，日本、韩国、美国等国家的城乡居民收入比均小于 1.5。即便是越南和印度等发展中国家，其城乡居民的收入比也未超过 2。二是不同地区农村居民的收入水平也存在明显差距。根据仇焕广的分析，2023 年上海市、浙江省的农村居民人均可支配收入分别高达 42988 元、40311 元；同期贵州省、甘肃省的农村居民人均可支配收入分别仅为 14817 元、13131 元，分别只有上海农村居民

人均可支配收入的 34.5%、30.5%。三是城乡不同年龄群体的收入差距也较大。仇焕广将人口按照年龄划分为 16~20 岁、21~30 岁、31~40 岁、41~50 岁、51~60 岁、61~70 岁 6 组，对上述群体收入差距的比较发现，城乡不同年龄群体的收入差距明显。具体而言，61~70 岁群体的城乡收入差距最大，城镇 61~70 岁群体的平均收入是农村同龄群体的 4~5 倍。

其四，公共服务供给失衡。城乡之间在医疗、教育、养老等公共服务供给方面存在明显差距。仇焕广系统比较了城乡公共服务的供给水平：在养老保障水平方面，2023 年，城乡居民基本养老金水平提高到 223 元/月，与 2019 年相比增加了 61 元/月；2023 年，城镇职工平均退休金为 3743 元/月，与 2019 年相比增加了 410 元/月。对比发现，尽管 2023 年城乡养老金差距与 2019 年时的这一差距的峰值（相差 20 倍）相比有所下降，但仍有超过 16 倍的差距。在医疗保障水平方面，2023 年农村居民医疗保险个人缴费金额占可支配收入的比例为 1.8%，与 2016 年相比提高了 0.5 个百分点。同期，城镇居民医疗保险个人缴费金额占可支配收入的比例由 0.5% 增加到 0.7%，提高了 0.2 个百分点。通过对比可以发现，2023 年，农村居民医疗保险个人缴费金额占可支配收入的比例比城镇居民高 1 个百分点，而城镇平均每个参保人的保险支出高达 4785 元，是农村参保人人均保险支出水平（1086 元/人）的 4.4 倍。在教育保障水平方面，2018—2019 学年，从学前教育到高等教育阶段，全国城镇家庭每个孩子的教育支出平均为 1.1 万元，而农村家庭平均每个孩子的教育支出仅为 5482 元，前者是后者的 2 倍多。分阶段来看，城镇家庭平均每个孩子的教育支出在学前、小学、初中阶段分别是农村家庭的 2.5 倍、3.5 倍、2.4 倍；在高中和高等教育阶段，二者的差距有所缩小，城镇家庭平均每个孩子的教育支出分别是农村家庭的 1.6 倍和 1.2 倍。西南财经大学郭小琳等的研究表明，流入地户籍政策的放宽有助于提升随迁子女在义务教育阶段在公立学校就读的机会，从而可以缩小城乡教育差距。

此外，在居民生活质量方面，城乡居民的膳食结构失衡问题日益明显。樊胜根的研究发现，2020 年城乡居民畜禽肉摄入量占食物消费的比例超过 70%，城镇居民的畜禽肉摄入量超过《中国居民膳食指南（2016）》推荐量的 58.3%，而农村居民的脂肪摄入量首次超过推荐值上限 30%。同时，城乡居民蔬菜、水果、水产品、蛋类和奶制品长期摄入不足，具体表现是：第一，2020 年，城乡居民维生素 A、维生素 C、钙和硒的摄入量长期低于《中国居民膳食指南（2016）》推荐值的 50%；第二，2020 年，城乡居民蛋白质摄入量仍低于《中国居民膳食指南（2016）》推荐值的 20%。樊胜根认为，不合理的膳食结构使居民微量营养素摄入不足，居民与膳食相关的慢性疾病患病率不断攀升。如果超过一半的成年居民出现超重或肥胖现象，将对城乡居民持续增收造成负面影响。

四、统筹城乡融合发展的推进路径

推进城乡融合发展是建成社会主义现代化强国的关键。针对当前城乡融合发展面临的劳动力流动受限、土地要素市场分割、资金要素配置失衡、基本公共服务供给失衡等主要挑战，与会专家学者从城乡要素流动与配置、乡村公共服务保障、乡村产业融合发展和城乡融合发展支撑体系四个维度，就推进城乡融合发展的路径进行了深入讨论。

（一）促进城乡要素高效流动与配置

1. 畅通乡村土地要素流动。土地要素是乡村产业发展的基础，完善乡村土地制度有利于促进乡村产业融合发展。叶兴庆认为，要继续深化农村土地制度改革，构建有利于乡村功能释放、乡村空间优化、农业转移人口市民化、农民分享增值收益的农村土地制度是促进土地要素双向流动的关键。南京农业大学朱玉龙等分析了建设用地指标交易对城乡收入差距的影响，发现建设用地指标交易政策的实施不仅使农村居民能通过指标交易直接获得财产性收入，还能通过提升农业劳动生产率、改善基础设施建设和促进非农就业三个途径增加农户的经营性收入和工资性收入，进而缩小城乡居民收入差距。安徽农业大学王士海和范超从县域经济与农业社会化服务产业发展的关系出发构建劳动力市场与土地流转市场的双均衡框架，剖析了土地流转速度放缓的原因。他们的研究表明，县域经济的发展与农业社会化服务供给水平的提升会抑制农户承包地的转出。福建农林大学汤其乐和郑旭媛基于福建省的案例，分析了提高山区耕地效益的路径，发现丘陵地区的“双主体”轮作规模经营生产方式不仅具有经济效益，还能提高耕地利用率。

2. 拓宽农民增收空间。拓宽农民增收空间，既是优化资金要素配置的重要体现，也是缩小城乡收入差距、不断增进民生福祉的基础。浙江大学易钟婷和郭红东分析了地理标志农产品对农户增收的作用，他们的研究表明，地理标志农产品的发展能持续促进农民收入增长，且在有地理标志农产品加工企业的县域，农户增收更明显。西南大学杨丹等研究了农产品区域公用品牌对共同富裕的影响，发现农产品区域公用品牌的设立有助于提升农村居民收入水平，缩小城乡收入差距，且该效应在革命老区和重点贫困县更明显。中国农业大学米晶等考察了帮扶政策对县域经济差距的影响，发现帮扶政策显著缩小了脱贫县在人均GDP、人均财政收入和农村居民收入方面与其他县的差距。西北农林科技大学张文英等讨论了数字技术对易地扶贫搬迁户收入稳定性的影响，发现数字技术的使用能提升搬迁户收入的稳定性，且数字技术使用程度越高，该影响越大。除提升农民收入水平外，提升家庭消费水平也是保障农村居民福祉的重要内容。西北农林科技大学李明等分析了户籍制度改革对农村家庭消费的影响，发现户籍制度改革政策的实施主要通过促进农村居民非农就业、改善家庭经济状况的方式促进农村家庭总消费水平的提高。近年来，全球气候变暖趋势日益明显，对居民福利的影响不容忽视。中国农业大学冯晓龙和许雪珍利用全国农村固定观察点数据实证分析了极端高温对中国农户家庭消费的影响。他们的研究表明，极端高温对农户家庭消费产生了明显的抑制作用，极端高温增加了家庭的居住和保险支出，减少了食品、衣物、文教娱乐和交通通信等方面的支出，且显著提高了农户家庭消费的不平等程度。

（二）提升乡村公共服务保障水平

1. 推进城乡基本公共服务均等化。推进城乡教育、医疗、养老等基本公共服务均等化是城乡融合发展的重要内容。与会专家围绕教育、健康等方面展开了深入讨论。在教育方面，西南财经大学郭小琳等分析了流入地户籍政策放宽对义务教育阶段随迁子女短期入学机会和长期人力资本积累的影响，发现短期内流入地户籍政策放宽会提升随迁子女在义务教育阶段就读公立学校的机会。上海财经大学龚钰涵和张锦华研究了异地入学政策对流动人口隐性失业的影响，认为对流动人口子女异地入学的限

制会使流动人口职业流动受阻、社会网络缩小，提高其隐性失业概率，上述影响对从事办事型、服务型、生产型等低层次职业劳动力的冲击更明显。在健康方面，华南农业大学陈有华等分析了生态文明先行示范区政策实施对农村居民健康的影响，结果表明，示范区政策实施显著改善了农村居民的健康状况，实现了健康效益与环境改善的双重目标。具体而言，示范区政策的实施通过提升空气质量、保障食品安全、改善生态环境、确保水资源安全等途径，可以全面改善农村人居环境，进而提升居民身心健康水平。

2.促进数字乡村建设。数字乡村是在数字化背景下提升居民获得感、幸福感的重要措施。华中农业大学常青和李剑分析了数字乡村建设对农村居民增收的影响，认为数字乡村建设显著增加了农村居民的收入，对经营性收入与工资收入的提升效果最明显。他们认为，基础设施数字化与经济数字化对农村居民收入增长具有显著正向影响，而治理数字化与生活数字化对农村居民收入增长的影响并不显著。中国农业大学蔡海龙和惠利伟基于信息惠民国家试点政策实施的准自然实验，研究了数字政府对城乡收入差距的影响，发现数字政府建设可以通过推动高新技术产业的发展带动城乡居民收入的增长，而数字鸿沟的存在使数字政府建设对城市居民的增收效应更强，从而会拉大城乡收入差距。西南大学高静等以政府公共数据开放平台的建立为准自然实验的研究表明，数字政府建设能够显著促进县域经济的高质量发展，该影响的产生机制包括优化营商环境、吸引新质要素集聚、激发“双创”活力。

（三）推进乡村产业融合发展

1.完善乡村产业支持政策。政策是促进乡村产业发展、推动乡村创业活动的重要手段。西北农林科技大学刘天军等以农业产业强镇示范建设政策实施为准自然实验，从经济增长视角探讨了乡村产业振兴的成效及其作用机制。他们的研究发现，乡村产业振兴政策实施显著促进了乡镇经济的发展，主要的机制包括乡镇资金、土地、技术等要素供给力度的增强，以及多种乡村产业的发展壮大。东南大学张学翠等以电子商务进农村综合示范县为例，研究了电子商务对乡村创业活动的影响，发现电子商务进农村综合示范县政策的实施可以通过提升农村居民数字应用能力、激发市场需求和打破地理距离对试点地区市场潜能的约束等路径促进乡村创业。西北农林科技大学田蓬鹏等则以城乡融合发展试验区的设立为准自然实验，研究了县域城乡融合对创业活动的影响，发现县域城乡融合能够显著促进创业活动，其作用机制包括降低创业门槛、降低创业风险和提高信息获取能力。

2.助推乡村产业创新发展。创新是提升要素配置效率的关键，种业科技创新是推动乡村产业可持续发展的核心驱动力。中国农业大学郑爽玉等立足国际、国内两个视角，以单产为核心，比较分析了中国畜牧业竞争力的变化趋势和发展潜力。他们的研究发现，中国畜牧业生产技术尽管在短期内实现了快速提升，但进入21世纪后进步速度有所放缓，与畜牧业发达国家仍存在一定差距。国内猪、鸡产业的生产技术进步速度始终低于牛羊产业。他们进一步认为，应以技术、设施、制度创新为单产提升的路径，促进中国畜牧业的高质量发展。数字技术具有高效、智能、便捷等优势，可为乡村产业转型升级提供有力支撑。四川农业大学刘云强等以宽带中国试点政策实施为数字经济发展的代理指标，考察了数字经济对龙头企业联农带农的影响，发现数字经济的发展能显著提升龙头企业的联农带农表现，该影响对国有控股、从事第一产业和东部地区的企业更明显。

创新乡村产业经营方式是提高农业生产效率和产品质量的重要手段，有利于促进乡村产业振兴。社会化服务组织的发展是当前中国农业经营体制创新的重要内容。那么，如何促进农业社会化服务组织的发展？南京农业大学谭鑫等认为，农业生产专业化会提高农机外包服务交易的数量、促进以大型化为表征的作业机械的升级换代，但上述影响在坡度较大的低山丘陵地区有所减弱。企业纵向一体化模式创新是提升企业市场竞争力的有效手段，浙江大学季晨等的研究证实了这一点。他们以生猪养殖产业为例，分析了涉农企业纵向一体化组织模式对企业韧性的影响，发现无论是养殖企业前向一体化还是后向一体化，均能显著提升企业韧性。

3.壮大农村集体经济。农村集体经济既是优化资金要素配置的重要方式，也是农民增收的重要渠道。宁夏大学谷华菩和张会萍研究了能人型村干部对村级集体经济的影响，发现能人型村干部对村级集体经济的发展具有经济增长与社会整合的双重效应。山西大学贾蕊等分析了集体经济对乡村“空心化”的影响，认为集体经济显著抑制了农村劳动力的流出，缩短了劳动力流动半径，作用机制包括增加本地就业机会、促进村庄经济发展和提升村庄公共服务供给水平。首都经济贸易大学杨慧莲等利用全国地级市层面的面板数据分析了“三变”改革的农户增收效应。研究表明，农村“三变”改革能够通过影响农户土地要素在区域特色优势产业与传统产业之间的优化配置、优化不同农业经营主体的资金要素配置等方式显著提升农村居民的人均可支配收入。

（四）健全城乡融合发展支撑体系

1.切实保障粮食安全。保障粮食安全是统筹城乡融合发展的基础。上海交通大学金扬扬等研究了粮食增产的机会成本与补偿机制，发现粮食每增产1万吨，县域实际人均GDP将降低0.6%，严格的耕地保护政策对土地配置效率的影响是经济发展滞后的主要原因。西南财经大学伍骏骞等分析了村庄合并对粮食产量的影响，认为村庄合并可以通过促进农业经济集聚和规模化公共品供给两个路径提高粮食产量。华中农业大学王梦诗和郝晶辉分析了畜禽禁养政策实施对中国玉米生产的影响，发现畜禽禁养政策的实施会降低玉米种植面积和总产量，该影响在生猪养殖适度发展区和非畜牧大县更大。中国农业大学刘景政等探讨了交通基础设施与蔬菜生产空间布局的关系，发现道路建设能够通过推动技术创新、提升市场活力等方式促进蔬菜生产空间布局的集聚，该影响在中西部地区以及高地势、大坡度地区更明显。

2.提升营养安全保障水平。营养安全对于提升城乡居民健康与生活质量、推动城乡融合发展至关重要。樊胜根认为，通过政策体系改革、技术创新等策略推动农食系统转型，是保障居民膳食健康、保障农民公平生计的重要途径。中国农业大学宣智翀等基于电子商务进农村综合示范政策实施的准自然实验，分析了电子商务对农村居民膳食质量的影响。研究表明，电子商务可以通过提高食物的可获得性、可负担性和便利性显著改善农村居民的膳食质量，持续推动电子商务进农村综合示范政策实施、扩大农村电商平台的覆盖面和服务水平是促进农村居民膳食结构多样性与均衡性的有效手段。膳食结构的改善对提升居民幸福感具有积极影响，上海海洋大学刘为军等的研究证实了这一点。他们的研究发现，膳食结构合理化能改善农村居民的健康状况从而提高其幸福感，且对年龄较大、学历较低的农村居民幸福感的提升作用更大。

3.推动农业绿色发展。资源节约是农业绿色的基本特征。华中农业大学陈鹏宇和张露分析了代际职业流动对耕地质量保护行为的影响，发现代际职业流动可以通过增加子代对父代的经济支持、降低父代对土地代际传承的预期等方式抑制家庭的耕地质量保护行为。中国农业大学吴宗燚等研究了耕地地力保护补贴对农户肥料投入的影响，认为耕地地力保护补贴总体上有助于促进农户减少化肥投入、增加有机肥施用量，作用机制包括促进农户采纳绿色减量技术与购买农业社会化服务。北京工商大学崔怡等考察了数字技术对节水农业的影响，发现数字技术的采用有助于提升取水许可政策实施的效果，降低农户开凿和使用私有或共有产权灌溉机井的概率，促进农户采纳节水技术、节约灌溉用水。浙江农林大学夏文浩等讨论了绿色防控技术采纳行为对农户收入差距的影响，发现对绿色防控技术的采纳提高了棉农间的收入差距，且对生产决策由男性选择、高教育资本水平、小规模经营和高劳动水平棉农的影响更大。

气候变化已成为影响农业发展的主要因素，积极应对气候变化对农户至关重要。中国科学院地理科学与资源研究所许悦等研究了全要素生产率对作物种植碳排放强度的影响，发现全要素生产率对作物种植碳排放强度具有非线性影响，全要素生产率的持续提高已引发作物种植碳排放强度的“反弹效应”。中国农业大学郭铨宋等从农户、市场与政府三方协同视角出发设计天气指数保险，发现由关键天气指数组成的最优关系模型能较为准确地反映作物减产情况，但天气指数保险的气象灾害精确度越高，农户缴纳的保险费率及费用也越高。

五、结语

实现统筹城乡融合发展与全面推进乡村振兴是具有时代意义的研究课题，既要深入探讨城乡融合发展的理论路径，也要提出切实可行的行动策略。本次论坛汇聚了多个领域的专家学者，通过深入的学术对话与思想碰撞，就中国统筹城乡融合发展、推进乡村全面振兴进行了全面且系统的探讨与分析。经过充分的交流与讨论，大家达成了广泛共识：

第一，城乡融合发展是一个涉及人、地、钱等多要素协同发展的系统工程，需要统筹推进。

第二，破除城乡二元结构的关键在于健全城乡要素流动体制机制，特别是要推动人才、土地、资金等要素的双向自由流动。

第三，实现城乡融合发展既要健全城乡融合发展支撑体系，也要统筹兼顾粮食安全和营养安全，推动产业转型升级，促进农业绿色发展。

展望未来，对统筹城乡融合发展的研究仍需在以下方面展开进一步探索：一是深入研究新发展阶段城乡要素流动的新特征和新规律；二是探索数字技术赋能城乡融合发展的有效路径；三是加强城乡融合发展的国际比较研究，总结中国经验对发展中国家的启示。这些认识和展望能为深化城乡融合发展的理论研究、推进城乡融合发展的实践工作指明方向。

（责任编辑：马太超）