

农村低收入人口识别问题探析*

左 停 李 颖 李世雄

摘要：随着现行标准下农村绝对贫困现象的消除，农村低收入人口成为脱贫攻坚结束后社会政策的重要目标群体。低收入问题是一种复杂的社会经济现象，如何准确理解并科学界定低收入人口，识别低收入群体特征，调整各界对低收入问题的认知差异，成为亟待解决的基础和关键问题。既有理论与政策实践对低收入人口如何界定等基本问题尚未达成共识。本文基于发展经济学与公共政策学视角，对低收入人口和低收入问题的重要性，以及两者蕴含的多重理论逻辑与政策意涵进行阐释，认为低收入人口识别作为一项长远议题，不仅要服务于近期的防止返贫和相对贫困治理，也要定位于推动共同富裕的社会发展长远目标。在梳理当前农村低收入人口政策实践基础之上，本文提出强化对低收入问题重要性的认识，对标中高收入群体适度扩大监测识别范围，深化对低收入群体生理性特征、社会性特征与自然性地理分布特征的认知，构建高效联动的监测预警机制，以及加强制度和政策创新等举措，助推低收入人口跨入中等收入行列，为进一步完善低收入人口常态化帮扶机制提供有益借鉴。

关键词：农村低收入人口 低收入问题 相对贫困 共同富裕

中图分类号：F320.3 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告指出，“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化^①”。在脱贫攻坚任务完成后，低收入人口成为中国巩固拓展脱贫攻坚成果、防止返贫的重点关注对象。解决农村低收入人口问题是迈向共同富裕中国式现代化道路上的时代命题（范和生和郭阳，2023）。全面建设社会主义现代化国家，实现全体人民共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村，最大的短板仍然是低收入人口。低收入问题既是中国发展不平衡不充分的主要表现，也是实现共同富裕的突出短板。党的二十大报告

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“建立和完善农村低收入人口常态化帮扶机制”（编号：21&ZD177）、研究阐释党的十九届五中全会精神国家社会科学基金重点项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”（编号：21AZD038）的资助。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第22页。

进一步指出：“增加低收入者收入，扩大中等收入群体。”^①提升低收入人口收入水平，强化低收入人口帮扶力度，进而扩大中等收入群体规模，是促进共同富裕的重要政策路径。2020年3月，《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》（以下简称《意见》）正式提出“健全农村低收入人口常态化帮扶机制”的要求，农村低收入人口和低收入问题成为国家治理和社会政策的重要目标对象^②。与贫困问题相类似，低收入问题是一种复杂的社会经济现象，而科学界定低收入人口是解决低收入问题的前提和关键。因此，如何调整各界对低收入问题的认知差异、科学理解并合理界定低收入群体，成为当前亟待解决的关键问题。

低收入问题与低收入人口识别是一项复杂议题，学界已从不同角度予以探讨。在低收入理论内涵方面，既有研究主要从绝对贫困与相对贫困（林万龙和纪晓凯，2022；辛远和韩广富，2023）、收入不平等（罗明忠和邱海兰，2021；李实，2023）和再分配政策（周强，2021；张洪为，2022）等方面阐释低收入的概念内涵。在低收入人口政策实践方面，为进一步完善低收入群体识别与政策保障，檀学文等（2021）等主张将低收入人口提升至与贫困人口同等重要的政策高度，通过促进低收入人口较快增收体现“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”的真实含义。李实（2023）等认为，农村共同富裕的重点在于精准识别低收入群体，并从收入增速、收入结构与群体特征三个角度总结了农村低收入人口概况。杨立雄（2021）从统计局五等分认定的低收入户角度指出，兜底保障人群、临时救助对象、支出型困难人口和具有返贫致贫风险的群体是低收入户中的重点关注对象，需要大幅度提高低收入群体的收入水平，逐步缩小低收入群体与社会平均水平的差距。孙久文和张皓（2022）从全局视角分析了低收入人口空间格局特征，指出要以妇女、儿童、病患为低收入人口代表，以西部地区和东北地区等欠发达地区为帮扶重点，增强低收入人口自我发展能力和地区综合保障制度体系。曾恒源和高强（2021）借鉴国际贫困标准制定的经验和国内低收入人口认定的实践，以宽、中、窄三种口径估算中国农村低收入人口规模，提出当前农村低收入人口与相对贫困人口有极高的重合度。低收入家庭支持政策体系高质量发展是回应相对贫困治理与共同富裕的重要抓手。

既有文献为本文研究奠定前期基础，具有重要的参考价值。在此基础之上，本文拟从发展经济学与公共政策学两种学科视角剖析低收入人口界定识别问题的理论意涵与政策实践，促进各界对低收入人口界定和政策优化路径等基本问题达成共识。本文的边际贡献体现在3个方面：一是探讨低收入人口识别的多重理论意涵，阐述相对贫困视角下低收入问题、中等收入群体和共同富裕的逻辑关系；二是系统梳理低收入人口界定与识别的政策实践，进而剖析其面临的问题与挑战；三是基于前述理论阐释与实践分析，提出完善低收入人口界定识别的路径。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第47页。

^②参见《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。

二、解决低收入问题与识别低收入人口对推动共同富裕的重要意义

不同群体收入水平存在差异是一种客观现象，低收入并不必然表现为问题；但在特定发展阶段与时空背景下，低收入可能会成为社会问题的重要诱因，甚至直接表现为社会问题。中国通过脱贫攻坚消除了现行标准（2010年不变价农民人均纯收入2300元）下的绝对贫困。截至2020年末，脱贫地区农村居民人均可支配收入达到12588元，建档立卡贫困人口人均纯收入达到10740元^①。由表1可知，中国农村居民恩格尔系数连续11年低于联合国粮农组织提出的59%的贫困标准，农村绝对的低收入问题得以解决。但相对的低收入（相对贫困）问题日渐凸显，部分收入较低的群体尚未被纳入现行社会帮扶政策体系，城乡差距与不同收入组间差距问题并未与绝对贫困现象同步消除，且依旧呈现较大差距。

年份（年）	农村居民与城镇居民收入比	农村居民恩格尔系数	五等分农村居民低收入组与中间收入组的收入比	五等分农村居民低收入组与高收入组的收入比
2011	32.0	40.4	32.2	11.9
2012	32.2	39.3	32.9	12.2
2013	35.0	37.7	32.5	12.1
2014	36.4	33.6	26.9	9.3
2015	36.6	33.0	29.9	11.9
2016	36.8	32.2	26.9	10.6
2017	36.9	31.2	27.6	10.5
2018	37.2	30.1	29.3	10.8
2019	37.8	30.0	30.5	11.8
2020	39.1	32.7	31.8	12.1
2021	39.9	32.7	29.3	11.3

资料来源：《中国统计年鉴》（2012—2022年，历年）。

（一）在社会发展总体水平较低阶段，低收入现象与基本需求难以满足的绝对贫困现象具有高度重合性

脱贫攻坚消除了现行标准下的绝对贫困，绝对贫困与贫困标准（基本需求标准）高度相关，因此绝对贫困亦具有相对性。一方面，随着社会经济的发展，用于确定绝对贫困所依据的生活必需品范围也会扩大，从而使其具有相对意义。在持续进步的社会环境下，民众基本需求亦随之不断提升。例如，绝对贫困概念的提出者朗特里在衡量维持生存的必需品时，将以往视为非必需品的茶包括在内，并在后续调查中将收音机和给孩子的礼品开支也纳入必需品（唐钧，1997）。同时，绝对贫困线亦非一成不变的，而是动态调整的，如世界银行的极端贫困标准历经多次调整，现有标准是最初标准的1.76倍（杨立雄，2021）。由此可见，绝对贫困具有一定程度的相对性，民众对基本需求的理解并非仅限于

^①资料来源：《兑现庄严承诺 创造人间奇迹》，http://paper.people.com.cn/rmrb/html/2021-04/07/nw.D110000renmrb_20210407_2-02.htm。

满足维持身体机能运转的必需品，还将随着社会经济的发展而扩大。另一方面，在经济发展程度较低、全社会处于整体贫困的阶段，低收入群体往往也是绝对贫困群体；而在经济发展程度较高的社会形态中，低收入群体能够满足基本的生存需求，消除绝对贫困也为缓解相对贫困奠定坚实基础。虽然中国现行农村贫困标准满足了消除绝对贫困的需要，也高于世界银行每日 1.9 美元^①的最低贫困标准。但需要说明的是，世界银行的最低标准根据极端贫困国家而制定，该标准对标联合国可持续发展总体目标而言仍有差距。此外，欧盟 2015 年的贫困线折算人民币为 29796 元（叶兴庆和殷浩栋，2019），高于 2020 年中国 20% 中间收入组家庭人均可支配收入 26248.9 元^②。因此，若对标发达国家，中国将会有大量人口的收入低于绝对贫困标准。

（二）低收入群体常处于社会结构中的弱势地位，若无有力支持可能重新陷入绝对贫困

低收入群体在政治、经济、社会等多方面处于社会弱势地位，是新时期巩固拓展脱贫攻坚工作和社会帮扶政策的主要目标群体。一方面，农村生计系统的脆弱性、生产要素与资源配置转换的受限性、自然环境的复杂性，以及政治经济和社会文化环境交互性的叠加作用，致使脱贫人口长期面临返贫风险。2020 年建档立卡贫困人口人均纯收入为 10740 元^③，同期的全国居民人均可支配收入为 32189 元，农村居民人均可支配收入为 17131 元^④。相较于全国城乡乃至农村居民人均可支配收入水平，已脱贫人口收入仍有较大差距。另一方面，低收入群体具有较高的生计脆弱性，极易遭受风险和外部冲击而陷入贫困。对于低收入人口而言，他们面临的风险既有自然因素或生理因素所引致的原生性致贫风险，也有环境和制度引起的次生性和多维性风险，加之低收入群体抵抗风险能力有限，更容易陷入生计恶化境况。此外，缺乏对低收入人口高效的风险防范和缓解机制，因而该群体难以得到有效的保护。在上述因素共同作用下，低收入人口的生活极易陷入困难甚至贫困窘境。

（三）收入差距过大导致低收入人口面临相对贫困问题，加剧社会失衡

相对贫困一般与收入分布结构的中间群体境况相关联，并以低收入群体与中间水平的收入差距为主要衡量指标。换言之，若低收入群体收入与中位数收入差距较小，则相对贫困将得到缓解甚至消除。然而，由于中国地区发展不平衡和城乡收入差距明显，2020 年农村居民收入仅为城镇居民收入的 39.1%，农村居民低收入组收入仅相当于农村居民中间收入组收入的 31.8% 和全国居民中间收入组收入的 17.8%^⑤，相对贫困人口将长期存在（沈扬扬和李实，2020）。中国收入分配差距长期处于较高水平，低收入群体与高收入群体间的巨大差距意味着存在收入不平等，而此种差距是社会不平等的主要表现。

^①资料来源：《扶贫办：中国最低贫困标准略高于世行公布水平》，http://www.xinhuanet.com/politics/2015-12/15/c_128532231.htm。

^②资料来源：《中国统计年鉴 2021》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2021/indexch.htm>。

^③资料来源：《中国减贫学》，<https://www.iprcc.org.cn/article/42DhF6Yo8K6>。

^④资料来源：《中华人民共和国 2020 年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-02/28/content_5589283.htm。

^⑤资料来源：《中国统计年鉴 2021》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2021/indexch.htm>。

2020 年农村居民低收入组收入是农村居民高收入组收入的 12.1%、全国居民高收入组收入的 5.8%^①，全国居民收入的基尼系数长期高于世界平均水平（杨穗和赵小漫，2022）。与此同时，由于财富具有积累性特征，财富差距相较于收入差距更为明显，例如中国财富排名前 1% 群体的收入占总财富的比例从 2000 年的 20.9% 上升至 2020 年的 30.6%（Credit Suisse Research Institute，2021）。鉴于此，提升低收入人口收入、缓解相对贫困、逐步缩小社会收入差距，应成为低收入人口常态化帮扶的题中应有之义。

（四）低收入群体规模大或条件差将限制社会整体发展活力，妨碍社会经济可持续发展

金字塔底层战略认为占世界人口 2/3 的低收入群体蕴含着巨大的发展潜力，如果可以创造性地满足其内在需求或利用其拥有资源能力，不仅可以获得高额经济回报，还能以提高低收入群体的生活质量或生产能力等方式达到缓解甚至消除贫困的效果，实现经济与社会的双重价值（邢小强等，2011）。中国国内生产总值增速在 2007 年到达 11.9% 的峰值后逐渐放缓，2012—2019 年增速均值为 7%，显著低于 1978—2011 年 10% 的平均水平（刘哲希和陈彦斌，2020）。从需求侧来看，中国中等收入群体规模偏小，导致内需活跃度严重不足，需求潜能尚未完全激发。同时，高收入人群的边际消费倾向偏低，低收入人群的边际消费倾向较高，过大的收入差距将会抑制社会整体消费水平。从供给侧来看，中国存在较大规模的低收入人口，并且呈现“未富先老”局面，因而提升中国经济的长期增长潜力需要建立低收入人口帮扶机制，不断提升低收入群体收入以扩大中等收入群体规模，在中长期充分把日益提高的收入转化为消费需求。一方面，由于低收入群体边际消费倾向高于高收入群体，完善低收入人口帮扶机制能够弥合收入差距，进而缓解对社会消费的抑制效应。另一方面，由于消费具有示范效应，低消费行为会受到高消费的影响从而提高社会消费能力，所以扩大低收入群体帮扶范围能够有效满足部分低收入群体的发展需求，进而扩大内需、增加市场消费活力，助推经济社会持续健康发展。

（五）农村低收入群体是实现共同富裕的突出短板，收入水平较低且规模较大

实现共同富裕的目标是建立以中等收入群体为主体的橄榄型社会结构，而当前中国收入结构仍然属于金字塔型，金字塔底层有相当数量的群体处于社会基本消费水平之下。收入分配结构由金字塔型转向橄榄型，不仅取决于经济发展阶段，更取决于政府的社会经济政策。实现共同富裕的最大短板是数量庞大的低收入群体，2019 年中国月均收入在 1090 元以下的约 6 亿人，月收入 1000~3000 元约 6.2 亿人。其中，月收入低于 1090 元的群体中来自农村的比例高达 75.6%，分布在中部地区和西部地区的比重分别为 36.2% 和 34.8%（郑功成，2020）。简言之，低收入群体主要分布在农村地区和中西部地区。在脱贫攻坚期间，中国瞄准的绝对贫困群体主要为特定阶段或标准下的暂时性贫困和长期处于深度贫困的目标对象，通过精准识别、精准帮扶机制，采取强干预、超常规的措施予以化解，并取得显著成效。但与此同时，仍然存在相当规模的群体在脱贫后收入水平较低，成为实现共同富裕的突出短板。

^①资料来源：《中国统计年鉴 2021》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2021/indexch.htm>。

课题组通过对 8 个脱贫县（区、旗）进行实地调查^①发现：西南地区的 3 个县均存在相当规模的脱贫人口收入低于 6000 元，其中，云南省镇雄县收入低于 6000 元的人口占比最高，约为 11.43%；除中部地区的安徽省阜南县和西北地区的陕西省柞水县，其余县均有超过 25%的人口收入低于 8000 元（大约为 2020 年全国农村低保平均水平的 1.5 倍）；多个县有 60%~80%的脱贫人口收入低于 11000 元（大约为 2020 年全国居民人均可支配收入的 35%），仍处于相对低收入状态；真正实现高质量脱贫（收入高于 15000 元，大约相当于全国居民人均可支配收入的 45%）的人口各县情况不一，占比在 10%~20%之间（见图 1）。

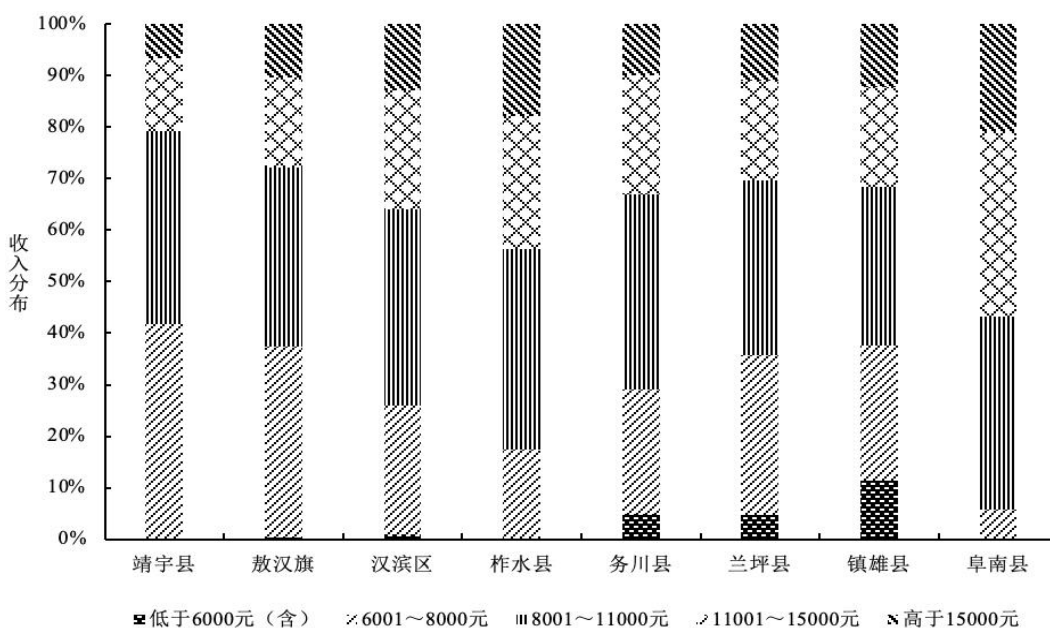


图 1 2020 年不同脱贫县脱贫人口收入水平分布区间

资料来源：课题组实地调查资料。

在新发展阶段，需要对低收入人口的帮扶政策进行常态化完善，以农村和农民工群体为重心，建立低收入人口常态化帮扶机制，为低收入人口提供分区域、分层次、分类型的帮扶支持，以有效回应低收入人口的多元化需求，在持续解决发展不平衡不充分问题中，推动实现共同富裕。

三、低收入问题与低收入人口识别的多重理论意涵

低收入是一个内涵丰富并且外延不断拓展的学术概念，既表征群体的低收入现象，也指代收入较

^①课题组于 2021 年先后前往 8 个具有代表性的脱贫县（区、旗）开展调研，包括位于东北地区的吉林省白山市靖宇县（简称靖宇县），位于华北地区的内蒙古自治区赤峰市敖汉旗（简称敖汉旗），位于西北地区的陕西省安康市汉滨区（简称汉滨区）和陕西省商洛市柞水县（简称柞水县），位于西南地区的贵州省遵义市务川仡佬族苗族自治县（简称务川县）、云南省怒江傈僳族自治州兰坪白族普米族自治县（简称兰坪县）和云南省昭通市镇雄县（简称镇雄县），以及位于中部地区的安徽省阜阳市阜南县（简称阜南县）。

低的特定群体。关于低收入人口的研究往往与贫困相联系，多数研究并未将低收入群体与贫困群体相区分。低收入也是一个建构性、抽象性和多维性概念，在内涵方面与通常意义上的贫困存在明显差异。需要说明的是，学界对于低收入的探讨存在两种理解：一种是以国家或社会为应用对象，如世界银行将“发展中经济体”分为低收入国家和中等收入国家两组；另一种是以家庭或人群为应用对象加以讨论，如社会政策领域所界定的低收入家庭，即民政部门以低保标准 1.5~2 倍界定的低收入家庭。本研究将以家庭或人群为应用对象加以讨论。

（一）以基本需求和中间群体为参照，低收入可视为绝对贫困和相对贫困的延伸

学界对于低收入的探讨多与贫困研究相联系，两者均为对匮乏或不充分状态的描述。无论是绝对贫困抑或相对贫困，均属于客观贫困范畴，即按照某种标准来判定个体在社会中所处的社会状态（左停，2017），该标准通常都是围绕收入予以体现，可以参照较为绝对的需求结构或是较为相对的人群结构。

低收入作为从绝对贫困特别是极端贫困问题解决后拓展而来的概念外延，是绝对贫困概念的渐进延伸。从绝对贫困视角出发的低收入群体被定义为收入无法满足基本需要的脆弱群体。Rowntree（1941）认为贫困群体指总收入不足以支付维持生存必需品的入口，由此依据最低营养需求标准制定贫困线以测量贫困。雷诺兹（1993）则认为贫困最通行的定义是年收入的绝对水平，即一个家庭勉强维持最低生活水平所需要的收入就是绝对贫困标准。《中国农村贫困标准》课题组（1990）指出：“绝对贫困也叫生存贫困，它是在一定的社会生产方式和生活方式下，个人或家庭依靠劳动所得和其他合法收入不能维持其基本的生存需求时的一种贫困状况。”童星和林闽钢（1994）认为，“贫困是经济、社会、文化落后的总称，是由低收入造成的缺乏生活必需的基本物质和服务以及没有发展的机会和手段这样一种生活状况”。世界银行对于贫困的定义虽然经历了从经济贫困到人文贫困不断拓宽的过程，但通常还是将贫困定义为收入贫困。虽然中外学者与国际机构对于绝对贫困的表述有所差异，但实质都是指收入难以维持最低限度的生活水准，因此有学者提出，2020 年脱贫后可以不使用“绝对贫困”而采用“低收入”“欠发达”等概念（汪三贵和曾小溪，2018）。简言之，低收入是绝对贫困的一个重要表现形式。

低收入是与社会中间群体收入水平相比较的结果，其概念内涵与相对贫困相联系。不同于与基本需求难以维持相联系的绝对贫困，低收入主要表现为与中间群体相比较的收入不充分状况，具有相对贫困的性质。相对贫困视角下的低收入群体是指社会成员相对于当时、当地大多数社会成员的生活水平而言，处于较低生活标准的人口。不同于界定绝对贫困所测量的个体性收入，Galbraith（1958）认为一个人是否贫困不仅仅取决于他拥有多少收入，还取决于社会中其他人的收入水平。相较于绝对贫困，尽管相对贫困的概念内涵从基本需求进一步拓展至发展需求，但收入仍然是相对贫困界定的核心标准。此外，由于参照中等收入群体，低收入概念还可以进一步与共同富裕等包容性发展愿景相联系。

（二）以高收入组为参照，低收入可视为“不平等”的问题端

解决低收入问题是解决不平等问题先导端。无论是绝对贫困中的低收入问题，还是相对贫困中的低收入问题，最终旨向并非止步于消除贫困，而是致力于减少不平等现象，从而实现社会公平正义。不平等主要表现为低收入群体与高收入群体之间收入的过大差距。学界普遍关注的收入不平等问题，实质上是财富或收入在不同社会阶层、社会群体间的分配问题。

低收入是不平等的问题端，世界上诸多国家的发展经验已经证明，在经济迅速增长的同时，分配不公和贫富分化现象极易发生，并由此产生严重的收入不平等问题。收入分布作为一种客观价值表现形式，也是测度不平等的基础性指标。诸如洛伦茨曲线、基尼系数和泰尔指数等，均是通过收入指标来度量群体间的不平等程度。李实和朱梦冰（2018）认为中国面临的核心问题是长期以来农村地区居民收入水平远低于城市地区居民收入水平，这也是中国收入差距过大导致不平等问题凸显的重要表现。需要说明的是，收入差距导致的不平等感知并非一成不变，而是呈现明显的差异化与聚焦化。同样是收入差距导致的不平等，在物质发展水平较高的社会，即便是收入处于较低水平的群体，他们的基本生活需求与部分发展需求均能得到较大程度的满足，该群体的不平等感知并不明显；而在整体物质发展水平较低的社会，收入处于较低水平的群体将面临基本生活需求与发展需求都难以满足的窘境，该群体的不平等感知将会越发明显。换言之，低收入程度是影响不平等感知的关键因素。虽然低收入往往与不平等相伴随，但二者并不完全等同，低收入概念既有贫困的外在表征，亦有比较的内在意涵，即低收入是贫困与不平等概念的有机耦合。

（三）低收入是多维贫困的重要平行维度之一，也是支出型贫困的主要参照维度

人类对于贫困的认知随着社会发展而不断演进，贫困的概念历经从收入和消费水平方面经济短缺的经济贫困，到侧重不同群体间相对收入或生活水平比较的相对贫困。20 世纪 70 年代后，赖因在人类基本需求概念基础上提出广义贫困的概念，将生活、不平衡和外部性作为衡量贫困的维度（施锦芳，2010）。而在福利经济学领域，森（2002）在一系列著作中提出了可行能力理论，认为贫困的实质不仅是收入的低下而是可行能力不足，进一步丰富和拓展了贫困的概念。随着贫困研究不断深化，贫困的测量方法也超越单一维度，逐渐成为一个涉及收入、福利水平与家庭脆弱性等复杂问题的多维指标测量体系（张全红和周强，2014）。

然而，在贫困研究转向多维度后，理论界对于多维贫困指数的构建、测量、加总等问题聚讼不休。例如：Hagenaars（1987）最早从收入和闲暇两个维度构建多维贫困指数；联合国开发计划署（The United Nations Development Programme，简称 UNDP）提出能力贫困测度和人类贫困指数，其中人类贫困指数包括收入贫困、权利贫困、人力贫困和知识贫困 4 个部分（UNDP，1997）。在多维贫困指数构建和测量方面：Waglé（2008）采用带有收入指标的结构方程模型，考察美国家庭的多维贫困程度；王小林和 Sabina Alkire（2009）采用 AF 双阈值法建立了以收入为基础的贫困测量框架；邹薇和方迎风（2011）从“能力”方法视角选取收入、教育和生活质量 3 个维度 8 个指标，考察国内家庭贫困的动态变化。此外，学界现有研究多以收入导向型多维贫困框架来识别贫困（张立冬，2017）。随着贫困认知视角的多元化发展，一种具有普适性的贫困类型，即“支出型贫困”伴随着社会转型、贫富进一步分化而产生。支出型贫困是指家庭因刚性支出过高而造成消费大于收入进而陷入困境的一种贫困状态，因此，即使从消费视角对贫困进行测量，低收入仍是支出型贫困的重要参照。总体而言，随着贫困内涵的演进，贫困测量内容也日渐扩充并愈加精细，其中收入是反映多维贫困和支出型贫困的一个重要维度，在多维贫困和支出型贫困测量中发挥着基础性作用。

（四）作为生计循环过程中的重要一环，低收入是贫困循环与低水平均衡的问题源

作为生计循环过程中的重要一环的低收入也是学界探讨的热点问题。“贫困恶性循环”或“低水平均衡陷阱”所展示出的贫困机理和传导路径，揭示了低收入概念的关键节点作用。例如，由于在供给方面形成“低收入→低储蓄能力→低资本形成→低生产率→低产出→低收入”的恶性循环，在需求方面形成“低收入→低购买力→投资引诱不足→低资本形成→低生产率→低产出→低收入”的恶性循环，低收入群体会长久陷入“贫困恶性循环”。在人均收入增长被人口增长所抵消的欠发达国家，人均收入处于维持生命的低水平状态，有限的收入大多用来满足最基本的生活需要，而用于消费升级、储蓄和投资的份额较少，从而陷入低收入与低资本形成两者相互作用的“低水平均衡陷阱”。一旦陷入此种境遇，不仅会增加脱贫人口再次返贫的概率，也可能导致部分低收入户转变为新的贫困户，遑论迈入中等收入群体行列。随着贫困内涵的不断丰富，收入不再是衡量贫困的唯一标准，但低收入人口所拥有的其他资源也明显低于所在社会家庭或个人所支配资源的平均水平。低收入并不必然表现为贫困，但此类群体绝对贫困或相对贫困发生或再生的可能性更大。

在循环积累因果关系中，低收入被视为解释欠发达国家因收入低下而陷入贫困的根源。缪尔达尔（1991）认为，在欠发达国家，人均收入水平低导致人民群众生活水平低下，营养不良、医疗水平和教育水平低下，致使人口质量和劳动力素质下降，进而使劳动生产率难以提高；劳动生产率低下又会引起产出增长停滞或下降，最终低产出又导致低收入，低收入又进一步强化经济贫困，使发展中国家长期陷入低收入与贫困的累积性循环困境中。因此，收入水平低是导致发展中国家贫困的重要因素。

四、中国低收入人口的概念认知与政策实践

中国低收入人口主要以政策概念或政治话语形式体现，尚未在全国范围内形成正式的、可操作的帮扶机制。在实践中，部分地区已经对低收入人口界定与识别进行初步探索，并总结出一系列具有推广意义的创新举措。

（一）低收入概念在政策体系中的应用

低收入概念作为一种界定标准和政策话语在国际和国内已得到一定程度的应用。国际组织早在 20 世纪 80 年代就采用低收入经济体、中低收入经济体、中高收入经济体和高收入经济体的分类体系作为划分全球国家和地区的分类方法。在中国，低收入人口也逐渐被界定为扶贫政策的目标对象。1998 年，国家统计局通过大规模的农村住户调查，提出中国农村的绝对贫困线和低收入线两个标准，以此分别界定绝对贫困和低收入群体。2008 年国家统计局放弃使用农村绝对贫困线，而是统一采用 1196 元的低收入线作为新的农村贫困人口识别标准，将“低收入对象”和“贫困人口”合二为一。2011 年贫困标准大幅提高，贫困群体规模扩大。随着脱贫工作的推进，2019 年国家开始在建档立卡贫困户之外，又设置略高于贫困标准的“边缘易致贫户”。在脱贫攻坚期间，江苏省、浙江省等东部经济发达省份较早地对低收入人口界定标准进行探索。例如，江苏省于 2015 年完成 4000 元标准以下的低收入人口脱贫工作后，按照 2020 年全省全面小康农民人均收入 20000 元的目标值，将低收入标准提升为家庭人均收入 6000 元。

后来,作为“最低生活保障家庭”概念延伸的“低收入家庭”在民政社会救助系统得到较为广泛的运用,并成为民政部门部分救助政策的目标对象。“低收入家庭”起初是为解决城镇居民住房保障需求问题而提出的,一般是指家庭成员人均收入高于低保标准但低于低保标准1.5~2倍的实际生活困难家庭。为区别于2020年《意见》中的低收入人口概念,部分地区的民政部门遂将“低收入家庭”替换为“低保边缘户”。例如,浙江省于2020年实施低收入农户认定标准线与低保边缘户认定标准线“两线合一”政策,规定低保户、低保边缘户、特困供养人员和其他经济困难对象,可以同时享受救助政策和扶贫政策^①。类似探索为中国建立新的“低收入人口”界定和识别标准提供了重要的前期经验(李棉管和岳经纶,2020)。

此外,关于收入分布的政策研究也较多使用低收入、中等收入等概念。例如,国家统计局将全体国民按收入五等分后,处于最低20%的群体被作为低收入组(黄征学等,2021),此外还有中间偏下收入组、中间收入组、中间偏上收入组、高收入组。在个别年份,统计部门又将低收入组进一步分为最低收入组和较低收入组,但此处的“低”主要为数量意义,并未被赋予准确的物质和社会意义,从未以此来制定具体的社会经济政策。对于收入分配格局的研究也常从收入/人口分布角度展开,如使用人均收入水平与对应的人口之比所形成的收入分布关系图来呈现收入分配结构。当前,中国收入分配格局呈现为“金字塔型”,即中低收入者占绝大多数,而高收入者较少的收入分布形态。为实现收入分配格局的转变升级,中央提出要逐步扩大中等收入群体比重,增加低收入群体收入,合理调节高收入,逐步形成中间大、两头小的橄榄型分配结构。

脱贫攻坚结束后,低收入概念被正式运用到中央一级的政策文件中,《意见》提出“坚持共同富裕方向,将巩固拓展脱贫攻坚成果放在突出位置,建立农村低收入人口和欠发达地区帮扶机制”^②。2021年8月17日,习近平在中央财经委员会第十次会议上强调,要坚持以人民为中心的发展思想,在高质量发展中促进共同富裕^③。农村低收入人口的帮扶和发展问题,是实现共同富裕的短板。在迈进第二个百年奋斗目标的起步阶段,精准科学地做好低收入困难人口识别认定工作,建立精准高效的低收入群体救助帮扶支持体系,既是巩固拓展脱贫成果、衔接乡村振兴的基础性工作,也是实现共同富裕、促进国家治理现代化的战略性工作。总体而言,尽管低收入概念已经有所应用,但是对于低收入人口的内涵,相关部门和地方政府的理解并不一致,对低收入人口的概念统一界定的办法尚未明确。

(二) 政策执行层面低收入人口识别的问题与挑战

对低收入人口进行科学界定和准确识别是实施后续帮扶措施的前提要件。中国各地已经开展了一

^①资料来源:《浙江省扶贫办公室 浙江省民政厅关于做好低收入农户与低保边缘户认定标准“两线合一”工作的通知》, https://mzt.zj.gov.cn/art/2020/11/23/art_1229705757_2449551.html。

^②参见《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。

^③资料来源:《完善推动全体人民共同富裕的社会政策体系》, http://www.xinhuanet.com/politics/2021-09/28/c_1127910816.htm。

些低收入人口界定和识别实践。例如：浙江省^①的社会帮扶体系构建、内蒙古自治区^②的防止返贫体系构建主要以人均可支配收入中位数的一定比例为参照进行低收入对象界定。山东省德州市将低收入人口界定为“居民家庭困难救助指数排名3%以内的居民家庭人口、低保人员、特困人员、低保边缘家庭、支出型困难家庭”五类人群^③。陕西省榆林市榆阳区以低保基础标准的1.5倍作为城乡统一低保边缘家庭收入认定线，这也是民政系统应用较多的方法^④。遗憾的是，尽管各地低收入标准的制定各具特色，但实践中均未进行实质层面的以收入为标准的低收入人口普查。由于顶层制度设计中缺乏权威统一的概念界定，低收入人口的认定识别面临诸多问题与挑战。

第一，在低收入人口对象识别工作中，部分地区将“低收入人口”混同于或低估为“老弱病残”等群体。《意见》提出，加强农村低收入人口监测，要以现有社会保障体系为基础，对农村低保对象、农村特困人员、农村易返贫致贫人口，以及因病因灾因意外事故等刚性支出较大或收入大幅缩减导致基本生活出现严重困难人口等农村低收入人口开展动态监测^⑤。《意见》主要从社会保障视角列举了需要进行监测的对象，并未对低收入人口进行概念界定，实际上农村低收入人口应该是一个外延范围很广的概念。在具体实践中，部分地区的低收入人口认定实质上采用“实体性”人群认定方式，囊括低保、特困、低收入家庭（低保边缘户）等民政系统的困难群体，防止返贫的监测对象，即脱贫不稳定户（人口）、边缘易致贫户（人口）和因灾因病等造成刚性支出较大或收入骤减的支出性困难人口，以及地方确定的其他特殊群体（如计划生育特殊困难群体、困难残疾人等）等，缺少与低收入这一名称相适应、更具针对性的标准界定。从短期工作角度而言，这种识别举措具有操作上的便利性，易于解决各部门的现实问题。但是，从长远角度而言，上述做法是对以往基本需求保障不足困难群体（建档立卡户、低保户）概念的简单扩展，仍属于绝对贫困治理范畴，仅是对巩固脱贫成果、防止返贫工作的延续，难以反映低收入与中等收入群体的发展差距和相对贫困的程度，无法适应扎实推动共同富裕中长期目标的要求。

第二，尚未完全建立起一套跨部门、跨区域的信息数据共享机制，低收入家庭经济状况精准核对工作面临一定困难。随着中国社会生活方式变化和城镇化、人口老龄化、就业方式多样化加快发展，

^①资料来源：《浙江省扶贫办公室 浙江省民政厅关于做好低收入农户与低保边缘户认定标准“两线合一”工作的通知》，https://mzt.zj.gov.cn/art/2020/11/23/art_1229705757_2449551.html。

^②资料来源：《内蒙古八项措施持续作战 切实巩固脱贫成果 防止返贫致贫》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-07/22/content_5529168.htm。

^③资料来源：《2021年德州市〈政府工作报告〉主要目标任务执行情况》，<http://www.dezhou.gov.cn/zfgzbg/2021/detail.html?unit=%E5%B8%82%E6%B0%91%E6%94%BF%E5%B1%80>。

^④资料来源：《榆林市榆阳区人民政府办公室关于加快推进低保制度城乡统筹发展试点工作的通知》，<http://www.yuyang.gov.cn/zwgk/jcxcgk/zfwj/qzfbfw/1434714848648331265.html>。

^⑤参见《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。

居民收入来源与财产构成日益呈现多样化和复杂化趋势,救助帮扶对象瞄准和收入核查面临多项挑战。具体而言,主要包括3个方面:一是缺乏核对标准体系。低收入家庭经济状况核对工作关键环节多,涉及层面广,尚未形成一套具有可操作性和规范性的低收入人口信息核对标准体系,且随着实际业务的发展变化,还需要不断更新完善管理标准、技术标准、信息安全标准和数据标准等。二是缺乏部门间协同合作和数据信息共享。中国社会救助业务主要由民政部牵头、各部门负责经办,尚未建立统一的、系统化的跨部门救助经办整合与综合信息管理机制。实践中,甚至存在部门工作信息不互通、多种工作机制“叠床架屋”现象。三是大部分省份尚未建立起完善的针对低收入人口的监测预警信息平台。中央明确提出要“健全防止返贫动态监测和帮扶机制”“建立农户主动申请、部门信息比对、基层干部定期跟踪回访相结合的易返贫致贫人口发现和核查机制,实施帮扶对象动态管理”^①。但大多省份的低收入人口动态监测预警平台还处于搭建过程中,涉及多部门间的数据交换通道尚未完全打通,难以实现有效衔接。此外,由于低收入家庭收入核对工作点多面广、技术性高、政策性强,对进一步建设专业队伍的需求更为紧迫。

第三,低收入人口政策帮扶对象主要聚焦于“生理脆弱性群体”,而对“市场竞争弱能性群体”关注不足。中国民政部门重点聚焦低保对象、特困供养人员、农村易返贫致贫人口、因病因灾因意外事故等刚性支出较大或收入大幅缩减导致基本生活出现严重困难人口等四类群体,仍然是以往“生理性脆弱性群体”为主的困难群体的延续。在地方实际帮扶工作中,很多地方将低收入人口“帮扶政策”混同于或低估为低收入人口的“救助政策”,致使部分低收入人口救助帮扶需求被忽略。加之具体救助帮扶措施由教育、住房和城乡建设、人力资源和社会保障、应急管理、医疗保障等部门负责实施,致使政策条块分割、救助资源分散,侧面反映出民政力量有限、部门协作乏力的窘境。除上述“生理脆弱性群体”等低收入困难人群外,还有一类属于“市场竞争弱能性群体”的低收入人群。例如:部分有劳动能力但家庭和个人生计资本不足的广大小农、小微经营者、个体工商户、灵活就业者等群体,极易受到外部市场影响,经营风险大,收入不稳定;还有相当规模进入城市打工的普通农民工,由于户籍限制、文化技能偏低等因素,获得高质量的就业机会较少、回报率较低,“透支”现象严重。按照各地的识别举措,识别出的低收入人口对象规模总体偏小,并非除中等收入、高收入以外的低收入困难人口。在贫困与中等收入之间还存在一个被忽略的过渡性群体,即较大数量的低收入人群。与生存型贫困人口相比,此类过渡群体具有更大的发展潜能,如果能够获得较好的托底保障和针对性帮扶,大多数都有可能提升为中等收入群体。因此,应从更加长远的角度重视此类具有发展潜力的低收入人口,并积极制定支持和帮扶政策。

^①参见《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。

五、建立和完善低收入人口界定识别体系的优化路径

（一）强化对低收入问题重要性的认识

尽管低收入人口帮扶实践中存在部分问题亟待解决，但总体而言完善低收入人口帮扶机制具有诸多政策优势，具体包括4个方面：第一，低收入概念相对于贫困概念而言更为中性化，可以避免福利污名化倾向。第二，低收入人口概念具有连续性特征，在对象认定上避免了如建档立卡户与非建档立卡户的硬性区分，在一定程度上避免福利悬崖效应。第三，低收入概念能够聚焦收入指标，便于在低收入人口识别过程中落实标准化政策。同时，作为国际通用的经济概念，低收入能够与国内外许多指标、政策和国际共识接轨。第四，在一定范围内，低收入概念可比较性更强，也更容易测量相对贫困的深度。一般而言，采用绝对贫困线标准测度的贫困发生率低于采用相对标准测度的贫困发生率。因此，相对标准的贫困人口中不仅包含绝对贫困人口，还包括一部分处于绝对贫困边缘的人口。作为比较性概念，低收入参照了中等收入群体收入水平，更易与共同富裕愿景相联系。

解决低收入问题的终极旨向并非止步于消除贫困，而是致力于减少不平等，从而实现社会公平正义。因此，解决低收入问题不仅要实现低收入群体整体生活水平的提升、基本需求与发展需求的满足，也要畅通其阶层提升的外部通道。具体而言，要注重健全工资决定、合理增长和支付保障机制，提高劳动报酬在初次分配中的比重，增加劳动者特别是一线劳动者劳动报酬，实现劳动报酬与劳动生产率基本同步提高（龚刚和杨光，2010）。此外，对低收入问题进行分层次分类型解决，在提升低收入群体总体收入水平的同时增加其发展能力、夯实资产建设系统，助力低收入人口向中等收入群体的跃迁，缩小社会贫富差距，弥合社会不平等从而实现社会公平正义。同时，低收入家庭发展的稳定、有序，保证了中国政治秩序的基本稳定，为中国实现现代化提供了战略缓冲（张建雷，2018）。在“十四五”巩固脱贫成果过渡期间，应将政策焦点转向低收入人口帮扶，为此需要重塑社会政策体系，建立系统性、常态化的低收入人口界定、识别和帮扶机制。

（二）对标中高收入群体，适度扩大低收入人口识别范围

当前，中国各地对低收入群体的操作层面识别主要采取“实体性”办法，即将已脱贫但易返贫人口和易致贫人口（边缘人口）、低保对象和特困供养人员等囊括在内，但此种方式识别出的低收入人口数量偏少，与中国的发展阶段不相适应。根据课题组实地调查，以陕西省为例，2015年脱贫攻坚开始时该省农村建档立卡人口规模为288万人，贫困发生率约为10%。全省脱贫后该省启动低收入人口认定工作，截至2021年4月，低收入人口动态监测信息平台共录入城乡低收入人口207.49万人（包括低保对象134.65万人、特困人员12.85万人、低保边缘家庭27.74万人、临时救助23.59万人，以及作为防贫监测对象的脱贫不稳定人口4.32万人、边缘易致贫人口4.34万人）的信息。粗口径计算低收入人口207.49万人占全省人口的5%左右^①，但由于帮扶对象享受的救助项目之间存在重叠，加之临时救助通常以人次而非人

^①此处计算方式为将各类政策群体数量直接相加，由于部分群体存在多重属性，故此处称为粗口径计算。陕西省2020年人口数为3955万人。资料来源：《中国统计年鉴2021》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2021/indexch.htm>。

数作为统计标准，因此该数据存在重复计算问题，实际得出的城乡低收入人口数量更少。

对标共同富裕长期愿景，中国要构建中等收入群体占多数的橄榄型收入分配结构。必须逐步减少低收入群体比重、扩大中等收入群体比重。为此，政府需要突破基本需求视角下极端困难群体向外拓展形成低收入人口的“实体性”识别路径局限，真正纳入参照中间群体且具有相对贫困意义的低收入人口。以现有社会保障体系为基础，由各地民政部门牵头，会同农业农村部门、医疗保障等相关部门，着重做好低保对象、特困供养人员、农村易返贫致贫人口、因病因灾因意外事故等刚性支出较大或收入大幅缩减导致基本生活出现严重困难人口等各类人群的识别和救助帮扶工作。

在此基础上，以特殊群体福利项目建设为起点，逐步扩大社会福利项目覆盖的人群范围。各地农业农村部门、民政部门应牵头会同人力资源和社会保障、住房和城乡建设、工商行政管理部门等，适度扩大低收入人口识别监测范围和规模，由前期的“生理脆弱性群体”识别救助向“市场竞争弱能性群体”识别帮扶扩展。需要扩展的低收入对象主要包括：因生计资本薄弱，经营受市场风险影响较大、收入不稳定的农村小规模农户；城市中的个体工商户、灵活就业者、新业态创业者；受户籍、文化技能偏低限制而难以进入城市打工的普通农民工群体；因就业竞争压力增大，未能实现稳定就业的大学毕业生群体；等等。

总之，低收入人口识别边界范围要立足于实现共同富裕的高度，按照“应纳尽纳”原则，对除中高收入以外的低收入群体进行识别救助和帮扶。进而言之，基于中国当前的实体性低收入人口识别实践，可进一步参考国际通行做法，探索多种低收入人口认定和动态监测方案。本文梳理了不同类型困难群体和低收入人口关系，并绘制了不同类型困难群体和低收入人口关系图，如图2所示。由图2可以看出，现有的低收入人口识别存在多种认定体系，由于不同部门对于低收入人口的认定标准不一致，且并非统一从收入视角进行界定，因此存在各类人口重叠、概念混杂的问题。

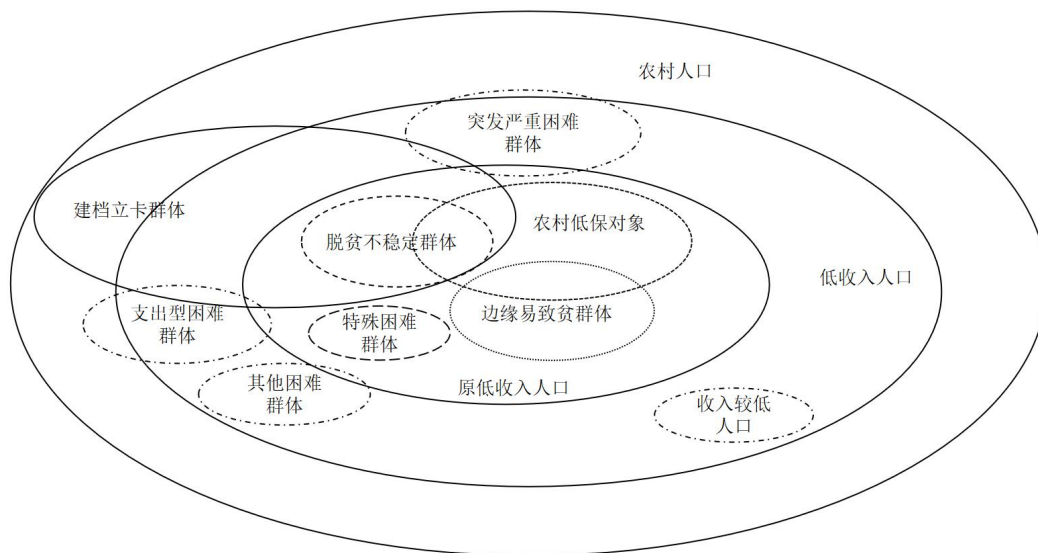


图2 不同类型困难群体和低收入人口关系图

同时，不同口径的低收入人口范围和规模差异很大。依据数据层级，存在国家层面数据、省级层

面数据、城乡或农村分类数据下不同的低收入人口；依据收入水平参照系，可以按照家庭收入中位数水平的40%~60%等不同比例的低收入线标准，识别出不同的低收入人口；依据收入类型，可以按照名义收入、实际收入和加权收入等不同的收入底数，识别出不同的低收入人口。而政策话语下的低收入人口实质上是一个窄口径、原规模的低收入人口（见图2 原低收入人口圈层），真正以“低收入标准”实现外延完全包容难度较大，有许多收入较低人口、突发严重困难群体、支出型困难群体和其他困难群体等还未被识别出来。

过渡期后，应从多个群体体系整合为以收入为统一标准的低收入人口识别体系，并适当拓宽低收入群体的监测范围。除关切和帮扶具备生理脆弱性的群体外，还要重点加强对“市场竞争弱能群体”的关注，将具备一定劳动能力，但在劳动力市场竞争中处于弱势地位的人群纳入目标群体，从而形成符合新发展阶段目标的低收入人口口径（见图2 低收入人口圈层）。只有这样才能推动实现扩大中等收入群体的政策目标。尽管短期而言，上述举措会增加很多工作成本，但长远来看，这是国家社会治理现代化的一项基础工作，有助于提升社会帮扶支持政策的包容性、精准性和有效性。

（三）深化对低收入群体生理性特征、社会性特征和地理分布特征的认知

从现象学即客观存在的社会事实出发，低收入群体可以进一步划分为最低收入群体和较低收入群体等。除老、病、残等最低收入群体外，低收入群体还应包括就业不充分的零工从业者（特别是农民工群体）、风险抵御能力弱的小微经营者、保障不足支出过大的紧状态人员等。考虑到低收入群体主要依赖劳动力资本这一特征，学界提出按照劳动能力对低收入群体进行分类。可行劳动力是指可供个体有效支配，并使个体追求有理由享受的生活的劳动力，是个体主客观条件以及社会系统之间相互作用的结果。按照劳动能力划分，应纳入政策视野的低收入人口的可行劳动力可以细化为丧失、折损和禁锢三种形态（贾玉娇，2018）。

首先，以丧失或折损劳动能力为主的特殊困难群体仍是低收入人口识别的重点。绝对贫困消除后，有劳动能力的低收入人口收入将随着经济发展而逐步提高，尽管老弱病残等特殊群体也会在国家政策支持下逐步改善生活水平，但大部分特殊困难群体仍难以跳出低收入群体范围。此类群体在未来很长一段时间内仍将是规模庞大且帮扶难度最大的群体。特殊困难群体包括老年群体、残疾人群体、患病丧失劳动能力群体、部分农村妇女儿童与精神病患者等弱势群体，一般具有明显的生理脆弱性特征和风险复杂多样性特征。其次，政策层面需要重点关注因缺乏社会机会和资本而导致劳动能力受禁锢的“市场竞争弱能性群体”，如小微规模经营者和中高龄农民工等。此类群体虽然具有劳动能力，但是因家庭和个人生计资本薄弱、获得高质量的就业机会较少，存在劳动回报较低、就业不稳定等问题。同时受自身知识结构、能力技术、社会资本等因素的限制，很多有劳动能力的低收入群体多从事制造业和建筑业等低端劳动密集型行业。就业质量不高的农民工，工资水平低，有可能出现“工作贫困”现象。再次，伴随着风险社会阶段的到来与现代化的推进，普通农民工外出就业困难和成本逐渐增大，这不仅会影响农民就业增收，还将抑制国内市场的消费需求。此类群体中多数人的收入与现行贫困标准相比看似较高，实则消费支出被抑制、生计保障水平不高、返贫致贫风险大，身体和精神经常处于透支状态，容易出现贫困问题。最后，已脱贫地区和“老少边穷”等欠发达地区社会福利、社会服务、基础设施

和基本公共服务等发展迟缓，低收入人口的经营发展成本较高。因此，要加强实施发展型帮扶政策和区域性公共服务建设，努力推动更多低收入人口跨入中等收入群体。

（四）构建高效联动的监测预警机制，实现监测预警的动态化和常态化

为全面提升对低收入人口的识别与救助帮扶能力，政府需要尽快建立起一套标准化、系统化和智能化的低收入人口监测预警机制。在巩固脱贫成果的五年过渡期中存在“防返贫监测帮扶”与“低收入监测帮扶”两个体系，过渡期后应以低收入人口为基本概念框架，将“防返贫监测帮扶”与其他帮扶监测项目合并至低收入人口常态化帮扶机制中。

第一，搭建完善全国一体化低收入人口核对信息网络平台。以5G、互联网和区块链等新技术为支撑，通过界面集成、数据集成、系统集成和业务集成，形成全方位、全过程、集约化的信息网络体系，实现业务紧密协同、数据科学应用，为落实低收入人口社会救助等政策提供稳固的基础支撑保障。第二，建立健全监测对象快速发现与核查机制。健全个人主动申请、部门信息比对和基层干部定期跟踪回访相结合的低收入人口发现核查机制。深入推进城乡低保、特困供养、临时救助对象、其他低收入群体实名制和信息化工作，从制度建设、系统完善等方面入手，精准录入和更新数据。第三，建立健全数据共享交互机制。加强相关部门、行业的联系配合和沟通协调，以业务协同为重点，全面构建数据共享安全制度体系、管理体系、技术防护体系，推动低收入人口数据共享对接精准顺畅。第四，健全多部门联动风险预警、研判和帮扶机制。坚持预防性措施和事后帮扶相结合，精准分析返贫致贫及产生困难原因，及时推送信息到帮扶主体，实现对风险点的早发现、早帮扶。主动发现风险，将风险对象分层分类，及时纳入帮扶政策范围。

（五）加强制度和政策创新，努力推动更多低收入人口跨入中等收入行列

脱贫攻坚结束后，中国进入以共同富裕为愿景的新发展阶段，加强制度和政策创新将成为时代风向标。中国应积极探索社会政策转型的内涵与实现路径，发挥积极社会政策在激活劳动者潜能、支持家庭发展和保护特殊群体等领域的作用，建设“社会服务国家”（林闽钢，2021），为更多的低收入人群提供支持帮扶服务。

一是在巩固脱贫攻坚成果基础上，拓展乡村发展政策的支持对象，支持乡村新型经营主体的可持续发展、支持乡村小微经营的转型升级、支持农民工的城镇化融入。二是持续完善公共服务体系、完善乡村产业发展基础设施和配套设备，减轻个人或家庭经济发展负担，完善和发展政策性风险保障，降低产业发展中灾害和市场风险的损失。三是深化农村户籍制度改革，提升城镇化质量和效果。让进城就业农民工免受职业选择、薪酬待遇等方面的歧视，使其获得与城市居民同等的公共服务和社会保障权利，在就医、养老、生育和子女教育等方面降低支出负担。四是持续稳定和扩大就业，促进低收入人群上升发展。促进高校毕业生、农民工、困难人员就业创业，扩大公益性岗位安置，帮扶残疾人、零工就业家庭成员就业；健全劳动关系协调机制，保障劳动者福利待遇和权益等问题，加大对批发零售、住宿餐饮、交通运输和建筑环卫等劳动密集型从业人员的支持，维护好快递员、网约工和直播带货等新业态、新模式就业群体的合法权益。

六、结语

在精准扶贫战略的持续推动下,中国已于2020年底历史性告别现行标准下的绝对贫困,并步入全面建成社会主义现代化强国新时期。随着中国综合国力的不断提升和人均国民总收入的持续增长,中国已经成为中等偏上收入国家,在新发展阶段需要对标更高的标准。但是,也应清醒意识到中国仍是一个人口众多的发展中国家,全国居民的平均收入水平仍然不高,城乡差距较大且低收入群体主要位于农村。中国正处于全面推进乡村振兴、谋求共同富裕的关键时期,扩大中等收入群体成为当前的关键性任务。在中国社会主要矛盾发生变化的背景下,应更加重视人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,关注发展不均衡和不充分引发的城乡发展差距大、贫富差距大和社会不平等问题。自2020年以来,中国政府制定出台了《意见》等一系列政策文件,促使低收入人口帮扶机制基本形成,并推动将低收入人口帮扶纳入“共同富裕”战略的工作范畴。在设计低收入人口帮扶的具体制度和政策时,政府应该有效结合乡村振兴战略,以低收入人口识别为抓手促进相对贫困问题和发展型低收入问题的解决。基于此,政府应当加强前瞻性谋划、改革、探索和试验,通过强化对低收入问题重要性的认识,适度扩大低收入人口识别范围,深化对低收入群体生理性特征、社会性特征与自然性地理分布特征认知,构建高效联动的监测预警机制,并加强制度和政策创新等举措,助推低收入人口跨入中等收入行列,为进一步完善低收入人口常态化帮扶机制提供有益借鉴。

参考文献

- 1.范和生、郭阳,2023:《共同富裕背景下农村低收入人口综合帮扶机制建构》,《中南大学学报(社会科学版)》第1期,第144-153页。
- 2.龚刚、杨光,2010:《从功能性收入看中国收入分配的不平等》,《中国社会科学》第2期,第54-68页、第221页。
- 3.黄征学、潘彪、滕飞,2021:《建立低收入群体长效增收机制的着力点、路径与建议》,《经济纵横》第2期,第2页、第38-45页。
- 4.贾玉娇,2018:《美好生活观的理论阐释与社会保障实现方案》,《社会政策研究》第1期,第59-68页。
- 5.雷诺兹,1993:《微观经济学》,马宾译,北京:商务印书馆,第430-431页。
- 6.李棉管、岳经纶,2020:《相对贫困与治理的长效机制:从理论到政策》,《社会学研究》第6期,第67-90页、第243页。
- 7.李实、史新杰、陶彦君、于书恒,2023:《以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕:重点、难点与政策建议》,《农业经济问题》第2期,第4-19页。
- 8.李实、朱梦冰,2018:《中国经济转型40年:中国居民收入差距的变动》,《管理世界》第12期,第19-28页。
- 9.林闽钢,2021:《中国社会政策体系的结构转型与实现路径》,《南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学)》第5期,第27-34页、第157-158页。
- 10.林万龙、纪晓凯,2022:《从摆脱绝对贫困走向农民农村共同富裕》,《中国农村经济》第8期,第2-15页。
- 11.刘哲希、陈彦斌,2020:《“十四五”时期中国经济潜在增速测算——兼论跨越“中等收入陷阱”》,《改革》

第10期,第33-49页。

12.罗明忠、邱海兰,2021:《收入分配视域下相对贫困治理的逻辑思路与路径选择》,《求索》第2期,第172-179页。

13.缪尔达尔,1991:《世界贫困的挑战》,顾朝阳等译,北京:北京经济学院出版社,第76-79页。

14.森,2002:《以自由看待发展》,任贻、于真译,北京:中国人民大学出版社,第62-63页。

15.沈扬扬、李实,2020:《如何确定相对贫困标准?——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》,《华南师范大学学报(社会科学版)》第2期,第91-101页、第191页。

16.施锦芳,2010:《国际社会的贫困理论与减贫战略研究》,《财经问题研究》第3期,第113-120页。

17.孙久文、张皓,2022:《乡村振兴中防止低收入人口返贫的战略构想》,《学术研究》第4期,第87-95页、第177-178页。

18.檀学文、吴国宝、杨穗,2021:《构建农村低收入人口收入稳定较快增长的长效机制》,《中国发展观察》第8期,第45-48页。

19.唐钧,1997:《确定中国城镇贫困线方法的探讨》,《社会学研究》第2期,第62-73页。

20.童星、林闽钢,1994:《我国农村贫困标准线研究》,《中国社会科学》第3期,第86-98页。

21.汪三贵、曾小溪,2018:《后2020贫困问题初探》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》第2期,第7-13页、第89页。

22.王小林、Sabina Alkire,2009:《中国多维贫困测量:估计和政策含义》,《中国农村经济》第12期,第4-10页、第23页。

23.辛远、韩广富,2023:《农村低收入群体实现共同富裕:何以可能?》,《当代经济管理》第2期,第1-8页。

24.邢小强、仝允桓、陈晓鹏,2011:《金字塔底层市场的商业模式:一个多案例研究》,《管理世界》第10期,第108-124页、第188页。

25.杨立雄,2021:《相对贫困概念辨析与治理取向》,《广东社会科学》第4期,第180-193页、第256页。

26.叶兴庆、殷浩栋,2019:《从消除绝对贫困到缓解相对贫困:中国减贫历程与2020年后的减贫战略》,《改革》第12期,第5-15页。

27.曾恒源、高强,2021:《脱贫攻坚与乡村振兴统筹衔接:学理必然、形势任务与政策转型》,《农业经济与管理》第2期,第1-10页。

28.张洪为,2022:《第三次分配:促进乡村低收入群体迈向共同富裕的长效机制》,《社会科学战线》第12期,第213-219页。

29.张建雷,2018:《发展型小农家庭的兴起:中国农村“半工半耕”结构再认识》,《中国农村观察》第4期,第32-43页。

30.张立冬,2017:《收入导向型农村多维贫困与精准扶贫——基于江苏省农村低收入家庭的分析》,《现代经济探讨》第12期,第102-108页。

31.张全红、周强,2014:《多维贫困测量及述评》,《经济与管理》第1期,第24-31页。

32.郑功成,2020:《以民生福祉新提升促进共同富裕取得新进展》,《中国纪检监察》第24期,第52-54页。

33.《中国农村贫困标准》课题组,1990:《中国农村贫困标准研究》,《统计研究》第6期,第37-42页。

- 34.周强, 2021:《精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应研究》,《中国农村经济》第5期,第38-59页。
- 35.邹薇、方迎风, 2011:《关于中国贫困的动态多维度研究》,《中国人口科学》第6期,第49-59页、第111页。
- 36.左停, 2017:《贫困的多维性质与社会安全网视角下的反贫困创新》,《社会保障评论》第2期,第71-87页。
- 37.Credit Suisse Research Institute, 2021,“Global Wealth Report”, <https://www.credit-suisse.com/media/assets/corporate/docs/about-us/research/publications/global-wealth-report-2021-en.pdf>.
- 38.Galbraith, J., 1958, *The Affluent Society*, Boston, MA: Houghton Mifflin Company, 126-127.
- 39.Hagenaars, A., 1987, “A Class of Poverty Indices”, *International Economic Review*, 28(3): 583-607.
- 40.Rowntree, B.S., 1941, *Poverty and Progress: A Second Social Survey of York*, London: Longmans, Green and Co. 102-103.
- 41.UNDP, 1997, “Human Development Report”, <https://hdr.undp.org/content/human-development-report-1997>.
- 42.Waglé, U.R., 2008, “Multidimensional Poverty: An Alternative Measurement Approach for the United States”, *Social Science Research*, 37(2): 559-580.

(作者单位: 中国农业大学人文与发展学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Identification of the Rural Low-Income Population in China

ZUO Ting LI Ying LI Shixiong

Abstract: With the completion of eliminating absolute poverty in rural areas under the current standards, the rural low-income population has become an important target group of social policies in the new era. As the low-income issue is a complex socioeconomic phenomenon, how to accurately understand and scientifically define the low-income population, identify the characteristics of the low-income groups, and coordinate the public's cognitive differences in terms of the low-income issue has become a key issue to be solved. Existing theoretical research and policy practice have not yet reached a consensus on the basic issues such as how to define the low-income population. Therefore, based on the two approaches of development economics and public policy, this paper explains the importance of low-income population and low-income issue and their multiple theoretical logical relationships as well as policy implications. We point out that the identification of low-income population, as a long-term issue, should not only serve the recent prevention of return to poverty and relative poverty governance, but also target promoting common prosperity as the long-term goal of social development. On the basis of displaying the current policy practice picture of rural low-income population identification, this study proposes measures including reinforcing the importance of the low-income issue, expanding the scope of monitoring for middle- and high-income groups, deepening the cognition of the physiological, social, and geographical distribution characteristics of the low-income group, establishing a highly effective and coordinated monitoring and early warning mechanism, and strengthening institutional and policy innovation, which help the low-income population move into the middle-income group and provide useful reference for further improvement of the low-income population support mechanism.

Keywords: Rural Low-Income Population; Low-Income Issue; Relative Poverty; Common Prosperity

农业强国若干问题辨析

何秀荣

摘要：中国具备“加快建设农业强国”的必要性和可行性，适时提出具体建设目标有助于加快农业强国建设。农业强国的参照系是农业发展水平位居国际前列的国家。农业现代化只是农业强国的必要条件，而不是充分条件，中国面临实现农业现代化和建设农业强国的双重任务。农业强国指产业强国地位，由生产、加工、流通等环节和涉农领域配套等多部分合力造就。从现状和趋势看，中国成为农业强国的最大短板在生产环节。从一国安全性看，建设农业强国的核心是取得重要农产品的国际竞争力，其背后涉及经济效率、技术效率以及效率背后更深层的经营、科技、体制、组织等因素，建设农业强国必须攻克这些难题。衡量指标体系的合理性和可操作性对实践工作有导向作用，目前常见的把净进口依存度、国际市场上的农产品定价权或话语权等作为农业强国衡量指标的主张，既缺乏理论逻辑支持，也缺乏实证支持。当前亟须做好三项学理研究工作：一是明晰农业强国指标概念的内涵与外延，二是处置妥当指标间的边界和逻辑关系，三是客观合理地选择具体指标。

关键词：农业强国 农业现代化 衡量指标 竞争力 效率

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

传统农业转变为现代农业、农业大国转变为农业强国，既是新中国的农业之梦，也是奋斗目标。1954年周恩来在新中国第一份政府工作报告中指出了建设“现代化的农业”的重要性^①。2022年，习近平在中共二十大报告中正式提出“加快建设农业强国”的奋斗目标^②，这是中国共产党全国代表大会正式文件中首次明确提出“加快建设农业强国”。一石激起千重浪，“加快建设农业强国”引发了

^①周恩来，1954：《政府工作报告——在中华人民共和国第一届全国人民代表大会第一次会议上的报告》，北京：人民出版社，第4页。

^②习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

涉农领域的巨大反响。2022年12月23日，习近平在中央农村工作会议上对建设农业强国做出了框架性表述^①，进一步激发了关于农业强国的解读、讨论和实践推进。

“农业强国”一词，不是这两年才提出的新词，媒体上、学术文章中，甚至领导人讲话和正式文件中，屡屡可见。比如，早在2002年11月21日《人民政协报》就刊登了“编织农业强国之梦”的报道；中国知网上可以查到早在2000年就有关于中国由农业大国走向农业强国的文章；习近平在2017年5月26日致中国农业科学院建院60周年的贺信中就要求农业科技工作者“要立足我国国情，遵循农业科技规律，加快创新步伐，努力抢占世界农业科技竞争制高点，牢牢掌握我国农业科技发展主动权，为我国由农业大国走向农业强国提供坚实科技支撑”^②；2018年中央“一号文件”和《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》中都要求“加快实现由农业大国向农业强国转变”^③。但“农业强国”的用法，过去是作为一个抽象名词在使用，现在是作为一个战略安排、政策落实和实践推进在使用（姜长云，2023b）。目前，关于农业强国的理论认识和指标方法等具有导向性作用的学术工作明显落后于实践推进。至今无论是政界、媒体还是学术界，对农业强国的认识多数是解读其伟大意义，缺乏对农业强国的内外部关系展开具体、系统、深入的讨论和分析，缺乏清晰、共识性的具体内容和认识，学理方面的认识仍处于见仁见智的状态。本文没有能力对此给出一个正面的完整主张，比如对农业强国提出一个定义或一个较为完整的指标体系，因为笔者也处于认识和辨析的进程中，这是本文的缺憾之处。但是，笔者在这一过程中发现不少现有说法或主张是缺乏客观依据和合理逻辑的，有必要展开辨析，加以纠正。因此，本文旨在对一些现有说法或主张进行辨析式讨论和一定的理性思考阐述，以期对农业强国的理论认识、评价指标体系构建和实践推进提供借鉴。

二、农业强国的概念辨析

（一）农业强国含义的字面辨析

建设农业强国，首先必须搞清楚“农业强国”的确切含义，因为这关系到农业强国建设的定位、目标、内容、做法等后续一系列重大问题。“农业强国”一词中需要明晰的是对“强”字的理解，即“强”字是动词还是形容词？

若把“强”字理解为动词，那么，“农业强国”的含义就是通过做强农业来使国家强大，即“以农立国”的思路。如果是这种理解，那么，在现代发达经济中是不可能的，也是逆经济发展规律的。众所周知，在工业化和城镇化进程中，一国的就业结构、产业结构、居民收入结构演变趋势是农业比

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第4-17页。

^②资料来源：《习近平致信祝贺中国农业科学院建院60周年 李克强作出批示表示祝贺》，https://www.gov.cn/xinwen/2017-05/26/content_5197149.htm#1。

^③参见《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm；《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划（2018—2022年）〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content_5325534.htm。

重不断降低。虽然这种变化没有改变农业“民以食为天”的国民经济基础地位，但足以证明一国富强进程中的农业贡献份额在逐渐降低，即现代强国的实力增长主要不是来自农业。在现代经济衡量指标中，农业劳动者比重和第一产业比重降至某个数值甚至成为一国发达程度的显示性标志。从当今世界的现实看，以农业立国的国家在国际政治经济中基本没有什么话语权。就中国本身而言，若以联合国安全理事会常任理事国和“一带一路”影响力为政治和外交标志、以常备军种军力和军事装备制造力为军事标志、以经济总量和特别提款权货币篮子中的人民币权重为经济标志、以空间站和国际学术论文以及授权专利为科技标志、以奥运会金牌和奖牌数为综合体育标志、以运输网络和能力为交通标志，那么，可以说中国已经跻身强国之列，否则也不足以被美国朝野视为最大的挑战者，但中国的农业大而不强。这些事实说明，“农业强国”不应当是通过做强农业来使国家富强的理解。

若这个“强”字作形容词理解，那么，字面意思就是“农业强的国家”。如此理解，那就需要一个参照系——与谁比？既然以国家层面论强弱，参照系就应当是其他国家，确切地说，对标的是世界农业强国。就此理解，当今中国农业的现实是“大而不强”、国际竞争力弱，这也是众所公认的。中国的农业建设任务就是实现从农业大国向农业强国的转变，“农业强国”应该是这个理解。因此，中国需要对标世界农业强国进行固底板、补短板、破瓶颈、锻长板，努力建设成为世界农业竞争中的强国（魏后凯和崔凯，2022a；姜长云，2023a）。

（二）农业大国与农业强国

众所公认，中国是农业大国。一旦以国论大小强弱，必然隐含国家间的比较，即参照系是各个国家或者国际。所谓农业大国或小国，通常是以农业生产总体规模、主要农产品产量等总量性指标的绝对量来衡量的。比如，2022年中国耕地面积超过18亿亩，排世界第4位；农业增加值居世界第1位；中国的稻谷、小麦、水果、肉类、蛋类产量居世界第1位，玉米、棉花产量居世界第2位，其中有些总量指标（如稻谷、小麦、玉米、棉花等）即使在改革开放之前（1977年）也是排进世界前3位的^①。在总量性衡量指标体系中，中国无疑是农业大国。

至于一国是否为农业强国，也是基于国家间的比较，但农业强国的农业发展水平必须位居国际前列，并且所采用的比较指标也必须具有比较意义。这方面比较公认的可比性指标主要是技术效率和经济效率两类。

技术效率反映了技术先进性（技术水平的高低强弱），即技术竞争力，一般由技术参数来判定，比如单产水平、单位能耗等。技术效率的比较存在两个问题：一是单项比较结果问题。一项产品生产涉及多项技术效率指标，经常出现此高彼低的现象，由此就比较难得出客观的总体判定。比如比较水稻生产的技术效率，可能化肥利用率高，但水资源利用率低，即使采用反映全部技术效率合力结果的单产指标，也会存在单产高却米质差之类的问题。二是可比性局限问题。导致技术效率高低的原因是不同的，有些可能确实是技术水平低，有些则可能是比较环境不一样。比如，新疆与浙江比较水稻的

^①资料来源：联合国粮农组织数据库，<https://www.fao.org/faostat/en/#data/RL>，<https://www.fao.org/faostat/en/#data/MK>，<https://www.fao.org/faostat/en/#data/QCL>。

单位耗水率（水资源利用效率）。新疆干旱温高，水蒸发量很大，显然新疆的水稻耗水率远高于浙江。但这种技术效率差距并不是生产技术水平导致的，而是生产环境导致的。换句话说，即使新疆和浙江具有同等的技术水平，也不会改变这种环境因素造成的技术效率差距。

经济效率的比较主要体现在市场竞争中，即经济竞争力^①，指相同用途的农产品在市场上的竞争力。经济竞争力决定了竞争产品市场上的胜出者，如果没有竞争，也就难以客观得出孰强孰弱的结论，因为现实中不存在“关公战秦琼”式的比斗，也不能说小个子一定打不过大个子。农产品竞争力是农产品从生产到流通以及交易全过程中各种因素合力的综合表现，是背后一系列因素作用的最终合力，不仅涉及生产技术，还涉及生产成本、制度与政策、科技研发与推广、能源价格等，不仅包含生产过程中技术效率的贡献，也包含流通过程中物流效率的贡献和交易过程中商业能力的贡献。更为精准的是，竞争力不是简单地表现为市场份额的大小，更重要的是产品占据的是市场高端还是低端。

单纯的技术效率不至于决定弱者的损益存亡，但一旦技术效率转化为经济竞争力，就可能影响到弱者的损益存亡，所以，农业强国最核心的指标是经济竞争力。目前，无论是从农业技术效率还是从农产品经济竞争力看，中国主要农产品的总体表现是技术效率不高、国际竞争力弱，所以中国不是农业强国，大而不强既是中国农业的基本特征，也是潜在风险。

农业强国还应当区分单项强国和综合强国。农业是由多个产业门类组成的，比如种植业、畜牧业、渔业等。比较必须是同类比较，人们不能比较 A 国的种植业与 B 国的畜牧业谁强谁弱，比较对象必须具有可比性。一国的种植业强，未必畜牧业也强，二者间没有必然关系。因此，会出现一国某一产业门类强，而其他产业门类不强的现象，从而形成谷物强国、畜牧强国、渔业强国等说法。同样道理，产业部门可以继续细分为下一级产业部门，比如畜牧业可以细分为养猪业、养牛业、养鸡业等产业部门，从而细分出养猪业强国、养牛业强国、养鸡业强国等。这种单一产业门类的强国是单项强国，有的学者称其为“特色农业强国”（魏后凯和崔凯，2022a；姜长云，2023a）。但是，仅仅是单项产业门类强并不能说整个国家是农业强国。只有当一个国家在多个农业细分产业部门上具有单项强国地位，尤其是在国际主要农产品上处于强国地位，才会给人留下一个综合的农业强国印象。目前，大多数人通常所说的农业强国，是指综合的农业强国，否则他们往往会采用畜牧业强国或更细分的养鸡业强国这样的单项强国说法，但也有少数人所说的农业强国实际上只是指某单项细分产业强，因此，在农业强国概念理解上必须对此做出明确的区分。当前中国要建设的是综合性农业强国，要达到这个目标，就必须建立起尽可能多的农业细分产业强国地位，尤其是要建立起重要农产品的强国地位。

农业强国还应当区分生产强国与产业强国。生产强国是就农产品生产阶段的状况比较而言的，往往侧重于农业生产各环节的生产技术效率比较，比如单产、牲畜死亡率、日增重、单位能耗等。所以，生产强国主要是基于生产技术效率比较而言的。但在很多场合，人们口中的强国是指市场竞争力较强，

^①有时也称为“市场竞争力”，甚至简称为“竞争力”。本文单独使用“竞争力”一词时，也是经济竞争力的概念。如果不在这个概念的内涵上，本文将冠以限定词，比如技术竞争力。技术竞争力强，未必经济竞争力强，因为技术竞争力只是构成经济竞争力的一个部分。

尤其是在国际贸易竞争中表现出竞争力的强国。农产品从生产到消费的全过程，不仅涉及生产阶段的竞争力状况，也涉及加工和流通阶段的竞争力状况，最后体现在市场上的竞争力是这些阶段竞争力的合力结果，这里姑且称这种产业链视角的强国为“产业强国”。流通阶段竞争力来自码头设施、物流系统、金融系统、运销组织、商业模式、政策支持等非农支持配套系统的作用。随着经济发展和全球化，非农支持配套系统对农业强国的支持作用变得越来越重要，成为当今农业强国的重要支持。这里之所以对这两种不同涵盖范围的农业强国概念进行区分，主要是为了看清当前中国农业建设的短板主要是在农业生产阶段还是在非农支持配套系统。具体来看，当今中国非农支持配套系统的发展越来越好，但农业生产阶段的短板一直未有明显改善。也就是说，建设生产强国是中国成为农业强国的瓶颈，不成为生产强国就难以成为产业强国。

（三）农业强国与农业现代化

社会上有一种不正确的认识，就是把农业现代化与农业强国画等号，但农业现代化不等于农业强国，这点已有学者指出（魏后凯和崔凯，2022a；姜长云，2023a）。所谓农业现代化，是针对农业是否达到当前先进生产手段和生产力阶段而言的。比如，农业生产作业中的基本动力有人力、畜力、机械力三个不同的发展阶段，就像是三个差距悬殊的台阶。当畜力取代人力时，就是登上了当时的动力现代化（农业畜力化）台阶；当机械力取代人力、畜力时，就登上了现代的动力现代化（农业机械化）台阶。这里并没有对农业机械化水平高低进行排队，不需要进行国家间的比较，只要自己去努力登上这个台阶就行。定义农业机械化强国则需要进行国家间农业机械化水平比较，即同样实现了农业机械化，但仍需要从中区分出处于顶层水平的国家。这个平台变成了斜坡，处在斜坡顶端的才是农业机械化强国。

形象地说，实现农业现代化才只是通过了资格赛，而农业强国是决赛中取得优胜名次的国家。从逻辑关系上看，实现农业现代化的国家未必是农业强国，但农业强国一定实现了农业现代化，否则它就没有参加决赛的资格。只是对农业强国的衡量不像这里举例说明的那么简单，不是取决于一个指标，而是一个指标体系，至少有技术效率和经济效率两类指标。

很多人把日本视为农业强国，笔者认为，日本只是实现了农业现代化，并且还是水平比较高的农业现代化，但它不是农业强国，因为从农业强国最核心的经济竞争力上看，日本总体农业竞争力并不强。哪一个农业强国需要政府千方百计地守住农业国门才能活得下去？如果日本把农业国门开大一点，日本的不少农产品生产早就在国际竞争中崩溃了。一个农业经不起国外农产品竞争的国家，显然不应算农业强国。同理，韩国也只是实现了农业现代化，但不是农业强国。

对农业现代化与农业强国做如此辨析，不仅仅是为了厘清二者的相对关系，更重要的是能使我们清楚，当今中国要成为农业强国，面临着农业现代化和农业强国双重叠加的奋斗任务，因为目前不少地区、不少方面、不少环节还面临着实现农业现代化的艰巨任务。中国需要快马加鞭地完成双重叠加的奋斗任务才能登上农业强国台阶，任重道远！

三、建设农业强国的目的与条件

（一）建设农业强国的目的

为什么要建设农业强国？提高农业竞争力必然不是终极目的，只是实现终极目的的借道目标。提高中国农业竞争力的终极目的是什么？这就需要明晰农业发展的目的和农业的功能。

农业发展的终极目的是为人类创造更好、更安全的生活，中国传统的说法就是在“天、地、人”和谐关系中改善人类生活质量，当今的说法是通过农业多功能性来提高人类生活质量。农业的功能是随着社会经济的发展而逐渐丰富起来的，各项功能的相对重要性也必然会随着社会经济的发展而变化，甚至历史上的一些农业功能会消失。

当前普遍认为农业具有多功能性，但在远古社会，农业只有一个食物功能，民以食为天，生存是第一位的，那时没有当前所说的其他功能概念。随着社会经济的发展，特别是现代经济的发展，农业的其他功能才逐渐进入话题。

细数当今农业的功能，大致有五项：食物功能、就业功能、工业原料功能、生态功能、文化与生活方式功能。此外，传统农耕社会的有些农业功能现在已经不足为道，或者说已经基本消失，比如马驴的交通工具功能、大牲畜的动力功能。

农业的食物功能关系到人民的营养与健康，主要农产品（这里未考虑林产品）是粮、棉、油、糖、果、菜、茶、肉、蛋、奶、菌、渔 12 类产品，其中只有棉代表着纤维类产品，不是食物用途，其他均以食物用途为主。从古至今，食物功能的重要性从来没有下降过，甚至随着人口增长和生活水平提高而增强，当前食品生产技术尚未到达主要以合成化学元素来提供食品的阶段。

农业的就业功能在现代经济体系中的作用越来越小。一国的劳动力构成中，2020 年中国农业劳动力占比为 23.6%^①，而多数发达国家已不到 3%^②。中国未来就业结构中的农业劳动力比重也一定是持续降低的。

农业的工业原料功能需要进一步细分。农产品作为工业原料可分为两类：一是作为食品加工业的原料，其本质依然是作为食物，不妨归入食物功能。二是作为非食物用途的工业原料，这种功能的重要性在不断降低，因为对于非食用性工业原料，一方面可以从现代全球化市场中获得，另一方面可以从农业外替代获得，比如化纤大量替代天然纤维，人工橡胶大量替代天然橡胶。

农业的生态功能具有双刃剑效应，既有改善生态环境的一面，比如净碳汇量、农业景观等；也有恶化生态环境的一面，比如肥药淋溶、牲畜排泄物污染、不利于生物多样性等。农业的生态环境功能越来越成为影响人民美好生活的重要因素，如何减少其负面作用、增大其正面作用成为农业发展的重要取向之一。

^①资料来源：国家统计局，2021：《中国统计年鉴 2021》，北京：中国统计出版社。

^②资料来源：联合国粮农组织数据库，<https://www.fao.org/faostat/en/#data/OEA>。

农业的文化与生活方式功能主要指农耕文明的文化和历史传承，以及与农业相适应的乡村生活方式的保留。但随着工业化、城市化的发展，这一功能也在逐渐弱化。

对一国来说，上述部分农业功能不需要农业强国来保障，比如就业功能、生态功能、文化与生活方式功能，只要有农业存在，就或多或少地保留着这些功能；如果是农业大国，这些功能就会显示得更明显或更丰富些。也就是说，在农业强国竞争中，这些农业功能不存在国家间的直接竞争。比如，农业生态与景观在国家间既不存在竞争问题，也不存在一个强弱之分，因为大自然各有各的生态和景观。沙漠不一定比绿洲差，正如人的七情六欲，只是不同场景的心理表现；酸甜苦辣咸，不见得甜就比辣好，因人的偏好和场景而异。各国的农业文化也没有强弱之别，只是具有不同特色而已。从就业看，国家间农产品竞争导致的对农业就业的影响也不是直接来自就业竞争，而是通过农产品竞争来影响本国农业，从而间接影响到就业。

但有的农业功能需要农业强国来保障，比如农业的食物功能和工业原料功能，因为这里面存在国家间农产品的直接竞争。从原料功能看，当前依然存在着直接的国际竞争，农产品的国际竞争会影响到国内的农业产业发展。但与过去相比，总体上说，一国农业的工业原料功能在减弱。与工业原料功能不同，食物功能一直没有弱化，甚至在强化，并且与农业强国关系紧密。如果一国农业的食物功能被国外农产品替代，需要仰他国农业鼻息而生存，那就存在巨大风险，并且是关系到国民营养与健康甚至生命的风险。在一定的时空条件和地缘政治下，潜在的风险甚至会变成糟糕的事实。人口大国的食物需求规模较大，因此，人口大国的这种风险更大。正因如此，中国农业强国建设的主要目标是努力保障本国国民营养和健康所需的重要食物农产品（尤其是谷物）供给，绝不能把战略性食物农产品供给寄托于国际社会。这是由中国国情决定的，中国经不起“食物政治化”或“食物武器化”的风险。

综上所述，建设农业强国的主要目的是为本国人民创造更好、更安全的生活，更聚焦地说，就是保障本国国民更合理、更安全的营养和健康。从一国农业功能安全性看，建设农业强国的核心是取得重要农产品（尤其是战略性食物农产品）的国际竞争力，而造就一国农业竞争力的背后涉及经济效率和技术效率以及效率背后更深层次的经营、科技、体制、组织等更多因素。

（二）建设农业强国的条件

“农业强国”一词使用得较早，但为什么在党的二十大报告中才首次进入党的纲领性文件？这就涉及农业强国建设的条件。换句话说，当今中国已经具备了建设农业强国的基础条件，这些条件为冲击农业强国提供了现实可能性。

第一，纵观世界各国，农业强国都是高收入国家，因为建设农业强国需要强大的综合性物质能力作为支撑，中低收入国家的农业缺乏强国竞争所需的综合性物质支撑力。当前，中国即将迈入高收入国家行列，国内外普遍的看法是中国将在“十四五”期间迈入高收入国家行列。这反映出中国具备了强国竞争的综合性物质支撑力，这是中国适时提出农业强国建设目标的基本条件。

第二，农业强国需要有较高的农业劳动生产率。农业劳动生产率的主要来源有二：一是技术效率，即以单位资源计算的农产品产出水平。农场规模相同时，无论以实物量计算还是以价值量计算，单位产出高，总产出就高。二是规模效率，即劳均占有的生产资源量，如农场土地规模。技术效率一定时，

劳均生产资源量与劳均总产出呈正相关。中国农业一直以来的最大问题是：已有生产技术水平下的不充分就业，导致劳动生产率低下。农业不充分就业的典型表现是劳均视角下农场经营规模偏小的问题，从而稀释了农业劳动生产率。改革开放之后，中国劳动力可以自由择业流动，同时非农产业迅速发展使得吸纳劳动力的能力大幅增强，大量农业剩余劳动力因此转向非农产业，大大减少了农业劳动力数量，这为提高农业劳动生产率提供了现实机遇。囿于现有农村土地制度和农村社保制度，农场规模偏小问题尽管尚未得到根本好转，但已出现缓慢好转的迹象。农业劳动力转移及稳定化导致大规模的农地流转，这为扩大农场规模提供了机会，使得农户（农场）层面的农业规模化经营逐渐实现，对农业经营至关重要的现代农业经营主体也开始出现，农业劳动生产率逐渐提高。通过扩大农场规模来提高劳动生产率的现实性为中国建设农业强国提供了十分重要的可行性条件。

第三，中国的农业现代化已有一定基础，某些环节、某些地区、某些农场的农业现代化水平完全可以媲美世界农业强国。比如，黑龙江和新疆国有农场的大型农业机械装备水平并不次于，有些甚至还优于农业强国的农场。中国的一些大型农业机械，也是从约翰迪尔、凯斯等世界级农业机械厂商处购买的，且中国购买的是新型号，而欧美农场很多使用的是十几年前甚至几十年前购买的旧农机。又如，中国的智能化温室农产品生产技术、设施装备和产出水平与农业强国处于同一级别。

第四，国家经济实力提升和人民生活水平提高，增强了整个国家对农业的支持力。现代农业发展离不开政府财政支持，这似乎成了当今世界各国发展现代农业、增强农业竞争力的“铁律”。国家经济实力的增强，大大增强了政府对农业的财政支持广度和力度，有效提高了金融、保险、物流等农外商业系统对农业的支持力，对优质农产品产生了强大的国民消费力，激发了农业科技进步对农业竞争力的支持。明显的例子是2007年国家（以及后续各省）建立的现代农业产业技术体系，对50多种主要农产品进行研发、试验、推广、加工、市场多环节的长期协作攻关，对最近15年中国农业生产水平的提高做出了重要贡献。

第五，当今世界正经历百年未有之大变局。从国际看，随着中国政治、经济、科技、外交、军事等全方位的实力增长，以中国为代表的新崛起力量正在解构国际旧秩序和重构新格局，国际环境的不确定性增多，客观上要求中国必须打好做强农业基础，高质量发展农业，这是加快建设农业强国的国际战略布局需求。从国内看，中国当前正处在全面建设社会主义现代化国家的新征程上，农业既是现代化的主要板块，更是现代化的稳固基础，农业强国建设成为势在必行的时代任务。

总体上看，随着中国社会经济的转型发展和实力提升，全方位的现代化发展为农业的进一步现代化发展和冲击农业强国提供了有利的农业内外部条件。在这种基本条件和可能性下，中国应及时树起建设农业强国的“大旗”，这有助于明确努力目标并为之奋斗，以期在建设现代化农业的同时，加快建设农业强国的步伐。今天提出建设农业强国，并不意味着马上就能建成农业强国，这是一个任重道远的艰巨任务和宏伟目标，但今天是中国提出建设农业强国目标的恰当时机。

四、农业强国的衡量评价

（一）衡量农业强国的指标体系

指标体系是衡量比较事物发展程度的常用工具，比如中国对农业现代化水平、乡村振兴水平就存在多种衡量指标体系主张。考察以往众多指标体系，很容易发现普遍存在三个明显的关键词：一是指标概念问题，不少指标体系缺乏内涵与外延的清晰度；二是同级指标之间和层级指标之间的边界和逻辑关系不清甚至错误；三是具体衡量指标数量过多、内容过泛，以致难以客观评价与衡量。

定性词和具体指标选择是否合适以及可比程度决定着衡量指标体系的合理性、公信力和可行性。形象地说，首先要有一部“好经”（合理的定性词），其次是要“把经念对”（合适的指标来体现定性词）。中国不少机构和学者在做农业现代化水平评价时，往往存在定性方向的偏差和具体评价指标选择不合理，导致评价结果与公众的直观认知大相径庭，从而失去公信力。时至今日，中国还没有一套被广泛认可的农业现代化水平衡量指标体系，学界和政界依然在对此进行讨论。

以往的经验表明，在构建衡量农业强国的指标体系中，必然也面临着选择合适的定性词和具体指标这两个难题。这背后既有理论逻辑问题，也有技术处理问题，必须避免上述三个明显的问题。如果在这些方向性和基础性工作上出现偏失甚至错误，就很容易在农业强国认定和衡量上出现很多不客观、欠合理甚至错误的判断，进而影响到农业强国建设的高质量实践落地工作。

就指标概念来说，什么是农业强国？怎样才算农业强国？正如前文所说，目前关于农业强国的认识尚处于见仁见智阶段，从报刊媒体以及官方文件中可以收集到大量刻画农业强国的定性词。这里需要梳理归纳出农业强国的实质性特征，在这方面应当不唯书、不唯上，摆事实、讲道理，保证可落地。比如 2023 年中央“一号文件”对农业强国的表述是“供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强”^①，这五个词就是刻画农业强国的定性词。需要仔细审视的是，这五个定性词是否实质、完整、独立？所谓实质，指定定性词确实是农业强国的关键特性，并且是直接特性；所谓完整，指没有缺失某项显著特性；所谓独立，指定定性词之间没有交叉重叠的部分。比如，农业强国是否应当有刻画农业从业者收入^②或劳动生产率的定性词？还是将它们纳入“经营体系强”的类别了？需要明晰这五个定性词的具体内涵是什么。比如“经营体系强”，什么是经营体系？指农户经营单位或者农业生产体系？还是也包括流通体系、加工体系以及金融等配套体系？显然前者可以说是小经营体

^① 参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.lswz.gov.cn/html/xinwen/2023-02/13/content_273655.shtml。

^② 农业从业者收入是一国农业是否能做强的重要因素，因此，农业强国的重要特征之一是农场经营者家庭平均收入比较接近甚至超过全国家庭平均收入。如美国的农场经营者家庭平均收入与全国家庭平均收入的比值：1960 年只有 0.65；1965 年达到 0.82；1966—1971 年间均在 0.9 以上；1972 年起开始超过 1，此后围绕 1 上下波动；1996 年开始稳定超过 1，并波动上升；2021 年达到 1.32，即农场经营者家庭平均收入比全国家庭平均收入高 32%。资料来源：美国农业部经济研究服务局数据库，<https://www.ers.usda.gov/webdocs/DataFiles/48870/table13December2022.xlsx?v=6096.4>。

系，后者可以说是大经营体系。作为方向性说法，宽泛一些无妨，但作为要落地的工作指导，尤其是要进行衡量比较时，概念的内涵和外延必须具体明确，具有合理的可比性，否则就只能各自理解，“各敲各的锣”。只有讨论和细抠概念的内涵和外延，才能使其明晰。这不仅有助于提高理论合理度，也有利于后续实践落地。

确定定性词并明确其内涵和外延后，下一步面临的难题就是如何用合适的下一级具体指标来体现定性词。通常采用两级甚至三级指标来将定性词具体化，以便找出短板来改善。在具体化下一级指标时，关乎成败的难题是：第一，在逻辑关联上是否能真正体现定性词，以往很多指标体系在这方面是经不起讨论的。第二，是否客观合理，以往很多指标体系出现过不客观和不合理的有偏指标。比如，在农业现代化水平衡量指标体系中，将粮食产量作为关键指标，并赋予很大权重，其衡量结果就是非粮食主产区的农业现代化水平都不高，与公众认知大相径庭，失去公信力。这种做法在逻辑关联上也存在错误，因为逻辑上农业现代化水平的衡量不应当与生产结构挂钩，绝不是粮食生产得多就是农业现代化水平高，传统农耕社会几乎都是生产粮食的。

农业农村领域衡量指标体系的另一个问题是指标数量过多。从层级说，目前常见的以三级指标为多，但有时甚至可以看到五级的指标体系。所以经常看到一个指标体系有三五十个具体指标，甚至有近百个的。有些人认为如此则指标全面，但层级越多则与顶层特征的直接关联越远，过多的指标必然导致泛化，以致难以客观表达与衡量。当指标过多过泛时，一方面容易稀释因果关系和模糊关键点，从而不利于瞄准短板发力，另一方面变得很难现实操作。

指标体系的层级和指标不宜过多，农业强国的衡量指标体系以两个层级为宜：第一层级是刻画农业强国的定性词（定性指标），这层的指标量不宜多，要能体现农业强国的关键特征；第二层级指标是第一层级指标的影响因素指标，本身不是农业强国核心指标，只是反映上下级指标间的因果关系^①，也就是说，要想改变第一层级的农业强国直接指标，就需要改善第二层级影响因素指标的表现。在指标的具体数量上，第一层级的一个指标所对应的第二层级影响因素指标会有若干个（假设每个层级指标数为 x_i ），若第一层级的指标数为 x_1 个，则第二层级的指标数就会是 $x_1 \times x_2$ 个，第三层级就会是 $x_1 \times x_2 \times x_3$ 个。理论上，整个指标体系的指标总量将达到 $x_1 + (x_1 \times x_2) + (x_1 \times x_2 \times x_3)$ 个。假设 $x_1=5$ 、 $x_2=4$ 、 $x_3=3$ ，则两个层级就有25个指标，三个层级的指标总量就达到85个。虽然可以尽量减小 x_i ，但指标量依然很多。目前常见的农业现代化、乡村振兴、农业强国等衡量指标体系的指标数量基本在25个以上。想反映得越全面、越细致，指标就越多，但指标体系会过于庞杂，不利于聚焦抓住关键因子，且指标信息收集工作量很大，指标过于细致，基层往往难以满足数据收集的要求。

当国家层面提出加快建设农业强国后，各省份就会跟着提出加快建设农业强省（区、市）。在各地的指标体系构建中，应当注意到不同地区的现实适应性，农业强国与农业强省的指标体系应当是略有差别的，衡量农业强国的有些指标不一定适用于衡量农业强省，不能完全照办套用。比如，经济发

^①或者说是主要因果关系，因为因果关系不是单一的，往往是多样的、交缠的。

达省份的农业对标的可能是发达国家，但经济欠发达省份的农业主要还是对标国内农业发达省份。对各省份农业补短板而言，面对的客观现实很重要，否则就容易变为唱高调或搞评比。

（二）对当前若干指标主张的讨论分析

当前，已经出现了不少关于农业强国的衡量指标主张（例如魏后凯和崔凯，2022b）。有的指标很大很广，有的很模糊很间接，存在不少似是而非或泛而难测的指标主张，下面就若干指标主张做一些讨论分析。

总量依然被不少人作为衡量农业强国的指标，这种错误正如前面所指出的，总量大小主要与国家生产规模有关，总量大不等于技术效率和经济效率高，更不等于市场竞争力强，中国农业大而不强、竞争力弱，这就表明总量指标不适合作为衡量农业强国的指标。

有人主张把乡村振兴作为衡量指标。这似乎有点道理，逻辑上，如果乡村不振兴，没人愿意待在乡村，农业强国如何建设？但细想对吗？乡村振兴是一个比农业强国范围更大的话题，这个农业强国还怎么衡量？这个指标显然是太大太远了。

不少人将净进口依存度作为农业强国的衡量指标，认为大量净进口农产品的国家就不是农业强国，农业强国就应当自己能供给所需的农产品，这种错误看法在社会上广为流传并得到认可。世界贸易组织数据显示，作为世界头号农业强国的美国就是一个农产品净输入国，2020年美国农产品贸易逆差为160亿美元，单看食物则贸易逆差更是达到190亿美元；英国同样也是一个农产品净输入国^①。依此指标衡量，美国和英国都没有达到农业强国标准。从理论上讲，大量净进口农产品至少有三个可能的原因：一是本国基本不生产某类产品，需要通过进口来满足本国需求，如中国大量进口咖啡。这就不是本国农产品竞争力弱的问题，而是基本不生产，因而也不存在孰强孰弱之争。二是本国农产品竞争力确实较弱，难以抵挡国外同用途农产品大量进入国内市场，如中国价差驱动型谷物进口。三是本国农业资源禀赋不足，国内生产能力远远不能满足国内需求，导致大量进口农产品。比如，中国在保障谷物生产的前提下缺乏耕地资源来生产大豆满足需求，因此大规模进口大豆。在第三种情况下，未必就是本国农产品竞争力弱，需要进一步分析。本国产品和进口产品如果是竞争产品，就需要看本国产品占据该产品的哪一层级市场：如果本国产品占据高端市场，进口产品只能占据低端市场，那么，恰恰证明本国产品的竞争力强，进口产品只是填补生产资源不足所致的供求缺口而已。比如，在日本大米市场上，国产米占据高端市场，进口米只能占据低端市场^②。还有一种情况是虽然拥有同一名称，但现实中是差异化产品，并不是实际竞争产品。比如，中国大豆占据食用豆（豆制品）市场，进口大豆占据油用豆（榨油和豆粕）市场，二者之间由于产品的理化性质和价格因素（食用豆价格高于油用豆

^①资料来源：《World Trade Statistical Review 2022》，http://tbt.cqis.cn/tbt/images/upFile/2022121/upfile_23763.pdf。

^②强国的产品占据高端市场，弱国的产品填补低端市场的情况不仅在农产品上是如此，在工业品上也是如此。比如，在全球手表市场上中国表与瑞士表的对比，中国手表产量占到全球手表产量的八成，但瑞士手表占据着高价表市场，因此瑞士是手表生产强国，而中国只是手表生产大国。资料来源：《走进“中国钟表之都”：深圳手表产量占全球产量42%》，<https://cj.sina.com.cn/articles/view/6824573189/196c6b90502001ivr4>。

价格)以及中国法律禁止转基因大豆进入食品加工业,实际上不发生规模性竞争替代,进口大豆只是填补了中国植物油和豆粕巨大的供需缺口。美国和巴西各有相当数量的非转基因大豆^①,却没有发生其非转基因大豆大规模进入中国取代国产大豆的现象。如果不做深入分析,简单地拿表面指标来衡量,必然会失之准确。

有人主张将国际市场上的农产品定价权、话语权作为衡量指标,认为定价权或话语权就是实力。这种主张的不正确在于:首先,定价权和话语权只是一种定性说法,很难客观衡量,即在操作上是不可客观实现的。其次,经济学理论认为,所谓的定价权只在市场垄断中存在,在近乎自由竞争的农产品市场中,均衡数量和均衡价格是由市场供需双方共同决定的,或者说是市场这只“无形之手”决定的,何来话语权之说?不少人将美国芝加哥商品交易所等交易所价格视作美国或跨国公司的定价权,事实上,那些交易所价格是典型的由供需双方决定,在交易过程中双方都不知道谁在买进、谁在卖出,根本不存在所谓的定价权归属。

有人主张将“世界布局能力”列入农业强国衡量指标,这是一个听起来很不错的主张,但如何将这个指标合理地具体化?首先是世界布局能力是难以量化的:其次是大多数跨国公司只有注册属地概念,很难说是哪个国家的,因为其股权结构多数是国际化的,比如著名跨国粮商 AMD 到处参股,在中国都有很多它入股但不控股的企业。很少有像中国央企中粮集团这样国有股权形式的企业。那么,究竟如何来界定或衡量世界布局能力,是国家还是企业的国际布局能力?显然,这样的模糊指标是难以客观定量衡量的,是不适合作为衡量指标的。

有人主张将“农产品保障能力与程度”列入农业强国衡量指标,从定性角度来说无疑是正确的,农业强国应该具有一定程度的农产品保障能力^②,但具体衡量指标需要进一步细化、聚焦、精准。农产品包含很多种类,到底哪些具体的农产品需要保障?现有生产方式和技术水平下,人多地少国家在达到一定发达程度后,必然不可能把本国所需的农产品都保障下来,农产品贸易逆差越来越大就是一个世界性的确证。换句话说,人多地少的发达国家或地区是做不到全面保障自己的农产品供给的,因此,需要明确所要保障的具体农产品并合理确定保障程度。

有人主张将“农业应用技术创新”“农业基础研究创新”“应用链环节及节点创新”之类的“创新”作为衡量指标。但何谓创新?一是创新的含义不明,尤其是外延界定不易。二是从理论创新、技术创新到技术运用的距离很远,具体拿什么来衡量?三是理论创新、技术创新不是单属某一国的,通常具有国际性。中国是电子商务、电子支付应用得最为广泛的国家,可谓电子商务强国、电子支付强国,但电子商务和电子支付都不是中国人创新发明的。很多人认为农业科技创新是农业强国的重要支撑和衡量指标,但理论和技术的创新实际上没有如此清晰的产业划分,今天的机械装备、智能化、大数据、互联网等,事实上都不是农业理论和技术的创新,只是在农业中的应用,甚至连种业的基因工

^①资料来源:《非转基因大豆生产遍布全球 去年中国进口 150 万吨》, https://www.sohu.com/a/585095664_114986。

^②这里把保障理解为国内生产供给。

程等现代生物技术也不属于农业学科，传统的划分属生物学。既然理论创新和技术创新的结果最终直接和综合体现在产品上了，为什么不以产品表现来直接衡量，而去拿间接又模糊的指标来衡量呢？

有人主张将“拥有农业标准或规制的制定权”列入农业强国衡量指标，这也是一个似是而非的主张。首先，农业标准或规制的制定权是在一定范围内的，比如行业标准、国家标准、国际标准。从来没有一国制定国际标准的说法，至多只是主要参与者甚至主导者，比如华为也只是 5G 国际标准的主导者。现实中，农业标准有很多，如何客观区分一国在标准和规则制定权中的地位？况且，参与农业国际标准的制定主要是依据科学家的科学地位而不是强国身份。

此外，在对农业强国的衡量中，还会碰到一些技术难题需要妥善处置。比如，中国很大，各地农业差距明显，农业强国以哪个区域为主体来衡量？这些问题在对农业强国的讨论中都需要逐渐明晰。

本文没有提出自己的农业强国定性词和具体衡量指标，上述讨论只是为了表达一种思想：在农业强国的定性认定和指标选择上，定性词的核心和逻辑应当紧扣强国特征，具体指标选择上要客观、合理、现实地体现农业强国的定性方向，避免模糊泛化、过于间接和无法客观衡量。因此，必须集思广益、充分讨论和仔细辨析后确定，不能在这项基础工作上匆忙粗略，重蹈以往类似衡量指标体系无效的旧辙，以便现实操作上可以精准补短板。

五、农业强国的时间表

中国何时能建成农业强国？这是时下经常被提及的一个话题。设定时间表是中国官方推进建设任务以实现目标的惯常做法。对此，我们应当认识到，农业强国是一个动态变化的比较，20 年前的强国未必是现在的强国。同理，今天展望中国何时成为农业强国时，也必须有动态思维，即不能以今天的农业强国标准来衡量判断中国 15 年或 25 年后会成为农业强国，因为到那时，今天的农业强国可能又登上了新的台阶，届时中国即使达到了这些农业强国今天的水平，实际上依然落后它们 15 年或 25 年。

在农业强国建设中，必须认识到中国建设农业强国的艰巨性和长期性。正如习近平所说，“建设农业强国是一项长期而艰巨的历史任务”，“加快建设农业强国是新时代新征程我们党做好‘三农’工作的战略部署，必须保持战略定力、久久为功”^①。

今天，中国举起了建设农业强国的大旗，意味着我们肩负着实现农业现代化和农业强国的叠加建设任务，其难度可想而知。在设定时间内，一个可能结果是实现了农业现代化，但没有成为农业强国；另一种结果是实现农业现代化的同时也成为了农业强国。我们当然希望是后一种结果，但历史经验证明，中国不乏设定的时间表却没有兑现的案例，美好愿望不一定就是结果，关键取决于建设的质量和速度。

农业强国是一个系统建设工程，不仅包括农业生产阶段中关系到技术效率和经济效率的各个方面和环节，也包括农业生产阶段外涉农科技、装备、金融、保险、物流、商业模式等方方面面和各个环节。目前看来，农业外的配套因素会随着中国总体社会经济的发展而不断改善，主要的阻力因素还是

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第 6 期，第 4-17 页。

在农业生产阶段，需要固底板、补短板、破瓶颈、锻长板。其中，小农经营形态及其背后的土地制度是最为棘手的问题，细小农场规模和土地碎片化严重制约了农业收入的提高和先进农业技术的应用，进而难以吸引人才进入农业，以务工工资收入和财政转移收入支撑农民可支配收入的现象实际上恰恰反映了务农收入的不景气。实现农业强国必须突破小农经营形态，而要突破小农经营形态必须打破妨碍激发土地利用效率的桎梏。

我们努力建设农业强国，但也应充分认识到建设农业强国的艰巨性和长期性。有关部门正在制定加快建设农业强国的路线图和时间表，制定最近5年、2035年和21世纪中叶的建设规划（唐仁健，2023）。虽然现在还不能确定中国何时能成为真正的农业强国，但我们清楚，在建设农业强国的过程中，中国一定能也一定在不断地逼近农业强国，直至成为农业强国。

六、结语

当前中国具备了“加快建设农业强国”的必要性和可行性，适时提出建设目标有助于加快农业强国建设的进程。相较于农业强国建设的政策推进和实践操作，学术界无论是在农业强国理论认识方面，还是在对衡量指标体系的学理支持方面，都明显落后于实践需求。这两方面的偏失程度会影响到实践工作的偏失程度，因此，必须加快这两方面的工作。

农业强国的参照系是农业发展水平位居国际前列的发达国家。农业现代化只是农业强国的必要条件，而不是充分条件，中国面临实现农业现代化和建设农业强国的双重任务。农业强国指的是产业强国地位，产业强国地位由生产阶段、加工阶段、流通阶段和涉农领域配套等多部分合力造就。从现状和发展趋势看，中国成为农业强国的最大短板在生产阶段，即只有建立起农业生产强国地位，才有可能成为农业强国。

建设农业强国的主要目的是为本国国民创造更好、更安全的生活，尤其是保障本国国民更好、更安全的营养和健康。从一国安全性看，建设农业强国的核心是取得重要农产品（尤其是战略性食物农产品）的国际竞争力。而造就一国农业竞争力的背后涉及经济效率和技术效率，以及效率背后更深层次的经营、科技、体制、组织等更多因素，这是中国建设农业强国必须攻克的难题。

通过指标体系来衡量一项预定目标的推进程度是中国实践中常用做法，因此，衡量指标体系的合理性和可操作性关系到实践工作的导向。明晰指标概念的内涵与外延、处置好各级各种指标间的边界和逻辑关系、客观合理地选择具体指标是当前指标体系建设中亟待完成的工作。目前常见的把净进口依存度、国际市场上的农产品定价权或话语权等作为农业强国衡量指标的主张，既缺乏理论逻辑支持，也缺乏实证支持。

实践工作中，可以设定加快建设农业强国的时间表。鉴于农业强国建设的系统性和艰巨性，中国的农业强国建设是一项长期性的任务，实现农业强国的具体时间取决于中国改革创新、踏踏实实地消除短板的进程。

参考文献

- 1.姜长云, 2023a: 《农业强国》, 北京: 东方出版社, 第 11-20 页。
- 2.姜长云, 2023b: 《农业强国建设及其关联问题》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 1-10 页。
- 3.唐仁健, 2023: 《锚定建设农业强国目标 切实抓好新时代新征程“三农”工作》, 《求是》第 6 期, 第 31-37 页。
- 4.魏后凯、崔凯, 2022a: 《农业强国的内涵特征、建设基础与推进策略》, 《改革》第 12 期, 第 1-11 页。
- 5.魏后凯、崔凯, 2022b: 《建设农业强国的中国道路: 基本逻辑、进程研判与战略支撑》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 2-23 页。

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Analysis of Several Issues of Strength in Agriculture

HE Xiurong

Abstract: China possesses the necessity and feasibility of “moving faster to build up China’s strength in agriculture”, and it is helpful to timely propose the goal of construction. The frame of reference for strength in agriculture should be the most developed agricultural countries; agricultural modernization is only a necessary but not a sufficient condition for having strength in agriculture, and China is faced with the dual task of realizing agricultural modernization and building up strength in agriculture. Strength in agriculture refers to the status of an industrial power, which is formed by multiple stages of production, processing, circulation, and agriculture-related support. From the current situation and trends, the biggest shortcoming for building up China’s strength in agriculture is in the production stage. From the perspective of a country’s security, the core of building up strength in agriculture is to achieve international competitiveness of key farm products. International competitiveness involves economic efficiency and technical efficiency as well as operational, scientific and technological, institutional, and other deeper influencing factors behind the efficiency, which is a key challenge that must be overcome in order to build up China’s strength in agriculture. Measuring the rationality and operability of the indicator system will guide the practical work. At present, the proposal of using the common net import, the international market pricing power of farm products, and other indicators as the measurement of strength in agriculture lacks theoretical, logical and empirical support. It is urgent to achieve three academic tasks: clarifying the connotation and extension of the indicators of strength in agriculture, specifying the boundary and logical relationships between the indicators, and reasonably and objectively selecting the specific indicators.

Keywords: Strength in Agricultural; Agricultural Modernization; Measuring Indicators; Competitiveness; Efficiency

宜居宜业和美乡村建设：现实基础与实现路径

张红宇¹ 周二翠²

摘要：本文以学习贯彻党的二十大精神为指引，围绕建设宜居宜业和美乡村的实现路径，剖析需要关注的四方面问题。以县城为载体推进城乡融合发展是基础。从全球经验和现实实践看，需要同步推进城乡建设，实现农村现代化和城镇化“并联式”发展。聚焦“宜业”，要夯实乡村发展的产业支撑，确保粮食安全，做大做强农产品加工业和富民产业，深挖数字经济和旅游休闲产业潜力，实现一二三产业融合发展。聚焦“宜居”，要顺应乡村发展规律科学推进乡村建设，发挥乡村规划的引领性作用，推进农村基础设施和公共服务补短板、强弱项。聚焦“和美”，要以优秀乡村文化为魂，坚持农村物质文明和精神文明一起抓，持续推进移风易俗，不断提升乡村治理水平，提高乡村社会文明程度。

关键词：乡村发展 乡村建设 乡村治理 宜居宜业和美乡村 农村现代化

中图分类号：F302.2 **文献标识码：**A

一、引言

中国要强，农业必须强；中国要美，农村必须美；中国要富，农民必须富。习近平在党的二十大报告中明确指出：加快建设农业强国，扎实推动乡村产业、人才、文化、生态、组织振兴；统筹乡村基础设施和公共服务布局，建设宜居宜业和美乡村^①。中国开启了新时代加快建设农业强国的新征程，农村现代化是建设农业强国的内在要求和必要条件，建设宜居宜业和美乡村是农业强国的应有之义。到21世纪中叶，中国将建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国，美丽乡村将是现代化强国的标志、美丽中国的底色，建设宜居宜业和美乡村意义重大。

中国全面推进乡村振兴，基本构建起推进农村现代化、建设宜居宜业和美乡村的政策框架。从指导思想看，习近平在重要会议、考察调研中多次作出重要指示，强调要继续推进社会主义新农村建设，建设好生态宜居的美丽乡村，建设美丽宜人、业兴人和的社会主义新农村，等等。这为新时代全面推进乡村建设、加快农村现代化提供了科学指南和根本遵循。从政策举措看，党的十九大报告明确提出

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

实施乡村振兴战略^①，2018年，中共中央、国务院印发《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》，按照产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕的总要求，部署了一系列重大工程、重大计划、重大行动^②。党的十九届五中全会审议通过《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，进一步明确提出优先发展农业农村、全面推进乡村振兴，要求促进人的全面发展和社会全面进步，实施乡村建设行动^③。随后，中共中央办公厅、国务院办公厅印发多份重要文件，包括《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》^④《乡村建设行动实施方案》^⑤《农村人居环境整治提升五年行动方案（2021—2025年）》^⑥等，以及连续多年中央“一号文件”，均对乡村建设作出具体部署。从实践发展看，国家发展和改革委员会、农业农村部、交通运输部、水利部、民政部、住房和城乡建设部等纷纷出台专项行动方案，各地抓住历史机遇迅速行动，按照浙江“千万工程”提供的成功经验向前推进宜居宜业和美乡村建设，广大农民群众踊跃参与，形成了全面推进乡村发展、乡村建设、乡村治理的政策叠加放大效应。

从“富丽乡村”“美丽乡村”“生态宜居的美丽乡村”“美丽宜人、业兴人和的社会主义新农村”到“宜居宜业和美乡村”，这些表述显示出内在逻辑的一致性，深刻表明中国对乡村建设的认识在不断深化和升华，标志着中国乡村建设阶段的历史性转变，致力于乡村由表及里、形神兼备的全方位提升和进步。这体现了中国共产党对乡村建设规律的深刻洞察与科学把握，也反映了亿万农民群众对建设美好家园、过上美好生活的愿景期盼。总体来看，建设宜居宜业和美乡村的前进方向已经明确，基本政策体系已经构建，下一步关键是如何锚定目标、抓住关键，细化“路线图”“施工图”，既体现中国特色，又立足中国国情农情，同步推进农业现代化和农村现代化。

本文重点关注推进宜居宜业和美乡村建设过程中的四方面问题：第二部分聚焦宜居宜业和美乡村的现实基础，重点论述以县城为载体推进城乡融合发展，在此基础上实现乡村建设、乡村发展、乡村治理的“并联式”推进；第三部分聚焦“宜业”，即乡村发展，重点是夯实乡村发展的产业支撑；第

^①习近平，2022：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第27页。

^②参见《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划（2018—2022年）〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content_5325534.htm。

^③参见《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm。

^④参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-05/06/content_5688895.htm。

^⑤参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈乡村建设行动实施方案〉》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content_5695035.htm。

^⑥参见《农村人居环境整治提升五年行动方案（2021—2025年）》，http://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/qnhnzc/202112/t20211207_6383987.htm。

四部分聚焦“宜居”，即乡村建设，重点是顺应乡村发展规律科学推进乡村建设；第五部分聚焦“和美”，即乡村治理，重点是以优秀乡村文化为魂提升乡村善治水平。

二、现实基础：以县城为载体推进城乡融合发展

“我国发展最大的不平衡是城乡发展不平衡，最大的不充分是乡村发展不充分”^①。基于此，推进宜居宜业和美乡村建设，不能就乡村谈乡村，需要跳出乡村抓乡村。建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系，坚持以工补农、以城带乡，以县城为载体推进城乡融合发展，方能为建设宜居宜业和美乡村提供前提。

“郡县治，天下安”。县城位于“城尾乡头”，一头连接城市，一头服务乡村，是连接城市和乡村、推动城乡融合发展的关键节点（思雨，2022）。其一，从全球经验看，城乡均衡发展是世界各国由不发达向发达跨越的共同路径，然而，这种均衡发展一般是自上而下或是自下而上的，从整体到局部或是从局部到整体的。经过多年努力，中国的实践证明，自下而上、从局部到整体是均衡发展的黄金法则。农村改革如此，农业产业化等其他领域改革发展也是如此。进入21世纪，特别是党的十八大以来，各地城乡均衡发展、城乡融合格局的形成多发生在局部地区，县域经济繁荣发展是实现城乡融合的重要突破口。其二，省域市域太大，乡镇范围又太小，在一个县域范围内统筹城乡基础设施、实现公共服务均等化的操作性更强，风险也更为可控，成本相对更低，因此，县域是实施城乡融合发展的最佳空间。同时，中国县级行政区划一直比较稳定，麻雀虽小、五脏俱全，以县一级的行政架构推进经济社会发展的路径比较成熟。其三，如果能够在在一个县域范围内实现规划统筹、资源统筹、建设统筹等，做到城市和农村无差别发展，城乡融合发展就能够实现。县域实现了城乡融合发展，市域就没有问题；市域实现了城乡融合发展，整个省域范围就没有问题；推而广之，全国的城乡融合发展就具备了实现的可能。

以建设宜居宜业和美乡村为方向，推进以县城为重要载体的城镇化建设需注意以下三个方面。一是坚持以人为本。据统计，到2021年底中国城镇常住人口为9.1亿人，其中，1472个县的县城常住人口为1.6亿人左右，394个县级市的城区常住人口为0.9亿人左右，县城和县级市城区人口占全国城镇常住人口的近30%，县和县级市数量占县级行政区划数量的约65%（思雨，2022）。可见，县城具有承载农业转移人口的强大能力和深远潜力。与此同时也要看到，随着西部大开发、中部崛起等区域发展战略持续实施，城镇化流向一改过去“一江春水向东流”的态势，中西部县城越来越成为当地农民安家乐业的重要选择，越来越多的人向县城集聚，到县城看病、上学、买房。以县城为载体推进城乡融合发展，势必将进一步提高城镇化率，越来越多的人将进入县城分享新型城镇化成果。由此可见，要加快完善农业转移人口市民化机制，破除户籍、土地、社区治理等制度性障碍，让有意愿的农村人口能够便捷融入城市生活。比如，城市政府应根据农业转移人口实际需要，将其纳入当地基本公共服

^① 《党的二十大报告学习辅导百问》编写组，2022：《党的二十大报告学习辅导百问》，北京：党建读物出版社、学习出版社，第76-78页。

务和社会保障相关发展规划（陈锡文，2023），确保新落户人口与县城居民享有同等水平的基本公共服务^①。同时，保障好进城落户农民在农村拥有土地承包权、宅基地使用权以及集体收益与分配权等合法权益（张红宇，2022a）。

二是坚持分类推进。中国县级市、县共 1866 个，类型多、差异大、资源禀赋各异^②，发展方式和推进路径也应各有侧重。因此，一定要尊重县城发展规律，顺应人口流动、城镇化发展变化趋势，立足资源禀赋、区位条件、未来定位等，合理规划不同类型县城的发展路径。对于大城市周边的县城，要加快发展，发挥其与邻近大城市在交通、功能、产业等互补配套优势。引导具有较好产业条件的县城，依托自身资源禀赋大力发展特色优势产业，做到“一县一业”，成为专业功能县城。对于农产品主产区县城，重在发展农村二三产业，做优做强农产品加工业、农业生产性服务业和生活性服务业，实现延长产业链、提升价值链。对于人口流失县城，要引导其转型发展，促进人口和公共服务资源适度集中，重点是兜住民生底线，稳住基本盘，争取新的发展空间。

三是坚持城乡一体促进县乡村功能衔接互补。在规划建设上做到城乡一体、“无差别化”布局。换言之，不能因为属于城市就多投入、属于农村就少投入，而是根据人口规模、县域布局、发展需求等规划建设。其一，推进县城基础设施向乡村延伸。推进城乡供水一体化，实现城乡供水同质、同价、同服务，让农村居民喝上跟城市居民一样的安全水、放心水。推进城乡交通运输一体化，加强城乡路网一体规划设计，做到县乡村道路连通、客运一体，路网等级、客运班次等可以根据实际情况和客流需求城乡有别，但基本服务必须保障。建立城乡统一的管护机制，明确产权归属，落实基础设施管护责任。其二，推进县城公共服务向乡村覆盖。健全网络化服务运行机制，支持位于县城的医院与乡镇卫生院建立医疗卫生共同体，进一步加强合作交流。推进城乡教育资源均衡配置，持续发展城乡教育联合体，实行义务教育学校教师“县管校聘”，推行县域内校长、教师等交流轮岗。统筹城乡公共文化设施布局、服务供给、队伍建设，推动文化资源重点向乡村倾斜，扩大服务覆盖面，提高适配性。其三，城乡一体提升人居环境。以乡村为重点，深入实施农村人居环境整治提升五年行动，稳步提高农村卫生厕所普及率。健全污水垃圾收集处理体系，完善县乡村三级设施和服务，建设以城带乡的污水垃圾收集处理系统。

城乡融合发展是国家现代化的重要标志。习近平指出：“我国现代化同西方发达国家有很大不同。西方发达国家是一个‘串联式’的发展过程，工业化、城镇化、农业现代化、信息化顺序发展，发展到目前水平用了二百多年时间。我们要后来居上，把‘失去的二百年’找回来，决定了我国发展必然是一个‘并联式’的过程，工业化、信息化、城镇化、农业现代化是叠加发展的。”^③农业农村是“四

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-05/06/content_5688895.htm。

^②中央农村工作领导小组办公室，2023：《习近平关于“三农”工作的重要论述学习读本》，北京：人民出版社、中国农业出版社，第 97 页。

^③中共中央文献研究室，2017：《习近平关于社会主义经济建设论述摘编》，北京：中央文献出版社，第 159 页。

化同步”的短腿，没有农业现代化，没有农村繁荣富强，没有农民安居乐业，国家现代化是不完整、不全面、不牢固的。同理，在“四化同步”进程中，农业现代化与农村现代化一定要同步发展、“并联式”推进；在推进农村现代化进程中，以县城为载体作为突破口的基础上，乡村发展、乡村建设、乡村治理也要“并联式”推进，补短板、填洼地，在县域范围内实现规划统筹、布局统筹、建设统筹、运行管护统筹，方能更好更快地建设宜居宜业和美乡村。在县域层面推进城乡融合发展，促进县城经济活跃，将为县域范围内宜居宜业和美乡村建设提供重要保障。

三、聚焦“宜业”：加强促进乡村发展的产业支撑

习近平在河北承德考察时强调，产业振兴是乡村振兴的重中之重^①。产业兴旺是当前解决农村一切问题的前提，只要推进乡村产业振兴，就可以让农业成为有效益、有奔头的产业，让农民成为增收致富、有吸引力的职业，让农村成为留得住人、宜居宜业的幸福家园。建设宜居宜业和美乡村，必须进一步夯实产业振兴根基。

一是把确保粮食安全作为头等大事。世界上真正强大、没有软肋的国家都有能力解决自己的吃饭问题。对中国这个农业大国、人口大国而言，粮食问题不能只从经济上看，必须从政治上看，保障国家粮食安全是实现经济发展、社会稳定、国家安全的重要基础（张红宇，2023a）。中国粮食产量连续8年保持在0.65万亿千克以上，2022年粮食产量再创历史新高、达到0.685万亿千克（唐仁健，2023）；大米、小麦、玉米三大主粮的国内自给率长期保持在95%左右，但大豆、油料等自给率还是偏低，气候变化、地缘政治危机等带来的不确定性增加，粮食安全问题依然存在（张红宇，2023b）。虽然中国人口增长率由正转负，由此带来的粮食需求增长正在减缓，但经济社会发展带来的成长性需求、转变性需求、安全性需求还在增加。保生存、保发展、保安全，不仅要满足粮食的消费需求，还要满足储备需求，做到产得出、囤得住、供得上。因此，只有依靠自身力量能够解决本国国民食物供给问题，才有促进乡村产业发展、建设宜居宜业和美乡村的前提。

二是加快填补农产品加工业“洼地”。乡村振兴，产业兴旺是重点。产业兴旺，突破口就在农产品加工业。中国农产品加工业产值与农业总产值之比为2.5:1，虽然进步明显，但仍然低于发达国家3:1至4:1的水平，反映出中国农业产业链链条依然较短、综合效益依然不高^②，需要做好“粮头食尾”“农头工尾”文章，把资源优势转化为产品优势、产业优势。其一，延长产业链。向纵深延伸，实现从田间到餐桌全覆盖，拓宽农业增值增效空间；向横向拓展，在确保粮食和主要农产品供给的同时，凸显农业的生态环境保护、观光旅游休闲、生态康养和文化遗产等非生产功能，融合农文旅、贯通产加销，实现农村一二三产业融合发展（张红宇等，2019）。其二，提升价值链。着力推进绿色化生产、品牌化营销，提高农产品品质和效益。积极发展工厂化农业、“互联网+农业”、直播带货等新

^①资料来源：《乡村产业司专题学习习近平总书记在河北承德考察时重要指示精神 强调深刻理解“产业振兴是乡村振兴的重中之重”》，http://www.moa.gov.cn/xw/lzjs/202109/t20210917_6376757.htm。

^②资料来源：《唐仁健：加快建设农业强国》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/15/content_5732088.htm。

业态，不断向广度和深度进军。其三，保障供给链。优化农产品区域和供给布局，满足不同区域、不同层次消费者的多元化个性化需求。同时，加快农产品存储保鲜冷链物流设施建设，改善农村商物流条件，优化农村物流快递网点布局，解决农村消费“最后一公里”问题。其四，完善利益链。延长产业链、提升价值链、保障供给链，推进农村一二三产业融合发展，最终目的是促进农民就业增收，共享产业链增值收益（张红宇，2022b）。通过提供就业岗位、带动产业发展、二次返利分红等途径，使农业从业者在产业链条上有更多就业机会和增收机会，让农民与经营主体实现互惠互利、共赢共富，提升农民获得感、幸福感、安全感。

三是加快发展乡村休闲旅游产业。立足于中国农耕文明的历史底蕴、人多地少的资源禀赋、人与自然和谐共生的时代要求，乡村休闲旅游产业前景广阔，是拓展农业多元功能、挖掘乡村多元价值的集中体现和典型表现，是农村兴起的新产业新业态（陈晓华和白锋哲，2020），也是未来乡村产业发展的潜力所在。2022年，全国休闲农庄、观光农园等休闲农业经营主体达到30多万家，年营业收入超过7000亿元^①。从2023年五一假期来观察，乡村休闲旅游产业势必将进一步爆发式增长^②。从农家乐到民宿产业，再发展到观光休闲旅游产业，不光追求有吃的有看的有玩的，更要追求视觉、味觉、听觉、嗅觉、触觉的“五觉”提升：视觉要动人，可以看美景，不仅自然风光美，乡村人居环境也要美；味觉要新鲜，像淄博烧烤一样打造具有当地特色的美食；听觉要悦耳，充分利用乡村的农耕文化传承，让游客欣赏戏曲、鼓舞、杂艺等非物质文化；嗅觉要馨香，鸟语花香、瓜果飘香，溢满乡村；触觉要难忘，让游客能够全方位、沉浸式体验乡村生活。

四是持续发展乡村富民产业。脱贫攻坚靠产业，实现可持续发展更要靠产业。在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的背景下，发展乡村富民产业被赋予更加重要的功能作用（张红宇，2021）。习近平对于富民特色产业多次予以肯定，比如“小黄花大产业”“小木耳大产业”“苹果种植业大有前途”等赞语耳熟能详。富民特色产业之所以如此重要，可以从三个角度来观察：其一，它们可以解决就业，对于吸纳农村劳动力在农业内部充分就业的作用明显，特别是由产业发展带来的新产业新业态将创造更多的就业岗位。“一人就业，全家增收”，这有助于打破贫困代际传递。其二，它们可以增加收入，最大限度增加农村劳动力的农业经营性收入和工资性收入，使农民分享更多产业链增值收益。从长远发展来看，小麦、玉米等土地密集型产业随着规模扩大和机械化程度提高，将逐步减少劳动力依赖；而茶叶、蔬菜等劳动密集型产业随着规模扩大，将吸纳更多劳动力，促进农民增收。其三，它们可以让脱贫地区巩固拓展脱贫攻坚成果，守住不发生规模性返贫底线，从而跟上一般农村地区的发展步伐，实现共同富裕不掉队。

^①资料来源：《农业农村部答人民网记者问：五年来乡村产业发展成效明显、亮点突出》，<http://finance.people.com.cn/n1/2022/0928/c1004-32536058.html>。

^②资料来源：《“五一”假期中长线游、乡村游热度飙升》，<https://news.cctv.com/2023/04/29/ARTIAm92bTonHtMH5dGo4uNa230429.shtml>。

五是深挖数字经济应用潜力。经过多年努力，数字技术已成为继土地、劳动力、资本等传统要素后，促进乡村产业发展的新型要素资源。数字农业作为乡村产业“升级版”的显著标志，需要在生产端和流通端同时发力。在生产端，乡村产业数字化发展基础不断强化，继农村水、电、路、气、房等基础设施建设日趋完善后，网络通信建设速度明显加快，现有行政村实现“村村通宽带”，农村地区互联网基础设施建设全面强化。截至2022年6月，农村地区互联网普及率较2021年12月提升1.2个百分点，达58.8%^①。信息技术在农业生产中广泛应用，物联网、大数据、人工智能、云计算等新一代信息技术与种植业、畜牧业、渔业、农机装备深度融合，不仅提升了土地产出率和劳动生产率，而且为“谁来种地”“怎样种地”找到了一条可持续发展之路。在供给端，以直播带货、农产品电商等为代表的新型流通方式，“卖全国”“买全国”从田间到餐桌，大幅度减少中间环节，节约流通费用，降低交易成本，对促进农民增收起到了重要作用。商务大数据对重点电商平台监测显示，2022年中国农产品网络零售增势较好，全国农产品网络零售额5313.8亿元，同比增长9.2%，增速较2021年提升6.4个百分点；2022年全国农村网络零售额达2.17万亿元，同比增长3.6%^②。

总之，立足于中国资源禀赋，方能明晰中国乡村产业的发展方向。从历史看，要坚持“确保谷物基本自给、口粮绝对安全”的新粮食安全观，在牢牢把握粮食安全主动权的基础上发展乡村产业。从现实看，要坚持问题导向，补短板强弱项，做好“土特产”文章，做大做强农产品加工业和富民特色产业。从未来看，要加快发展乡村休闲旅游、数字经济、“互联网+”等新产业新业态，不断拓展农业多种功能、挖掘乡村多元价值，促进乡村产业高质量发展，为全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化提供有力支撑。

四、聚焦“宜居”：顺应乡村发展规律科学推进乡村建设

城镇化是现代化的必由之路。改革开放以来，中国经历了世界上规模最大、速度最快的城镇化进程。1978年，中国常住人口城镇化率为17.92%，2022年城镇化率达到了65.2%，40余年间提升超47个百分点^③。城镇化和农业现代化不断推进，势必会带来或加速以下变化：其一，村庄空心化、凋敝化、老龄化。相关数据显示，全国每年有上千万农村人口转移到城镇，过去10年共1.4亿农村人口在城镇落户^④。这些人口多数是青壮年劳动力和儿童，留在农村的以老年人居多，可以预见未来乡村的老龄化会比城市严重。其二，村庄数量呈不断减少趋势。中国城镇化率的峰值大概率会出现在75%至

^①资料来源：《“数字”点亮美好生活——透视第50次〈中国互联网络发展状况统计报告〉》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-08/31/content_5707608.htm。

^②资料来源：《2022年我国农产品网络零售增势较好》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-01/30/content_5739182.htm。

^③资料来源：《提前实现“十四五”规划确定的目标——超65%，城镇化进入“下半场”》，http://paper.people.com.cn/rmrbhwb/html/2023-03/29/content_25972874.htm。

^④资料来源：《政府工作报告——2023年3月5日在第十四届全国人民代表大会第一次会议上》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/14/content_5746704.htm。

80%，到2035年约有1.6亿农村人口转移到城镇^①，一些村庄会自然消亡，村庄数量将持续减少。相关数据显示，中国村庄数量从1990年的370万个下降到2021年的236万个，31年减少了134万个^②。其三，乡村生产生活统一性大大弱化。一直以来，人们对于村庄都有生产生活相协调的需求。只是在下田靠走、耕地靠牛的时代，生产空间和生活空间高度一致，两者距离不会太远。但随着农业机械化、专业化、规模化发展，生产空间和生活空间越来越表现出差异性，在村庄居住与从事农业生产没有了必然联系。换言之，未来村庄适应生产的需求将逐步弱化，适应生活的需求将逐步强化，会有相当一部分人在村庄生活，但不会从事农业生产。上述三方面变化是中国村庄发展的一般性规律，推进乡村建设只有适应这些变化，才能做到科学有序推进、避免造成浪费。

一是把乡村规划摆在重要位置。顺应乡村演变趋势，着眼于未来10年、20年乃至30年的乡村变化，统筹县域范围内村落位序、分布格局、生产生活生态空间，科学确定村庄分类，对于哪些村要做大、哪些村要保留、哪些村将消失，做到心中有数。审慎推进县域村庄布局，合理划定各类空间管控边界，因地制宜界定乡村建设规划范围，严格保护农业生产空间和乡村生态空间。加快编制村庄规划，注重前瞻性、科学性和实用性，统筹谋划宜居宜业和美乡村的各项建设任务，防止项目之间出现时空错配、相互制约、重复建设等情况。坚持久久为功推进，不能急功近利、贪大求快，严禁随意撤并村庄搞大社区、违背农民意愿大拆大建。

二是推进农村基础设施补短板。中国乡村基础设施建设水平稳步提升，农村水、电、路、信等大件要件基本具备。但总体上往村覆盖、往户延伸方面还存在不少薄弱环节。比如，农村供水质量和稳定水平、农村电网供电能力、信息网络建设等相比于城市依然存在一定差距。把握乡村发展规律，要优先建设规划保留村，重点组织实施好农村道路畅通工程、农村防汛抗旱和供水保障工程、乡村清洁能源建设工程、农房质量安全提升工程等，进一步提升建设质量。同时针对一些地方重短期轻长期、重数量轻质量、重建设轻管理的问题，进一步健全乡村公共基础设施管护机制，引导各地以清单形式明确村庄公共基础设施管护主体、管护责任、管护方式、管护经费来源等，实行公共基础设施城乡一体化管护。

三是提升农村公共服务能力。城乡教育、医疗、养老、社会保障等公共服务差距不断缩小，但农村基本公共服务质量和水平还有待提高。2021年农村每万人医疗卫生机构床位数达0.601张，为城市0.747张的80%^③；2021年乡村小学专任教师约170万人^④，是城区和镇区小学教师数量的1/3左右；城乡居民养老保险与城镇职工养老保险标准差别较大。特别是农村老龄化将越来越严重，而且不少人

^①资料来源：《报告精读|人口与劳动绿皮书：中国人口与劳动问题报告 No.22》，<http://pishu.hbts.org.cn/ps/content/show?ContentTypeArticle&ID=576428>。

^②资料来源：《城乡建设统计年鉴2021》，<https://www.mohurd.gov.cn/gongkai/fdzdgknr/sjfb/tjxx/jstjnj/index.html>。

^③资料来源：《中国统计年鉴2022》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2022/indexch.htm>。

^④资料来源：《小学教育专任教师分专业技术职务、分年龄结构情况》，http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/moe_560/2021/quanguo/202301/t20230103_1037873.html。

还是“未富先老”。针对这一趋势，中国必须有所准备，加快补齐农村养老服务短板。比如，通过支持县级养老服务机构建设改造、将具备条件的敬老院改扩建为区域养老服务中心，因地制宜实现农村有意愿的特困老年人集中供养。基于农村养老特点，依托村级邻里互助点、农村幸福院等，构建农村互助式养老服务网络，让老年人尽可能就近养老。对于乡镇级特困人员供养服务设施、敬老院等，支持其增加养老服务功能，推进有关服务向进村入户延伸^①。针对农村养老服务和管理人才短缺问题，加大培养力度，进一步提高职业化和专业化水平。

四是接续推进农村人居环境整治。中共中央办公厅、国务院办公厅先后印发《农村人居环境整治三年行动方案》^②和《农村人居环境整治提升五年行动方案（2021—2025年）》^③，推进中国农村人居环境不断改善，村庄环境基本实现干净整洁有序。但总体上还存在一些需要改进提升的方面，例如：在基础设施建设方面，城乡差距明显，70%以上的农村生活污水还没有得到有效处理；30%以上的农户没有使用卫生厕所，中西部地区卫生厕所普及率总体偏低（吴晓佳等，2021）。下一步，要稳步推进农村厕所革命，对于新改户厕，要引导尽量入院入室，既干净卫生，又便于使用。要合理布局农村公厕，确保能够长期稳定开放。协调推进农村改厕和生活污水治理，充分考虑建设和运维成本，因地制宜建设农村生活污水处理设施，不能“贪大求洋”。进一步健全农村生活垃圾收运处置体系，结合农业农村特点和农民生活习惯，推动垃圾分类减量与资源化利用。

乡村建设是一篇大文章，做好这篇文章需要更好地理解把握中国乡村发展的客观规律和趋势，而不能人为扭曲甚至颠覆发展规律。对于宜居宜业和美乡村建设整体来说，关键是编制好规划，一张蓝图绘到底；对于农村基础设施来说，重要的是补短板、提质量，使其持续发挥作用；对于农村公共服务来说，重要的是通过县城使教育资源、医疗资源特别是养老资源等便捷下乡，让农民群众共享发展成果；对于人居环境来说，重要的是让乡村天更蓝、水更清、地更绿，总体上逐步让农村具备现代生活条件。

五、聚焦“和美”：以优秀乡村文化为魂提升乡村善治水平

农耕文化博大精深、源远流长，是中国农业的宝贵财富，是中华文化的重要组成部分。不论是二十四节气，端午节、中秋节、春节等传统节日，还是具有乡土气息的节庆活动，丰富多彩的民间艺术，抑或各具特色的村落宅院，都与农耕文化紧密相连，彰显着中华民族的思想智慧和精神追求。宜居宜业和美乡村建设，既要有“面子”，更要重“里子”。这个“里子”就体现在“和美”上，更好地承载华夏文明生生不息的农耕文化密码，不断改进和提升乡村治理水平，实现“物的新农村”向“人的

^①参见《国务院关于印发“十四五”国家老龄事业发展和养老服务体系规划的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-02/21/content_5674844.htm。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈农村人居环境整治三年行动方案〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2018-02/05/content_5264056.htm。

^③参见《农村人居环境整治提升五年行动方案（2021—2025年）》。

新农村”转变。

一是传承发展乡村优秀文化。农耕文化是中华优秀传统文化的根。习近平强调：“农耕文化是我国农业的宝贵财富，是中华文化的重要组成部分，不仅不能丢，而且要不断发扬光大。”^①农耕文化除了前面提到的农事节气、节庆活动外，还有很多沿袭了一代又一代、传统朴素的家风乡风，与现代要素相结合，进一步显现出强大的生命力（李华胤，2022）。比如，浙江省江山市有的乡村衡量女主人是否能干，主要看“四净”，即地面干净、桌面干净、灶面干净、脸面干净^②，虽然是追求表面干净，也浸润着乡土文化，还为如今发展农家乐打下了群众基础。又如，福建省长泰区、广东省南海区有的村庄，以前考中状元、进士在祠堂里挂匾，如今考上博士、硕士、大学生也会纪念传承。再比如，贵州省台江县依托当地的篮球群众基础和民族传统文化，打造“村BA”^③，群众喜闻乐见、易于接受、富有农耕农趣农味，吸引八方游客、促进产业发展，也让良好乡风得到传承弘扬，为各地倡导群众性文体活动树立了标杆。因此，要让有形和无形的乡村文化都留得住。一方面，对于具有农耕特性、民族特色、地域特点的物质文化遗产要进一步充分挖掘，加大传统村落、民族村寨、文物古迹、农业遗迹等保护力度。既要确保始终有本村村民居住活动，又要让他们在不破坏原有生态系统的前提下获得发展红利，提高生活水平。把挖掘原生态村居风貌和引入现代元素结合起来，多听农民呼声，防止乡村风貌建设城市化、西洋化。另一方面，充分认识非物质文化遗产的重要性，它们是中华文明绵延传承的最好见证，要让这些活态的乡土文化一代一代传承下去。对于民间艺术、手工技艺、民俗活动、戏曲曲艺等非物质文化遗产要下大力气挖掘，持续推进创造性转化和创新性发展，丰富优秀传统文化与现代要素、生活场景的连接点，更好满足人民群众日益增长的精神文化需要。

二是推进乡风文明建设。十里不同风，百里不同俗。各地有不同风俗是现代文明社会包容性的体现，也是文化繁荣的重要内容。但需要注意的是，乡村文化既有精华，也有糟粕，优秀的要发扬光大，不好的则要抛弃。比如，那些在特定历史条件下形成的陈规陋习给越来越多的农民带来负担，如人情攀比、高价彩礼、厚葬薄养、铺张浪费等现象不时出现。要坚持从实际出发，明确区分什么是传统礼俗、什么是陈规陋习，用通俗易懂、基层群众易接受的方式普及宣传教育，让基层群众明白什么是要提倡的、什么是不鼓励的。对如何遏制陈规陋习持续蔓延势头，农村有很多好办法可以去总结推广，如文明积分、道德超市、红黑榜等，选树先进典型，强化正向宣传引导，营造推进移风易俗的良好社会氛围。同时，一些不良风气蔓延也与公共文化供给不足有一定关系。要完善乡村公共文化服务体系，扎实开展形式多样的群众文化活动，深入推进文化下乡，孕育农村社会好风尚。传统节日中蕴含着中华传统美德和价值理念，要多措并举，推动中国传统节日振兴持续进学校、进家庭、进乡村，特别是让青少年了解、喜欢和享受中国传统节日。

^①中共中央文献研究室，2014：《十八大以来重要文献选编》（上），北京：中央文献出版社，第678页。

^②资料来源：《乡村振兴：一把扫帚，“扫”出一片新天地》，<http://www.dchijing.com/html/6035144817.html>。

^③“村BA”是由贵州省黔东南苗族侗族自治州台江县台盘村“六月六”吃新节篮球赛发展而来的一项篮球赛事。

三是提升乡村治理水平。中国是农业大国，乡村社会与城市社会有一个很大的不同，大多生于斯长于斯，熟人社会特征十分明显。乡风文明程度和乡村治理水平一定程度上取决于农民群众的道德素质，这方面如果做好了就有了乡村治理基础。要推进“乡村治理”向“乡村文化治理”转变，注入“和”文化，通过乡村文化进行社会教化，实现乡村善治。加强农村思想道德建设，注重发挥好德治的作用，建立道德激励约束机制，强化孝敬父母、尊老爱幼、助人为乐、遵纪守法的社会风尚，实现家庭和睦、邻里和谐、干群融洽。紧紧围绕增进农民福祉和改善农村精神风貌，积极推进农村精神文明建设，充分调动农民群众参与积极性，把满足需求和提高素养有机结合起来，激发文明乡村建设的内生动力。更好发挥“和”文化和群众主体作用，进一步健全党组织领导的自治、法治、德治相结合的乡村治理体系。创新村民自治有效形式，推动村规民约全覆盖，深挖乡贤文化，实现农民群众自我管理、自我服务、自我约束，化解乡村道德风险。

六、结语

全面推进乡村振兴需要物质文明和精神文明一起抓，不仅要看乡村建设得好不好、环境美不美，还要看产业发展得怎么样、农民口袋里有多少，更要看农民精神风貌怎么样、乡村社会风气好不好。建设宜居宜业和美乡村建设统筹物质文明与精神文明建设，是最佳实践载体，具有重要标志性意义。要抓住以县城为载体推进城乡融合发展这个基础，同步推进城乡建设，实现农村现代化和城镇化“并联式”发展。要把确保粮食安全作为头等大事，夯实乡村发展的产业基础，做大做强农产品加工业和富民产业，深挖数字经济和旅游休闲产业潜力，实现农村一二三产业融合发展。要顺应乡村发展规律科学推进乡村建设，发挥乡村规划的引领性作用，推进农村基础设施和公共服务补短板强弱项。要以优秀乡村文化为魂，在“和”字上下功夫，推进移风易俗，不断提升乡村治理水平，提高乡村社会文明程度，焕发乡村文明新气象。

参考文献

- 1.陈锡文，2023：《在乡村振兴中实现农村农民共同富裕》，《中国农业文摘-农业工程》第1期，第3-4页。
- 2.陈晓华、白锋哲，2020：《“十四五”期间农业农村要瞄准高质量发展》，《农民日报》11月21日03版。
- 3.李华胤，2022：《习近平关于乡愁重要论述的核心要义与现实价值》，《中国农村观察》第3期，第2-18页。
- 4.思雨，2022：《推进县城城镇化建设 促进城乡的融合发展——国家发展改革委规划司有关负责人解读〈关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见〉》，《中国食品》第10期，第18-21页。
- 5.唐仁健，2023：《锚定建设农业强国目标 切实抓好新时代新征程“三农”工作》，《中国合作经济》第3期，第49-55页。
- 6.吴晓佳、刘洋、白永刚，2021：《大力实施乡村建设行动》，《农村工作通讯》第5期，第25页。
- 7.张红宇，2021：《实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接》，《中国党政干部论坛》第5期，第38-41页。
- 8.张红宇，2022a：《农民工市民化：中国特色城镇化的道路选择》，《中国金融家》第8期，第107-109页。
- 9.张红宇，2022b：《以更有力量举措加快发展乡村产业》，《经济研究信息》第5期，第23-26页。

- 10.张红宇, 2023a: 《农业强国的全球特征与中国要求》, 《农业经济问题》第3期, 第13-20页。
- 11.张红宇, 2023b: 《全面推进乡村振兴的形势分析与政策建议》, 《农民日报》7月8日05版。
- 12.张红宇、陈良彪、胡振通, 2019: 《构建农业农村优先发展体制机制和政策体系》, 《中国农村经济》第12期, 第16-28页。

(作者单位: ¹ 中国农业风险管理研究会;

² 中国科学技术信息研究所)

(责任编辑: 柳 荻)

Building a Beautiful and Harmonious Countryside That Is Desirable to Live and Work in: Realistic Basis and Implementation Path

ZHANG Hongyu ZHOU Ercui

Abstract: Under the guidance of investigating and implementing the great spirits of the 20th CPC National Congress, this paper is centered on the path to build a beautiful and harmonious countryside that is desirable to live and work in, where four problems that deserve much attention are analyzed. Taking the county seats as the carrier to promote the integration of urban and rural development is the foundation. From the perspective of global experience and practice, it is necessary to simultaneously promote urban and rural construction and realize the “parallel” development of rural modernization and urbanization. Focusing on “desirable to work in”, it is necessary to consolidate the industrial support for rural development, ensure food security, expand and strengthen the agricultural product processing industry and industry that make residents wealthy, tap the potential of the digital economy and tourism and leisure industry, and realize the integrated development of the primary, secondary, and tertiary industries. Focusing on “desirable to live in”, it is necessary to scientifically promote rural construction in accordance with the law of rural development, give play to the leading role of rural planning, and promote rural infrastructure and public services to bolster weak spots. Focusing on “beautiful and harmonious”, we should regard excellent rural culture as the core, adhere to the simultaneous development of the rural material and spiritual civilizations, continue to promote the positive changes of customs, constantly increase the level of rural governance, and raise the level of rural social civilization.

Keywords: Rural Development; Rural Construction; Rural Governance; A Beautiful and Harmonious Countryside That Is Desirable to Live and Work in; Rural Modernization

数字经济能否缓解农民工相对贫困*

——基于城市规模视角

李梦娜¹ 周云波^{1,2} 王梓印³

摘要：本文基于2014年、2016年和2018年中国劳动力动态调查数据与相关宏观经济数据，运用Logit模型，考察了城市规模视角下数字经济规模对农民工相对贫困的影响及其作用机制。研究发现：在城市规模集聚效应下，城市数字经济规模扩大会显著减缓农民工相对贫困。一方面，借助城市规模集聚效应，城市数字经济规模扩大能有效提升农民工工资收入水平，发挥减贫效应；另一方面，数字经济规模扩大在通过促进农民工非工资收入增长，发挥减贫效应的同时，也带来了区域数字鸿沟。异质性分析表明，数字经济红利更有助于缓解大城市拥有初中及以上学历农民工和高数字素养农民工的相对贫困，并表现出明显的群体数字鸿沟。基于上述结论，本文认为，各地区应在完善数字基础设施建设的同时，加快推进新型城镇化进程；应充分发挥数字经济就业创业“孵化器”作用，健全灵活就业劳动用工和社会保障政策；还应积极引导并鼓励农民工通过学习不断提高互联网技能和数字经济素养。

关键词：数字经济 城市规模 农民工相对贫困

中图分类号：F124.3 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告指出：“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。”^①作为“后扶贫时代”的突出问题和实现共同富裕目标的主要障碍，相对贫困主要表现为部分个人、家庭或者群体因收入水平低下而难以满足自身发展性需求等问题。其中，农民工的相对贫困随着城镇化水平持续提高和城市规模飞速扩大而日益突出（陈志钢等，2019）。一方面，农民工因个人工作技能和经验等方面的限制，

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“我国城乡居民多维贫困的测量及精准扶贫绩效的评估”（编号：71874089）、国家社会科学基金重大项目“基于多维视角的2020年以后我国相对贫困问题研究”（编号：19ZDA052）的资助。本文通讯作者：周云波。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第22页。

难以获取安全的、稳定的、高收入的就业机会；另一方面，由于中国户籍制度改革的进程长期滞后于城市规模扩大的进程，农民工难以获得与城市居民同等的各类公共服务，长期面临因病致贫、失业致贫等巨大风险。汪晨等（2020）的测算结果显示，2011—2017年，在中国城镇化率由51.27%增长到58.52%的同时，城市相对贫困率也由4.98%上升至10.23%。这一状况显然与共同富裕的目标背道而驰。因此，如何在城市规模持续扩大的背景下解决好农民工相对贫困，是新时代推进“以人为核心的新型城镇化”进程中亟须完成的一项重要课题。

与此同时，得益于“数字中国”建设的持续推进，城市数字红利正逐步释放，催生出全新的生产、分配、流通和消费模式，为农民工相对贫困治理提供了新方向和新思路。尤其是数字化产业链的形成及延伸，正借助城市规模经济效应为广大农民工创造出新型就业机会，稳定了其收入来源。自2014年开始，诸如生鲜、餐饮、保养、美容、家政等生活服务领域都出现了众包模式^①，解决了大量就业问题。2021年快手平台带动就业机会总量3463万个，其中快手创作和主播平台带来直接就业机会2000万个，快手电商生态和内容生态带来就业机会1463万个^②。《2022年度中国电子商务市场数据报告》也显示，电商直接和间接从业人员分别达722万人和6325万人，较2021年分别同比增长6.17%和8.11%。其中，站点快递员、站点仓库操作员、基层管理员等工种需求剧增，成为农民工和传统产业下岗人员转岗从事新型服务业的重要途径^③。此外，数字化产业的出现还通过提升城市创业活力催化出数量众多的小规模市场经营主体，让农民工灵活就业成为可能，进而有效地拓宽了农民工群体的收入渠道。特别是数字经济细分服贸平台的发展，使更多非标准化的专业服务和产品进入市场化发展轨道，发挥了稳就业、保民生的作用。《美团2022企业社会责任报告》显示，2022年在美团获得收入的骑手中，81.6%是来自县域乡村地区的农村转移劳动力，28万人来自国家乡村振兴重点帮扶县^④。王建国和李实（2015）的测算结果则显示，农民工工资对城市规模的弹性系数在4.0%和4.2%之间，换言之，大城市农民工获得的实际工资或效用水平得以提升。

学术界关于相对贫困治理的研究已取得大量成果。一些学者以劳动能力为依据，提出增能型、赋权型、兜底型和衔接型四维相对贫困治理模式（邢占军和张丹婷，2022）。具体措施包括：针对有劳

^①美国学者 Howe（2006）最早提出“众包”一词，认为众包是指将本应由公司内部完成的任务转交给非特定的网络用户完成的做法。众包模式的核心思想是通过网络将寓于人体内部的无形知识、技能等无形资产转化成现实利益的新型网络模式，使得人的知识和技能因互联网而被放大，并创造出社会财富。

^②资料来源：《〈短视频平台促进就业与创造社会价值研究报告〉发布》，<http://silhr.ruc.edu.cn/kxyj/cgfb/25c4529a8fe44d4cb180b4d418628f30.htm>。

^③资料来源：“一带一路”TOP10影响力社会智库网经社电子商务研究中心发布的《2022年度中国电商市场数据报告》，<http://www.100ec.cn/zt/2022dzswscbg/>。

^④资料来源：《美团2022企业社会责任报告》，https://s3plus.meituan.net/v1/mss_f5ecef526b384cbaa1117230d53b4bd6/smart/%E7%BE%8E%E5%9B%A22022%E4%BC%81%E4%B8%9A%E7%A4%BE%E4%BC%9A%E8%B4%A3%E4%BB%B%E6%8A%A5%E5%91%8A_phw5ar.pdf。

动能力的群体大力发展农村电商，有效衔接脱贫攻坚成果与乡村振兴战略，推动乡村产业融合升级、乡村人才培养与就业创业（张硕等，2022）；开展农村公共服务供给结构改革，构筑发展机会、发展能力与发展动力相结合的关键机制，满足发展性需求（全磊等，2019）；针对无劳动能力群体需提供长期生活保障，健全社会保障体系，转变帮扶方式和拓展收入渠道（刘愿理等，2022）；构建无缝衔接的向上流动通道，注重基本方略的延续性、战略目标的渐进性和政策的连续性，尊重相对贫困群体的发展需求（汪三贵和孙俊娜，2021）。一些研究高度重视数据生产要素和数字服贸平台对现代经济社会发展的推动作用，为农村相对贫困治理模式研究提供了新视角。例如，有学者指出，数字普惠金融具有可获得性、可接触性、便捷性、去中心性四大特征，还具有精准定位和快速触达客户等特征，这些特征不仅有助于解决农户电商等创业融资难、贷款门槛高和时空限制性等问题，还能提高低物质资本或低社会资本家庭的创业活力（黄倩等，2019），进而带动就业以降低贫困脆弱性。也有学者认为，借助互联网平台的海量数据，广大农户也可以在政府部门的帮扶下，零成本地、便捷地学习先进企业的管理模式和营销策略（周广肃和梁琪，2018），从而合理调整生产要素的分配和种植结构（Nakasone et al., 2014），提高农业劳动生产率。此外，农业劳动生产率的提升也将增加农户收入水平，进而对农村家庭相对贫困恢复力产生积极影响（周云波和杨家奇，2022）。一些研究则着重考察城市规模对农民工收入的作用，将城市规模工资溢价视为实现帮助农民工就业增收、缓解其相对贫困的重要途径（王建国和李实，2015；陈飞和苏章杰，2021），并将城市房价、基础设施、公共服务水平视为农民工工资溢价的三个重要路径（王大哲等，2022）。此外，也有学者认为，社会网络求职这一新的求职方式往往让无法签订劳动合同的农民工不能充分享受到城市规模带来的工资溢价（潘丽群等，2020）。但是，赵建国和王净净（2022）的研究却发现，社会网络的调节作用可以借助城市规模效应弱化这种消极作用。

综上所述，现有关于相对贫困治理的研究虽然在相对贫困治理模式、数字扶贫和乡村减贫方面成果颇丰，但对农民工相对贫困的研究却有待丰富。比如，已有文献尝试从城市规模视角探究农民工群体的收入效应，但未考虑到数字经济发展在城市规模效应的调节作用下产生的工资收入和非工资收入减贫渠道的差异性。据此，本文以农民工为研究对象，重点考察“数字中国”建设背景下数字经济发展对缓解农民工相对贫困的传导机制，并深入分析城市规模效应对数字经济减贫效果的提升作用。本文的边际贡献可能有两点：一是将相对贫困治理的研究对象聚焦于农民工这一典型群体，并探讨城市规模效应下数字经济发展的减贫效果；二是重点分析数字经济发展缓解农民工相对贫困的两大传导机制，即工资收入提升和非工资收入提升，并验证区域数字鸿沟与群体数字鸿沟的存在。

二、理论分析和研究假说

（一）城市规模效应下数字经济发展对农民工相对贫困的影响

数据生产要素、数字技术和数字平台的出现，打破了原有的生产、分配、流通和消费模式，改变了人们生产生活的方方面面。与传统经济模式相比，数字经济模式具有较强的外部性，往往能借助数据集聚效应和资源配置功能衍生出新业态，使市场主体的经营规模更小、就业模式更灵活（夏杰长和

刘诚, 2021), 并在减贫方面发挥着重要作用。具体包括以下几个方面: 其一, 数据与土地、劳动力、资本、技术等其他生产要素相互融合、相互配合, 不断创造出城市经济发展的众多新模式、新业态、新场景, 有助于农民工获得更多就业机会和择业空间(齐秀琳和江求川, 2023), 进而提升其个人收入水平(张广胜和王若男, 2023)。其二, 数字技术的使用缓解了信息不对称, 打破了信息壁垒, 促使服务业市场需求剧增和产业机会增加(赵涛等, 2020)。这使具备一定人力资本和数字素养的农民工通过创新创业增加副业收入等非工资收入成为可能。其三, 数字平台的建立打通了上下游产业链, 依托大数据算法和人工智能等新技术, 数字平台可以优化农民工和企业的人员供需匹配度(荆文君和孙宝文, 2019)。这有助于用人单位和农民工提升双向选择效率, 并降低匹配成本, 进而帮助广大农民工通过充分发挥自身技能专长获得更高工资收入。其四, 数字人才的集聚会提升数字产业及周边产业从业人员的劳动生产率, 带来这类从业人员的工资水平上涨, 进而增加他们从事家务劳动的机会成本。这使得他们将更多的家务劳动外包, 同时增加对消费型服务业的需求, 引致消费型服务业就业量增加, 有助于农民工获得家政零工等灵活就业机会以拓展收入来源。

与此同时, 以“城市群”“都市圈”建设为主要特征的新一轮城镇化序幕已经展开, 城市规模的持续扩大开始引发城市经济发展的诸多变革。因此, 对于数字经济发展影响农民工相对贫困的探究, 不可忽视城市规模扩大带来的规模集聚作用。其一, 城市规模扩大能够更好地释放产业集聚和企业集聚效果, 进一步优化本地的创新环境和产业链状况。这在数字经济发展加速各领域生产、分配、流通和消费的过程中, 拓宽了产业空间布局, 培育出数字化产业带, 充分发挥了就业“稳定器”作用(程开明, 2009)。其二, 城市规模扩大能够产生知识“虹吸效应”, 通过促进知识或思想的溢出, 实现本地成果共享和消费多元化(Quigley, 1998)。这有利于数字经济发展, 打造强大的数字化知识带, 充分发挥创业“孵化器”作用。其三, 城市规模扩大能够促进社会大生产造就分工细化, 引致外包模式释放零工就业, 实现本地要素高效流动和匹配。这在数字经济发展促进高质量发展的过程中, 能够释放劳动市场活力, 创造强大的零工市场模式, 建设灵活就业“蓄水池”。其四, 城市规模扩大能够使企业和员工高效匹配, 在优化资源配置中实现本地企业获益和员工工资溢价。这在数字经济发展促进企业数字化转型的过程中, 提供了人岗匹配度, 有利于实现企业和个人利益最大化。其五, 城市规模扩大存在技能互补性, 城市高技能劳动者往往需要低技能劳动者的配合, 方能共同构建与完善行业生态圈, 进而提升劳动者个人收入水平。这在数字经济发展营造共享机制的过程中, 有利于充分发挥普惠共荣作用。概言之, 城市规模扩大带来的商业聚集度红利、人口红利和基础设施红利, 可以强化数字经济发展的减贫效果。

综上, 本文提出研究假说 H1。

H1: 在城市规模集聚效应下, 数字经济发展可有效缓解农民工相对贫困。

(二) 城市规模效应下数字经济发展缓解农民工相对贫困的路径

1. 提高农民工工资收入。解决农民工相对贫困, 关键是要改善这一群体的收入状况(钱文荣和朱嘉晔, 2018)。因此, 在城市规模效应下分析数字经济发展缓解农民工相对贫困的作用路径, 就是要分析数字经济发展通过哪些机制可能提高农民工的总体收入。通常而言, 农民工主要收入来源是其劳

动所得的工资收入，而数字经济发展在某种程度上会通过替代效应降低农民工的工资收入。但在城市规模的集聚效应作用下，数字经济发展一方面会保障并拓展农民工的工资收入渠道，另一方面会提升农民工的整体工资收入水平。

从保障和拓展农民工工资收入渠道的角度看，数字经济发展在城市规模效应的调节作用下，发挥了为农民工提供充足就业机会和灵活就业选择的作用，具体包括：其一，城市规模的产业集聚和企业集聚效应，促使数字技术产业化加速工业互联网发展进程。而产业数字化转型也可以创造快递员、站点仓库操作人员、基层管理人员和外卖骑手等一众新职业，释放出这些新职业及其关联行业的就业吸纳能力（戚聿东等，2021）。其二，数字经济平台借助城市规模的匹配机制，为零工经济的繁荣提供了高效的劳动力供求匹配模式（Malecki, 2017）。城市规模效应也可以进一步放大家庭服务、托幼服务、养老服务和社会工作等领域的大量零工需求，为农民工拓展就业渠道，让农民工通过灵活就业丰富个人工资收入来源成为可能。其三，数字经济发展产生高技能者集聚，进一步发挥城市规模的知识溢出效应。这种人力资本外部性的存在还能引致低技能者劳动生产率的提高，拓宽其收入渠道，并增加其就业机会。

从提升农民工总体工资水平的角度看，数字经济发展在城市规模效应的调节作用下则主要发挥了提升企业总体效益、优化城市劳动力市场供需匹配，以及提高农民工人力资本价值的作用。其一，数据要素的加入有助于提高企业全要素生产率，强化企业竞争优势和盈利能力，为提高农民工群体工资水平提供了收益保障。其二，涵盖海量用工和求职信息的数字平台，不仅使农民工更易匹配到最能发挥自身技能优势、获得最优薪资的岗位，还能缩短农民工失业空窗期，提高农民工转岗就业率，有助于农民工获得工资溢价（陈飞和苏章杰，2021）。其三，互联网平台降低了知识和信息的流通障碍与分享障碍，农民工通过努力学习和辛勤劳动，一方面从工作中积累经验，另一方面可以从网络世界中了解到更多的新知识、新信息、新方法，有助于提升个人技能水平与工作能力，使自己成为“高级工”，在求职议价中掌握主动。

综上，本文提出研究假说 H2。

H2：提高工资收入是数字经济发展在城市规模调节作用下缓解农民工相对贫困的主要途径。

2.提高农民工非工资收入。“数字鸿沟”是指部分技术弱势群体由于信息获取的高成本和信息处理能力匮乏，难以从数字经济中获利，与信息技术富有者的差距越来越大的一种社会现象（周慧珺和邹文博，2023）。数字鸿沟通常可划分为区域数字鸿沟、城乡数字鸿沟和群体数字鸿沟（王春英等，2022）。其中，区域数字鸿沟和群体数字鸿沟都是农民工长期面临的问题。

农民工面临的区域数字鸿沟主要是指，身处不同城市的农民工因城市间数字经济发展水平差异和城市总体规模差异，而在收入水平方面存在差异。数字经济本身具有创业“孵化器”属性，可促进一定细分行业衍生出经营规模更小的市场主体。因此，若农民工能运用好数字经济工具，从事小规模个体经营，就能获得非工资收入。与此同时，一般人口规模较大的城市，其数字经济总体规模也较大，数字产业化和产业数字化水平往往也更高。因此，相较于小城市的农民工，大城市农民工一方面可以通过高水平数字经济带来的信息渠道和学习机制，掌握更多市场信息和网络经营技巧，并借助平台经

济、微店经济和小摊经济等微创业模式从事个体经营（朱明宝和杨云彦，2018；戚聿东等，2021）；另一方面可以享受城市规模效应带来的基础设施红利、人口红利和商业聚集度红利，让自己从事个体经营获得非工资收入的可能性更高。

造成农民工群体数字鸿沟的主要根源则在于，农民工群体在学历和数字素养等方面存在差异，使得他们在获取和应用信息能力上出现分化。从提升农民工收入水平的角度分析，数字经济群体鸿沟可以让一部分高数字素养的农民工从事自媒体、电子商务、网络作家和网络歌手等自雇职业，从而获得额外非工资收入。综上，数字鸿沟主要通过非工资收入让不同城市的农民工和不同数字素养的农民工在总体收入水平上出现分化。据此，本文提出研究假说 H3。

H3：提高非工资收入是数字经济发展在城市规模调节作用下持续发挥减贫作用的有效传导渠道，但提高程度因数字鸿沟的存在而表现出差异性。

三、研究设计和数据来源

（一）变量选取和说明

1.被解释变量。本文被解释变量为农民工相对贫困。现阶段，学术界多将家庭收入中位数或均值的一定百分比作为相对贫困线，然后对相对贫困发生概率进行测量^①。综合现有文献对相对贫困发生概率的测算结果，本文基于中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamics Survey，简称 CLDS）2014 年、2016 年和 2018 年 3 年个人数据库，选取居住在城市且年龄为 16~65 岁样本全年总收入中位数的 50%作为“相对贫困线”^②，对应 2013 年、2015 年和 2017 年的城市相对贫困发生概率分别为 10.33%、13.53%和 15.29%。本文测算的相对贫困发生概率与沈扬扬和李实（2020）、汪晨等（2020）测算结果出入不大，基本符合中国实际情况^③。本文重点研究对象是农民工群体，将全年总收入水平位于相对贫困线以下的农民工定义为相对贫困者，否则定义为非相对贫困者。

2.核心解释变量。本文核心解释变量为数字经济规模、城市规模和两者的交乘项。现有统计数据是按《国民经济行业分类》中的行业类别来公布数字经济规模增加值数据的，而与数字经济活动相关的行业可能仅为某个行业中的某小类。因此，本文根据韩兆安等（2021）对省级数字经济规模的测算

^①沈扬扬和李实（2020）建议分城乡设置相对贫困标准，并利用 2018 年中国家庭收入调查数据进行测算，发现若按照城镇样本收入中位数的 50%（60%）作为相对贫困标准线，城镇相对贫困发生概率为 14%（21%）。而汪晨等（2020）利用全国和省级数据进行测算，发现若按照城镇收入中位数的 50%（60%）作为相对贫困标准线，2017 年城镇相对贫困发生概率为 5.99%（10.23%）。

^②2013 年相对贫困线为 15000 元，2015 年相对贫困线为 18000 元，2017 年相对贫困线为 20000 元。

^③汪晨等（2020）得出城镇相对贫困发生概率不降反升的结论。本文以 CLDS 数据库中城镇收入中位数的 50%测算的 2013 年、2015 年和 2017 年的城市相对贫困发生概率小于沈扬扬和李实（2020）测算的 2018 年城镇相对贫困率，是符合中国现实情况的，验证了本文相对贫困线选取的合理性。

方法,将城市地区生产总值占其所在省份地区生产总值的比重作为权重^①,进一步得到地级市层面数字经济规模。具体做法包括以下四步。

第一步,划分数字经济行业。本文借鉴韩兆安等(2021)的研究成果,将数字经济行业按照数字经济生产、数字经济流通、数字经济交换和数字经济消费4个环节进行划分。同时,鉴于数字经济消费与数字经济生产、数字经济流通具有很强的重合性,本文不再单列数字经济消费行业分类。数字经济行业分类如表1所示。

表1 数字经济行业分类

	内容	行业代码	行业名称	备注
数字经济生产	计算机软件	I-65	软件和信息技术服务业*	基础软件、支撑软件、应用软件、其他软件
	计算机硬件	C-39	计算机、通信和其他电子设备制造业	计算机制造、通信及雷达设备制造、数字媒体设备制造、电子器件和电子元件制造、数字化仪器仪表制造、智能设备制造和其他数字设备制造
	互联网和相关服务*	I-64	互联网和相关服务	计算机系统服务、数据处理服务、计算机及外部设备维修服务、其他计算机信息服务
数字经济流通	电信、广播电视和卫星传输服务	I-63	电信、广播电视和卫星传输服务	电信服务、广播电视传播服务和卫星传输服务
	互联网广播	R-87	广播、电视、电影和录音制作业	广播、电视、影视节目制作,广播电视集成播控,电影和广播电视节目发行、电影放映,录音制作
	互联网发行与出版	R-86	新闻和出版业*	网络新闻采编服务、电子出版物服务、互联网出版服务、数字出版
数字经济交换	B2B 批发	F-51	互联网批发、贸易代理*	线上批发市场、电商平台进货、网上贸易代理
	B2C 零售	F-52	互联网零售	网络零售、传统业务+电子商务

注: *表示该行业中存在部分子行业是数字经济行业。

第二步,构建估算过程中所需的工具系数。由于《中国地区投入产出表》^②只列出42种分类产品的投入产出情况,无法获得详细的数字经济相关行业数据。为此,本文借鉴韩兆安等(2021)对数字经济行业增加值和总产出等估算的方法,将数字经济行业中间消耗占数字经济行业总产出的比重等同于相应产业中间消耗占相应产业总产出的比重。估算过程需借助工具系数,具体包括行业增加值结构系数、数字经济调整系数和行业增加值率^③,它们的度量方式分别如下:

^①笔者测算了样本中各省份的地级市地区生产总值和地级市数字经济规模,并进行省内排名,发现二者排名顺序一致。

^②投入产出表是指以产业部门分类为基础的棋盘式平衡表,用于反映国民经济各部门的投入和产出、投入的来源和去向,以及部门与部门间相互提供、相互消耗产品的错综复杂的技术经济关系。本文研究主要使用了2012年(<https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2017020250>)和2017年(<https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2020090334>)《中国地区投入产出表》中的数据。

^③行业增加值率是指国民经济各行业增加值与相应行业总产出的比率。

$$a_{ij} = \frac{Value_{ij}}{Value_j} \quad (1)$$

(1) 式中： a_{ij} 表示行业 j 的子行业 i 增加值结构系数， $Value_{ij}$ 表示行业 j 的子行业 i 增加值， $Value_j$ 表示行业 j 增加值。

$$b = \frac{Dvalue}{Value} \quad (2)$$

(2) 式中： b 表示数字经济调整系数， $Dvalue$ 表示行业数字经济增加值， $Value$ 表示行业总增加值。

$$\eta_j = \frac{Value_j}{Output_j} \quad (3)$$

(3) 式中： η_j 表示行业 j 增加值率， $Value_j$ 表示行业 j 增加值， $Output_j$ 表示行业 j 总产出。

第三步，测算省级数字经济规模。首先测算数字经济生产增加值，对于 C-39 对应投入产出表中的“通信设备、计算机和其他电子设备”门类，I-64 和 I-65 对应投入产出表中的“信息传输、软件和信息技术服务”门类，计算二者的产出增加值之和，即可得到地区层面的年度数字经济生产增加值。借助第二步中的工具系数和统计年鉴数据，估算出投入产出表未编制年份的数字经济生产增加值。例如，通过已知年份的“通信设备、计算机和其他电子设备”增加值占“制造业”总增加值的比重，可获得“通信设备、计算机和其他电子设备”的增加值结构系数，并假设该系数在短期内不变，结合地区各年制造业增加值即可获得缺失年份“通信设备、计算机和其他电子设备”增加值。

其次测算数字经济流通增加值，I-63 增加值的计算方法与 I-64 一样，由于地区投入产出表中只列出文化、体育和娱乐大类，故借助《中国经济普查年鉴》测算普查年度“广播、电视、电影和录音制作”的主营业务收入占“文化、体育和娱乐”主营业务收入总收入的比重作为 R-87 行业的数字经济调整系数，结合各省文化、体育和娱乐的行业增加值计算“广播、电视、电影和录音制作”的增加值。本文将“音像制品、电子和数字出版物批发”占“文化、体育用品及器材批发”的比重作为 R-86 行业的数字经济调整系数，增加值计算方法与 R-87 一样。

最后测算数字经济交换增加值，借助《中国经济普查年鉴》数据，将互联网批发、互联网零售业和网上贸易代理主营业务收入之和占批发和零售业主营业务收入的比重作为互联网批发、互联网零售业和网上贸易代理总产出之和占批发和零售业总产出的比重，即该行业的数字经济调整系数，结合地区投入产出表中“批发和零售”的增加值，得到数字经济交换增加值。

第四步，测算城市层面数字经济规模。以城市地区生产总值占其所在省份的地区生产总值的比重作为调整系数，基于省级数字经济规模和调整系数计算出城市层面数字经济规模，本文将其作为核心解释变量。

对于核心解释变量城市规模，本文借鉴陈飞和苏章杰（2021）的研究方法，基于《中国城市统计年鉴》数据，根据各城市常住人口数量生成城市规模的代理变量。具体做法：将城市常住人口数量大

于 500 万^①的样本定义为大城市，小于等于 500 万的样本定义为小城市。后文在呈现 Logit 模型回归结果时，除特别说明外，城市规模均作为二元变量。

3.控制变量。本文的微观层面控制变量主要包括年龄、性别、政治面貌、受教育程度和婚姻状况，宏观层面控制变量主要包括经济发展水平、市场化水平、对外发展水平、金融发展水平、产业结构高级化水平和最低工资水平。

（二）数据来源

本文微观数据是 2014 年、2016 年和 2018 年的 CLDS 个人数据库，宏观数据主要来自 2012 年和 2017 年的《中国地区投入产出表》《中国投入产出表》，2013 年和 2018 年的《中国经济普查年鉴》，2013 年、2015 年和 2017 年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及地级市统计年报中相应年份的数据。数据处理的具体过程为：第一步，匹配前一年^②地级市数据和 CLDS 微观数据；第二步，保留前一年以后（含前一年）未迁移^③、“现居住地”为城市但户籍为农业户口、未受过高等教育^④并从事非农产业的农民工样本数据；第三步，剔除总收入等关键数据缺失的样本。经整理，最终得到符合本文研究要求的农民工观测值数为 3436 个，其中，2014 年、2016 年和 2018 年的农民工观测值数分别为 1166 个、1075 个和 1195 个。

变量描述性统计如表 2 所示。

表 2		变量描述性统计		
变量名称	定义	观测值数	平均值	标准差
农民工相对贫困	相对贫困=1，非相对贫困=0	3436	0.145	0.352
数字经济规模	城市层面数字经济规模（亿元）	3422	478.304	675.387
城市规模	根据城市常住人口数量划分：大城市=1，小城市=0	3436	0.419	0.493
年龄	农民工年龄（16~65 岁，含 16 岁和 65 岁）	3436	41.435	11.523
性别	农民工性别：男性=1，女性=0	3436	0.521	0.500
政治面貌	农民工政治面貌：中共党员=1，其他=0	3376	0.047	0.211

^①样本中常住人口 1000 万以上的城市数量为 3 个，常住人口 500 万~1000 万的城市数量为 38 个，常住人口 500 万以下的城市数量为 62 个。依据样本情况和 2014 年《关于调整城市规模划分标准的通知》对城市规模等级划分标准的设定，本文进行了粗略的划分，将特大城市和超大城市定义为大城市，其他定义为小城市。资料来源：《国务院印发〈关于调整城市规模划分标准的通知〉》，https://www.gov.cn/xinwen/2014-11/20/content_2781156.htm。

^②在回归分析部分，考虑到宏观因素对个体的影响效果具有滞后效应，本文将某年农民工相对贫困与前一年宏观变量进行回归，以确保回归结果的可靠性和稳健性。

^③由于农民工样本包含调查前一年农村部分劳动力转移到城市的样本和在城市间转移的样本，本文剔除了这些样本，以确保实证结果的可靠性。

^④鉴于本文选取的研究对象为年龄在 16~65 岁之间的农民工群体，本文剔除了学生身份但户籍在农村的群体，以保证样本的可靠性。同时，处于相对贫困的农民工群体往往受教育水平低，故本文选择剔除那些大专及以上学历群体，以保证研究的可靠性。

表2 (续)

受教育程度	农民工受教育程度：高中=3，初中=2，小学=1，未上学=0	3436	2.045	0.824
婚姻状况	农民工婚姻状况：已婚=1，未婚（包括离异和丧偶）=0	3436	0.858	0.349
经济发展水平	人均地区生产总值（万元）	3436	7.288	3.767
市场化水平	城镇个体和私营从业人数与城镇单位从业人数的比值	3147	1.256	0.695
对外发展水平	当年实际使用外资额与地区生产总值的比值	3413	0.008	0.009
金融发展水平	机构存贷款余额与地区生产总值的比值	3436	2.792	1.207
产业结构高级化水平	三次产业结构比重借助向量夹角法构建综合指数	3416	0.662	0.612
最低工资水平	各地区最低工资标准（元）	3436	1344.643	226.069

注：①数字经济规模、经济发展水平和最低工资水平变量展示的是原值，回归模型中以元为单位，对其取对数处理。

②由于宏观层面的数据存在少许缺失值，各变量观测值数并非完全一致。

（三）模型设定

1.基准模型设定。本文的研究主题是数字经济发展在城市规模调节作用下对农民工相对贫困的作用机制，基于被解释变量农民工相对贫困为0-1变量，故选择二元Logit模型。本文设计了不含交乘项的基准模型为：

$$\text{Logit}(P_{it}) = \Phi(\alpha + \beta \text{Digital}_{ct-1} + \gamma \text{Urban}_{ct-1} + \theta X_{it} + \rho Z_{ct-1} + \mu_t + \nu_c + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

（4）式中：下标 c 、 i 和 t 分别表示城市、农民工个体和年份， P_{it} 表示第 t 年农民工个体 i 处于相对贫困的概率， $\text{Logit}(P_{it})$ 表示第 t 年农民工个体 i 处于相对贫困与处于非相对贫困的概率之比， Digital_{ct-1} 和 Urban_{ct-1} 分别表示城市 c 在第 $t-1$ 年的数字经济规模和城市规模， X_{it} 表示农民工个体层面的控制变量， Z_{ct-1} 表示农民工所在城市在第 $t-1$ 年除数字经济规模和城市规模外的其他宏观控制变量， μ_t 表示时间固定效应， ν_c 表示地区固定效应， ε_{it} 表示随机扰动项， α 、 β 、 γ 、 θ 和 ρ 表示待估计参数。

2.含交乘项的模型设定。为与上述基准模型回归结果进行比较，本文进一步设计含交乘项的模型：

$$\begin{aligned} \text{Logit}(P_{it}) = \Phi(\alpha + \beta \text{Digital}_{ct-1} + \gamma \text{Urban}_{ct-1} + \delta \text{Digital}_{ct-1} \times \text{Urban}_{ct-1} \\ + \theta X_{it} + \rho Z_{ct-1} + \mu_t + \nu_c + \varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (5)$$

（5）式中符号含义与（4）式中相同。本文选取的模型是非线性模型，不同于线性回归模型，在运用（5）式进行实证检验时，不能简单地根据交乘项系数的符号、大小或者显著性进行评估。因此，后文选择汇报相应的平均边际效应，来体现数字经济规模在城市规模调节作用下对农民工相对贫困的影响程度。

四、回归结果分析

（一）数字经济规模对农民工相对贫困的影响

表3报告了Logit模型的回归结果。根据表3回归1结果可知，在未加入交乘项时，城市规模扩

大可以降低当地农民工陷入相对贫困的概率，数字经济规模扩大对缓解农民工相对贫困无显著影响。加入交乘项后，根据表3回归2结果可知，数字经济规模扩大明显对大城市组的农民工减贫效果更佳，而对小城市组农民工的减贫效果并不显著。结合表3回归1结果可以得出，在城市规模调节作用下，数字经济规模扩大可有效缓解当地农民工的相对贫困。因此，本文回归结果与理论分析保持一致，研究假说H1得以验证。

表3 数字经济规模对农民工相对贫困影响的平均边际效应估计结果

变量	被解释变量：农民工相对贫困			
	回归1		回归2	
	平均边际效应	稳健标准误	平均边际效应	稳健标准误
数字经济规模	-0.086	0.073	-0.051	0.052
城市规模	-0.082*	0.047	-0.251***	0.075
数字经济规模×大城市			-0.119***	0.036
数字经济规模×小城市			0.073	0.084
常数项	-20.345	56.713	-5.533	51.197
控制变量	已控制		已控制	
地区固定效应	已控制		已控制	
时间固定效应	已控制		已控制	
观测值数	2882		2882	
伪R ²	0.146		0.145	

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平。②由于部分变量存在缺失值，表格中观测值数小于表2中的观测值数。

（二）进一步分析

上述城市规模是作为二元变量进行实证回归的结果，为了更细致地探讨在各城市常住人口数量的调节作用下，数字经济规模影响农民工相对贫困概率的具体表现，本文将各城市常住人口数量^①取对数后进行回归，并计算当数字经济规模对数值取特定值时，在不同城市常住人口数量对数值区间内农民工相对贫困发生率的变动情况，计算结果如表4所示。由表4可知，无论城市常住人口数量对数值处于哪一区间内，数字经济规模扩大均有利于缓解农民工相对贫困。此外，当数字经济规模很小时，城市规模的调节作用较小，对农民工减贫效果也较小。究其原因，早期数字经济发展主要集中在信息化建设方面，涉及空间信息基础设施、移动通信网络、软件产业等信息化基础设施、服务和行业（师傅等，2022），对拓宽农民工就业渠道和增加农民工收入还未起到实质性作用。随着数字经济规模进一步扩大，城市规模发挥一定的调节作用，有助于降低农民工相对贫困发生概率。

^①各城市常住人口数量（单位：万人）取值范围为（110，1207），对其取对数后，取值范围为（4.7，7.1）。

表 4 农民工相对贫困发生概率的模拟结果

数字经济规模对数值	城市常住人口数量对数值				
	[4.5, 5)	[5, 5.5)	[5.5, 6)	[6, 6.5)	[6.5, 7)
1	0.019	0.017	0.016	0.014	0.012
2	-0.010	-0.010	-0.010	-0.011	-0.012
3	-0.042	-0.050	-0.057	-0.065	-0.073
4	-0.079	-0.102	-0.126	-0.139	-0.135
5	-0.120	-0.168	-0.198	-0.177	-0.103
6	-0.165	-0.241	-0.242	-0.130	-0.046
7	-0.215	-0.311	-0.226	-0.069	-0.047
8	-0.270	-0.363	-0.167	-0.060	-0.016

注：①城市常住人口数量对数值区间[4.5, 5)、[5, 5.5)、[5.5, 6)、[6, 6.5)和[6.5, 7)依次对应[90, 150)、[150, 250)、[250, 400)、[400, 650)和[650, 1100)的城市常住人口数量（单位：万人）区间。②数字经济规模对数值取值为1、2、3、4、5、6、7和8依次对应2.72、7.39、20.09、54.60、148.41、403.43、1096.63和2980.96的数字经济规模（单位：亿元）。

具体来看，当数字经济规模对数值大于3时，城市规模才表现出明显的调节作用。例如，当数字经济规模对数值等于5时（大致等于样本^①中数字经济规模对数值的平均值5.089），随着城市规模扩大，农民工相对贫困发生概率呈明显下降趋势，即当城市常住人口数量对数值处于区间[4.5, 5)、[5, 5.5)、[5.5, 6)、[6, 6.5)和[6.5, 7)时，农民工相对贫困的发生概率分别降低12.0%、16.8%、19.8%、17.7%和10.3%。可以看出，城市规模在数字经济规模扩大到一定程度时，发挥较为明显的调节作用。究其原因，随着互联网产业的蓬勃发展，信息化建设进入新阶段，中国逐步形成以电子商务为代表的数字经济发展模式，带动了物流行业、网络运营、零售业等发展（秦芳等，2023），渗透到人们生产生活的方方面面。随着城市规模扩大，大城市产生的商贸集聚效应、人口效应和基础设施效应将进一步释放数字经济红利（杨珂和余卫，2023），增加农民工就业概率，提高农民工收入水平，降低农民工陷入相对贫困的概率。

概言之，在数字经济规模发展到一定程度时，只有当城市常住人口数量对数值处于合理区间范围内，数字经济才能有效缓解农民工相对贫困。为了更加直观地体现数字经济规模在城市规模调节作用下对农民工相对贫困发生概率的影响，本文后续仍按照城市规模作为二元变量进行实证检验。

^①此处样本是指2013年、2015年、2017年3年《中国城市统计年鉴》的地级市样本。本文测算的城市数字经济规模对数值的平均值（5.089）小于白雪洁等（2022）测算的省级数字经济规模对数值的平均值（5.953），且最大值和最小值也要明显小于他们的测算结果。原因主要在于：其一，本文使用的是2013年、2015年、2017年3年的数据，而白雪洁等（2022）使用的是2009—2017年的数据；其二，本文测算的是城市层面的数字经济规模，而他们测算的是省级层面的数字经济规模。综上，本文测算结果具有一定的可靠性，以平均值举例，也具有一定的参考意义。

五、稳健性检验

为验证研究结果的稳健性，本文采取控制选择效应、更换相对贫困衡量标准、更换数字经济规模度量方式、剔除特殊值、处理内生性问题和使用的其他代理变量等一系列做法，进行稳健性检验。

（一）控制选择效应

数字经济规模和城市规模对农民工的减贫作用还体现为对不同农民工的选择效应。一般而言，大城市激烈的竞争环境会淘汰能力较弱或技能与职业难以匹配的部分农民工。另外，数字经济发展催生出的新职业、新岗位、新需求，也会将缺乏一定数字素养或认知能力的部分农民工排斥在外，这说明新职业、新岗位、新需求具有选择效应。

考虑到选择效应会导致数字经济规模在城市规模调节作用下的农民工减贫效果评价出现偏误，本文参考张军涛等（2021）的做法，使用受教育年限与城市规模、数字经济规模的交乘项作为选择效应的代理变量，以控制可能存在的选择效应。表5回归1的结果显示，在大城市组内，数字经济规模扩大可以有效降低农民工相对贫困发生概率。结果与前文结果基本保持一致，表明本文回归分析结果具有稳健性。

表5 稳健性检验结果

变量	被解释变量：农民工相对贫困			
	控制选择效应	更换相对贫困	更换数字经济规模	剔除特殊值
		衡量标准	度量方式	
	回归1	回归2	回归3	回归4
数字经济规模	-0.015 (0.064)	-0.081 (0.066)	-0.371* (0.223)	-0.006 (0.063)
城市规模	-0.171*** (0.056)	-0.126 (0.104)	-0.069 (0.050)	-0.132** (0.052)
数字经济规模×大城市	-0.116** (0.046)	-0.142* (0.073)	-0.395** (0.197)	-0.109** (0.046)
数字经济规模×小城市	0.094 (0.087)	-0.007 (0.066)	-0.302 (0.275)	0.098 (0.089)
城市规模×受教育年限	-0.451*** (0.149)	-0.426*** (0.118)	-0.511*** (0.164)	-0.443*** (0.153)
数字经济规模×受教育年限	0.113* (0.062)	0.011 (0.053)	0.041 (0.061)	0.122 (0.077)
常数项	48.453 (35.687)	42.547* (25.521)	8.246 (55.482)	57.027 (36.718)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

表 5 (续)

观测值数	2701	2702	2701	2573
伪R ²	0.151	0.166	0.150	0.155

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。③表格中交乘项汇报的是回归系数，其他变量汇报的是平均边际效应。

(二) 更换相对贫困衡量标准

相对贫困的衡量标准不同于绝对贫困，目前学术界对城镇相对贫困线选取还未达成一致。据此，本文出于扩大贫困人口样本数量的考虑，选择城市总样本^①全年总收入中位数的 60%作为“相对贫困线”^②，验证上文数字经济规模在城市规模调节作用下对当地农民工减贫效果的可靠性。具体的回归结果见表 5 回归 2。结果显示，在大城市组内，数字经济规模扩大有效降低农民工相对贫困发生概率。结果仍与前文结果保持一致，具有稳健性。

(三) 更换数字经济规模度量方式

为进一步证实结果的稳健性，本文参考刘军等（2020）构建的数字经济指标体系（见表 6），并采用熵权法合成省级数字经济指标来度量省级数字经济规模。更换数字经济规模度量方式后的具体回归结果如表 5 回归 3 所示。结果显示，更换数字经济指标后，结论与前文回归结果保持一致，具有稳健性和可靠性。

表 6 省级数字经济指标体系

主指标	一级指标	二级指标	指标说明
数字经济指标	信息化发展	信息化基础	光缆密度 移动电话基站密度 信息化从业人员占比
		信息化影响	电信业务总量 软件业务收入
	互联网发展	固定端互联网基础	互联网接入端口密度
		移动端互联网基础	移动电话普及率
		固定端互联网影响	宽带互联网用户人数占比
		移动端互联网影响	移动互联网用户人数占比
	数字交易发展	数字交易基础	企业网站占比 企业使用计算机数占比 电子商务占比
		数字交易影响	电子商务销售额 网上零售额

^①此处城市总样本是指 CLDS2014 年、2016 年、2018 年 3 年的个人数据库中，居住在城市且年龄在 16~65 岁的农民工样本。

^②2013 年的相对贫困线为 18000 元，2015 年相对贫困线为 21600 元，2017 年相对贫困线为 24000 元。

另外，表 5 回归 3 中数字经济规模变量显著且系数方向为负，与表 3 回归 2 的结果不同，原因可能主要在于，本文更换为省级数字经济指标有别于城市数字经济规模指标，导致回归结果存在一定的偏误。

（四）剔除特殊值

由于北京、上海、广州、深圳、杭州 5 个城市的数字经济规模较大，为再次验证本文结果的稳健性，将观测值中以上 5 个城市的特殊样本剔除后进行回归。具体的回归结果见表 5 回归 4。结果显示，数字经济规模在城市规模调节作用下显著降低当地农民工相对贫困发生概率，再次证实本文结果的可靠性和稳健性。

（五）处理内生性问题

前文为避免数字经济规模在城市规模调节作用下对农民工产生的减贫效果存在滞后性，故采用滞后一期宏观数据的办法进行实证分析，但这样仍可能存在内生性问题。本文可能的内生性问题来自（5）式中存在遗漏变量，例如政府出台的一系列电子商务政策、社会保障政策和开展的“互联网+”农民工培训政策等，可能会激励数字经济规模较大城市的农民工努力工作提高收入，降低其陷入相对贫困的概率，从而使得（5）式的回归结果可能存在估计偏误。

为了解决上述农民工自选择问题，本文选用农民工是否从事数字经济职业作为数字经济规模的代理变量，然后运用倾向得分匹配方法进行检验。具体包括以下步骤：第一步，本文根据当年的职业编码筛选出数字经济职业^①，将其定义为处理组，反之为控制组；第二步，根据理论上会影响农民工相对贫困和从事数字经济职业行为的相关变量，以及平衡性检验结果的满意度，经过多次操作尝试，最终选择的匹配变量包括性别、年龄、受教育年限、婚姻状况、金融发展水平、市场化水平、最低工资水平，最终的平衡性检验结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验结果（倾向得分匹配法）

匹配方式	伪R ²	LR统计量	p值	均值偏差（%）	中位数偏差（%）
匹配前	0.044	43.44	0.000	15.9	13.7
最近邻匹配（1对5匹配）	0.011	3.87	0.869	5.4	2.2
匹配结果	处理组		控制组		ATT
农民工相对贫困概率	0.137		0.168		-0.030

表 7 结果显示，匹配后的标准偏差都在 10%以内，匹配后处理组与控制组农民工在所有解释变量上不再有显著差异，经验证，匹配后的从事数字经济职业与非数字经济职业的农民工基本一致。本文汇报了匹配后处理组和控制组农民工相对贫困概率及其相减所得的 ATT 值。表 7 结果表明，农民工从

^①结合本文的数字经济行业分类，将 2014 年 CLDS 数据库样本的职业类型属于电子工程技术人员、通信技术人员、计算机与应用工程技术人员、电影电视制作及舞台专业人员、电子元件和电子器件制造人员定义为数字经济职业。在 2014 年 CLDS 数字经济职业划分基础上，2016 年和 2018 年 CLDS 数据库样本的职业类型属于信息传输、软件和信息技术服务人员以及计算机、通信和其他电子设备制造人员等也定义为数字经济职业。最终，观测值中有 218 个样本从事数字经济职业，2474 个样本从事非数字经济职业。此处观测值数小于表 2 中的观测值数，主要原因在于部分被访问者没有回答“职业类型”这一问题，数据库中存在部分缺失值。

事数字经济职业对缓解自身相对贫困无显著影响，与表 3 基准回归结果保持一致。

进一步地，本文又验证了在城市规模调节作用下，农民工从事数字经济职业对自身的减贫效果，结果如表 8 所示。结果显示，在大城市从事数字经济职业的农民工的相对贫困概率低于从事非数字经济职业的农民工；同样，在小城市从事数字经济职业的农民工的相对贫困概率低于从事非数字经济职业的农民工。进一步地，从事数字经济职业的农民工在大城市比在小城市更容易摆脱相对贫困（二阶差分为 0.038）。

表 8 稳健性检验结果（农民工从事数字经济职业）

变量	农民工相对贫困的概率	一阶差分	二阶差分
从事非数字经济职业×大城市	0.216*** (0.043)	0.050***	0.038*
从事数字经济职业×大城市	0.166*** (0.040)		
从事非数字经济职业×小城市	0.124*** (0.029)	0.012*	
从事数字经济职业×小城市	0.112* (0.061)		

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。

随后，本文又借鉴一些文献的做法，将“宽带中国”试点的网络基础设施升级作为外生政策冲击（赵涛等，2020），采用双重差分方法评估本文的研究结果。根据“宽带中国”政策实施的重点任务^①，它加强了互联网等基础设施建设本身，进一步将数字基础设施应用在生产、分配、流通和消费四个领域，加速经济社会发展，与本文数字经济规模涵盖的内容较为吻合。本文将实施“宽带中国”政策作为数字经济规模的代理指标，进行稳健性检验。具体而言，根据国务院 2013 年 8 月印发的《“宽带中国”战略及实施方案》^②，工业和信息化部、国家发展和改革委员会于 2014 年、2015 年和 2016 年分 3 批共遴选出 120 个城市（群）作为“宽带中国”示范城市。如果某城市在某个年份入选“宽带中国”试点城市，则该城市下一年和之后年份取 1，否则取 0，从未入选的城市则始终为 0，以此反映“宽带中国”政策实施情况。回归结果如表 9 回归 1 和回归 2 所示，结果与前文一致。

表 9 稳健性检验结果（以宽带中国和工业机器人密度衡量数字经济规模）

变量	农民工相对贫困			
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
宽带中国	-0.029 (0.017)	0.031 (0.030)		

^①推进区域宽带网络协调发展、加快宽带网络优化升级、提高宽带网络应用水平、促进宽带网络产业链不断完善、增强宽带网络安全保障能力等。

^②参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2013/content_2473876.htm。

表9 (续)

宽带中国×城市规模	-0.101* (0.029)			
工业机器人密度			-0.061 (0.041)	-0.025 (0.020)
工业机器人密度×城市规模				-0.044* (0.023)
城市规模	-0.096*** (0.001)	-0.091*** (0.003)	-0.0507* (0.027)	-0.0476 (0.075)
常数项	-0.265** (0.053)	0.268** (0.060)	4.208 (4.163)	-0.383 (3.773)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	3376	3376	1724	1724
伪 R ²	0.140	0.140	0.120	0.112

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。

(六) 使用其他代理变量

另外，本文借鉴许健等（2022）测算的城市层面工业机器人密度，将其作为数字经济规模的代理变量^①，进行实证检验。具体回归结果如表9回归3和回归4所示。结果与前文基准回归保持一致，再次证明本文结论的稳健性和可靠性。这一结论正如马克思所讲，“尽管机器生产实际地排挤和潜在地代替了大量工人，但随着机器生产本身的发展（这种发展表现为同种工厂数目的增多或现有工厂规模的扩大），工厂工人的人数最终可以比被他们排挤的工场手工业工人或手工业工人的人数多”^②。中国数字经济发展既可以有效实现经济增长，也可以发挥共享普惠作用。

六、机制分析

理论分析表明，在城市规模的调节作用下，数字经济规模扩大可能会通过增加工资收入和增加非工资收入两种收入效应影响农民工相对贫困。其中，工资上涨及就业渠道拓宽均会增加工资收入。鉴于此，本文根据被访者对问卷中“扣除个人所得税，社会保险，住房公积金后的工资收入（包括所有的工资、各种奖金、补贴）”问题的回答选取工资收入效应的代理变量。

同时，本文根据农民工是否从事个体经营来衡量非工资收入效应，具体涉及两大类：一类是将“您

^①工业机器人密度代表着一个国家或地区的自动化生产程度，是经济数字化转型中的重要参考。机器人贯穿于生产、分配、流通、消费等各领域，有助于制造业数字化发展，进而加快推进产业数字化和数字化产业，与本文的数字经济规模测算较为吻合。

^②《马克思恩格斯文集》第5卷，人民出版社2009年版，第517页。

是您当前所在单位的老板”且“工作机构登记的执照类型是私营企业”或“工作中雇用其他人（雇用他人指的是给他人发工资）”等就业形式定义为机会型创业，另一类是将自由职业（网络作家、画家、自媒体工作人员、自由摄影师等）定义为生存型创业。若被访问者的回答属于机会型创业或者生存型创业，均认为是创业^①。

本文构建调节效应模型检验两种收入效应的传导性，具体设定如下：

$$M = \alpha + \beta Digital_{ct-1} + \gamma Urban_{ct-1} + \theta X_{it} + \rho Z_{ct-1} + \mu_t + \nu_c + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$M = \alpha + \beta Digital_{ct-1} + \gamma Urban_{ct-1} + \delta Digital_{ct-1} \times Urban_{ct-1} + \theta X_{it} + \rho Z_{ct-1} + \mu_t + \nu_c + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

（6）式和（7）式中， M 为传导变量，其他符号含义与（4）式保持一致。（6）式为不含交乘项的模型，（7）式为含交乘项的模型。

（一）工资收入效应

根据传导变量为工资收入，本文将（6）式和（7）式运用最小二乘法进行估计，以考察数字经济规模伴随城市规模扩大与农民工工资收入的关系，具体的回归结果如表 10 回归 1 和回归 2 所示。结果显示，未加入交乘项时，数字经济规模扩大显著降低农民工的工资收入水平，究其原因数字经济发展对农民工就业来说更多地表现为替代效应。而回归 2 中，城市规模扩大对农民工的工资收入无显著影响。加入交乘项后，数字经济规模在城市规模调节作用下却显著增加农民工的工资收入水平，研究假说 H2 得以验证。

表 10 传导渠道分析回归结果

变量	回归 1 工资收入	回归 2 工资收入	回归 3 创业	回归 4 创业
数字经济规模	-2.145** (0.856)	0.319 (0.527)	0.047 (0.102)	0.112 (0.107)
城市规模	1.117* (0.633)	-0.121 (0.691)	0.063** (0.029)	0.030 (0.103)
数字经济规模×城市规模		0.783* (0.431)		
数字经济规模×大城市				0.080 (0.134)
数字经济规模×小城市				0.152 (0.135)
常数项	31.211 (48.735)	-1.697 (17.677)	-2.474 (2.255)	-1.962 (2.788)

^①鉴于 2018 年数据库中，大量样本的创业变量存在缺失值，故本文在机制检验部分只采用 2014 年和 2016 年 2 期数据进行验证。

表 10 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	2518	2518	2157	2157
伪R ²	0.204	0.122	0.111	0.111

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。③表格中汇报了交乘项的回归系数和其他变量的平均边际效应。

基于此，本文进一步计算数字经济规模对数值取某个特定值时的边际效应，结果如表 11 所示。结果显示，伴随着数字经济规模的扩大，大城市组内数字经济规模对农民工工资影响的边际影响呈上升趋势，而小城市组内数字经济规模对农民工工资的边际影响呈下降趋势，其下降速度要慢于大城市组内的上升速度。这充分折射出城市规模的集聚效应对数字经济规模发展创造增收效应起到正向调节作用，而且在大城市组这种正向调节作用更大。

表 11 传导渠道中不同数字经济规模的边际效应

数字经济规模对数值	工资效应		非工资效应		生存型创业	
	大城市	小城市	大城市	小城市	大城市	小城市
1	5.108** (2.265)	8.307*** (2.265)	0.052 (0.081)	0.138 (0.243)	0.064 (0.080)	0.206 (0.300)
2	5.618*** (1.750)	8.033*** (1.601)	0.097 (0.092)	0.184 (0.221)	0.106 (0.083)	0.235 (0.245)
3	6.127*** (1.236)	7.758*** (0.948)	0.167** (0.077)	0.238 (0.172)	0.167** (0.065)	0.266 (0.177)
4	6.636*** (0.727)	7.484*** (0.367)	0.265*** (0.029)	0.301*** (0.097)	0.249*** (0.023)	0.300*** (0.095)
5	7.145*** (0.254)	7.210*** (0.522)	0.387*** (0.047)	0.372*** (0.001)	0.350*** (0.043)	0.337*** (0.002)
6	7.654*** (0.367)	6.936*** (1.145)	0.521*** (0.135)	0.447** (0.111)	0.465*** (0.121)	0.375*** (0.102)
7	8.164*** (0.860)	6.662*** (1.803)	0.656*** (0.212)	0.526** (0.225)	0.584*** (0.196)	0.415* (0.214)
8	8.673*** (1.371)	6.387** (2.468)	0.774*** (0.249)	0.604* (0.327)	0.698*** (0.248)	0.457 (0.329)

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。数字经济规模对数值取值为 1、2、3、4、5、6、7 和 8 依次对应 2.72、7.39、20.09、54.60、148.41、403.43、1096.63 和 2980.96 数字经济规模（单位：亿元）。

具体而言，当数字经济规模较小时（不高于数字经济规模 148.41 亿元，即不高于数字经济对数值 5），相较于较小城市，数字经济规模对大城市农民工工资收入的边际影响较小。究其原因，虽然大城

市的互动效应和学习效应能够发挥一定作用，但规模效应带来生产率提高的好处可能更多流向掌握较多数字资源的资本家（宁光杰，2014），劳动者获益较少。当数字经济规模较大时，大城市数字经济规模对农民工工资影响的边际影响要大于小城市组，即数字经济规模借助城市规模的共享、匹配、学习等机制充分发挥增收效应。

（二）非工资收入效应

1. 传导渠道的基准回归结果。本文将农民工是否创业作为非工资收入的代理变量，对（6）式和（7）式运用 Logit 模型进行估计，以考察数字经济规模在城市规模调节作用下与农民工非工资收入的关系，具体回归结果如表 10 回归 3 和回归 4 所示。结果显示，未加入交乘项时，城市规模扩大有助于提高农民工创业概率，而数字经济规模扩大对农民工创业概率的影响不显著。分析其原因，可能是因为存在数字鸿沟问题，生活在具有较完善新型基础设施的城市且具备一定人力资本和数字素养的农民工可能更倾向于创业。

为探究城市规模调节作用下的传导渠道，本文加入了数字经济规模与大城市和数字经济规模与小城市的交乘项。通过计算平均边际效应发现，无论大城市还是小城市数字经济规模扩大对农民工创业的影响均不显著。基于此，本文进一步计算了数字经济规模对数值取某个特定值时的边际效应，具体如表 11 所示。结果显示，当数字经济规模较小时，数字规模扩大对提高农民工创业概率、改善其非工资收入状况的影响并不显著。当数字经济规模扩大到一定程度后，数字经济规模在城市规模调节作用下显著提高农民工的创业概率，有助于增加其非工资收入。在创业活力较为活跃的大城市，以网络零售为代表的电子商务突然发力，数字经济规模扩大创造了较为低端的就业岗位，使农民工更易选择就业，引致其创业概率略小于小城市（汤兆云，2016；赵建国和王净净，2022）。一方面，伴随着数字经济规模不断扩大，实体经济领域逐渐实现数字化转型，催生出更多新产品、新场景、新模式，高水平数字经济带来的信息渠道和学习机制，使农民工掌握更多市场信息和网络经营技巧，并借助平台经济、微店经济和小摊经济等微创业模式从事个体经营（罗明忠和陈明，2014）。另一方面，工作在大城市的农民工通过享受城市规模效应带来的基础设施红利、人口红利、商业聚集度红利，使自己从事个体经营获得非工资收入的可能性更大。

2. 传导渠道的进一步分析。基于前文将创业类型分为生存型创业和机会型创业，本文借助（6）式和（7）式进一步分析数字经济规模在城市规模调节作用下对二者影响的差异性，具体的回归结果如表 12 所示。结果显示，未加入交乘项时，城市规模扩大对农民工生存型创业的影响较为显著（朱明宝和杨云彦，2018）。加入数字经济规模与大城市和数字经济规模与小城市的交乘项后，数字经济规模扩大在城市规模调节作用下对农民工生存型创业无影响。

表 12 传导渠道进一步分析的回归结果

变量	回归 1 生存型创业	回归 2 生存型创业	回归 3 机会型创业	回归 4 机会型创业
数字经济规模	0.080 (0.080)	0.076 (0.083)	0.104 (0.115)	0.115 (0.117)

表 12 (续)

城市规模	0.104** (0.051)	0.014 (0.089)	0.060 (0.051)	0.091 (0.108)
数字经济规模×大城市		0.038 (0.110)		0.187 (0.240)
数字经济规模×小城市		0.123 (0.102)		0.057 (0.085)
常数项	4.889 (36.153)	4.554 (35.920)	62.883 (133.198)	82.182 (156.467)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	2053	2053	1233	1233
伪R ²	0.110	0.110	0.128	0.129

注：①**表示 5%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。③表格中汇报了交乘项的回归系数和其他变量的平均边际效应。

进一步地，本文又详细计算了数字经济规模对数值取一系列特定值时的边际效应，具体如表 11 所示。结果显示，当数字经济规模较低时，它对农民工创业的影响并不显著。当数字经济规模扩大到一定程度后，它增加了农民工创业概率。其中，大城市组的农民工创业概率更高，说明区域间存在“数字鸿沟”现象，研究假说 H3 得以验证。究其原因，城市规模扩大带来的规模经济、学习效应、市场效应和共享效应等为农民工创业提供了更便捷的创业渠道（朱明宝和杨云彦，2018），有助于农民工通过数字经济规模扩大提供的创业机会提升非工资收入，从而达到减贫效果。

七、异质性分析

农民工在个人综合素养方面存在明显差异，他们获得数字红利和城市福利的程度也有所不同。本文主要从学历和数字素养两个方面剖析数字经济规模在城市规模调节作用下，对农民工减贫效果的差异性，为长效解决农民工相对贫困提出具有建设性的意见。

（一）学历方面的异质性

基于农民工的学历水平，将数据分为初中及以上组和小学及以下组，分别测算两组农民工相对贫困的概率。具体回归结果如表 13 回归 1 和回归 2 所示。结果显示，初中及以上组相比于小学及以下组，数字经济规模扩大在城市规模调节作用下，产生的整体减贫效果更佳。这体现出个人发展的不平衡不充分问题，与现实较为吻合。在规模较大的城市，数字经济规模扩大创造的一些低门槛就业岗位主要以互联网使用为前提，传统领域数字化转型也以互联网技术为支撑，需要农民工具备一定的文化水平和数字素养，农民工只有拥有主动接受新事物的本领，才可能在数字经济领域发现更多增收机会（杨白冰等，2023），从而缓解自身的相对贫困。

（二）数字素养的异质性

根据被访者对问卷中自我能力评估这一模块的回答，本文将对“阅读报刊”和“用手机发短信”两项回答均为“完全没问题”的样本归为高数字素养组，否则归为低数字素养组^①。具体回归结果如表13回归3和回归4所示。结果显示，在大城市组内，数字经济规模扩大有助于显著降低高数字素养组相对贫困的概率。相比之下，低数字素养组通过城市规模调节的数字经济规模扩大对缓解相对贫困的作用并不显著。这说明群体间存在明显的“数字鸿沟”现象，与现实状况相吻合。究其原因，伴随着数字经济规模的扩大，很多经济活动离不开数字技能的运用，具备高数字素养的群体更容易融入数字领域，拓宽自身增收渠道，从而缓解自身相对贫困。

表 13 异质性分析回归结果

变量	被解释变量：农民工相对贫困			
	回归 1 初中及以上组	回归 2 小学及以下组	回归 3 高数字素养组	回归 4 低数字素养组
数字经济规模	-0.053 (0.051)	-0.249 (0.402)	-0.072 (0.071)	-0.052 (0.181)
城市规模	-0.291*** (0.066)	0.522 (0.556)	-0.238*** (0.086)	-0.206 (0.220)
数字经济规模×大城市	-0.137*** (0.036)	-0.028 (0.417)	-0.159*** (0.052)	-0.133 (0.166)
数字经济规模×小城市	0.083 (0.067)	-0.330 (0.300)	0.082 (0.094)	0.081 (0.201)
常数项	-14.878 (60.718)	-16.674 (96.581)	17.835 (92.822)	-22.647 (104.611)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1597	386	973	896
伪R ²	0.113	0.165	0.151	0.143

注：①***表示1%的显著性水平。②括号中的数值为聚类到城市层面的稳健标准误。③表格中汇报了交乘项的回归系数和其他变量的平均边际效应。

^① “阅读报刊”代表农民工具备一定的认知能力和文化水平，“用手机发短信”代表农民工具备掌握和运用数字工具的能力，同时具备两种能力的农民工，说明在工作和生活中有可能完成数字获取、制作、使用、评价、分享等一系列行为。由于该指标只存在于2014年和2016年的调查问卷中，数字素养的异质性检验选用2014年和2016年的数据进行回归。另外，受限于现有关于数字素养的数据，本文只能根据现有数据进行粗略的分组回归。

八、结论与政策启示

本文基于城市规模的调节作用，探究数字经济规模扩大对农民工相对贫困的影响，并系统检验数字经济规模扩大通过收入渠道向农民工贫困状况传导的长效机制。研究发现：第一，伴随着城市规模扩大，数字经济规模明显缓解了农民工相对贫困。第二，提升工资收入是数字经济规模发展在城市规模调节作用下缓解农民工相对贫困的有效传导渠道；提高非工资收入是在数字经济规模扩大到一定程度后，持续发挥减贫效果的重要途径，但区域间存在明显的“数字鸿沟”。第三，异质性分析显示，大城市背景下具备初中及以上文化程度和高数字素养的农民工更易享受数字经济规模扩大带来的红利，群体间存在明显的“数字鸿沟”。

从本文上述研究结论可以发现，若要实现共同富裕终极目标，需充分利用好数字经济新动能，构建解决相对贫困的长效机制，在注重解决农村相对贫困问题的同时，也要注重解决生活在城市但未享受城市社会发展带来的社会福利的农民工相对贫困问题。为此，本文提出如下政策启示：

第一，加快推进新型城镇化进程，完善数字基础设施建设。城市作为经济活动的重要承载空间，应充分借助集聚效应和数字经济动能挖掘和释放自身发展潜力，进而提升城市经济活力。其中，潜力型城市应加快追赶综合型、特色型城市的步伐，根据实际情况扩大城市规模，在完善数字基础设施的前提条件下，立足本地优势，结合数字经济发挥固有传统行业优势，走传统产业动能激活之路。经济较发达城市则应坚持创新驱动，吸引数字经济领军企业为当地产业注入动力，走互联互通产业集群之路。同时，大小城市及小城镇之间应坚持深化协同发展，主动融入数字经济产业分工和配套体系，打造双循环发展格局之路，形成城市相对贫困治理的巨大合力。

第二，发挥数字经济创业就业“孵化器”作用，健全劳动者权益保障制度。目前，灵活就业是农民工就业增收的重要渠道，应支持多渠道灵活就业，取消对灵活就业的不合理限制，加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障。因此，各地区应坚持市场引领和政府引导并重、放开搞活和规范有序并举，加大对个体经营、新就业形态的支持。一是，引导农民工创办投资小、见效快、风险小的小规模经济实体，支持发展各类特色小店，给予税收优惠、创业补贴等政策支持。二是，主动推动保洁绿化、批发零售、建筑装饰等行业提质扩容，增强养老、托幼和社会工作等社区服务业吸纳就业能力。三是，积极推动电子商务、网约配送、云视频、直播直销和移动出行等行业的发展，支持临时性、季节性、弹性用工等形式。此外，还应强化平等就业服务和权益保障，在农民工就业服务、权益维护、生活保障等方面给予扶持。

第三，积极引导农民工再学习再教育，提高农民工互联网技能和数字素养。数据作为新生产资料 and 关键生产要素，改变人们的行为方式和思维方式，广泛渗透到生产生活各个方面。因此，社会应大力提倡人力资本和数字素养较低的农民工参加再学习再教育，提高数据获取、处理和创造能力。一方面，学校应开设信息技术课程，加强学生信息素养教育，提高学生信息处理能力，除注重软硬件工具技能学习和功能训练外，还需强化技术工具应用中的方法特征和安全意识。另一方面，培训机构应放宽培训条件，重点面向低技能劳动力开展互联网高技能培训，培养他们的信息应用能力、利用信息科

技解决工作问题的能力以及创造能力。此外，政府部门也应提供免费创业培训和互联网培训课程，培养农民工利用数字技术的技能，增强其创业就业能力。

参考文献

- 1.白雪洁、宋培、李琳，2022：《数字经济发展助推产业结构转型》，《上海经济研究》第5期，第77-91页。
- 2.陈飞、苏章杰，2021：《城市规模的工资溢价：来源与经济机制》，《管理世界》第1期，第19-32页、第2页、第15-16页。
- 3.陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第1期，第2-16页。
- 4.程开明，2009：《城市化、技术创新与经济增长——基于创新中介效应的实证研究》，《统计研究》第5期，第40-46页。
- 5.韩兆安、赵景峰、吴海珍，2021：《中国省际数字经济规模测算、非均衡性与地区差异研究》，《数量经济技术经济研究》第8期，第164-181页。
- 6.黄倩、李政、熊德平，2019：《数字普惠金融的减贫效应及其传导机制》，《改革》第11期，第90-101页。
- 7.荆文君、孙宝文，2019：《数字经济促进经济高质量发展：一个理论分析框架》，《经济学家》第2期，第66-73页。
- 8.刘军、杨渊望、张三峰，2020：《中国数字经济测度与驱动因素研究》，《上海经济研究》第6期，第81-96页。
- 9.刘愿理、廖和平、蔡拔林、石永明、邱继勤，2022：《基于不同生计类型的农户多维相对贫困测度与影响机理》，《中国人口·资源与环境》第5期，第165-175页。
- 10.罗明忠、陈明，2014：《人格特质、创业学习与农民创业绩效》，《中国农村经济》第10期，第62-75页。
- 11.宁光杰，2014：《中国大城市的工资高吗？——来自农村外出劳动力的收入证据》，《经济学（季刊）》第3期，第1021-1046页。
- 12.潘丽群、陈坤贤、李静，2020：《城市规模工资溢价视角下流动人口工资差异及其影响路径研究》，《经济学动态》第9期，第111-129页。
- 13.戚聿东、丁述磊、刘翠花，2021：《数字经济背景下互联网使用与灵活就业者劳动供给：理论与实证》，《当代财经》第5期，第3-16页。
- 14.齐秀琳、江求川，2023：《数字经济与农民工就业：促进还是挤出？——来自“宽带中国”政策试点的证据》，《中国农村观察》第1期，第59-77页。
- 15.钱文荣、朱嘉晔，2018：《农民工的发展与转型：回顾、评述与前瞻——“中国改革开放四十年：农民工的贡献与发展学术研讨会”综述》，《中国农村经济》第9期，第131-135页。
- 16.秦芳、谢凯、王剑程，2023：《电子商务发展的创业效应：来自微观家庭数据的证据》，《财贸经济》第2期，第154-168页。
- 17.全磊、陈玉萍、丁士军，2019：《新型城镇化进程中农民工家庭生计转型阶段划分方法及其应用》，《中国农村观察》第5期，第17-31页。
- 18.沈扬扬、李实，2020：《如何确定相对贫困标准？——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》，《华南师范大

学报(社会科学版)》第2期,第91-101页、第191页。

19. 师傅、常青、张良悦, 2022: 《中国数字经济发展的政策演进与理论研究脉络》, 《技术经济》第8期, 第1-10页。

20. 汤兆云, 2016: 《农民工社会融合的代际比较——基于2013年流动人口动态监测调查数据的分析》, 《社会科学家》第9期, 第82-87页。

21. 汪晨、万广华、吴万宗, 2020: 《中国减贫战略转型及其面临的挑战》, 《中国工业经济》第1期, 第5-23页。

22. 汪三贵、孙俊娜, 2021: 《全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析》, 《中国农村经济》第3期, 第2-23页。

23. 王春英、李金培、黄亦炫, 2022: 《数字鸿沟的分类、影响及应对》, 《财政科学》第4期, 第75-81页。

24. 王大哲、朱红根、钱龙, 2022: 《基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?》, 《中国农村经济》第8期, 第16-34页。

25. 王建国、李实, 2015: 《大城市的农民工工资水平高吗?》, 《管理世界》第1期, 第51-62页。

26. 夏杰长、刘诚, 2021: 《数字经济赋能共同富裕: 作用路径与政策设计》, 《经济与管理研究》第9期, 第3-13页。

27. 邢占军、张丹婷, 2022: 《分层衔接: 迈向共同富裕的相对贫困治理机制》, 《探索与争鸣》第4期, 第133-140页, 第179页。

28. 许健、季康先、刘晓亭、夏炎, 2022: 《工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第134-156页。

29. 杨白冰、杨子明、郭迎峰, 2023: 《企业数字化转型中的就业结构效应——基于制造业上市企业年报文本挖掘的实证分析》, 《中国软科学》第4期, 第141-150页。

30. 杨珂、余卫, 2023: 《经济集聚驱动数字经济发展的机制路径与演化特征研究》, 《统计与信息论坛》第5期, 第27-40页。

31. 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。

32. 张军涛、翟婧彤、贾宾, 2021: 《城市规模与人力资本技能溢价: 集聚效应和选择效应》, 《统计研究》第2期, 第73-86页。

33. 张硕、乔晗、张迎晨、李卓伦, 2022: 《农村电商助力扶贫与乡村振兴的研究现状及展望》, 《管理学报》第4期, 第624-632页。

34. 赵建国、王净净, 2022: 《城市规模、社会网络与农民工的自我雇佣选择》, 《山西财经大学学报》第7期, 第29-41页。

35. 赵涛、张智、梁上坤, 2020: 《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》, 《管理世界》第10期, 第65-76页。

36. 周广肃、梁琪, 2018: 《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》, 《金融研究》第1期, 第84-101页。

37. 周慧珺、邹文博, 2023: 《数字化转型背景下数字鸿沟的现状、影响与应对策略》, 《当代经济管理》第3期, 第60-67页。

38. 周云波、杨家奇, 2022: 《互联网使用对农村家庭相对贫困恢复力的影响——基于CFPS数据的实证分析》, 《云南财经大学学报》第10期, 第79-96页。

- 39.朱明宝、杨云彦, 2018: 《大城市有利于农民工创业吗》, 《财贸研究》第2期, 第33-42页。
- 40.Howe, J., 2006, “The Rise of Crowdsourcing”, *Wired*, 14(6): 176-183.
- 41.Nakasone, E., M. Torero, and B. Minten, 2014, “The Power of Information: The ICT Revolution in Agricultural Development”, *Annual Review of Resource Economics*, 6(1): 533-550.
- 42.Quigley, J. M., 1998, “Urban Diversity and Economic Growth”, *Journal of Economic Perspectives*, 12(2): 127-138.
- 43.Malecki, E. J., 2017, “Real People, Virtual Places, and the Spaces in Between”, *Socio-economic Planning Sciences*, Vol. 58: 3-12.

(作者单位: ¹南开大学经济学院;

²南开大学政治经济学研究中心;

³上海对外经贸大学国际经贸学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Does Digital Economy Alleviate Relative Poverty for Migrant Workers: From the Perspective of City Scale

LI Mengna ZHOU Yunbo WANG Ziyin

Abstract: Based on China Labor Dynamics Survey data in 2014, 2016 and 2018 and related macroeconomic data, this paper uses Logit model to investigate the effect and mechanism of digital economy development on relative poverty for migrant workers from the perspective of urban scale expansion. We find that with the agglomeration effect of urban scale, the development of urban digital economy significantly reduces relative poverty for migrant workers. On the one hand, with the help of the agglomeration effect of urban scale, the development of urban digital economy can effectively improve the income level of migrant workers and lead to poverty reduction. On the other hand, although the development of digital economy plays a role in poverty reduction by promoting the growth of non-wage income of migrant workers, it also brings a regional digital divide. Heterogeneity analysis shows that the dividends of the digital economy are more conducive to alleviating the relative poverty for migrant workers with junior high school education or above and those with high digital literacy in big cities, and show an obvious group digital divide. Based on the above conclusions, this paper argues that all regions should accelerate the new urbanization process while improving the construction of digital infrastructure. It is supposed to give full play to the role of digital economy as “incubators” for employment and entrepreneurship, and improve flexible employment and social security policies. In addition, migrant workers should be actively guided and encouraged to improve their Internet skills and digital economy literacy through study.

Keywords: Digital Economy; City Scale; Relative Poverty for Migrant Workers

乡村宽带建设与农村劳动力迁移*

乔 雪¹ 袁璐璐² 罗楚亮³

摘要：为考察乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响，本文建立劳动力迁移模型并借助“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目的政策冲击，采用双重差分方法对2013年和2018年农村住户调查数据进行分析。研究发现：乡村宽带建设显著促进农村劳动力迁移，该作用在迁移成本较低、期望迁移工资较高的人群中更为明显；在迁移模式上，省内跨市迁移明显增加，人们更多地向省会迁移。影响机制分析发现：乡村宽带建设改变了农村劳动力的工作搜寻模式，缩短了他们的工作搜寻时间；在上网设施上，农村劳动力更多地使用手机来获取信息。本文研究结论表明，宽带建设通过放松地理距离对信息流动和获取的局限进一步促进了农村劳动力迁移。

关键词：乡村宽带建设 信息摩擦 农村劳动力 迁移

中图分类号：F323.6; F623 **文献标识码：**A

一、引言

随着数字中国的加快建设，以宽带互联网为代表的信息通信技术发展迅猛，不断与社会经济各个领域深度融合，在促进经济发展方式转变、扩大就业、推动科技创新等方面发挥着重要作用。根据中国互联网络信息中心（CNNIC）发布的第51次《中国互联网络发展状况统计报告》^①，截至2022年12月，中国网民规模达10.67亿，互联网普及率达75.6%。与此同时，得益于“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目等数字乡村战略的持续推进，农村地区信息化建设也取得巨大进展，先后开展的八批电信普遍服务试点项目，累计支持超过13万个行政村建设光纤网络以及7万个偏远地区建设4G基站^②，农村网民规模达3.08亿，农村地区互联网普及率达61.9%^③。宽带互联网在农村地区的

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“劳动力流动视角下健全城乡融合机制研究”（编号：21&ZD076）、国家自然科学基金面上项目“信息数字技术对中国劳动力迁移、城乡融合和宏观经济增长的影响”（编号：72073133）和国家自然科学基金面上项目“我国劳动力市场匹配效率及其经济效应”（编号：71973015）的资助。感谢匿名审稿人及施新政、陈硕和张勋的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：袁璐璐。

^①资料来源：《第51次〈中国互联网络发展状况统计报告〉》，<https://www.cnnic.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html>。

^②资料来源：《迭代跨越，通信赋能千行百业》，<http://finance.people.com.cn/n1/2022/1022/c1004-32549477.html>。

建设和延伸降低了信息摩擦,促进了城乡间信息流动,农村劳动力无须走出家门就可获取各类招工信息并可为自身产品联系和扩大销路,他们的就业决策和迁移模式有可能随之发生改变。

引导劳动力要素畅通流动是推进劳动力要素市场化配置改革、建设全国统一大市场的重要内容。中国农村劳动力数量庞大,农村劳动力迁移对于提高劳动力资源配置效率依然非常关键^①。农村劳动力迁移不仅能通过区域和部门之间的再配置来提高整体生产率,还会通过提高农民收入和促进农村消费来推动统一大市场的建设。当前,中国农村劳动力迁移规模依然较高,信息获取渠道的畅通以及信息准确性会通过影响个体迁移决策进一步对劳动力资源的优化配置产生重要影响。结合数字中国的大背景,农村宽带互联网建设很有可能通过促进信息流动、减少迁移流动障碍来对农村劳动力迁移产生重要影响,其影响机制和渠道值得研究。

劳动力迁移方面的主流理论模型主要有三种,即刘易斯二元结构模型(Lewis, 1954)、托达罗就业概率模型(Todaro, 1969)和 Roy 模型(Roy, 1951; Borjas, 1987)。刘易斯二元结构模型的主要观点是农业和工业两部门的劳动边际收益率差异会导致农村劳动力转移到城市工业部门,城市工业部门不断扩张吸纳流动劳动力,最终两部门劳动生产率相等。该模型不考虑失业,因此未能解释发展中国家大量农村劳动力转移和城市高失业率共存的现象。为解释该现象,托达罗模型引入城市失业率。在托达罗模型中,城市工业部门的预期收入是预期实际收入和城镇就业概率的乘积,同时农村劳动力转移数量被假定是城乡预期收入差异的增函数。该模型预测,随着城乡预期收入差距扩大,农村劳动力转移数量会越多,城市失业率也会越高。Roy 模型则引入了个体异质性来考虑个体的迁移决策问题。在该模型中,农村劳动力依据自己在不同部门的技能和预期收入来进行迁移决策,无论迁移与否,该决策都是个体的最优选择。与之前的劳动力迁移模型相比, Roy 模型有两点贡献:第一,由于个体在迁移决策上做优化, Roy 模型的政策含义强调应该减少劳动力迁移障碍,让个体自由选择,而不是简单鼓励劳动力外出或回流;第二, Roy 模型有助于纠正非随机样本带来的估计偏差问题。由于观测到的迁移人群存在自我选择效应,采用该样本估计得到的结果可能不具有代表性。因此,关于劳动力迁移和迁移回报的大量研究是基于 Roy 模型来构建理论和提出待检验假说的。到目前为止, Roy 模型已在劳动力迁移、国际移民和农业生产等领域得到了广泛应用(Borjas, 1987; Heckman and Honoré, 2007; Heckman and Vytlačil, 2007; Aguayo-Téllez and Martínez-Navarro, 2013; 盖庆恩等, 2022)^②。

^③资料来源:《第 51 次〈中国互联网络发展状况统计报告〉》, <https://www.cnnic.cn/n4/2023/0303/c88-10757.html>。

^①资料来源:《2022 年农民工监测调查报告》, https://www.gov.cn/lianbo/2023-04/28/content_5753682.htm。《2022 年农民工监测调查报告》指出,农民工总量继续增长,2022 年全国农民工总量 29562 万人,外出农民工 17190 万人,占比 58%。

^②其中,有影响力的文献有: Borjas (1987) 首次把 Roy 模型中职业决策的自我选择应用到劳动力迁移领域,并对移民回报进行分析; Heckman and Honoré (1990) 应用了 Roy 模型,并提出 Heckman correction procedure 统计方法来纠正非随机观测样本带来的估计偏差问题; Heckman and Vytlačil (2007) 指出, Roy 模型可以替代 Imbens and Angrist (1994) 提出的 LATE 框架。

农村劳动力迁移是中国农村劳动力非农就业的重要表现，也是农村居民收入提高的重要渠道。与农村劳动力迁移相关的研究大致可以分为三类。第一类研究分析农村劳动力迁移的影响因素（王湘红等，2012；王子成和赵忠，2013；汪三贵和王彩玲，2015）。其中，与本文最为接近的是关于基础设施的研究，这些研究发现公路、高铁建设和固定电话安装显著促进了农村劳动力迁移（汪三贵和王彩玲，2015；Lu et al., 2016；王赟赟和陈宪，2019）。第二类研究分析农村电商和数字经济对农村劳动力迁移的影响。例如：Qi et al.（2019）运用宿迁市沭阳县6个村的入户调查数据进行分析，发现淘宝电子商务发展显著减少了农村劳动力迁移；邹月晴等（2023）发现家乡互联网平台发展会强化农村劳动力的返乡意愿，减少农村劳动力迁移。第三类研究分析农村劳动力迁移的外溢效应。例如：刘学军和赵耀辉（2009）分析农村劳动力迁移对城市劳动力市场的影响；王丽莉和乔雪（2020）分析农村劳动力迁移对城市规模和城市生产率的影响。

关于宽带建设如何影响农村劳动力决策的研究大多集中在就业、收入和福利等方面。一些研究发现，宽带建设推动了农村劳动力向非农行业流动（田鸽和张勋，2022），能够激励创业（王剑程等，2019），促进就业（齐秀琳和江求川，2023）。另一些研究发现，宽带建设能够促进居民收入和福利的增长（方福前和田鸽，2021），帮助农户脱贫（王进等，2023）。还有一些分析宽带互联网对居民工作搜寻行为、社交网络影响的研究也与本文主题相关。Kuhn and Mansour（2014）和 Gurtzgen et al.（2021）发现，宽带互联网访问增加了求职者的在线搜索和求职数量，提高了再就业率和再就业速度。此外，人们还可以通过宽带互联网随时随地与他人互动和交流，巩固现有社会关系网络，并拓宽潜在社会关系网络，增加个人社会资本（王进等，2023）。

综上，现有国内文献在农村劳动力迁移的影响因素方面做了大量工作，但未能从信息流动和信息获取角度分析农村劳动力个体的工作搜寻和迁移行为；国外文献虽然关注了互联网对微观个体工作搜寻的影响，但多从企业的互联网使用入手，对政府在网络信息基础设施建设的影响鲜有涉及。在2013年“宽带中国”政策的实施过程中，中国政府发现农村及偏远地区的宽带建设不足，电信企业不愿投资，农村宽带建设长期滞后于城镇地区，因此实施了“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目，提供了一个很好的外生政策冲击。基于此，本文结合理论模型和实证方法分析农村宽带互联网建设如何通过增加信息流动来影响农村劳动力迁移。具体而言，本文首先在Roy自选择迁移模型（Roy, 1951；Borjas, 1987）中引入信息摩擦来刻画宽带建设影响劳动力迁移的理论机制，然后借助“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目所带来的政策冲击，运用双重差分方法对2013年和2018年的农村住户调查数据进行分析。

与现有研究相比，本文研究的贡献可以总结为三个方面。第一，关于数字经济和农村劳动力迁移的已有研究多基于农村电商、互联网使用和数字经济发展指数等方面来分析，本文从针对农村的网络信息基础设施建设入手，结合国家政策的外生冲击，提供农村新基建对农村劳动力迁移影响的证据，对已有研究形成补充。第二，在影响渠道上，本文发现乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响主要通过促进手机使用和主动搜寻广告来实现。未来如能结合更多相关数据，就有可能对理解以手机为载体的微商或“自主直播”模式与借助第三方平台的电商直售模式之间的区别提供一些新思路。第三，在

迁移模式上,本文发现乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进更多地体现为向省会城市迁移而不是跨省迁移,揭示了中国劳动力迁移空间分布格局的新特征。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

作为新时期经济社会发展的战略性公共基础设施,宽带网络对于转变经济发展方式、促进信息消费、扩大就业、推动科技创新等都具有重要的推动作用。2013年8月,国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》,大力推进宽带基础设施普及与宽带网络优化升级^①。然而,在实施初期,电信企业更愿意投资东部地区或城镇地区,而不愿意投资中西部或农村地区,这主要是由于后者地域广阔、人口居住分散、经济发展水平较低,因而宽带建设和维护成本较高且投资回收期较长。在农村地区宽带建设长期滞后于城镇地区的背景下(荆林波等,2013),为加快推动农村地区的宽带建设发展,国家针对农村地区实施了“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目。

2014年6月,国家发展和改革委员会、财政部、工业和信息化部三部委联合组织实施“宽带乡村”试点工程,基本思路是在确定的试点省份各自选择20个县(区、旗),重点支持乡镇到行政村的光缆覆盖以及行政村内的固定接入网络建设、无线网络覆盖及配套设施等建设,力求到2015年实现试点县95%以上的行政村通光缆、农村宽带接入能力达到4兆、农村家庭宽带普及率达到30%。“宽带乡村”试点工程第一期试点省份包括四川和云南^②。2015年,湖北、湖南、重庆、贵州、甘肃和青海也先后启动“宽带乡村”建设。2015年12月,财政部、工业和信息化部组织开展电信普遍服务试点项目,致力于推动农村及偏远地区宽带建设发展,力求到2020年实现98%的行政村通宽带、农村宽带接入能力达到12兆及以上等目标。山西、江苏、黑龙江、重庆、贵州和甘肃六省份97个地市成为第一批试点地区,重点对其中10475个行政村进行光纤到村建设及光纤化升级改造。2016年至2021年,山西、广西、青海、甘肃和湖北等多个省份陆续开展六批电信普遍服务试点项目,极大地提高了农村网络覆盖率。例如,山西、青海和贵州等试点省份中,在项目实施前宽带网络接入率分别为79%(2014年)^③、11.7%(2015年)^④和63.3%(2012年)^⑤,到2021年都实现了全覆盖。“宽带乡村”

^①参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》(国发〔2013〕31号),https://www.gov.cn/zwggk/2013-08/17/content_2468348.htm。

^②资料来源:《网络强省 惠民兴川 努力让每个人都享受到互联网新生活》,<http://www.sc.gov.cn/10462/12771/2016/12/20/10408069.shtml>。在具体实施过程中,试点县的范围有所扩大,例如四川的“宽带乡村”建设覆盖了183个县。

^③资料来源:《山西信息通信业扎实推进网络扶贫 助力打赢脱贫攻坚战》,<https://tech.sina.com.cn/roll/2020-06-30/doc-iirczymk9650509.shtml>。

^④资料来源:《青海省巩固网络基础设施 推进数字乡村建设》,https://www.cnii.com.cn/rmydb/202104/t20210415_269579.html。

^⑤资料来源:《贵州省通信管理局提出4年内电话宽带实现“村村通”》,https://www.miit.gov.cn/ztzl/lszt/qltjkdzg/gsdg/s/gzdt/art/2014/art_fb25d427bb9e45ef865ae0396537a5d7.html。

试点工程和电信普遍服务试点项目都以推动农村偏远地区宽带发展与普及为目标,分别要求 95%、98% 的行政村通宽带,对农村内部具有较强的普惠性。

(二) 个体迁移决策模型

劳动力迁移决策取决于迁出地(本地)和迁入地(异地)的预期收入差距、两地的地区便利及舒适度差距、迁移成本等因素。本文基于劳动力迁移的自选择 Roy 模型(Roy, 1951; Borjas, 1987), 引入信息摩擦来构建个体迁移决策模型,从理论上探讨乡村宽带建设如何通过信息渠道来影响个体迁移决策、农村劳动力迁移规模及其作用机制^①。在模型中,宽带建设对个体的影响具体表现在两个方面。第一,互联网使用能够通过增加本地农村劳动力对异地工作信息的获取来影响劳动力迁移,即异地预期收入渠道,这是宽带互联网入乡的直接影响。在此之前,农村劳动力多依赖同乡社交网络等非正式途径来获得关于迁入地的劳动力市场信息,信息获取渠道相对有限,而乡村宽带建设拓宽了信息渠道。第二,互联网使用会增加本地信息的传递和扩散,因而异地居民有可能通过网络平台、直播、线下购买等方式增加进驻平台的本地商户销售收入,进而影响劳动力迁移,即本地预期收入渠道,这是宽带互联网入乡的间接影响。

本文用上标 i 代表个体;下标 o 代表迁出地;下标 c 代表潜在迁入地, $c = \{1, 2, \dots, C\}$; 用 I_o^i 代表个体 i 在迁出地的收入; I_c^i 代表个体 i 在潜在迁入地的收入; w_c 代表迁入地的工资, w 的累积分布函数为 $F(w)$, 均值为 $E(w)$ 。对潜在迁入地的预期工资是个体迁移决策的一个重要影响因素。通常来说,农村劳动力对迁入地的信息了解并不充分,因此,本文假定存在信息摩擦 θ , 该信息摩擦导致农村劳动力对潜在迁入地的预期工资低于真实工资。本文用 $\pi(\theta)$ 代表农村劳动力对潜在迁入地工资预期的准确程度, $\pi(\theta) \in (0, 1)$; 用 $\pi'(\theta)$ 代表信息摩擦对预期准确程度的边际影响。同时,假设 $\pi'(\theta) < 0$, 即当信息摩擦程度降低时,农村劳动力个体对迁入地的工资预期更接近真实工资^②。当农村劳动力个体考虑迁移时,两地的便利和舒适度差异以及迁移成本也是重要的影响因素,本文用 γ_o 和 γ_c 分别代表迁出地和迁入地的舒适便利程度,用 m_{oc} 代表从迁出地迁移至迁入地的迁移成本。这里, $\gamma_c - \gamma_o$ 为迁入地和迁出地在舒适便利程度上的差距。

^①托达罗模型和 Roy 模型的区别在于后者可以用来刻画异质性个体的迁移决策,共同之处在于本地和异地的预期收入差距扩大都会增加农村劳动力迁移规模。但采用哪类模型,都不会影响本文结论。在 Roy 模型中,异地预期收入增加会提高本地收入阈值,边际个体会从不迁移转为迁移,农村劳动力迁移规模增加;本地预期收入降低会对边际个体的收入产生影响,边际个体从高于收入阈值变为低于收入阈值,其决策就会从不迁移改为迁移,同样,农村劳动力迁移规模增加。

^②也可能存在预期工资高于真实工资的情况。在该情况下,信息摩擦的降低会使得预期工资更接近真实工资,这意味着需要假设 $\pi'(\theta) < 0$ 。如果 $\pi'(\theta) > 0$, 信息摩擦 θ 的下降就会降低迁移的本地收入阈值,意味着农村劳动力个体会更倾向于不迁移。数理上,这两种假设都存在可能性,本文根据后文的实证分析对此进行了取舍,选择 $\pi'(\theta) < 0$ 的假设。

农村劳动力个体的效用取决于迁出地收入和迁入地的舒适便利程度。假定不迁移, 个体 i 的效用为: $U_o^i = I_o^i + \gamma_o$ 。假定个体 i 考虑迁移到地区 c , 他需要付出迁移成本 m_{oc} , 获得的预期工资为: $\pi(\theta) \int_0^{\bar{w}} w_c dF(w)$ 。结合迁入地 c 的便利舒适度, 迁移带来的净效用为:

$$\pi(\theta) \int_0^{\bar{w}} w_c dF(w) + \gamma_c - m_{oc} = \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc} \quad (1)$$

农村劳动力个体考虑迁移决策时的目标函数是追求效用最大化, 如果迁移的效用高于留在本地的效用, 个体选择迁移, 否则个体选择留在本地。基于平衡条件考虑, 本文假定, 当两地的净效用相同时, 个体选择留在本地。个体 i 的迁移决策可以总结为: 如果 $I_o^i + \gamma_o \geq \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc}$, 个体选择不迁移, 即留在本地; 如果 $I_o^i + \gamma_o < \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc}$, 个体选择迁移。

需要指出的是, 虽然农村劳动力个体选择迁移, 但其最优迁移地不一定是地区 c 。事实上, 可能存在一系列地区使得个体 i 迁移带来的净效用高于留在本地的效用。在这种情况下, 就需要考虑最优迁移地的决策。对于个体 i 来说, 本文用 $\Omega(i)$ 代表这些地区的集合, 用 $n(i)$ 代表净效用最大值对应的迁移地区, 则有:

$$\Omega(i) = \{c : \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc} > I_o^i + \gamma_o\} \quad (2)$$

$$n(i) = \arg \max_c \{ \pi(\theta) E(w) + \gamma_c - m_{oc} \} \quad (3)$$

个体 i 的最优迁移决策 $m^i \in \{0, 1\}$ 可以表示为:

$$m^i = \begin{cases} 0 & , I_o^i \geq \bar{I} \\ 1 & , I_o^i < \bar{I} \end{cases} \quad (4)$$

(4) 式中, $m^i = 1$ 代表迁移, $m^i = 0$ 代表不迁移。迁移决策的本地收入阈值为: $\bar{I} = \pi(\theta) E(w) + (\gamma_c - \gamma_o) - m_{oc}$ 。该阈值把农村劳动力个体分为两类: 一类为本地收入足够高的人群, 另一类为本地收入不够高的人群。前者的本地收入等于或高于阈值 $\bar{I}$, 因此选择不迁移, 即 $m^i = 0$; 后者由于本地收入不够高, 因此选择迁移, 即 $m^i = 1$ 。进一步地, 可以得出本地居民选择迁移的比例为: $P = \Pr(m^i = 1) = \Pr(I_o^i < \bar{I})$ 。

为协助后续实证分析, 本部分从信息摩擦、迁移成本和地区差异三个角度来进行比较静态分析。

首先, 伴随着宽带入乡, 互联网的接入能够降低信息不对称程度, 帮助农村劳动力个体获得更准确的信息。这在模型中体现为信息摩擦程度 θ 下降, π 上升。简单分析可得: 当 $\theta_1 < \theta_0$ 时, $\bar{I}(\theta_1) > \bar{I}(\theta_0)$, $\Pr(I_o^i < \bar{I}(\theta_1)) > \Pr(I_o^i < \bar{I}(\theta_0))$ 。这意味着, 本地收入处于区间 $[\bar{I}(\theta_0), \bar{I}(\theta_1)]$ 的个体会改变其迁移决策, 由不迁移转为迁移。据此本文提出假说H1。

H1: 随着宽带入乡, 农村劳动力个体更倾向于迁移。

其次, 迁移成本会影响农村劳动力个体迁移决策。迁移成本不仅包含显性成本, 也包含心理负担等隐性成本。迁移显性成本或隐性成本上升, 在模型中都会反映为 m_{oc} 的上升。由前述分析可得, m_{oc} 上升会降低本地收入阈值。由于选择迁移的人群为低于该收入阈值的个体, 收入阈值的下降意味着迁移比例下降。这意味着, 当迁移成本增加时, 农村劳动力个体更倾向于不迁移。

最后, 宽带入乡对不同地区农村劳动力个体的影响有异质性。一方面, 信息摩擦降低使得个体增加对外地市场信息的获得, 这会通过增强异地吸引力来提高农村劳动力个体迁移概率。另一方面, 信息摩擦降低意味着本地信息可以扩散更远, 有可能增加本地就业机会和收入, 这会通过增强留在本地的吸引力来降低农村劳动力个体迁移概率。例如, 伴随着宽带入乡, 从事本地生产经营活动的个体可以通过视频直播和电商平台等手段来推广和营销, 就有可能提高自身收入。因此, 宽带对人群迁移决策的最终影响取决于这两种效应的幅度大小。对经济发展相对落后的地区而言, 从事自雇或经营活动的回报可能很低, 因此后者的影响幅度就小, 该地区农村劳动力个体就更有可能迁移。这意味着, 宽带入乡后, 经济发展落后地区的农村劳动力个体更倾向于迁移。

(三) 理论机制分析

乡村宽带建设可能会通过影响个体的空间信息获取、工作搜寻、心理成本、家乡就业机会等作用于农村劳动力迁移^①。

1. 空间信息获取。迁移决策通常被认为是个体对不同地点的经济机会充分知情并进行比较后做出的理性选择 (Greenwood, 1975)。然而, 在实践中, 搜集和获取信息需要付出成本 (时间和金钱等)。由于地理距离较远和信息传递不畅, 农村劳动力对潜在迁移目的地的工作信息了解相对有限, 这在一定程度上增加了迁移的成本和风险, 不利于迁移。随着信息通信技术的发展, 互联网的出现为搜集和获取信息提供了额外渠道。互联网作为重要的信息节点和信息平台, 放松了地理距离对信息搜集和获取的限制, 扩大了个体能获取到的空间信息集合, 对迁移起到促进作用 (Vilhelmson and Thulin, 2013)。Stevenson (2008) 更是指出互联网会强化人们的信息搜索活动, 使人们阅读更多的招聘信息、申请更多的工作, 并在寻找工作机会时在空间上变得更加延伸。所有这些都意味着宽带网络建设在农村地区的实施, 能够增加农村劳动力的互联网接入, 提高空间信息的质量和数量, 强化他们对潜在迁移目的地工作信息的了解, 进而促进迁移。在网络终端的使用上, 宽带网络建设在农村地区的实施体现为电脑、手机等设备的增加, 因为农村劳动力需要借助这些网络终端才能连接互联网和获取信息 (王剑程等, 2019)。据此本文提出假说 H2。

H2: 乡村宽带建设会通过促进农村劳动力网络终端使用来增加其空间信息获取, 进而促进迁移。

2. 工作搜寻。工作搜寻方式改变和工作搜寻时间缩短可能是乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的另一个重要机制。以往农村劳动力多依赖同乡等非正规搜寻方式来获取有限的用工信息, 劳动力市场

^①审稿人指出, 宽带建设还有可能通过影响农村土地流转作用于劳动力迁移决策, 而这一机制是农村劳动力迁移区别于其他劳动力迁移的特色之处。然而, 本文并未发现乡村宽带建设能够通过影响农村土地流转进而作用于农村劳动力迁移的有力证据。因篇幅限制, 未能在文中一一展示。感谢审稿人提出的建议。

信息传递不畅,不利于农村劳动力寻找其他地区的工作机会。宽带网络在农村地区的铺设和通达,极大地促进了城乡和地区间的信息流动,农村劳动力无须走出家门就可以获取各类用工信息。这种改变使得农村劳动力更多地采用正规搜寻方式寻找工作。同时,信息摩擦的降低和信息流动的通畅也会缩短农村劳动力的工作搜寻时间。据此,本文提出假说 H3。

H3: 乡村宽带建设会促使农村劳动力更多采用正规搜寻方式搜寻工作,并缩短农村劳动力工作搜寻时间,进而促进迁移。

3.心理成本。心理成本变动也会影响乡村宽带建设对农村劳动力迁移的作用。由于人们往往舍不得离开自己熟悉的周围环境、家人和朋友,迁入陌生环境时有可能会承受不适应和不确定等心理负担,即心理成本。对于深受“安土重迁”“落叶归根”文化传统熏陶的中国人尤其是农村人口而言,这种心理成本的影响更大。纪月清等(2009)指出,与家人离别的心理成本是中国农村劳动力迁移的主要成本。宽带网络在农村地区的建设与通达,使得迁移者可以借助手机电脑等通信工具与亲人语音聊天或视频通话,降低了这种心理成本。考虑到心理成本本身不可观测且难以直接度量,可通过家庭中是否有 65 岁及以上老人、是否有 0~6 岁儿童等家庭人口结构特征来间接检验这一机制。这是因为,相对于无 65 岁及以上老人或 0~6 岁儿童的家庭,家庭中有 65 岁及以上老人或 0~6 岁儿童的迁移者面临的心理成本更高,更不容易迁移。如果乡村宽带建设确实能够降低农村劳动力迁移的心理成本,那么对于那些面临更高心理成本的个体而言,乡村宽带建设带来的迁移促进效应理应更强。据此本文提出假说 H4。

H4: 乡村宽带建设会通过降低农村劳动力外出打工的心理成本进而促进迁移。

4.家乡就业机会。家乡就业机会也会影响乡村宽带建设对农村劳动力迁移的作用。一般而言,家乡经济发展水平越高,农村劳动力在本地工作(无论是他雇还是自雇)的机会就越多,相应地,迁移概率也就越低(宁光杰,2012;王子成和赵忠,2013;王剑程等,2019)^①。乡村宽带在农村地区的建设和延伸,给予农村劳动力通过网络平台销售本地产品的机会,可能会促进创业并创造更多工作机会进而降低迁移概率。据此本文提出假说 H5。

H5: 乡村宽带建设会通过促进农村劳动力本地创业并创造更多工作机会进而减少迁移。

三、数据、变量和模型

(一)数据来源

本文数据主要源于以下三个方面。第一,实施乡村宽带建设的区县名录数据主要通过查阅地方政府官网和通信管理局网站等手动获取,搜集整理了 2013 年至 2018 年实施“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目的区县名单及具体实施年份。第二,农村劳动力数据来自中国居民收入分配课题

^①宁光杰(2012)发现,与四川相比,浙江农村劳动力跨省迁移和跨县迁移的概率更低,这是因为浙江本地的经济发展创造了更多的就业机会,降低了劳动者迁移的概率。王剑程等(2019)发现,宽带建设显著促进农村家庭从事批发零售领域的创业。

组 (CHIP) 于 2013 年和 2018 年所做的两轮农村住户调查^①。第三, 样本可比性检验中采用的区县生产总值、二产增加值占比、三产增加值占比、区县面积、区县总人口、管辖乡镇数、固定电话用户数等变量的相关数据来自 2013 年《中国县域经济统计年鉴》, 区县平均海拔和区县地形起伏度等变量的相关数据提取自 SRTM (shuttle radar topography mission) 90 米高程模型。

本文对原始样本做以下预处理: 首先, 依据区县编码将上述三套数据进行匹配; 随后, 借鉴王子成和赵忠 (2013) 做法, 将样本限定在 16~64 岁有劳动能力且从事工资性工作、经营性工作以及务农或者失业的农村户籍人口。

表 1 汇报了两期样本与实施乡村宽带建设的区县名单匹配后的样本分布状况。

表 1 两期样本分布状况

	区县数量		个体数量	
	处理组	控制组	处理组	控制组
CHIP2013	111	84	15703	8676
CHIP2018	123	69	14025	5908

(二) 模型设定

为了估计乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响, 本文采用双重差分模型 (difference-in-differences, DID) 估计。基准回归模型设定如下:

$$Migrate_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{ij} \times post_{jt} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_j + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

(5) 式中, 下标 i 、 j 、 t 分别表示个体、区县和年份, $Migrate_{ijt}$ 表示 t 年区县 j 的个体 i 是否迁移的二值变量。借鉴王子成和赵忠 (2013) 做法, 若被调查者个体在本区县以外务工或经商三个月及以上, 则 $Migrate_{ijt} = 1$, 否则 $Migrate_{ijt} = 0$ 。 $treat_{ij}$ 为标记处理组的虚拟变量, 表示个体 i 所在的区县 j 是否实施乡村宽带建设, 若所在区县实施了乡村宽带建设, 则取值为 1, 样本进入处理组, 否则取值为 0, 样本进入控制组^②。 $post_{jt}$ 为标记处理年份的虚拟变量, 将 2018 年设定为处理年份, 取

^①采用 CHIP 调查数据主要是出于以下几点考虑。一是样本代表性强, 数据来源可靠。CHIP 历次调查样本均来自国家统计局年度常规调查住户, 是研究中国劳动力市场最常用的微观数据之一。二是调查内容丰富, 有利于对相关干扰性因素进行控制。调查中受访者详尽地汇报了个体人口统计特征、家庭特征、社会经济活动、村庄和社区特征等信息。三是数据具有时空优势。在时间上, 基期数据为 2013 年, 这一时间点恰好处于首批实施“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目之前, 可以观察到政策实施前农村劳动力个体的经济行为, 可结合末期 2018 年数据进行双重差分估计; 在空间上, 两期数据均覆盖了北京、山西和辽宁等 14 个省份的多个区县, 可根据农村住户所在区县编码与实施乡村宽带建设的区县名录进行匹配和跨期比较。需要说明的是, 在稳健性分析部分, 本文采用了 2007 年农村住户调查数据作为补充, 目的在于观察政策实施前两期农村劳动力个体的经济行为。

^②需要指出的是, “宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目是区县层面的政策, 但各区县会进一步制定试点乡镇和行政村详表并实施项目, 然而, 从 CHIP 农村住户调查数据中无法确定村庄编码信息, 因此本文以个体所在区县是否实施了乡村宽带建设来识别处理组和控制组。

值为1, 将2013年设定为基准年份, 取值为0。 X_{it} 表示影响劳动力迁移的控制变量, 涉及以下方面: ①个体特征, 包括性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、健康、外出务工经历; ②家庭特征, 包括家庭人口规模、有0~3岁子女、有4~15岁子女、有65岁及以上老人、人均耕地面积; ③村庄特征, 包括地貌(山地、丘陵等)、到市场中心距离等。 α_j 和 α_t 分别表示个体所在区县的固定效应和年份固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。

处理组和处理年的交互项 ($treat_{ij} \times post_{jt}$) 的系数 α_1 表示乡村宽带建设对农村劳动力迁移的平均效应, 是本文所关注的核心参数。在具体估计过程中, 考虑到样本之间(特别是家庭之间、村庄之间与区县之间)可能存在一定程度的相关性, 本文采用区县层面聚类标准误, 以控制作用于地区层面的共同潜在影响。

为了识别乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的作用机制, 本文借鉴徐舒等(2020)的做法, 采用包含三次交互项的回归模型, 具体形式如下:

$$Migrate_{ijt} = \gamma + \gamma_0 treat_{ij} \times post_{jt} + \gamma_1 treat_{ij} \times post_{jt} \times Z_{it} + \gamma_2 treat_{ij} \times Z_{it} + \gamma_3 post_{jt} \times Z_{it} + \gamma_4 Z_{it} + \gamma_5 X_{it} + \gamma_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

与(5)式相比, (6)式中增加了机制变量 Z_{it} 以及处理组、处理年和机制变量的三次交互项 ($treat_{ij} \times post_{jt} \times Z_{it}$)。通过考察乡村宽带建设对劳动力迁移的影响是否与机制变量 Z_{it} 有关来识别潜在作用机制, 其中, 处理组、处理年和机制变量的三次交互项 ($treat_{ij} \times post_{jt} \times Z_{it}$) 的系数 γ_1 是异质性分析所重点关注的参数。

(三) 变量定义

1.被解释变量: 劳动力迁移。对于劳动力迁移, 借鉴王子成和赵忠(2013)做法, 本文将在本县以外务工或经商三个月及以上的被调查个体视为迁移劳动力, 并赋值为1, 否则赋值为0。

2.核心解释变量: 乡村宽带建设政策。本文核心解释变量为乡村宽带建设政策, 即处理组和处理年的交互项, 当个体所在区县已经实施了乡村宽带建设, 则赋值为1, 否则赋值为0。

3.控制变量。借鉴既往文献做法(孙文凯等, 2011; 王子成和赵忠, 2013), 并结合数据特点, 本文引入以下控制变量。首先是个体特征变量, 包括: ①性别, 若被调查者个体为男性, 赋值为1, 否则赋值为0; ②年龄, 等于调查年份减去被调查个体的出生年份(单位: 岁); ③婚姻状况, 若被调查个体已婚, 赋值为1, 否则为0; ④受教育年限(单位: 年); ⑤健康, 若被调查个体目前的健康状况为非常好或好, 赋值为1, 否则为0; ⑥外出务工经历, 若被调查个体在调查年份以前外出从业过, 赋值为1, 否则为0。其次是家庭特征变量, 包括: ①家庭人口规模, 采用家庭人口数来衡量(单位: 人); ②有0~3岁子女, 若家庭中有0~3岁子女, 赋值为1, 否则为0; ③有4~15岁子女, 若家庭中有4~15岁子女, 赋值为1, 否则为0; ④有65岁及以上老人, 若家庭中有65岁及以上老人, 赋值为1, 否则为0。最后是村庄特征变量, 包括: ①人均耕地面积, 为家庭土地总面积与家庭人口数之比(单位: 亩/人); ②山地丘陵地区, 若村庄所处地势为山地或丘陵, 赋值为1, 否则为0; ③到市场中心距离, 将五种距离(个体所在村到最近县城的距离, 到最近乡镇的距离, 到最近火车站、汽

车站或码头的距离,到最近邮局的距离和到最近集市的距离)标准化后简单加权平均得到的结果,取值范围为0~1,数值越大,表示到市场中心的距离越远。

4.机制变量。本文从空间信息获取、工作搜寻、心理成本、家乡就业机会四个方面考察乡村宽带建设促进农村劳动力迁移的作用渠道。在空间信息获取上,考虑到个体需要借助网络终端才能连接互联网和获取信息(王剑程等,2019),本文选取个体手机持有(家庭人均手机持有率)^①、电脑拥有(家庭是否拥有电脑)、手机入网(家庭是否有手机接入互联网)和电脑入网(家庭是否有电脑接入互联网)作为机制变量。在工作搜寻上,本文选取工作搜寻方式和工作搜寻时间作为机制变量。对于工作搜寻方式,本文借鉴孙妍和邢春冰(2021)的做法,把工作搜寻方式细分为非正规搜寻与正规搜寻,其中非正规搜寻包括家人联系和亲戚朋友介绍,正规搜寻包括商业职介、广告搜寻和雇主招工。对于工作搜寻时间,本文以找工作的天数来衡量,并取对数^②。在心理成本上,考虑到心理成本本身不可观测且难以直接度量,本文试图采用家庭中是否有65岁及以上老人、是否有0~6岁儿童等家庭人口结构特征来间接检验这一机制。在家乡就业机会上,本文选取不同创业类型作为机制变量,并将创业类型细分为个体自营、创建微型企业和创建大中小型企业三种形式(均为本县内创业)。

(四) 变量描述性统计

表2给出了各主要变量的描述性统计结果。为说明劳动力迁移流向的变动情况,本文结合被调查者个体工作所在地信息,将迁移分为跨省迁移和省内迁移,并将省内迁移进一步区分为省内跨市迁移和市内跨县迁移。从整体来看,实施乡村宽带建设区县的农村劳动力迁移比例为22.6%,比未实施乡村宽带建设区县高7.2个百分点,且差异在1%的统计水平上显著。这与乡村宽带建设重点支持中西部省份、贫困地区、革命老区、偏远行政村、重点边疆和海岛的目标倾向有关^③。这些地区经济发展水平相对落后,农村劳动力迁移的概率也较高。从迁移流向来看,实施乡村宽带建设区县的农村劳动力跨省迁移的比例明显更高,约高出未实施乡村宽带建设区县8个百分点。相反,实施乡村宽带建设区县的农村劳动力省内迁移的比例较低,约低于未实施乡村宽带建设区县0.8个百分点。本文进一步将省内迁移拆分为省内跨市迁移和市内跨县迁移,可以看到:处理组的省内迁移更多地体现为省内跨市迁移,而非市内跨县迁移,前者约为后者的2倍;控制组的省内迁移则在省内跨市迁移和市内跨县迁移上相对均匀,二者之比接近1:1。对比处理组和控制组可以发现,前者农村劳动力省内跨市迁移的

^①由于CHIP住户调查数据只汇报了家庭整体的手机持有情况,本文采用家庭人均手机持有率反映家庭中单个个体的手机持有情况。

^②CHIP2018农村住户调查询问了受访者在过去一年是否找过工作和找工作具体天数信息。但CHIP2013农村住户调查并没有询问受访者在过去一年是否找工作以及找工作具体天数的信息。因此,关于乡村宽带建设对农村劳动力工作搜寻时间影响的分析是基于CHIP2018农村住户调查数据开展的截面维度分析。

^③资料来源:《两部门开展专项行动 深入推进提速降费 促进实体经济发展》, http://www.caict.ac.cn/xwdt/hyxxw/201804/t20180426_157262.htm。

比例明显较高,而市内跨县迁移的比例较低。在乡村宽带建设重点支持的地区,由于当地经济发展水平相对有限,农村劳动力更多地选择跨市迁移和跨省迁移等长距离迁移。

表2 主要变量描述性统计

变量	处理组		控制组		处理组与控制组的 均值差值
	均值	标准差	均值	标准差	
劳动力迁移	0.226	0.419	0.154	0.361	0.072***
跨省迁移	0.135	0.342	0.055	0.228	0.080***
省内迁移	0.092	0.288	0.100	0.299	-0.008***
省内跨市	0.062	0.241	0.051	0.220	0.011***
市内跨县	0.030	0.170	0.049	0.215	-0.019***
性别	0.521	0.500	0.517	0.500	0.004
年龄	41.249	13.817	40.510	13.800	0.739***
婚姻状况	0.762	0.426	0.767	0.423	-0.004
受教育年限	7.970	3.371	8.332	3.415	-0.362***
健康	0.222	0.415	0.259	0.438	-0.037***
外出务工经历	0.351	0.477	0.261	0.439	0.090***
家庭人口规模	4.214	1.454	4.285	1.413	-0.071***
有0~3岁子女	0.105	0.306	0.118	0.323	-0.014***
有4~15岁子女	0.408	0.491	0.406	0.491	0.001
有65岁及以上老人	0.219	0.414	0.196	0.397	0.023***
人均耕地面积	4.110	41.10	1.822	3.993	2.288***
山地丘陵地区	0.641	0.480	0.445	0.497	0.196***
到市场中心距离	0.098	0.071	0.085	0.069	0.012***
手机持有	0.829	0.496	0.778	0.442	0.051***
电脑拥有	0.251	0.433	0.370	0.483	-0.119***
手机入网	0.519	0.500	0.492	0.500	0.027***
电脑入网	0.186	0.389	0.290	0.454	-0.104***
非正规搜寻	0.877	0.328	0.864	0.343	0.013***
商业职介	0.008	0.089	0.011	0.105	-0.003***
广告搜寻	0.013	0.111	0.013	0.113	0.000
雇主招工	0.102	0.303	0.112	0.316	-0.010***
工作搜寻时间	0.582	1.112	0.608	1.109	-0.026
无65岁及以上老人且无0~6岁儿童	0.602	0.489	0.610	0.488	-0.008*
无65岁及以上老人但有0~6岁儿童	0.179	0.383	0.194	0.395	-0.015***
有65岁及以上老人但无0~6岁儿童	0.179	0.383	0.156	0.363	0.023***
有65岁及以上老人且有0~6岁儿童	0.040	0.197	0.040	0.197	0.000
个体自营	0.031	0.173	0.033	0.178	-0.002
微型企业	0.035	0.184	0.035	0.185	-0.000

表2 (续)

大中小型企业	0.003	0.058	0.004	0.060	-0.000
样本量	29728		14584		

注：***和*分别表示1%和10%的显著性水平，根据处理组和控制组均值差值的t统计量来确定。

除迁移模式外，实施乡村宽带建设的区县与未实施的区县在农村劳动力的个体特征、家庭特征和村庄特征等方面均存在显著差异，意味着在后续回归分析中需要控制这些特征。在个体特征上，实施乡村宽带建设区县的农村劳动力年龄较大，受教育年限较短，身体健康状况较差；在家庭特征上，实施乡村宽带建设区县的农村劳动力家庭中有65岁及以上老人的比例较高，人均耕地面积较大；在村庄特征上，实施乡村宽带建设区县的农村劳动力居住在山地丘陵地区的比例较高，到市场中心距离较远。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表3是基于(5)式模型估计的乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响，所有回归都控制了区县固定效应和年份固定效应。表3(1)列只控制了区县固定效应和年份固定效应，结果显示交互项在10%的水平上显著，系数为0.030。这表明，实施乡村宽带建设后，农村劳动力迁移的概率平均提高了3.0%，验证了假说H1。表3(2)列加入了影响农村劳动力迁移的个体特征变量，包括性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、健康和外出务工经历等，可以看到交互项在5%的水平上显著，系数估计值与(1)列相同。表3(3)列进一步控制影响农村劳动力迁移的家庭特征变量和村庄特征变量，包括家庭人口规模、家庭人口结构、人均耕地面积、山地丘陵地区、到市场中心距离等，可以看到交互项仍然显著，表明乡村宽带建设确实显著促进了农村劳动力迁移。

表3 乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响

变量	劳动力迁移					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
处理组×处理年	0.030*	0.015	0.030**	0.014	0.029**	0.014
性别			0.040***	0.004	0.041***	0.004
年龄			0.005***	0.001	0.006***	0.001
年龄平方项/100			-0.011***	0.001	-0.011***	0.001
婚姻状况			-0.067***	0.007	-0.070***	0.007
受教育年限			-0.006***	0.002	-0.005***	0.002
受教育年限平方项/10			0.004***	0.001	0.004***	0.001
健康			0.022***	0.005	0.021***	0.005
外出务工经历			0.461***	0.012	0.459***	0.012
家庭人口规模					0.015***	0.002

表3 (续)

有 0~3 岁子女			-0.020***	0.006
有 4~15 岁子女			-0.022***	0.005
有 65 岁及以上老人			0.008	0.006
人均耕地面积			-0.000***	0.000
山地丘陵地区			0.015*	0.008
到市场中心距离			0.068*	0.035
样本量	44310	44310	44310	
R ²	0.081	0.413	0.415	

注：①所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；②标准误为区县层面的聚类标准误；③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势假设检验。DID 估计的潜在识别假设是，在实施乡村宽带建设前处理组和控制组之间应遵循相同的变动趋势。如果处理组个体在实施乡村宽带建设之前便存在较明显的迁移趋势，并且这一趋势不随政策实施而发生改变，那么 2018 年和 2013 年两期个体迁移的变动差异可能主要是由处理组和控制组前定差异所决定的。为检验这一假设，本文将 CHIP2007 年农村住户调查数据作为参照，将处理组与各个调查年份的虚拟变量相乘（剔除实施前一年以避免多重共线性）。表 4（1）列结果显示，在实施乡村宽带建设前的 2007 年，交互项并不显著，处理组个体和控制组个体的迁移概率与 2013 年相比并没有显著差异，验证了实施乡村宽带建设前平行趋势的存在。而在实施乡村宽带建设后的 2018 年，交互项在 5%的水平上显著且系数为正，处理组个体迁移相较控制组有明显增加，表明实施乡村宽带建设显著促进了农村劳动力迁移。

2. 安慰剂检验。为排除遗漏变量以及非观测因素等问题带来的干扰，本文参考 Lu et al. (2016) 的处理思路，采用随机设定处理组的方式进行安慰剂检验。具体而言，本文从全部区县中随机选择 88 个区县（这也是两期调查均存在的区县中接受处理的区县个数）作为乡村宽带建设项目实施区县，随后为每一个乡村宽带建设项目实施区县随机抽取 2013—2018 年中的某一个年份作为乡村宽带建设项目实施年份，并将其所覆盖样本个体设定为伪处理组，将剩余区县样本个体设定为控制组。由于伪处理组随机产生，交互项不会对农村劳动力迁移产生显著影响，其估计系数应该为 0。换言之，在不存在显著的遗漏变量偏误时，安慰剂检验得到的交互项估计系数不会显著异于 0。本文重复 500 次上述随机过程，并在图 1 中汇报了随机生成处理组的估计系数分布情况。可以发现，回归系数均值为 -0.0007，非常接近于零，且不显著，与交互项的基准回归结果 0.029 相比，相差 2 个量级。这说明，遗漏的相关因素几乎不会对估计结果产生影响，基准回归结果是稳健的。

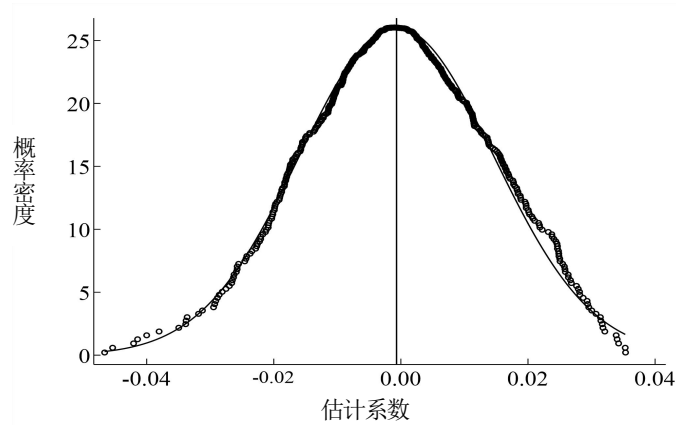


图1 安慰剂检验

3.动态 DID 模型估计。考虑到乡村宽带建设的实施在不同年份都有发生，本文采用渐进双重差分模型（staggered DID）重新进行估计，表达式如下：

$$Migrate_{ijt} = \beta_0 + \sum_{s=-2}^{s=2} \beta_{2s} treat_{i,s} + \beta_3 X_{it} + \beta_j + \beta_t + \xi_{ijt} \quad (7)$$

（7）式加入处理前后各 2 年的逐年虚拟变量，并以期初年份为基准年份， s 为实施乡村宽带建设的相对年份，等于调查年份与处理年份的差值。

表 4（2）列结果显示，在乡村宽带建设实施前，处理组个体和控制组个体的迁移概率与基期相比并无显著差异。在乡村宽带建设实施当年，二者差异在统计上仍不显著；而在乡村宽带建设实施后一年，处理组个体迁移概率相较对照组有明显提高；在乡村宽带建设实施两年后，其迁移促进效应有所减弱，但仍显著为正。考虑到政策实施的处理效应可能在不同个体间存在差异，同时处理效应也可能随时间发生变化（Goodman-Bacon, 2021），为减缓可能存在的估计偏误，本文采用 Sun and Abraham（2021）提出的“交互加权估计”和 Cengiz et al.（2019）提出的堆叠 DID 进行稳健性检验，估计结果分别见表 4（3）列和（4）列。可以发现，与（2）列结果一致：在乡村宽带建设实施前及实施当年，处理组个体和控制组个体的迁移概率与基期相比并无显著差异；而在乡村宽带建设实施后一年，处理组个体迁移概率相较对照组有明显提高；在乡村宽带建设实施两年后，其迁移促进效应有所减弱，但仍显著为正。

表 4

稳健性检验¹

变量	劳动力迁移			
	平行趋势检验	渐进 DID 估计	交互加权估计	堆叠 DID 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)
处理组×2007 年	0.023 (0.028)			
处理组×2018 年	0.029** (0.014)			

表 4 (续)

乡村宽带建设前一年		0.028 (0.020)	0.004 (0.014)	0.027 (0.032)
乡村宽带建设当年		0.022 (0.017)	0.022 (0.015)	0.024 (0.022)
乡村宽带建设后一年		0.053*** (0.017)	0.053*** (0.010)	0.054** (.023)
乡村宽带建设后两年		0.024** (0.011)	0.020*** (0.007)	0.026* (0.013)
样本量	66340	44310	44310	102417
R ²	0.504	0.416	0.416	0.399

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

4.其他稳健性检验。中国农村自 2014 年开始推进实施精准扶贫，与乡村宽带建设时期重合。鼓励农村劳动力外出打工是农村地区的重要扶贫政策之一（徐舒等，2020）。为减轻同期实施的“精准扶贫”政策可能带来的干扰，本文借鉴王立勇和许明（2019）的做法，选择家庭是否获得政策补助和人均政策补助金额来衡量是否是精准扶贫政策对象以及扶贫力度^①，并将其纳入回归模型，估计结果如表 5（1）列所示。考虑到农村贫困地区积极推动当地村民通过外出务工脱贫可能也会对估计产生影响，为缓解政策重叠可能的干扰，本文在表 5（2）列给出了剔除原贫困县样本后的估计结果。从表 5 中可以看到，交互项在 10%的水平上显著且系数为正，系数与表 3 的基准回归结果较为接近，表明实施乡村宽带建设对农村劳动力的迁移促进效应非常稳健。

本文对乡村宽带建设的政策效果估计是基于两期农村住户调查，其间部分调查区县有所变化。为保持估计范围（区县）的一致性，表 5（3）列删除了 2018 年新进入和退出的区县样本，仅保留前后两期均存在的区县样本重新进行估计。交互项系数 0.029 与基准回归结果在数值上非常接近，表明样本区县的新进入和退出问题并不严重^②，不会对估计结果产生明显影响。

考虑到外出务工或经商 6 个月以上也是比较常用的农民工界定标准（王湘红等，2012），本文以调查者个体在本县以外务工或经商 6 个月及以上为标准重新界定迁移，估计结果见表 5（4）列。同时，出于完整性考虑，本文还给出了仅以务工或经商地点是否在本县以外来界定迁移的估计结果，见表 5（5）

^①中国居民收入分配课题组（CHIP）住户调查数据中的政府补助包括最低生活保障费、救济金、退耕还林还草补贴、粮食直接补贴、政策性生活补贴等，这些与财政专项资金的支出范围存在较大重合。在全国范围内推行“精准扶贫”政策后，政府补助主要来自于财政专项扶贫资金（王立勇和许明，2019）。因此，本文选择家庭是否接受政策补助和人均政策补助金额来衡量是否是精准扶贫政策对象以及扶贫力度是可行的。

^②两轮调查中，2018 年退出区县的农村劳动力样本为 4706，新进入区县的农村劳动力样本为 5682，两期存在区县的农村劳动力样本为 33924，样本保有率为 86.72%。

列。无论以何种方式度量迁移,交互项系数均显著为正,表明前文基准回归结果具有较好的稳健性。

表 5 稳健性检验II

变量	劳动力迁移				
	排除精准扶贫	剔除原贫困县 样本	相同区县	县外务工或 经商 6 个月以上	县外务工或 经商
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组×处理年	0.028** (0.014)	0.034* (0.018)	0.029** (0.014)	0.027* (0.015)	0.031** (0.016)
样本量	44309	30213	33924	44310	44310
R ²	0.417	0.412	0.418	0.399	0.414

注:①控制变量同表 3,估计结果略;②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应;③括号内为区县层面的聚类标准误;④**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

5.样本可比性检验。为削弱样本不可比的干扰,本文采用以下两种方法进行检验。一是借鉴 Lu et al. (2016)的做法,在控制区县固定效应和年份固定效应基础上,进一步加入 2013 年(事前)区县特征的一阶趋势项、二阶趋势项和三阶趋势项,即允许前定的区县特征存在不同类型的变动趋势。对于区县特征变量,本文在参考唐跃恒等(2020)做法的基础上,查阅多个省份的宽带乡村和电信普遍服务试点申报指南,最终选取两类可能潜在影响乡村宽带建设区县试点评定和农村地区经济发展的初始特征变量:一类是反映区县经济发展情况的变量,包括区县生产总值、二产增加值占比、三产增加值占比、区县面积、区县总人口、管辖乡镇数等;另一类是与当地信息化发展情况密切相关的变量,包括本地固定电话用户数、区县平均海拔、区县地形起伏度等。由表 6 前 3 列可知,在允许前定区县特征存在不同趋势效应的情况下,交互项系数仍显著为正。二是借鉴 Caliendo and Kopeinig (2008)的做法,本文在匹配乡村宽带建设区县和非乡村宽带建设区县基础上重新进行双重差分估计,匹配变量同样采用 2013 年(事前)区县特征。由表 6 后 4 列可知,交互项系数均显著为正,乡村宽带建设区县农村劳动力迁移概率平均提高 0.026~0.042,与基准结果 0.029 相差不大,表明乡村宽带建设带来的迁移促进效应是稳健的。

表 6 样本可比性检验

变量	农村劳动力迁移						
	加入区县特征趋势			PSM-DID			
	一阶趋势项	二阶趋势项	三阶趋势项	核密度匹配 (带宽为0.09)	核密度匹配 (带宽为0.06)	核密度匹配 (带宽为0.03)	核密度匹配 (带宽为0.01)
处理组×处理年	0.037*** (0.012)	0.040*** (0.013)	0.034** (0.014)	0.028** (0.014)	0.028* (0.014)	0.026* (0.015)	0.042** (0.016)
样本量	43727	43727	43727	42841	42170	36979	29401
R ²	0.416	0.417	0.417	0.415	0.415	0.411	0.410

注:①控制变量同表 3,估计结果略;②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应;③括号内为区县层面的聚类标准误;④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、进一步分析

（一）异质性分析

上文分析表明，乡村宽带建设有助于促进农村劳动力迁移。然而，这种迁移促进效应可能并不能惠及所有的农村劳动力。这是因为，宽带互联网作为一种技能偏向性技术进步，其影响效应的发挥不仅与宽带互联网接入机会相关，也与个体互联网运用能力差异联系密切（邱泽奇等，2016）。随着乡村宽带建设的推进，宽带互联网接入鸿沟趋向填平，个体互联网运用能力差异逐渐凸显，并直接影响农村劳动力的信息获取和机会把握，进而影响迁移。一般而言，农村男性群体的互联网运用能力要明显高于女性（孙颖和周如美，2022），中青年群体和高学历群体运用互联网的能力也更强（陈昕等，2023）。此外，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进效应还受到个体迁移成本和迁出地特征的影响。在家庭抚养和赡养需求较高，或者家乡经济发展水平较高时，个体有更强的动机留在家乡，对乡村宽带建设所带来的信息红利也更不敏感。鉴于此，本部分区分农村劳动力的性别、年龄和受教育程度等个体特征，以及家庭人口结构特征和迁出地特征分别进行估计。表7报告了分样本回归的估计结果。

从个体特征来看，在性别上，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进作用主要集中在男性群体，对女性的影响并不明显。农村男性对乡村宽带建设的反应更为敏感，这可能与农村男性互联网运用能力更强有关。在年龄上，年老一代农村劳动力使用宽带网络的能力相对有限，受乡村宽带建设的影响也较小，乡村宽带建设主要促进16~45岁农村劳动力迁移，对45岁以上农村劳动力迁移的影响并不显著。在受教育程度上，乡村宽带建设对完成初中教育和高中以上教育的劳动力迁移的影响最为突出，对受教育程度在小学及以下的劳动力迁移的影响并不明显。这可能是因为受教育程度较高的劳动力使用互联网搜集信息和处理信息的能力较强，也较容易了解到城市工作机会信息，同时劳动力自身人力资本水平的提高也有助于其在劳动力市场上获得较多的就业机会，进而促进迁移。

从家庭人口特征来看，对于家庭中无0~3岁小孩且无65岁及以上老人的农村劳动力，乡村宽带建设对其迁移具有显著的促进作用，这可能是因为这一群体没有照料幼儿和老人的压力。对于家庭中有4~15岁小孩且无65岁及以上老人的农村劳动力，乡村宽带建设也显著促进了他们迁移。

从地区特征来看，乡村宽带建设显著促进了高海拔地区的农村劳动力迁移，对低海拔地区农村劳动力迁移的影响并不明显。这可能是因为：高海拔地区经济发展水平有限，对乡村宽带建设所带来的信息红利更为敏感。区分经济发展水平^①的结果也有类似的发现，乡村宽带建设显著促进了经济发展水平落后地区的农村劳动力迁移，生活在这些地区的个体留在家乡的动机较弱，对乡村宽带建设所带来的信息红利也较为敏感。

^①遵循文献传统，本文采用区县层面的人均地区生产总值来衡量地区经济发展水平。

表 7		异质性分析			
回归样本	处理组×处理年的回归系数	标准误	样本量	R ²	
A：区分个体特征					
男性	0.043**	0.018	23015	0.415	
女性	0.014	0.013	21291	0.390	
≤30 岁	0.048**	0.020	12909	0.469	
31~45 岁	0.047**	0.022	11912	0.439	
≥46 岁	0.010	0.012	19479	0.287	
受教育年限 0~3 年	-0.008	0.020	3776	0.381	
受教育年限 4~6 年	-0.004	0.019	9299	0.376	
受教育年限 7~9 年	0.037*	0.020	21186	0.428	
受教育年限 10 年及以上	0.045**	0.021	10018	0.451	
B：区分家庭人口结构特征					
无 0~3 岁小孩且无 65 岁及以上老人	0.033**	0.015	30906	0.416	
无 4~15 岁小孩且无 65 岁及以上老人	0.023	0.018	21128	0.421	
有 0~3 岁小孩但无 65 岁及以上老人	0.030	0.040	4026	0.414	
有 4~15 岁小孩但无 65 岁及以上老人	0.053***	0.020	13805	0.414	
无 0~3 岁小孩但有 65 岁及以上老人	0.006	0.025	8570	0.465	
无 4~15 岁小孩但有 65 岁及以上老人	0.013	0.027	5130	0.461	
有 0~3 岁小孩且有 65 岁及以上老人	-0.103	0.064	801	0.467	
有 4~15 岁小孩且有 65 岁及以上老人	-0.007	0.037	4235	0.484	
C：区分地区特征					
高海拔	0.052***	0.018	22020	0.425	
低海拔	0.005	0.022	22290	0.408	
经济发展水平高	0.022	0.018	22253	0.378	
经济发展水平低	0.040*	0.023	22057	0.436	

注：①所有回归均控制了控制变量、区县固定效应和年份固定效应，控制变量同表 3，估计结果略；②标准误为区县层面的聚类标准误；③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）机制探讨

本部分将进一步考察乡村宽带建设促进农村劳动力迁移的作用渠道，具体从空间信息获取、工作搜寻、心理成本、家乡就业机会四个方面展开分析。本文基于（5）式模型将被解释变量分别替换为手机持有、电脑拥有、手机入网和电脑入网，估计乡村宽带建设对农村劳动力空间信息获取的影响，估计结果表 8（1）列、（2）列、（6）列和（7）列所示。由（1）列和（2）列可知，乡村宽带建设使得农村家庭人均手机持有率显著上升，但对电脑拥有的影响并不明显，这可能与电脑使用门槛较高有关。相反，手机使用难度较小，因而在农村居民中应用更为普遍。由（6）列和（7）列可知，乡村宽带建设使得农村劳动力手机入网概率显著提高，但对电脑入网的影响并不明显，表明乡村宽带建设主要促进更多的农村劳动力通过手机接入互联网。（3）~（5）列和（8）~（10）列报告了三次交互项

的估计结果。由（3）～（5）列可知，处理组×处理年×手机持有的三次交互项均显著且系数为正，表明乡村宽带建设对人均手机持有率更高家庭迁移影响更大。由（8）～（10）列可知，处理组×处理年×手机入网的三次交互项均显著且系数为正，表明乡村宽带建设对手机入网家庭迁移影响更大。而处理组×处理年×电脑拥有的三次交互项以及处理组×处理年×电脑入网的三次交互项均不显著。上述结果验证了假说 H2。本文发现，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进作用主要通过手机上网和使用体现，这可能是由于手机使用难度较小。

表 8 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制：空间信息获取

变量	(1) 手机持有	(2) 电脑拥有	(3) 劳动力迁移	(4) 劳动力迁移	(5) 劳动力迁移
处理组×处理年	0.083*** (0.023)	-0.035 (0.032)	0.026* (0.014)	0.021 (0.015)	0.016 (0.015)
处理组×处理年×手机持有			0.092** (0.040)		0.092** (0.039)
处理组×处理年×电脑拥有				0.021 (0.018)	0.029 (0.018)
样本量	44310	44310	44310	44310	44310
R ²	0.243	0.219	0.427	0.417	0.429
变量	(6) 手机入网	(7) 电脑入网	(8) 劳动力迁移	(9) 劳动力迁移	(10) 劳动力迁移
处理组×处理年	0.326*** (0.024)	0.036 (0.023)	-0.026 (0.030)	-0.007 (0.023)	-0.035 (0.031)
处理组×处理年×手机入网			0.041* (0.024)		0.044* (0.025)
处理组×处理年×电脑入网				0.012 (0.020)	0.006 (0.021)
样本量	43481	43481	43476	43479	43473
R ²	0.440	0.229	0.424	0.423	0.429

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 9 给出了检验乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的工作搜寻机制的估计结果。由（1）～（3）列可以看到，乡村宽带建设使得农村劳动力更多地通过广告搜寻手段来寻找工作，对商业职介和雇主招工的作用则不明显。（4）列报告了三次交互项的估计结果，处理组×处理年×商业职介的三次交互项、处理组×处理年×广告搜寻的三次交互项以及处理组×处理年×雇主招工的三次交互项均显著，且系数为正，表明对于通过商业职介、浏览广告信息和雇主招工获得工作的农村劳动力，乡村宽带建设对其迁移影响更大。（5）～（8）列显示了乡村宽带建设对农村劳动力工作搜寻时间的影响。由于

只有 CHIP2018 调查了工作搜寻信息, 这里是截面维度的分析。由 (5) 列可知, 乡村宽带建设确实缩短了农村劳动力的工作搜寻时间。进一步对本地就业者和迁移者进行区分, 由 (6) 列和 (7) 列可以发现, 乡村宽带建设既缩短了本地就业者的工作搜寻时间, 也显著缩短了迁移者的工作搜寻时间。(8) 列估计结果也肯定了这一结论。上述结果验证了假说 H3。本文发现, 乡村宽带建设促进农村劳动力更多使用广告搜寻这一正规搜寻手段来寻找工作, 同时使他们的工作搜寻时间也明显缩短。这可能是因为, 乡村宽带建设提高了农村地区宽带网络的发展水平, 使得广大农村劳动力能够更便捷地共享异地企业在电视、手机和电脑等设备上投放的广告, 增强他们对异地劳动力市场的了解, 缩短他们的工作搜寻时间, 进而促进迁移。

表 9 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制: 工作搜寻

变量	(1) 商业职介	(2) 广告搜寻	(3) 雇主招工	(4) 劳动力 迁移	(5) 搜寻时间	(6) 本地就业者 搜寻时间	(7) 迁移者 搜寻时间	(8) 工作搜 寻时间
处理组×处理年	0.094 (0.350)	0.772* (0.421)	-0.283 (0.216)	-0.014 (0.032)				
处理组×处理年× 商业职介				0.148** (0.073)				
处理组×处理年× 广告搜寻				0.113* (0.068)				
处理组×处理年× 雇主招工				0.102*** (0.026)				
处理组					-1.659*** (0.066)	-1.926*** (0.209)	-1.322*** (0.074)	-1.695*** (0.096)
处理组×迁移者								0.083 (0.131)
样本量	24761	24761	24761	24758	1931	827	1104	1931
Log pseudo likelihood	-11986.51	-11986.51	-11986.51					
R ²				0.458	0.383	0.488	0.415	0.383

注: ①控制变量同表 3, 估计结果略; ②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应; ③括号内为区县层面的聚类标准误; ④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 10 给出了检验乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的心理成本机制的估计结果。由 (1) ~ (4) 列给出的分样本估计结果可知, 与预期不同, 对于家庭中有 65 岁及以上老人、有 0~6 岁儿童的农村劳动力, 实施乡村宽带建设对其迁移的促进作用并不显著。相反, 对于那些家庭中既无老人又无 0~6 岁儿童的农村劳动力, 乡村宽带建设对其迁移的促进作用更为突出。(5) 列报告了三次交互项的估计结果。可以看到, 处理组×处理年×无 65 岁及以上老人但有 0~6 岁儿童的三次交互项不显著, 处理组×

处理年 $\times$ 有 65 岁及以上老人且有 0~6 岁儿童的三次交互项均也不显著。处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 有 65 岁及以上老人但无 0~6 岁儿童的三次交互项显著,且系数为负。这意味着,乡村宽带建设对家中有老人或 0~6 岁儿童的农村劳动力迁移的促进作用并不明显。换言之,假说 H4 未得到证实,本文并未发现乡村宽带建设能够通过缓解农村劳动力迁移的心理成本来促进迁移的有力证据。

表 10 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制:心理成本

变量	劳动力迁移				
	无 65 岁及以上老人且无 0~6 岁儿童的农村劳动力	无 65 岁及以上老人但有 0~6 岁儿童的农村劳动力	有 65 岁及以上老人但无 0~6 岁儿童的农村劳动力	有 65 岁及以上老人且有 0~6 岁儿童的农村劳动力	全体农村劳动力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组 $\times$ 处理年	0.033** (0.015)	0.042 (0.029)	-0.000 (0.026)	-0.009 (0.042)	0.039*** (0.015)
处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 无 65 岁及以上老人 但有 0~6 岁儿童					-0.025 (0.021)
处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 有 65 岁及以上老人 但无 0~6 岁儿童					-0.045* (0.026)
处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 有 65 岁及以上老人 且有 0~6 岁儿童					-0.013 (0.038)
样本量	26797	8135	7583	1787	44310
R ²	0.410	0.433	0.466	0.472	0.416

注:①控制变量同表 3,估计结果略;②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应;③括号内为区县层面的聚类标准误;④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 11 给出了检验乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的家乡就业机会机制的估计结果。可以看到,乡村宽带建设显著促进农村劳动力从事个体自营和创办微型企业,对于创办大中小型企业的影响则不显著。(4)列给出了三次交互项的估计结果,处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 个体自营的三次交互项、处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 微型企业的三次交互项和处理组 $\times$ 处理年 $\times$ 大中小型企业的三次交互项均不显著,假说 H5 未得到证实,表明对于在家乡拥有更多创业机会的农村劳动力而言,其迁移概率并未显著降低。结合前 3 列揭示的家乡创业机会变动,本文发现在实施乡村宽带建设后农民创业的增加更多体现为自营和小规模经营。这也表明,乡村宽带建设所能带动的本地生产经营活动主要以家庭为单位,还未能创造足够的工资性就业岗位,留在农村的劳动力所能获得的就业机会可能较为有限,这可能也是当地劳动力迁移不降反增的原因之一。

表 11 乡村宽带建设影响农村劳动力迁移的机制：家乡就业机会

变量	(1) 个体自营 (无雇用)	(2) 微型企业 (雇用人数为 1~4 人)	(3) 大中小微企业 (雇用人数为≥5 人)	(4) 劳动力迁移
处理组×处理年	0.308* (0.171)	0.658*** (0.247)	-0.593 (0.528)	0.031** (0.014)
处理组×处理年× 个体自营				0.010 (0.028)
处理组×处理年× 微型企业				0.015 (0.030)
处理组×处理年× 大中小微企业				0.106 (0.085)
样本量	44312	44312	44312	44310
Log pseudo likelihood	-11878.35	-11878.35	-11878.35	
R ²	0.147	0.147	0.147	0.424

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(三) 乡村宽带建设与迁移流向

对不同的迁移流向，乡村宽带建设的促进作用可能存在差异。表 12 报告了乡村宽带建设对不同迁移流向的估计结果，可以发现乡村宽带建设主要促进了农村劳动力省内跨市迁移。该结果表明，乡村宽带建设不仅增加了农村劳动力迁移的可能性，还拓展了其流动距离。随着异地劳动力市场信息获取的增加，农村劳动力能够选择的就业机会对地理范围的依赖性降低，不再局限于本乡镇和区县，因而农村劳动力向省会城市和地级市省内跨市迁移的概率显著提高。该发现也与颜银根（2020）关于近年来流动人口省内跨市迁移比例明显上升的研究结论相符。进一步地，结合（3）列和（4）列，可以发现乡村宽带建设对省内跨市迁移的促进作用在省会城市和非省会城市之间也存在明显差异，这一正向促进作用更多地集中在省会城市，乡村宽带建设对非省会城市迁移的影响并不明显。

表 12 乡村宽带建设对迁移流向的影响

变量	市内跨县	省内跨市	省内跨市		跨省迁移
			非省会城市	省会城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组×处理年	0.364 (0.291)	0.717*** (0.213)	0.277 (0.288)	0.872*** (0.266)	0.220 (0.148)
样本量	44312	44312	44312	44312	44312
Log pseudo likelihood	-18152.78	-18152.78	-18516.24	-18516.24	-18152.78

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②所有回归均控制了区县固定效应和年份固定效应；③括号内为区县层面的聚类标准误；④***表示 1%的显著性水平。

六、总结与启示

引导劳动力要素畅通流动是推进劳动力要素市场化配置改革的重要内容。以互联网为主的信息通信技术的发展能够通过降低市场主体间的信息摩擦来影响要素流动。本文借助“宽带乡村”试点工程和电信普遍服务试点项目所带来的政策冲击，分析了乡村宽带建设对农村劳动力迁移的影响。实证结果表明，乡村宽带建设显著促进了农村劳动力迁移，说明数字技术的发展能够进一步促进劳动力迁移。异质性分析发现，乡村宽带建设对农村劳动力迁移的促进作用主要体现在迁移成本较低的群体（家庭无0~3岁小孩且无65岁及以上老人、家庭有4~15岁小孩但无65岁及以上老人）以及期望迁移工资较高的群体（男性、16~45岁以及受教育程度较高），这些农村劳动力自身禀赋较好且家庭照料压力较小，更容易发生迁移。同时，乡村宽带建设对迁移模式也有影响，具体体现在省内跨市迁移明显增加并更多呈现为向省会城市迁移。对机制的进一步分析发现，乡村宽带建设主要通过空间信息获取的增加和工作搜寻方式的转变来促进农村劳动力迁移。

本文的研究发现具有一定的现实和政策意义。第一，在农村及偏远地区持续推进网络信息化建设有助于减少农村劳动力迁移中面临的障碍，加快劳动力要素在更大范围内畅通流动，呼应全国统一大市场建设。乡村宽带建设打通了乡村与外界的联系，便捷农村劳动力获取新信息、新技术以及共享数字红利，显著促进了农村劳动力迁移。这从侧面揭示了农村劳动力迁移过程中面临的障碍，也在一定程度上表明通过进一步降低信息摩擦有助于改善劳动力资源配置效率。第二，乡村宽带建设目前所能带动的生产经营活动仍以小规模为主，还不足以创造足够的工资性就业岗位。本文发现乡村宽带建设对促进农村劳动力创办小型以上规模企业的影响并不显著，这意味着留在农村的劳动力所能获得的就业机会和收入增长可能性都是有限的，要想根本改变这种状况，有赖于加快推进乡村振兴。

为更好发挥数字乡村战略对乡村振兴的驱动引领作用，本文提出以下两点启示：一方面，要进一步加快城乡间的信息交流和沟通，弥合城乡间的数字鸿沟；另一方面，可以针对乡村建立更好的数字金融平台，从技术和资金维度加大对农村农业经营的支持，帮助农村企业扩大生产规模，为当地提供更多的创业和就业机会，带动共同致富。

参考文献

- 1.陈昕、胡友、祁春节，2023：《互联网应用对农村居民服务采纳的影响——基于生产、生活两个方面》，《中国农业大学学报》第3期，第265-278页。
- 2.方福前、田鸽，2021：《数字经济促进了包容性增长吗——基于“宽带中国”的准自然实验》，《学术界》第10期，第55-74页。
- 3.盖庆恩、王美知、石宝峰、史清华，2022：《土地比较优势、农户行为与农业生产效率——来自种植结构调整的考察》，《经济研究》第10期，第138-155页。

- 4.纪月清、刘迎霞、钟甫宁, 2009: 《中国农村劳动力迁移: 一个分析框架——从迁移成本角度解释2003—2007年农民工市场的变化》, 《农业技术经济》第5期, 第4-11页。
- 5.荆林波、马源、冯永晟、周亚敏, 2013: 《ICT基础设施: 投资方式与最优政策工具》, 《经济研究》第5期, 第47-60页。
- 6.刘学军、赵耀辉, 2009: 《劳动力流动对城市劳动力市场的影响》, 《经济学(季刊)》第2期, 第693-710页。
- 7.宁光杰, 2012: 《自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来》, 《经济研究》第S2期, 第42-55页。
- 8.齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第1期, 第59-77页。
- 9.邱泽奇、张樹沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页、第204页。
- 10.孙文凯、白重恩、谢淑初, 2011: 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》, 《经济研究》第1期, 第28-41页。
- 11.孙妍、邢春冰, 2021: 《农村外出劳动力工作搜寻方式的性别差异》, 《世界经济文汇》第2期, 第88-104页。
- 12.孙颖、周如美, 2022: 《农村性别数字鸿沟现状及影响因素研究》, 《技术经济与管理研究》第12期, 第112-116页。
- 13.唐跃恒、杨其静、李秋芸、朱博鸿, 2020: 《电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察》, 《中国农村经济》第6期, 第75-94页。
- 14.田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
- 15.王剑程、李丁、马双, 2019: 《宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验》, 《经济学(季刊)》第1期, 第209-232页。
- 16.王丽莉、乔雪, 2020: 《我国人口迁移成本、城市规模与生产率》, 《经济学(季刊)》第1期, 第165-188页。
- 17.王立勇、许明, 2019: 《中国精准扶贫政策的减贫效应研究: 来自准自然实验的经验证据》, 《统计研究》第12期, 第15-26页。
- 18.王进、李志超、史明聪, 2023: 《数字基础设施建设与农户贫困脆弱性——基于“宽带中国”战略的经验证据》, 《农林经济管理学报》第2期, 第142-151页。
- 19.汪三贵、王彩玲, 2015: 《交通基础设施的可获得性与贫困村劳动力迁移——来自贫困村农户的证据》, 《劳动经济研究》第6期, 第22-37页。
- 20.王湘红、孙文凯、任继球, 2012: 《相对收入对外出务工的影响: 来自中国农村的证据》, 《世界经济》第5期, 第121-141页。
- 21.王赞赞、陈亮, 2019: 《市场可达性、人口流动与空间分化》, 《经济评论》第1期, 第3-18页、第90页。
- 22.王子成、赵忠, 2013: 《农民工迁移模式的动态选择: 外出、回流还是再迁移》, 《管理世界》第1期, 第78-88页。
- 23.徐舒、王韶、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。
- 24.颜银根, 2020: 《流动人口受教育程度对跨地区流动决策的影响研究》, 《中国人口科学》第1期, 第90-101页、第128页。

25. 邹月晴、陈媛媛、宋扬, 2023: 《家乡数字经济发展与劳动力回流——基于互联网平台发展的视角》, 《经济学报》第1期, 第310-343页。
26. Aguayo-Téllez, E., and J. Martínez-Navarro, 2013, “Internal and International Migration in Mexico: 1995-2000”, *Applied Economics*, 45(13): 1647-1661.
27. Borjas, G. J., 1987, “Self-Selection and the Earning of Immigrants”, *American Economic Review*, 77(4): 531-553.
28. Caliendo, M., and S. Kopeinig, 2008, “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching”, *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31-72.
29. Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, “The Effect of Minimum Wages On Low-Wage Jobs”, *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3): 1405-1454.
30. Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
31. Greenwood, M. J., 1975, “Research On International Migration in the United States: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, (13): 397-433.
32. Gurtzgen, N., A. Diegmann Ne Nolte, L. Pohlen, and G. J. van den Berg, 2021, “Do Digital Information Technologies Help Unemployed Job Seekers Find a Job? Evidence from the Broadband Internet Expansion in Germany”, *European Economic Review*, 132(2): 1-20.
33. Heckman, J. J., and B. E. Honoré, 1990, “The Empirical Content of the Roy Model”, *Econometrica*, 58(5): 1121-1149.
34. Heckman, J. J., and E. Vytlacil, 2007, “Econometric Evaluations of Social Programs, Part I: Causal models, Structural Models and Econometric Policy Evaluation”, in Heckman, J. J. and E. E. Leamer (eds.) *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 4779-4874.
35. Imbens, G. W., and J. D. Angrist, 1994, “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 62(2): 467-475.
36. Kuhn, P., and H. Mansour, 2014, “Is Internet Job Search Still Ineffective?”, *The Economic Journal*, 124(581): 1213-1233.
37. Lewis, W. A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School*, 22(2): 139-191.
38. Lu, Y., H. Xie, and L. C. Xu, 2016, “Telecommunication Externality On Migration: Evidence from Chinese Villages”, *China Economic Review*, 39(7): 77-90.
39. Qi, J., X. Zheng, P. Cao, and L. Zhu, 2019, “The Effect of E-Commerce Agribusiness Clusters On Farmers’ Migration Decisions in China”, *Agribusiness*, 35(1): 20-35.
40. Roy, A. D., 1951, “Some Thoughts on the Distribution of Earnings”, *Oxford Economic Papers*, 3(2): 135-146.
41. Stevenson, B., 2008, “The Internet and Job Search”, NBER Working Paper W13886, <https://www.nber.org/papers/w13886>.
42. Sun, L., and S. Abraham, 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.

43.Todaro, M. P., 1969, “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries”, *The American Economic Review*, 59(1): 138-148.

44.Vilhelmson, B., and E.Thulin, 2013, “Does the Internet Encourage People to Move? Investigating Swedish Young Adults’ Internal Migration Experiences and Plans”, *Geoforum*, Vol.47: 209-216.

（作者单位：¹中国人民大学经济学院；

²中南财经政法大学经济学院；

³中国人民大学劳动人事学院）

（责任编辑：黄 易）

Broadband Infrastructure Construction and Labor Migration in Rural China

QIAO Xue YUAN Lulu LUO Chuliang

Abstract: Based on the labor migration model and the quasi-experiment of “Broadband Countryside” project and “Universal Telecommunications Service” pilot project, this paper applies the 2013 and 2018 rural household survey data to the difference-in-differences model to study how the broadband infrastructure construction in rural areas affects rural labor migration in China. The results indicate that the broadband infrastructure construction in rural areas has a significant and positive effect on rural labor migration, and the positive effect is stronger among people with lower migration costs and higher expected post-migration wages. In terms of migration patterns, there has been a marked increase in intra-provincial and cross-city migration, with more people moving to provincial capitals. Mechanism analyses show that the broadband infrastructure construction in rural area could change the job-search pattern of rural labor force, reduce their job-search time, and increase the use of cell phones to access information. This paper illustrates that the broadband infrastructure investment in rural areas could facilitate rural labor migration by easing the restrictions of geographic distance on information flow and access.

Keywords: Broadband Infrastructure Construction; Information Friction; Rural Labor; Migration

农民工过度劳动行为的同群效应研究*

刘 涛 秦志龙 伍骏骞

摘要：基于劳动者的群体决策特征探讨农民工过度劳动问题，可以为缓解过度劳动创设有效政策干预提供参考。本文使用中国流动人口动态监测调查数据，从同群效应角度研究农民工过度劳动行为的群体特征和作用机制。利用两阶段最小二乘法估计发现，其他情况不变的条件下，同区县农民工过度劳动比例每增加1个百分点，农民工个体过度劳动的概率显著增加0.73个百分点。机制分析发现，同群农民工之间的信息传递和社会模仿以及形成的收入渴求同群效应发挥作用的重要机制。异质性分析发现，男性且低学历农民工的过度劳动行为具有更强的导向效应。本文研究证实了过度劳动行为决策的群体性特征，利用同群效应可以实现劳动力市场治理效果的延展性。

关键词：同群效应 过度劳动 农民工 信息传递

中图分类号：F323.6; F245 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告将完善劳动者权益保障制度，加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障作为新征程增进民生福祉的主要措施之一^①。这是因为劳动者过度劳动问题不容乐观。《中华人民共和国劳动法》规定，劳动者平均每周工作时间不超过44小时^②。然而，2021年城镇就业人员中这一指标为47.6小时，其中，初中学历的就业人员更是高达50.4小时，远高于大学及以上学历的43.3小时^③。农民工等低技能劳动群体过度劳动现象并不是近几年才突显。2005年的一项调查显示，与城市本地劳动人口相比，农民工的月均劳动时间平均要超出20个小时（Park and Wang, 2010）。这意味着，中国

*本文研究得到教育部人文社会科学研究项目“空间计量经济学视角下农村劳动力流动对减贫的作用研究”（编号：20YJA790069）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：伍骏骞。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第48页。

^②参见《中华人民共和国劳动法》，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?ZmY4MDgwODE2ZjEzNWY0NjAxNmYyMGYxNmVIMTE3Mzc%3D>。

^③资料来源：国家统计局人口和就业统计司，2022：《中国人口和就业统计年鉴2022》，北京：中国统计出版社。

农民工过度劳动问题十分严峻，需要引起社会各主体的重视。

严重的过度劳动会对劳动者本身和社会生产带来一系列潜在风险。过度劳动可能引致个体吸烟、饮酒和熬夜等不良行为增加，带来更多的心血管疾病、糖尿病和心理健康等问题（Bannai and Tamakoshi, 2014），也间接影响个体主观幸福感。在体制外就业的女性平均工作时间高于在体制内就业的女性，不仅损害女性的身心健康，还可能导致工作和家庭的冲突，间接地影响女性的主观幸福感（吴愈晓等，2015）。过度劳动会影响农民工微观个体的健康状况，依靠超时工作所带来的经济社会发展也是不可持续的。私营企业普遍存在的劳动时间延长，可能直接导致劳动力市场供过于求状况的加剧，对政府和工会的就业目标形成冲击（夏小林，2004）。而且私有企业依靠超长的劳动时间和极为不公的工资制度维持了虚高的利润率，可能会限制整体经济内需扩大和经济增长方式的转变（李钟瑾等，2012）。毫无疑问，中国农民工严重的过度劳动问题不利于高质量就业的健康发展，是一个不容忽视的紧迫问题。在党的二十大深入贯彻以人民为中心的发展思想背景下，研究农民工过度劳动行为决策的潜在原因，对于科学制定劳动保障政策、保护农民工合法权益和促进经济社会可持续性发展至关重要。

在农民工过度劳动影响因素的研究中，已有文献主要从流入地城市的医疗保障（李勇辉等，2022）、企业工会（冷晨昕等，2021）和最低工资（Jia, 2014）等角度进行分析。流出地的劳动力市场环境也直接影响农民工在流入地的工作表现（Lopez and Lozano, 2009）。在微观层面，现有研究主要从年龄、教育、性别、婚姻状况和收入等个体特征视角展开探讨（王琼和叶静怡，2016）。有研究表明，家庭非劳动收入的增加导致丈夫市场劳动时间显著增加，但对妻子的影响不明显（Alenezi and Walden, 2004）。然而，女性存在严重的时间贫困问题。妇女与男性承担相近的经济活动，但如果考虑到家庭照料活动的负担，妇女的时间贫困就会恶化（Arora, 2015）。从中国城镇劳动者情况来看，女性劳动者每周工作时间比男性劳动者多 8.7 个小时，时间贫困率比男性高 18.67 个百分点（Qi and Dong, 2018）。此外，也有学者通过实证分析得出受到流动性约束的农民工会投入更多劳动时间的结论，即流动性约束会对农民工就业健康产生负面影响（Rossi and Trucchi, 2016）。

然而，上述研究将流动人口视为独立决策者来探讨过度劳动的影响因素，未考虑农民工劳动决策之间的相互影响。中国是一个关系型社会，社会网络在劳动力市场上塑造了具有内在互动机制与自我学习机制的关系格局。农民工进城务工后，不仅依赖传统同质性亲属网络形成长期集聚并在内部展开劳动的“机械团结”关系模式，对于技能水平较高的专业型农民工而言，还可能在专业分工的基础上形成高度共享共建的“有机团结”关系模式（许弘智和王天夫，2022）。综合而言，关系型社会网络对农民工就业的作用不容忽视，农民工劳动决策可能受群体动机的影响，呈现出群体互动的特征。本文试图从同群效应的角度来解释农民工过度劳动行为决策的群体特征及其作用机制。如果不考虑同群效应对农民工过度劳动的影响，相关分析可能遗漏关键变量，造成估计结果的偏误。

与本文密切相关的研究主要是对劳动力市场领域同群效应的研究，主要有四个方面的重要结论。第一，农村劳动力参与非农就业具有同群效应，个人参与非农就业的能力受到同村其他村民非农参与行为的影响（Araujo et al., 2010）。第二，社区环境特征对劳动力行为有显著影响（Weinberg et al.,

2004)。Kondo and Shoji (2019) 研究发现, 邻居的初始就业率每提高 1 个百分点, 个人在 6 个月后的就业概率将会增加 0.2 个百分点。第三, 在企业层面, 同龄人的存在导致工人工作时间更长, 工作努力程度更高, 其影响渠道主要是社交网络效应 (Rosaz et al., 2016)。Cornelissen et al. (2017) 使用德国大型劳动力市场调查数据研究发现, 尽管工作场所的同伴效应在特定环境中很重要, 但它对企业的工资设置没有重要影响, 也不会对劳动力市场的整体不平等产生重大影响。第四, 在国际移民中, 不同种族居民对难民就业率的影响有差异, 具体来讲, 非西方移民的就业概率与周边非西方移民平均技能水平相关, 但与高技能水平的西方移民不相关 (Damm, 2014)。现有文献虽然从各个维度探讨了劳动参与和工作行为的同群效应, 但均未涉及过度劳动行为决策问题。虽然有的研究中考虑了社会网络指标, 但主要提供的是描述性证据, 未妥善处理实证分析中的内生性问题。本文在上述研究的基础上, 直接检验农民工过度劳动行为决策中的同群效应, 补充相关研究的视角和证据。本文的创新点在于将劳动者间的社会互动因素纳入农民工过度劳动行为分析框架, 并根据同群效应特征探索提高流动人口劳动力市场治理延展性的社会政策, 延续健康的“劳动致富, 奋斗光荣”公众价值观。

二、理论分析与研究假说

社会互动效应指个体偏好、期望和约束受到其他人的特征和选择的直接影响, 从而形成行为人与人之间的相互影响和彼此依赖 (Durlauf and Ioannides, 2010)。基于社会互动理论, 个体劳动行为决策受到邻里群体的影响被称为同群效应。早在 20 世纪 90 年代, 就有国外文献关注同群效应对个体劳动力市场表现的中长期影响 (Borjas, 1995; Cutler and Glaeser, 1997; Weinberg et al., 2004)。依赖朋友、亲戚和熟人来找工作是流动人口群体中的普遍事实, 实证研究流动人口在劳动力市场中的同群效应是探索提高流动人口就业福利社会政策的重要维度 (Damm, 2014; Kondo and Shoji, 2019)。

中国户籍制度在个人与城市之间建立起一种法律纽带, 形成了依附于户籍制度的社会福利享有权利格局, 对从农村到城市的农民工而言是无法完全平等享有城市基本公共服务的制度障碍。这种制度障碍的后果就是农民工大多在恶劣的工作环境中从事体力劳动, 工作时间长, 工资水平低。在城市劳动力市场中, 农民工群体与其他流动人口行为的不同在于: 一方面, 农民工行为更加依靠传统同质性关系网络, 劳动行为决策具有更明显的群体性特征; 另一方面, 农村与城市之间在社会、经济和制度层面的空间情景差异比城市与城市之间更大, 相比于“城—城”流动人口来说, 农民工面临更大的空间机会结构不平等, “城—乡”空间情景差异产生的更大“推力”弱化了他们对风险的担忧, 他们更可能从事次级劳动市场的工作。

获得良好的就业机会是农民工进城务工的主要目标。由于普遍面临就业技能水平较低的内部特征和就业形势严峻的外部环境, 农民工过度劳动行为“扎堆”出现。虽然大量研究从个体或家庭特征的角度探讨了农民工过度劳动产生的原因, 但个体和家庭特征并不能完全解释个体劳动力表现的差异。农民工拥有的资源十分有限, 劳动力几乎是其仅有的资源, 也是他们在劳动力市场上的比较优势所在, 农民工更可能依靠体力劳动付出来获得生存, 这意味着农民工更容易长期集聚在特定的时空场景和组织内部开展劳动。在这类较稳定的环境下, 劳动者之间的信息资源产生溢出效应, 劳动者可以从社会

网络成员提供的信息中受益，劳动者个人行为与其邻居行为之间存在相互依赖性，邻里环境可能会影响个体劳动力决策及其结果（Kondo and Shoji, 2019）。因此，局部范围内的农民工过度劳动行为可能表现出一致性。鉴于此，本文提出假说 H1。

H1：农民工过度劳动行为存在同群效应。

同群劳动者之间的劳动决策呈现出一致性。信息传递和社会模仿是同群效应影响劳动者行为的主要机制（Damm, 2014; Kondo and Shoji, 2019）。与此同时，人们关心自身的社会地位，当收入不平等加剧时，就有更强烈的动机倒逼自己通过增加收入来实现社会地位提升（Zhang et al., 2022）。大多数劳动者通过增加劳动投入获取更高的收益，收入差距的扩大可能会提高个体劳动者收入渴求水平（Stutzer, 2004），进而影响其劳动决策和行为。基于上述分析，本文考虑驱动农民工过度劳动同群效应的三个潜在机制：信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制。

第一，同群效应会通过信息传递机制自上而下影响农民工过度劳动行为。一方面，农民工可能获得偏向过度劳动的工作岗位信息。在正式信息有限的背景下，同群人内部形成的社会网络是传播工作信息的重要渠道。大多数人是通过亲戚或朋友提供的就业信息来获得工作的，且这种趋势具有延展性。也就是说，在提供就业信息和推荐工作时，劳动者更倾向于推荐与自身特征相同的劳动者（Ioannides and Loury, 2004）。由于大量次级劳动力市场就业信息的传递，在城市里聚集居住的农民工更容易受到同群效应影响而去从事超时劳动。另一方面，农民工是一个群体性外出就业的群体，相近的地理来源意味着属于同一个社交网络，同一区域农民工有更多机会建立社交网络及价值联系，且社会网络关系更趋于同质。个体决策行为的社会网络效应广泛存在，这是劳动力市场同群效应发挥作用的重要基础（Hiwatari, 2016）。当农民工处在同质性网络关系中时，社会网络关系内形成的“内卷”劳动观念，可能使农民工个体倾向于众多劳动者持有的过度劳动观念。也就是说，当周围农民工普遍从事过度劳动的职业时，同群效应由于工作趋同的选择效应，使得农民工更可能从事劳动强度大的非正规就业。因此，农民工社会网络关系较强时，可能会通过信息传递机制带来知识外溢，导致群体的工作技能趋同，使得过度劳动的同群效应发挥作用。鉴于此，本文提出假说 H2。

H2：农民工过度劳动行为同群效应通过信息传递机制实现。

第二，同群效应会通过社会模仿机制自下而上影响农民工过度劳动行为。一方面，同群效应的学习模仿机制与个人的性格、情绪等非认知能力和特征密切相关（刘斌等，2012），非认知能力不同会导致农民工之间的社会模仿存在差异，积极进取的农民工更可能向勤奋努力的农民工学习模仿。在劳动力市场上，人们会根据他人相对绩效的反馈来决定自身行为。由于社会压力的存在，特别是对非正式裁员等非金钱因素的恐惧，这种同群压力激发劳动者的积极进取心，使得劳动者会根据同事的努力程度来调整自身的努力程度（Eriksson et al., 2009）。在面对社会就业压力时，拥有良好非认知能力，做事效率高、细心严谨的农民工更可能主动遵循或模仿他人投入更多的劳动时间。另一方面，相比于中年劳动者，年轻的劳动者具有更强的学习动力和学习精力，表现出更明显、更好的城市学习效应（魏东霞和陆铭，2021）。农民工进行超时劳动时，当地的就业环境和感受到的就业压力是重要的考虑因素。年轻的农民工刚进入城市时，对就业压力信号反应更加敏感，当周围农民工有较高的劳动强度时，

经济积累薄弱、抗压能力更强的年轻农民工更可能主动选择延长劳动时间。特别是对从事“危险系数高、劳动强度大、职业病多发”行业的非正规就业的年轻低技能农民工而言，过度劳动可能会挤占其通过人力资本投资摆脱次级劳动力市场的机会，进一步固化了他们的过度劳动。鉴于此，本文提出假说 H3。

H3：农民工过度劳动行为同群效应通过社会模仿机制实现。

第三，同群效应会通过收入渴求机制影响农民工过度劳动行为。与周边群体的收入比较是形成收入渴求的重要因素（Stutzer，2004），将会对个人经济行为产生影响（周广肃等，2018）。中国农民工有着不同于现代职业工人的效益观和剥削观，他们以家庭为收益单位，看重更长时段的总收益，也就是对个人工资率受损的相对剥夺并不敏感，而对于不能维持生存的绝对剥削较为敏感（刘林平等，2010）。当农民工的“效益观”占据主导地位时，可能会增加进行收入比较的动机，提升收入渴求水平。虽然长期过度劳动不利于农民工健康，农民工却愿意增加劳动供给、延长劳动时间，不仅在于过度劳动是收益补偿目标下“主动选择”的结果（郭凤鸣和张世伟，2020），也在于收入渴求水平的上升会弱化对风险的担忧（周广肃等，2018）。特别是农民工面临生活负担增加、城市融入障碍和农村社会保障不足等多重不利局面，严重限制了他们通过人力资本投资摆脱次级劳动力市场的机会，而个体间禀赋差距的扩大使得农民工进一步降低了对不确定性风险的敏感度，增加过度劳动行为。基于这一事实，同群效应可能会固化通过延长劳动时间而非通过提升单位时间工资率来增加收入的效益观，进而强化农民工预防性劳动动机，增加过度劳动。鉴于此，本文提出假说 H4。

H4：农民工过度劳动行为同群效应通过收入渴求机制实现。

由上述分析可知，农民工过度劳动行为存在同群效应，主要是通过信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制实现，本文分析框架如图 1 所示。

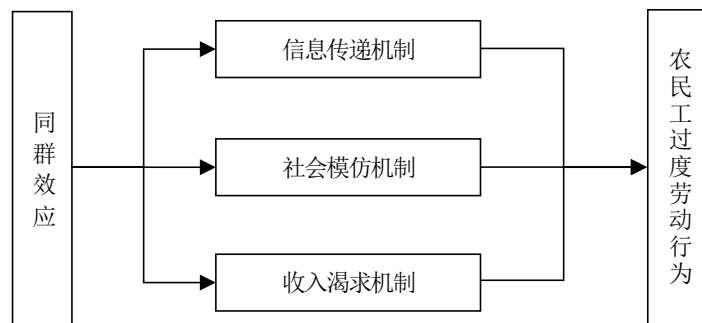


图 1 农民工过度劳动行为同群效应分析框架图

三、研究设计

（一）数据来源与样本选择

2017 年中国流动人口动态监测调查数据（China migrants dynamic survey，简称 CMDS）记录的是在本地居住一个月及以上、外出目的以生活和工作为主、非本县（市、区）户口的 15 周岁及以上的流动人口情况，包括“乡—城”流动和“城—城”流动两类流动人口。本文以农民工群体为研究对象，

要求同时具备农村户籍、“乡—城”流动、年龄在 16~59 岁三个要素。CMDS2017 按随机性原则在 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团等流动人口较为集中的流入地开展抽样调查，调查内容包含个体特征、流动特征、就业情况、社会融合情况等信息^①。本文将 CMDS2017 数据匹配来源于《中国城市统计年鉴 2017》的经济数据，主要涉及城市人均地区生产总值和城市失业率^②。在此基础上，本文进一步剔除在流入地本地居住时间低于 6 个月的样本和没有工作的样本，最终得到用于实证分析的样本 87936 个。

（二）模型设定

参照现有研究（Liu et al., 2014; 张川川和朱涵宇, 2021）的做法，本文回归模型设定如下：

$$Overwork_{ig} = \overline{\beta Overwork_{ig}} + \theta x_{ig} + \gamma \delta_g + \varepsilon_{ig} \quad (1)$$

（1）式中： i 和 g 分别表示第 i 个受访农民工与其所在的区县 g ； $Overwork_{ig}=1$ 表示受访农民工过度劳动， $Overwork_{ig}=0$ 表示受访农民工没有过度劳动； $\overline{Overwork_{ig}}$ 代表同群农民工过度劳动，即除受访农民工 i 以外的同群农民工平均过度劳动的比例，具体计算方式见后文说明； x_{ig} 为个人、家庭和职业层面的控制变量； δ_g 为区域层面的控制变量； ε_{ig} 为随机误差项； β 、 θ 、 γ 为待估计参数。

（三）变量说明

1.被解释变量。本文的被解释变量为农民工是否过度劳动。已有研究大多将每周劳动时间超过 50 小时作为识别过度劳动的标准（Cha and Weeden, 2014; 李勇辉等, 2022）。从中国的劳动实践来看，《中华人民共和国劳动法》规定劳动者每周工作时间不超过 6 天，平均每周工作时间不超过 44 小时，即使有生产经营需要，每日可延长时间也不超过 1 小时^③。这就形成了劳动者每周劳动时间不超过 50 小时的时间节点。结合已有研究和劳动实践情况，本文在基准分析中沿用了这一定义。具体来讲，以问卷 Q201A（这周工作小时数）的报告值为基础，如果周工作时间大于 50 小时，则“农民工是否过度劳动”变量取值为 1，否则为 0。本文进一步识别过度劳动程度，即选取 50 小时和 60 小时两个劳动时间划分标准，分别构造“过度劳动超时时间”和“重度劳动超时时间”两个变量进行稳健性检验，具体变量说明见表 1。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为同群农民工过度劳动。选取恰当的群组范围是识别同群效应的重要前提。本文以务工地区县作为群组来衡量区县范围内农民工过度劳动的同群效应。一方面，

^①CMDS2018 中家庭土地情况、流动经历、社会融合等指标数据缺失，而这些变量是影响农民工劳动供给的重要因素，因此本文使用 CMDS2017 数据进行实证分析。

^②CMDS2017 问卷包含许多过去一年家庭经济特征的信息，本文选取《中国城市统计年鉴 2017》中涉及的 2016 年城市层面的数据进行匹配。同时，城市失业率和人均地区生产总值用来作为前定变量，选取前定变量也可以缓解双向因果带来的内生性问题。

^③参见《中华人民共和国劳动法》，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?ZmY4MDgwODE2ZjEzNWY0NjAxNmYyMGYxNmVIMTE3Mzc%3D>。

农民工在城市大多是住在单位的集体宿舍或自己租房，如果选择城市社区作为群组，可能存在居住社区是自选择的问题，这意味着过度劳动不是社区同群效应的结果，而居住地选择是农民工劳动决策的结果；另一方面，城市社区内的本地和外地劳动者交流较少，而同区县不同社区的本地和外地劳动者在工作场景内交流更多，来自不同地域的农民工更多围绕区县内部的传统服务业和第二产业等工作场景进行频繁的劳动活动和交往交流，不仅包括自上而下的就业信息传递，还包括自下而上的向增收致富群体进行的模仿学习，因此选择区县群组更契合过度劳动同群效应机制的理论逻辑。同群农民工过度劳动指标的计算公式如下：

$$\overline{Overwork}_{ig} = \frac{1}{N_g - 1} \sum_{j \neq i} Overwork_{jg} \quad (2)$$

(2) 式中： $\overline{Overwork}_{ig}$ 表示区县 g 内除受访农民工 i 外有过度劳动行为农民工的比例； N_g 代表区县 g 内农民工总数， $\sum_{j \neq i} Overwork_{jg}$ 代表区县 g 内除受访农民工 i 外其他农民工是否过度劳动的加总。

3.控制变量。本文模型的控制变量包括个体特征、家庭特征、职业特征和区域经济特征四类变量。其中，个体特征变量能够反映农民工的个性禀赋、劳动能力和流动偏好，包括受访者性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、自评健康水平^①、是否参加工会^②、流动范围和本地居留时间。家庭特征变量主要选取反映家庭物质基础和基本生产资料的变量，这些变量可能影响劳动者就业决策所面临的约束，进而影响其过度劳动行为，包括家庭是否面临经济困难约束^③、是否持有农地、是否有自有住房、家庭人口数量和家庭收入水平。职业特征变量主要涉及农民工所处的行业类型（现代服务业、传统服务业、第二产业）^④，行业的异质性与职业属性和就业环境密切相关，可能影响劳动时间。区域经济特征变量包括县级层面的户均收入水平和户均消费水平、地级市层面的城市失业率和人均地区生产总值^⑤。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

^①CMDS2017 问卷问题为“您的健康状况如何？”答案包括“1.健康；2.基本健康；3.不健康，但生活能自理；4.生活不能自理”。本文将选项 1 和选项 2 定义为自评健康，选项 3 和选项 4 定义为自评不健康。

^②CMDS2017 问卷问题为“2016 年以来您在本地是否参加过以下组织的活动？”答案包括“1.工会；2.志愿者协会；3.同学会；4.老乡会；5.家乡商会；6.其他”。如果选择选项 1，则本文定义为加入工会，否则定义为没有加入工会。

^③CMDS2017 问卷问题为“目前在您老家，您家主要有哪些困难？”答案包括“1.没有困难；2.老人赡养；3.子女照看；4.子女教育费用；5 配偶生活孤单；6.家人有病缺钱治；7.土地耕种等缺劳动力；8.其他”。如果选择选项 2、选项 3、选项 4 和选项 6 中至少一项，本文视为家庭存在经济困难，否则视为家庭不存在经济困难。

^④行业类型主要根据 2017 年 6 月发布的《国民经济行业分类》（GB/T 4754-2017）、2019 年 4 月发布的《生活性服务业统计分类（2019）》《生产性服务业统计分类（2019）》、2018 年 3 月发布的《关于修订〈三次产业划分规定（2012）〉的通知》以及 CMDS2017 问卷中 Q206 给出的行业类别进行划分。

^⑤县级层面户均收入水平为各区县所有农民工样本家庭年收入的平均值；县级层面户均消费水平为各区县所有农民工样本家庭年消费支出的平均值；城市失业率=城镇登记失业人员数/（城镇登记失业人员数+城镇单位从业人数）。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
农民工是否过度劳动	受访者周工作时间大于50小时=1，否则=0	0.613	0.487
过度劳动超时时间	受访者周工作时间大于50小时=（周工作时间-50），否则=0	11.740	13.378
重度劳动超时时间	受访者周工作时间大于60小时=（周工作时间-60），否则=0	6.321	10.011
同群农民工过度劳动	同区县农民工过度劳动的比例（除受访农民工）	0.608	0.192
性别	受访者性别：男性=1，女性=0	0.568	0.495
年龄	受访者年龄（岁）	35.840	9.278
受教育程度	受访者学历：大专及以上=4，高中=3，初中=2，小学及以下=1	2.304	0.886
婚姻状况	受访者已婚=1，其他情况=0	0.826	0.379
自评健康水平	受访者自评健康=1，自评不健康=0	0.986	0.118
是否参加工会	受访者参加工会=1，否则=0	0.080	0.271
流动范围	受访者为市内跨县流动=3，省内跨市流动=2，跨省流动=1	1.669	0.755
本地居留时间	受访者在流入地本地居留的时间（月）	80.220	70.430
家庭经济困难约束	受访者老家存在经济困难=1，否则=0	0.354	0.478
家庭持有农地	受访者家庭在老家有承包地=1，否则=0	0.561	0.496
家庭自有住房	受访者家庭现住房为自有住房（自购商品房、自购保障性住房、自购小产权房）=1，否则=0	0.200	0.400
家庭人口数量	受访者家庭人员数（人）	3.221	1.175
家庭收入水平	受访者家庭年收入（元）	85386.700	63205.070
行业类型			
现代服务业	受访者所在的行业类型为现代服务业：是=1，否=0	0.161	0.367
传统服务业	受访者所在的行业类型为传统服务业：是=1，否=0	0.472	0.499
第二产业	受访者所在的行业类型为第二产业：是=1，否=0	0.367	0.482
县级户均收入水平	受访者所在区县的户均年收入（元）	85268.050	21091.420
县级户均消费水平	受访者所在区县的户均年消费支出（元）	43522.480	10578.960
城市失业率	受访者所在地级市的城镇登记失业率	0.050	0.038
城市人均地区生产总值	受访者所在地级市的人均地区生产总值（元）	80508.080	35788.370

注：表中家庭收入水平、县级户均收入水平、县级户均消费水平和城市人均地区生产总值展示的是原值，后面回归模型中用的是对数值。

从本文选取的 87936 个样本来看，农民工的周劳动时间平均为 58.03 小时。其中，61.26%的农民工存在过度劳动，他们平均超过标准时间（50 小时）19.17 小时；37.98%的农民工存在重度劳动，他们平均要超过标准时间（60 小时）16.64 小时。总体而言，农民工在流入地的过度劳动现象比较普遍。图 2 展示了按“同群农民工过度劳动”指标三等分分组的描述性统计图。图 2（a）表明，高过度劳动组的农民工平均周劳动时间为 65.15 小时，平均过度劳动比例为 82.00%，分别比低过度劳动组高出 27.32%和 42.00 个百分点。图 2（b）表明，高过度劳动组平均每个农民工过度劳动超时时间为 16.78 小时，平均每个农民工重度劳动超时时间为 9.42 小时，分别比低过度劳动组高出 141.09%和 173.04%。

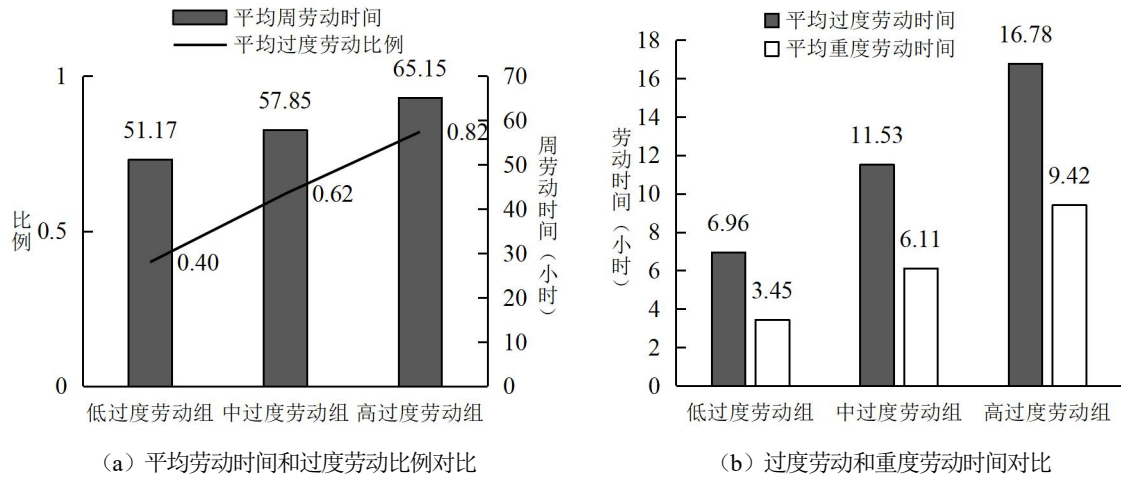


图2 同群效应与农民工过度劳动

(四) 内生性问题

准确识别同群效应需剔除选择效应、关联效应和环境效应导致的偏误。选择效应是指农民工进城务工受到流入地社会经济特征和家庭等方面因素影响,区县群组分类对于农民工而言可能是非随机的。关联效应是指某些不可观测的个体特征导致农民工劳动表现趋同。环境效应是指同一区县的农民工过度劳动行为趋同,难以区分是同群效应的作用还是地区层面其他共同因素的影响(如社会福利制度、劳动保障、公共就业服务、地区文化等),从而高估同群效应。本文一方面在模型中加入个体特征、家庭特征以及县级层面和城市层面的控制变量,另一方面采用反事实方法检验区县层面和个人层面不可观察因素所导致的选择效应、关联效应和环境效应是否对同群效应的估计结果产生影响。

剔除反射效应是同群效应估计的又一重要挑战。首先,进城务工家庭迫于生活压力而倾向于过度劳动,基准回归已控制个体特征、家庭特征等变量,但仍不可避免地会遗漏一些其他无法观测的因素,例如家庭初始禀赋等,从而产生遗漏变量偏误。其次,一些有影响力的个人可能对其他人的行为有很强的示范效应,可能导致其他人的过度劳动行为。再次,个人过度劳动不一定是受其他人影响“被内卷”导致的,个人也有激励主动“卷别人”,静态博弈下构成一个“囚徒困境”——每个人的最优策略都是过度劳动,导致模型可能存在互为因果问题。在解决同群效应内生性问题方面,使用群体中其他决策主体的平均个体特征或平均家庭特征作为工具变量是一个比较理想的选择(Duflo and Saez, 2002; 张川川和朱涵宇, 2021)。鉴于此,本文使用同群农民工家庭男孩率^①作为同群农民工过度劳动的工具变量。在满足工具变量相关性方面,农村家庭为提高儿子在婚姻市场上的竞争力,通常倾向于超出其经济能力为儿子建造房屋(Zhang et al., 2022),有男孩的家庭对就业机会和就业回报的需求更加强烈,进而增加劳动参与。同群农民工家庭男孩率是影响同群农民工家庭劳动行为的重要因素,同群农民工家庭男孩率

^①同群农民工家庭男孩率为排除受访农民工的同群其他农民工家庭平均男孩率。具体来说,首先根据问卷问题“与被访者关系是什么”识别出受访农民工家里是否有儿子,如果至少有1个儿子,则定义该农民工家庭有男孩,取值为1,否则为0;其次,按照与(2)式类似的思路计算出同区县内除受访农民工外有男孩的农民工比例。

越高，同群农民工家庭过度劳动的比例就越高。在工具变量外生性方面，同群农民工家庭男孩率对同群农民工过度劳动有影响，但还未发现同群农民工家庭男孩率直接影响农民工个体过度劳动的证据。

四、实证分析结果

（一）基准回归结果

表 2 报告了对农民工过度劳动同群效应估计的基准回归结果。回归 1 和回归 2 分别是以区县为群组的 OLS 和 2SLS 估计结果^①，所有标准差均聚类到区县层面。根据回归 1 估计结果，同群农民工过度劳动每提高 1 个百分点，将会使个体过度劳动的概率显著提高 0.87 个百分点。同群农民工之间存在互动效应，且同群农民工过度劳动可能会受到环境效应和关联效应的影响，使回归 1 高估农民工过度劳动的同群效应。本文主要采用工具变量进行 2SLS 回归进一步解决内生性问题，回归 2 为 2SLS 估计结果。对比来看，2SLS 估计的农民工过度劳动同群效应明显低于 OLS 估计结果。在控制潜在内生性问题后，同群农民工过度劳动每提高 1 个百分点，将使个体过度劳动的概率显著提高 0.73 个百分点，说明同群农民工过度劳动比例越高，农民工个体过度劳动的可能性越大，即农民工过度劳动同群效应明显存在，假说 H1 得证。对工具变量进行 Hausman 检验的结果在 1% 水平下拒绝原假设，说明内生性问题存在；一阶段估计的 F 值为 111.04，显著大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38，说明拒绝弱工具变量假设，农民工过度劳动行为受到他人过度劳动行为影响这一结论比较可信。此外，回归 3 和回归 4 报告了以社区为群组的同群效应检验结果，OLS 和 2SLS 估计结果均显示，同群农民工过度劳动对农民工个体过度劳动存在显著影响。考虑到农民工居住社区自选择问题，以社区为群组的过度劳动同群效应估计结果在本文中仅作为稳健性检验。

本文根据回归 2 估计结果对控制变量的影响进行简要分析。在个体与家庭特征变量中，男性、已婚和受教育程度低的农民工过度劳动问题更严重；年龄较小的劳动者，过度劳动问题更加严重；自评健康水平对过度劳动影响不显著，体现出劳动力市场上大多数农民工对自身健康水平不敏感；短距离流动以及工会会员身份会增加农民工社会融入感，降低过度劳动发生率；本地居留时间越长，过度劳动现象越严重，这可能与农民工留城期间的公共服务保障不充分相关；小规模家庭和有产权住房的家庭成员过度劳动相对缓和；老家面临经济困难会加剧农民工过度劳动行为；家庭拥有农地的农民工过度劳动概率更高，原因在于土地会抑制农民工社会融合（Gu et al., 2020），增加超时劳动时间。在职业特征变量中，家庭收入水平提高，反而增加了过度劳动概率，正如李勇辉等（2022）的解释，大多数农民工难以摆脱以低收入、高劳动强度为主要特征的次级劳动力市场，需要高度依赖过度劳动来维持收入水平；与从事现代服务业工作的农民工相比，从事传统服务业、第二产业的农民工过度劳动现象更加严重。在区域特征变量中，户均消费水平越高的区县，农民工过度劳动程度越低；县级户均收入水平的影响不显著。

^①本文没有使用 Probit 模型或 Logit 模型进行基准回归分析，主要是考虑到非线性模型中交叉项的边际效应及标准差并不能由标准的计算方式得到，其实际边际效应和显著性很可能会与交叉项的系数及显著性相反（Ai and Norton, 2003），使用线性概率模型估计同群效应对农民工是否过度劳动的影响使交叉项估计结果更加直观。

表 2

基准回归结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动			
	群组为同区县		群组为同社区	
	回归1 OLS	回归2 2SLS	回归3 OLS	回归4 2SLS
同群农民工过度劳动	0.865*** (0.007)	0.725*** (0.026)	0.875*** (0.004)	0.665*** (0.019)
性别	0.069*** (0.004)	0.069*** (0.004)	0.067*** (0.003)	0.068*** (0.003)
年龄	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
受教育程度	-0.083*** (0.003)	-0.086*** (0.003)	-0.058*** (0.002)	-0.068*** (0.002)
婚姻状况	0.017*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.015*** (0.005)	0.017*** (0.005)
自评健康水平	0.022* (0.013)	0.021 (0.013)	0.026** (0.011)	0.023** (0.011)
是否参加工会	-0.104*** (0.008)	-0.109*** (0.008)	-0.063*** (0.005)	-0.080*** (0.006)
流动范围	-0.010*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.004*** (0.002)	-0.004** (0.002)
本地居留时间	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)
家庭经济困难约束	0.031*** (0.005)	0.032*** (0.005)	0.022*** (0.003)	0.025*** (0.003)
家庭持有农地	0.026*** (0.004)	0.029*** (0.004)	0.007*** (0.002)	0.017*** (0.003)
家庭自有住房	-0.041*** (0.005)	-0.041*** (0.006)	0.000 (0.003)	-0.010*** (0.004)
家庭人口数量	0.016*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.009*** (0.001)
家庭收入水平（对数）	0.028*** (0.004)	0.029*** (0.004)	0.028*** (0.003)	0.029*** (0.003)
行业类型（参照组：现代服务业）				
传统服务业	0.167*** (0.007)	0.173*** (0.007)	0.111*** (0.005)	0.134*** (0.006)
第二产业	0.068*** (0.006)	0.071*** (0.007)	0.049*** (0.005)	0.058*** (0.005)

表 2 (续)

县级户均收入水平 (对数)	-0.007 (0.011)	0.010 (0.013)	-0.014** (0.007)	0.013 (0.013)
县级户均消费水平 (对数)	0.003 (0.009)	-0.021* (0.012)	0.014** (0.006)	-0.025* (0.013)
城市失业率	0.047 (0.047)	0.079 (0.059)	-0.015 (0.023)	0.048 (0.052)
城市人均地区生产总值 (对数)	0.001 (0.003)	-0.011*** (0.004)	0.004** (0.002)	-0.014*** (0.004)
样本量	87936	87936	87936	87936
是否通过工具变量 Hausman 检验		是		是
R ²	0.218	0.216	0.423	0.405

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稳健标准误。

(二) 稳健性检验

1.采用不同的变量定义和更换估计模型^①。一是替换核心解释变量和被解释变量。本文使用 50 小时和 60 小时两个劳动时间划分标准来识别过度劳动程度，即过度劳动超时时间和重度劳动超时时间，并按照 (2) 式类似思路计算出同群农民工过度劳动程度和同群农民工重度劳动程度。本文使用 Tobit 模型进行估计，Tobit 模型和 IV-Tobit 模型估计结果显示，同群农民工过度（重度）劳动程度越高，农民工过度（重度）劳动超时时间越长。二是将回归模型调整为 Probit 模型，结果也表明基准回归结果稳健。

2.调整样本数量。具体来讲，本文从 87936 个样本中，分别随机抽取 30%和 60%的样本，重新以区县为群组构建同群农民工过度劳动变量，对农民工过度劳动的同群效应进行检验。将上述过程重复 500 次，分别得到 500 个核心解释变量的回归系数，其分布如图 3 (a) 和图 3 (b) 所示。图 3 结果表明，同群农民工过度劳动与个体农民工过度劳动行为之间的因果关系是可靠的。

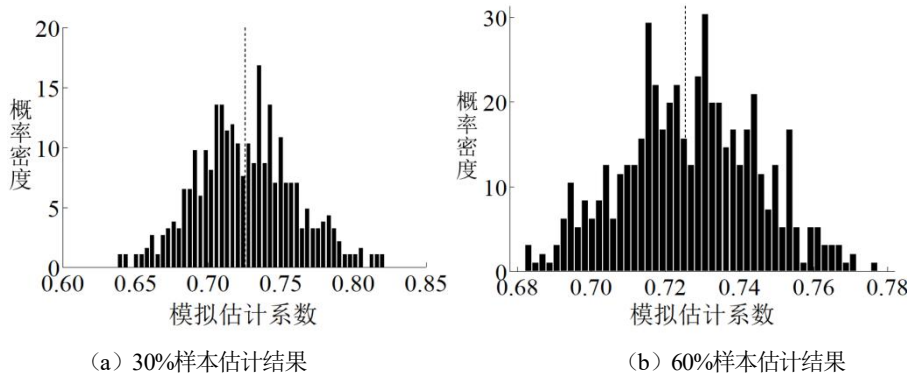


图 3 模拟和真实样本的估计系数分布图

注：图中虚线为以区县为群组的 2SLS 估计的核心解释变量系数，具体见表 2 回归 2 结果。

^①限于篇幅，估计结果未在正文中展示。

3.随机重新构建虚拟群组。如果农民工过度劳动行为的同群效应是基于同区县内农民工之间的信息传递机制、社会模仿机制或收入渴求机制发挥作用,那么处于不同区县的农民工因互动交流较少、信息传达隔离,同群效应会大幅度减弱,甚至消失。鉴于此,本文随机构建虚拟群组,对这些虚拟群组重新估计,如果不可见因素没有对同群效应的估计造成干扰,且现实生活中农民工无法与虚拟邻居产生互动,那么虚拟群组的过度劳动比例无法对农民工过度劳动行为产生影响,同群效应将不显著。

本文采用两种方法重新构建虚拟群组:一是在全国样本范围内按照30%的抽样比例随机抽取农民工个体,构建单位为100个样本的若干个虚拟群组;二是在同一省份内按照30%的抽样比例随机抽取农民工个体,在同一省份内同样构建单位为100个样本的若干个虚拟群组。对于每一个检验,均使用OLS和2SLS方法进行估计,工具变量为虚拟同群农民工家庭男孩率。

表3报告了上述回归的具体结果。表3回归1和回归2分别是全国范围30%抽样样本的OLS和2SLS估计结果,回归3和回归4分别是省内范围30%抽样样本的OLS和2SLS估计结果。OLS估计结果显示,同群农民工过度劳动对农民工过度劳动行为的影响显著。然而,在采用2SLS方法处理内生性问题后,同群农民工过度劳动对农民工过度劳动行为不再有显著影响。上述结果表明,本文采用的工具变量能够较好地解决内生性问题,同群效应的基准回归结果是稳健的。

表3 随机构建虚拟群组的回归结果

变量	被解释变量: 农民工是否过度劳动			
	全国抽样样本		省内抽样样本	
	回归1	回归2	回归3	回归4
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
同群农民工过度劳动	0.891*** (0.054)	-0.472 (1.379)	0.946*** (0.231)	-1.425 (1.677)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	26376	26376	26377	26377
R ²	0.122	0.103	0.117	0.112

注: ①***表示1%的显著性水平; ②括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。

(三) 机制检验结果

如前文所述,农民工过度劳动可能通过信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制产生同群效应。首先,农民工过度劳动会通过信息传递机制发挥同群效应。一方面,周围农民工可以为求职者自上而下提供有用的就业信息,同群农民工更有可能从事相似特征的职业;另一方面,同群压力信息的传递会影响个体劳动行为,可能会促使同质性社会网络中的农民工延长劳动时间。其次,农民工过度劳动会通过社会模仿机制发挥同群效应。当同群农民工普遍过度劳动时,个体农民工会被倒逼出更明确的目标、更进取的心态,通过主动观察和模仿做出趋同的劳动决策,增加其过度劳动的概率。最后,农民工过度劳动会通过收入渴求机制发挥同群效应。同区县其他农民工过度劳动获得的较高收入会改变农民工个体的相对收入状况,这可能会强化农民工依赖过度劳动来维持高水平收入的效益观。

1.信息传递机制。居住密度影响农民工之间的信息传递距离,如果农民工过度劳动同群效应是由

信息传递机制驱动的，则同群效应的大小会受到农民工就业信息和就业压力传递的影响。根据问卷中农民工在本地居住住房性质的信息，本文构建“群聚居住”变量作为信息传递距离的替代变量，以检验不同信息传递距离下的同群效应是否存在异质性。如果住房性质为单位房、合租私房、公租房、借住房和就业场所，则视为群聚居住，“群聚居住”变量赋值为1；如果住房性质为自购商品房、自购保障性住房、自购小产权住房和整租私房，则视为非群聚居住，“群聚居住”变量赋值为0。

表4回归1报告了引入群聚居住与同群农民工过度劳动交互项的2SLS估计结果。结果显示，同群农民工过度劳动与群聚居住的交互项在5%水平上显著，且系数为正，表明过度劳动的同群效应对群聚居住的农民工影响更大。这意味着群聚居住农民工之间的信息传递距离更短，就业信息传递更便利，即信息传递机制是同群效应实现的潜在机制之一，验证了假说H2。

同地区内，社会互动频繁的农民工可能存在更强的行为一致性。因此，如果过度劳动行为中的同群效应是通过信息传递机制实现的，那么农民工在流入地本地与他人频繁交流而建立起的社会关系网将会使他们受到的同群效应影响更强。本文根据被访者对问卷中“农民工在本地与哪些人经常来往”的回答来定义“社会网络”变量：如果农民工与同乡、其他本地人或其他外地人频繁交往，则“社会网络”变量赋值为1；如果不与他人交往，则变量赋值为0。同时，为进一步识别社会网络的内部差异性，本文还设置了“同乡社会网络”变量：如果农民工与同乡人频繁交往，则“同乡社会网络”变量赋值为1；如果农民工与其他本地人或其他外地人等异乡人频繁交往则变量赋值为0。

表4回归2结果显示，同群农民工过度劳动与社会网络的交互项在5%水平上显著，且系数为正，表明社会网络更丰富的农民工受到同群效应的影响更强；回归3结果显示，同群农民工过度劳动与同乡社会网络的交互项虽系数为正，但统计上不显著。社会网络会影响农民工过度劳动同群效应的发挥，但没有发现同乡社会网络更丰富的农民工受到同群效应的影响更强。假说H2得证。

表4 信息传递机制的检验结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同群农民工过度劳动	0.583***	0.077	0.608***	0.062	0.727***	0.037
同群农民工过度劳动×群聚居住	0.179**	0.088				
群聚居住	-0.086	0.055				
同群农民工过度劳动×社会网络			0.159**	0.070		
社会网络			-0.148***	0.045		
同群农民工过度劳动×同乡社会网络					0.047	0.072
同乡社会网络					-0.012	0.044
控制变量	已控制		已控制		已控制	
样本量	87936		87936		68373	
R ²	0.214		0.218		0.220	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中为聚类到区县层面的稳健标准误。

2.社会模仿机制。同群效应的社会模仿机制与个人的性格、情绪等非认知能力和特征密切相关（刘斌等，2012），非认知能力不同会导致农民工之间的社会模仿存在差异，积极进取的农民工更可能向勤奋努力的农民工学习模仿。相比于中年劳动者，年轻的劳动者具有更强的学习动力和学习精力，表现出更明显的城市学习效应（魏东霞和陆铭，2021）。鉴于此，本文从进取心和年龄的角度对社会模仿机制进行检验。

参考魏东霞和陆铭（2021）的思路，本文设定“积极进取心”变量：如果农民工留在城市是为了借助城市更好的学习资源获得自身及后代发展，则视为有积极进取心，变量赋值1，否则变量赋值为0^①。表5回归1报告了引入积极进取心与同群农民工过度劳动交互项的2SLS估计结果。结果显示，同群农民工过度劳动与积极进取心的交互项在1%水平上显著，且系数为负，表明没有积极进取心的农民工受同群效应影响更大。也就是说，对于积极进取心较弱的农民工，同群农民工过度劳动弱化了他们的“躺平”心理，倒逼他们产生更积极的心态和更主动的学习行为，进而自下而上地主动模仿，增加自身劳动时间。回归2结果显示，同群农民工过度劳动与年龄的交互项在5%水平上显著，且系数为负，表明同群效应对于年轻农民工过度劳动的影响更大。表5的结果表明，社会模仿机制是农民工过度劳动行为同群效应发挥作用的重要机制之一，假说H3得证。

表5 社会模仿机制检验结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动			
	回归1		回归2	
	系数	标准误	系数	标准误
同群农民工过度劳动	0.802***	0.046	0.931***	0.099
同群农民工过度劳动×积极进取心	-0.167***	0.058		
积极进取心	0.101***	0.035		
同群农民工过度劳动×年龄			-0.006**	0.003
年龄			0.003*	0.002
控制变量	已控制		已控制	
样本量	72530		87936	
R ²	0.216		0.216	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②表中为聚类到区县层面的稳健标准误；③“积极进取心”变量存在缺失值，所以样本量不同。

3.收入渴求机制。同群农民工通过延长劳动时间获得的更高报酬，可能会强化个体农民工依赖过度劳动来维持高收入水平的效益观。如果收入渴求过度劳动同群效应发挥的潜在机制，那么过度劳

^①对应问卷问题为“您打算留在本地的原因是什么？”答案包括“1.收入水平高；2.个人发展空间大；3.积累工作经验；4.城市交通发达生活方便；5.子女有更好的教育机会；6.医疗技术好；7.与本地人结婚；8.社会关系网都在本地；9.政府管理规范；10.家人习惯本地生活；11.其他”。如果被访者选择选项2、选项3、选项5中至少一项，则视为有较强的积极进取心。

动的普遍存在就会诱导人们增强收入比较的动机，增加物质渴求水平，在一定程度上使得农民工忽视过度劳动的风险，进而从事超长劳动时间且有较高收益补偿的职业。本文通过构造同群农民工过度劳动与收入渴求指标的交互项来检验过度劳动同群效应的收入渴求机制。

收入和消费是家庭关注的两个核心经济指标，相比于绝对经济指标，相对经济指标更契合农民工对相对收入渴求的特征。本文采用相对收入渴求和相对消费渴求作为收入渴求指标的代理变量，其中，相对收入渴求为农民工家庭年收入与同群其他农民工平均家庭年收入之比，相对消费渴求为农民工家庭年消费与同群其他农民工平均家庭年消费之比，2SLS 估计结果见表 6。

表 6 结果显示，回归 1 中同群农民工过度劳动与相对收入渴求的交互项在 10%水平上显著，且系数为负，表明过度劳动同群效应对低相对收入农民工过度劳动的影响更大；回归 2 中同群农民工过度劳动与相对消费渴求的交互项在 5%水平上显著，且系数为负，表明过度劳动同群效应对低相对消费农民工过度劳动的影响更大。总体来看，过度劳动同群效应通过收入渴求机制增加了农民工过度劳动的概率，假说 H4 得证。

表 6 收入渴求机制检验结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动			
	回归 1		回归 2	
	系数	标准误	系数	标准误
同群农民工过度劳动	0.811***	0.044	0.823***	0.047
同群农民工过度劳动×相对收入渴求	-0.077*	0.042		
相比收入渴求	0.041*	0.025		
同群农民工过度劳动×相对消费渴求			-0.097**	0.045
相对消费渴求			0.066**	0.026
控制变量	已控制		已控制	
样本量	87936		87936	
R ²	0.219		0.215	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中为聚类到区县层面的稳健标准误。

五、进一步分析

个体的行为决策更有可能与具有共同特征的群体相关，表现出同群效应的非对称性（Duflo and Saez, 2002；Liu et al., 2014；张川川和朱涵宇，2021）。因此，需要进一步考察农民工过度劳动行为决策中，不同子群之间的同群效应是否存在差异，是否存在“导向者”在加剧过度劳动严重程度，这有助于针对“导向者”，重点缓解其过度劳动程度，并通过示范作用推动农民工劳动力市场的健康发展。表 7 报告了不同子群之间农民工过度劳动同群效应的 2SLS 估计结果。

表 7 的 A 部分报告了不同性别群体同群效应的估计结果。结果显示，同群女性农民工过度劳动对女性农民工过度劳动有显著影响，对男性没有显著影响；同群男性农民工过度劳动对女性和男性农民工过度劳动均有显著影响。简言之，只有同群男性农民工过度劳动会产生跨组影响。当前劳动力市场

上男性主导着主要社会资源，同群男性农民工的劳动时间延长，既会引发男性个体对劳动力市场资源的争取，进而加剧过度劳动行为，也会挤占部分女性农民工的同质就业资源，进而加剧女性农民工过度劳动问题。但由于劳动力市场上存在性别歧视和生育惩罚的“性别—母职”双重负担，相对弱势的女性农民工过度劳动行为不会对男性群体造成就业压力。

表 7 的 B 部分报告了不同代际群体同群效应的估计结果。结果显示，同群老一代农民工过度劳动仅对老一代农民工的过度劳动有显著影响，同群新生代农民工过度劳动仅对新生代农民工过度劳动有显著影响。该结果表明，新生代农民工和老一代农民工均主要受到组内同群效应的影响，这是同群效应对称性的体现。原因在于：新老农民工的思维方式、行为习惯和价值观念等有着极大不同，两类群体分属的劳动力细分市场差异明显。不同于老一代农民工多从事建筑业、制造业等行业，新生代农民工以零工经济、平台经济等新兴业态的职业为主。正是因为新老农民工群体所在的劳动力细分市场差异大，彼此之间交流少，所以没有出现跨组的同群效应。

表 7 的 C 部分报告了不同学历群体同群效应的估计结果。结果显示，同群高学历农民工过度劳动仅对高学历农民工过度劳动有显著影响，同群低学历农民工过度劳动对低学历和高学历农民工过度劳动均有显著影响。也就是说，同群高学历农民工过度劳动不会产生跨组影响，而同群低学历农民工过度劳动会产生跨组影响。次级劳动力市场中的工资更多是由供需力量的对比决定的，同群低学历农民工延长劳动时间可能迫使低学历农民工自主延长劳动时间，以实现更稳定更长期的就业匹配和工资激励；劳动力市场“机会均等”政策的支持力度加大，更加鼓舞低学历劳动者通过奋斗和积累向优质就业领域流动，高学历劳动者可能会通过更多的劳动付出来巩固其学历优势。低学历劳动者向上挤入高学历就业资源空间难度极大，低学历农民工的劳动行为受到同群高学历农民工过度劳动的影响不显著。

综上所述，同群男性农民工过度劳动和同群低学历农民工过度劳动会产生跨组影响，同群女性农民工过度劳动和同群高学历农民工过度劳动仅产生组内影响，表现出非对称性的同群效应；代际间不存在明显的导向者，对称性的同群效应是主要表现。总体来看，同区县男性且低学历的农民工过度劳动产生的同群效应更大，影响的群体范围更广。

表 7 异质性分析结果

	被解释变量：农民工是否过度劳动		
A：按照性别分组	全样本	女性样本	男性样本
同群女性农民工过度劳动	0.211** (0.085)	0.369** (0.151)	0.122 (0.083)
同群男性农民工过度劳动	0.497*** (0.108)	0.367** (0.182)	0.568*** (0.109)
样本量	87936	37968	49968
B：按照代际分组	全样本	老一代样本	新生代样本
同群老一代农民工过度劳动	0.384** (0.160)	0.551*** (0.189)	0.355 (0.249)

表 7 (续)

同群新生代农民工过度劳动	0.360*** (0.111)	0.203 (0.131)	0.414** (0.182)
样本量	87936	36208	51728
C: 按照学历分组	全样本	低学历样本	高学历样本
同群低学历农民工过度劳动	0.729*** (0.080)	0.844*** (0.044)	0.370*** (0.142)
同群高学历农民工过度劳动	0.123** (0.050)	0.029 (0.025)	0.403*** (0.114)
样本量	87936	57936	30000

注：①所有结果均为 2SLS 估计结果，工具变量设定为对应组别的同群农民工家庭男孩率；②代际分组是将样本中出生于 1980 年及以后的群体定义为新生代农民工，出生于 1980 年以前的群体定义为老一代农民工；学历分组是将样本中高中及以上学历的群体定义为高学历群体，高中以下学历的群体定义为低学历群体；③***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；④括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。

六、结论与政策含义

过度劳动现象和内卷群体焦虑与人民美好生活追求相悖，不利于劳动者劳动权益的保障和劳动力市场健康发展。为深入认识中国劳动力市场中流动人口的过度劳动行为决策，本文使用 CMDS2017 中 87936 个农民工样本数据，实证分析了流动人口过度劳动行为决策中的同群效应，为理解就业决策机制和群体差异提供了新的理论视角和经验证据。本文使用 2SLS 估计来解决同群过度劳动的内生性问题，并引入城市特征变量来控制相关效应，以准确估计同群效应。

本文的研究结果表明，同群农民工过度劳动行为决策存在同群效应。具体来讲，同区县农民工过度劳动比例每增加 1 个百分点，个体农民工过度劳动概率增加 0.73 个百分点。机制分析发现，信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制是过度劳动同群效应发挥作用的重要机制：第一，同群效应通过传递相近就业岗位信息，传导就业压力，导致农民工从事超时劳动职业概率加大；第二，同群效应通过激发进取心，产生劳动供给行为的模仿学习效应，提高农民工过度劳动发生概率；第三，同群效应通过增加收入渴求水平，强化延长劳动时间提高收支剩余的效益观，增加农民工过度劳动行为。进一步研究表明，农民工过度劳动行为决策同群效应存在异质性，同区县男性且低学历农民工过度劳动产生的同群效应更大，影响的群体范围更广，即这一类农民工过度劳动行为产生的导向效应更强。

本文研究具有重要的政策启示。第一，农民工过度劳动行为存在同群效应意味着个体劳动行为决策存在相互溢出，政府在设计 and 评估政策时，应考虑以男性且低学历农民工群体为重点人群，完善就业公共服务，强化劳动保障，提高就业质量，促进劳动增收，借助同群效应发挥作用的机制，缓解农民工群体的过度劳动程度。第二，政府应大力支持和鼓励城市农民工群体自发地形成各种团体组织，可整合升华传统型同质性社会网络，形成具有公共精神和共同价值取向的立体化社会网络，有助于农民工群体通过抱团逐步融入城市本地社会网络，享受城市劳动力市场包容性，切实增强农民工的身份

认同和社会融入感,缓解群体内卷的无形压力。第三,政府应加大对农民工职业、住房、公共健康等方面的投入,加快构建农民工就业与再就业多元服务平台,加强城市社会文化基础设施建设,为农民工群体提供更多具有稳定性、适应性和多样性的社会交流活动现场,提高流动人口劳动力市场治理效果的延展性。本文认为,反对“过劳”不等于“躺平”,仍要加强舆论引导,完善就业服务,延续健康的“劳动致富,奋斗光荣”的公众价值观。

参考文献

- 1.郭凤鸣、张世伟,2020:《农民工过度劳动是“自愿选择”还是“无奈之举”?——基于过度劳动收入补偿的分析》,《劳动经济研究》第4期,第75-94页。
- 2.李勇辉、刘南南、陈华帅、沈波澜,2022:《城乡医保统筹缓解农民工过度劳动了吗?》,《中国农村经济》第7期,第124-144页。
- 3.李钟瑾、陈瀛、齐昊、许准,2012:《生存工资、超时劳动与中国经济的可持续发展》,《政治经济学评论》第3期,第35-57页。
- 4.刘斌、李磊、莫骄,2012:《幸福感是否会传染》,《世界经济》第6期,第132-152页、第155-160页、第153-154页。
- 5.刘林平、张春泥、陈小娟,2010:《农民的效益观与农民工的行动逻辑——对农民工超时加班的意愿与目的分析》,《中国农村经济》第9期,第48-58页。
- 6.王琼、叶静怡,2016:《进城务工人员健康状况、收入与超时劳动》,《中国农村经济》第2期,第2-12页、第22页。
- 7.魏东霞、陆铭,2021:《早进城的回报:农村移民的城市经历和就业表现》,《经济研究》第12期,第168-186页。
- 8.吴愈晓、王鹏、黄超,2015:《家庭庇护、体制庇护与工作家庭冲突——中国城镇女性的就业状态与主观幸福感》,《社会学研究》第6期,第122-144页、第245页。
- 9.夏小林,2004:《私营部门:劳资关系及协调机制》,《管理世界》第6期,第33-52页、第156页。
- 10.许弘智、王天夫,2022:《劳动的零工化:数字时代的劳动形态变迁及其形成机制探究》,《经济学家》第12期,第25-34页。
- 11.张川川、朱涵宇,2021:《新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应》,《金融研究》第9期,第111-130页。
- 12.周广肃、樊纲、李力行,2018:《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》,《世界经济》第4期,第53-74页。
- 13.Ai, C. R., and E. C. Norton, 2003, "Interaction Terms in Logit and Probit Models", *Economics Letters*, 80(1): 123-129.
- 14.Arora, D., 2015, "Gender Differences in Time-Poverty in Rural Mozambique", *Review of Social Economy*, 73(2): 196-221.
- 15.Alenezi, M., and M. L. Walden, 2004, "A New Look at Husbands' and Wives' Time Allocation", *Journal of Consumer Affairs*, Vol.38: 81-106.
- 16.Araujo, C., A. de Janvry, and E. Sadoulet, 2010, "Peer Effects in Employment: Results from Mexico's Poor Rural Communities", *Canadian Journal of Development Studies*, 30(3-4): 565-589.

- 17.Bannai, A., and A. Tamakoshi, 2014, "The Association between Long Working Hours and Health: A Systematic Review of Epidemiological Evidence", *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 40(1): 5-18.
- 18.Borjas, G. J., 1995, "Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities", *American Economic Review*, 85(3): 365-390.
- 19.Cha, Y. J., and K. A. Weeden, 2014, "Pages Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages", *American Sociological Review*, 79(3): 457-484.
- 20.Cornelissen, T., C. Dustmann, and U. Schönberg, 2017, "Peer Effects in the Workplace", *American Economic Review*, 107(2): 425-456.
- 21.Cutler, D. M., and E. L. Glaeser, 1997, "Are Ghettos Good or Bad?", *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3): 827-872.
- 22.Damm, A. P., 2014, "Neighborhood Quality and Labor Market Outcomes: Evidence from Quasi-random Neighborhood Assignment of Immigrants", *Journal of Urban Economics*, Vol.79: 139-166.
- 23.Duflo, E., and E. Saez, 2002, "Participation and Investment Decisions in a Retirement Plan: The Influence of Colleagues' Choices", *Journal of Public Economics*, 85(1): 121-148.
- 24.Durlauf, S. N., and Y. M. Ioannides, 2010, "Social Interactions", *Annual Review of Economics*, 2(1): 451-478.
- 25.Eriksson, T., A. Poulsen, and M. C. Villeval, 2009, "Feedback and Incentives: Experimental Evidence", *Labour Economics*, 16(6): 679-688.
- 26.Gu, H. Y., Y. K. Ling, T. Y. Shen, and L. D. Yang, 2020, "How Does Rural Homestead Influence the Hukou Transfer Intention of Rural-urban Migrants in China?", *Habitat International*, Vol.105, 102267.
- 27.Hiwatari, M., 2016, "Social Networks and Migration Decisions: The Influence of Peer Effects in Rural Households in Central Asia", *Journal of Comparative Economics*, 44(4): 1115-1131.
- 28.Ioannides, Y. M., and L. D. Loury, 2004, "Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality", *Journal of Economic Literature*, 42(4): 1056-1093.
- 29.Jia, P., 2014, "Employment and Working Hour Effects of Minimum Wage Increase: Evidence from China", *China & World Economy*, Vol.22: 61-80.
- 30.Kondo, A., and M. Shoji, 2019, "Peer Effects in Employment Status: Evidence from Housing Lotteries", *Journal of Urban Economics*, Vol.113, 103195.
- 31.Liu, H., Q. Sun, and Z. Zhao, 2014, "Social Learning and Health Insurance Enrollment: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.97: 84-102.
- 32.Lopez, M., and F. A. Lozano, 2009, "The Labor Supply of Immigrants in the United States: The Role of Changing Source Country Characteristics", *American Economic Review*, 99(2): 35-40.
- 33.Park, A., and D. W. Wang, 2010, "Migration and Urban Poverty and Inequality in China", *China Economic Journal*, 3(1): 49-67.

34. Qi, L. S., and X. Y. Dong, 2018, "Gender, Low-Paid Status, and Time Poverty in Urban China", *Feminist Economics*, 24(2): 171-193.
35. Rosaz, J., R. Slonim, and M. C. Villeval, 2016, "Quitting and Peer Effects at Work", *Labour Economics*, Vol.39: 55-67.
36. Rossi, M., and S. Trucchi, 2016, "Liquidity Constraints and Labor Supply", *European Economic Review*, Vol.87: 176-193.
37. Stutzer, A., 2004, "The Role of Income Aspirations in Individual Happiness", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 54(1): 89-109.
38. Weinberg, B. A., P. B. Reagan, and J. J. Yankow, 2004, "Do Neighborhoods Affect Hours Worked? Evidence from Longitudinal Data", *Journal of Labor Economics*, 22(4): 891-924.
39. Zhang, A. Q., P. F. Ni, and C. Ling, 2022, "Peer Effects in Rural Housing Demand: Evidence from China", *China Economic Review*, Vol.73, 101787.

(作者单位：西南财经大学中国西部经济研究院)

(责任编辑：胡 祎)

Peer Effects in Overwork of Migrant Workers

LIU Tao QIN Zhilong WU Junqian

Abstract: Exploring the issue of migrant workers' overwork based on the group decision-making characteristics of workers can create effective policy interventions to alleviate overwork. This paper uses China Migrants Dynamics Survey to study peer effects in overwork of migrant workers, and analyzes the group characteristics and mechanism of the peer effects. Using 2SLS estimation, we find that, all else being equal, for a 1% increase in the proportion of overwork by migrant workers in a county, the individual overwork of migrant workers increases significantly by 0.73%. The mechanism analysis shows that information transmission, social imitation, and income craving formed by migrant workers in the same community are important mechanisms of the peer effects. The heterogeneity analysis shows that, on average, the overwork of male migrant workers with low education in the same county has a stronger guiding effect. This study confirms the group characteristics of overwork, and that the peer effects can be used to generate an extended effect of the labor market governance.

Keywords: Peer Effects; Overwork; Migrant Workers; Information Transmission

数字经济发展推进了农业生产方式变革吗*

——来自黄河流域地级市的证据

王 菲 孙淑惠 刘天军

摘要：本文基于 2011—2020 年中国黄河流域 100 个地级市的面板数据，借助熵权法和 EBM-Malmquist 生产率指数法测算地区数字经济发展水平和农业绿色全要素生产率，在厘清数字经济发展对农业绿色集约化影响理论机制的基础上，运用动态面板模型、非线性中介效应模型、动态空间杜宾模型等方法，多维度实证探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响及其作用机制，并进一步探讨数字经济发展对农业绿色集约化的空间溢出效应。研究发现：数字经济发展对农业绿色集约化呈显著的正 U 型非线性影响，且当前黄河流域大部分地级市的数字经济发展水平尚未跨越促进农业绿色集约化发展的拐点，对这一结果进行内生性检验和稳健性检验后依然成立。机制分析结果表明，数字经济发展通过推动绿色金融发展、提高农村人力资本水平、缓解农业资源错配三重非线性机制赋能农业绿色集约化发展。异质性分析结果表明，数字经济发展仅在黄河流域中游地区对农业绿色集约化有显著的正 U 型影响，对上游和下游地区的影响不显著；在高水平的农业绿色科技创新地级市，数字经济发展的促进作用更为显著。空间溢出效应结果表明：数字经济发展对周边地级市的农业绿色集约化存在倒 U 型的空间溢出效应；长期效应和短期效应的结果具有一致性，且以长期效应为主。

关键词：数字经济发展 农业生产方式 绿色集约化 空间溢出效应

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告明确指出，“全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍然在农村”^①，2023 年中央“一号文件”继续强调这一重要论点。农业现代化是中国式现代化道路在农业领域的具体

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“我国西部地区农业市场培育与开放”（编号：71933005）和国家社会科学基金项目“数字经济提升农业产业链韧性的理论与实践研究”（编号：22VRC152）的资助。本文通讯作者：刘天军。

^①习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 30-31 页。

表现形式，是建设农业强国的应有之义。想要推进农业现代化进程，必须加快推进农业生产方式转变（魏后凯，2021）。长期以来，中国传统农业增长主要依靠低端生产要素，属于“高投入、高消耗、低产出”的粗放式生产方式，缓解了以往农产品供给不足的矛盾。然而，粗放式的农业生产方式难以为继。一方面，中国的资源禀赋先天不足，人均自然资源的占有量远低于世界平均水平。集约化发展成为突破资源限制、提高投入产出率、促进小农户转型的重要农业生产方式（Ma et al., 2022）。另一方面，粗放式的生产导致资源环境约束越来越大，生态环境日趋恶化。农业生产方式现代化变革不仅需要要素配置的综合调整来推动农户实现新一轮生产要素替代，还需要实现农业生产方式的绿色化发展（高晶晶和史清华，2021）。因此，向以提高绿色全要素生产率为动力、兼顾能源节约和环境保护的绿色集约化发展转变，成为农业生产方式现代化变革的方向。

那么，如何推进农业绿色集约化发展呢？《中国数字经济发展研究报告（2023年）》数据显示，2022年中国数字经济规模达到50.2万亿元，占GDP的比重高达41.5%，这一比重相当于第二产业占国民经济的比重^①。考虑到蓬勃发展的数字经济在国民经济中发挥的重要作用，2014—2023年历年中央“一号文件”对农村数字发展提出顶层设计层面的指导意见，并陆续出台《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划（2019—2025年）》《数字乡村建设指南1.0》等一系列前所未有的政策规划，旨在刻画新时期以数字化引领驱动农业农村现代化的蓝图。理论上，多渠道提供的数字经济发展信息有利于提高农户对农业污染问题和传统生产方式负外部性的认识，增加农户的社会责任感和环保认可度。此外，数字经济时代包含更丰富的农业生产要素，跨时空的信息传递和全局性的资源统筹引导各类农业生产要素合理、自由流动，推动农业生产的集约化和绿色化（张蕴萍和栾菁，2022）。那么现实情况中，在中国数字经济不断推动农村进入以数字化、智能化为生产力的新阶段，数字经济发展能否推进农业绿色集约化发展？其影响强度和方向如何？如果答案是肯定的，那么其具体作用机制是什么？是否存在空间溢出效应？本文认为，合理探讨上述问题，有助于对中国数字经济的进一步发展及农业生产方式现代化变革提供可靠的决策依据。

关于数字经济发展和农业生产方式现代化变革之间关系的现有研究中，大多数学者将目光集中于数字经济发展对农业全要素生产率的影响，认为现代化农业转型主要指农业发展方式和模式转变，核心在于采用现代的科学技术和方法，根本在于提高全要素生产率（魏后凯，2017）。例如，朱秋博等（2019）运用农业农村部固定观察点的数据，实证分析得出农业信息化发展对全要素生产率具有显著的促进作用；孙光林等（2023）利用省级数据进行实证分析，认为数字经济对农业全要素生产率具有显著的正向影响。近年来，资源浪费、环境污染、生态破坏等问题引起了学者的关注，故少数学者开始将研究重点放在数字经济发展对农业绿色全要素生产率的影响上面。例如，Shen et al.（2022）认为投入数字化可以促进技术进步，更先进的生产技术可以解决高能耗问题、降低生产要素投入产出比，这将促使生产者向绿色生产转变，在促进农业经济增长的同时实现可持续发展。但是，关于数字经济发展和全要素生产率之间的关系，也有一些学者提出了不同的观点，认为数字经济发展与全要素

^①资料来源：《中国数字经济发展研究报告（2023年）》，http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427_419051.htm。

生产率之间的关系存在条件性。例如, Brynjolfsson et al. (2017) 认为数字经济时代存在生产率上的新“索洛悖论”, 只有新技术积累到一定规模且技术应用主体具备一系列互补性投入后, 数字技术对全要素生产率的促进作用才会发挥; Deng et al. (2018)、金绍荣和任赞杰 (2022) 认为数字经济发展与全要素生产率的关系在很大程度上受到资本、劳动力等互补要素的发展水平和配置情况的影响。在测度农业绿色全要素生产率的过程中, 已有研究主要采用以随机前沿生产函数 (stochastic Frontier analysis, SFA) 为主的参数方法和以数据包络分析 (data envelopment analysis, DEA) 为主的非参数方法。相较于 SFA 方法, DEA 不需要对生产函数形式做具体假设, 且适用于多投入多产出变量, 可以在时间和空间上做比较, 从而评估时解释能力更强, 因此在全要素生产率的测度中得到更广泛应用。在 DEA 应用中, 目前最常用的是非径向 SBM (slacks-based measure) 模型。例如: 孟祥海等 (2019) 采用 Super-SBM 模型和 Malmquist-Luenberger 生产率指数测度中国 1997—2016 年 29 个省份的绿色全要素生产率增长情况; 吕娜和朱立志 (2019) 采用 SBM 模型和 Malmquist 指数系统测度中国省级层面的农业绿色全要素生产率。但是, 非径向 SBM 模型可能会丢失变量最初的比例关系, 影响测度结果的准确性。相比之下, EBM (epsilon-based measure) 模型既能有效反映目标值和实际值之间的比例信息, 又能反映投入产出变量非径向部分差异, 从而提高测度结果准确性 (杨骞等, 2022)。

上述文献对本文研究具有重要的借鉴意义, 但仍存在进一步延伸的空间。第一, 既有研究主要将提高全要素生产率作为农业生产方式现代化变革的衡量标准, 且开始注重资源节约和环境保护, 关注绿色全要素生产率。然而, 绿色全要素生产率的提高仅是现代化农业转型的必要非充分条件, 农业现代化朝着绿色集约化方向发展, 不仅需要绿色全要素生产率水平的提高, 也意味着传统投入要素成本的降低 (唐未兵等, 2014)。第二, 既有研究已经意识到数字经济发展与农业生产方式现代化变革之间不仅是线性关系, 但关于二者非线性关系及作用机制的探讨仍然不足, 且探讨的线性机制是经济发展的普遍性作用。可见, 既有研究忽视了专注于推进农业领域绿色集约化发展的非线性作用机制。第三, 既有研究对于农业绿色全要素生产率的测度多采用 SFA 方法和 DEA 方法下的非径向 SBM 模型, 采用 EBM 模型对农业绿色全要素生产率进行测度的研究较少。

因此, 本文可能的边际贡献体现在三个方面。第一, 本文通过构建数字经济发展和农业绿色集约化的 C-D 生产函数, 从提高绿色全要素生产率和降低传统要素投入份额两个角度构建理论模型, 实证探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响, 尝试弥补现有文献对数字经济发展影响农业绿色集约化的理论研究和实证分析的不足, 有助于政府部门针对性地制定农村数字经济推广政策。同时, 考虑到数字经济的溢出效应, 本文从空间关联视角出发构建空间矩阵, 进一步探究可能存在的空间溢出效应, 丰富和拓展数字经济发展和农业生产方式现代化变革的内容和范畴。第二, 本文基于马克思生产力理论, 检验绿色金融、农村人力资本和农业资源错配在数字经济发展影响农业绿色集约化中的非线性作用机制, 为剖析数字经济时代推进农业生产方式现代化变革提供新的观察视角。第三, 本文利用 EBM-Malmquist 生产率指数法测算农业绿色全要素生产率, 既能有效反映目标值与实际值之间的比例信息, 又能反映投入产出变量非径向部分差异, 提高测度结果准确性。

二、理论分析与研究假说

（一）数字经济发展对农业绿色集约化的直接影响

本文从新古典经济学的 Cobb-Douglas 生产函数（C-D 生产函数）角度出发，将中国资源环境约束日趋严重的形势纳入考虑，对传统的 C-D 生产函数进行扩展，探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响。具体扩展的 C-D 生产函数形式如下：

$$Y_{it} = f(A_{it}, K_{it}, L_{it}, W_{it}) = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} W_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

（1）式中， Y_{it} 代表农业经济产出， A_{it} 代表农业绿色全要素生产率， K_{it} 代表资本投入， L_{it} 代表劳动力投入， W_{it} 代表资源投入， α 、 β 和 γ 分别代表资本、劳动力和资源的产出弹性系数。

假设生产函数在时间 t 上连续可导，将（1）式两边取对数，并对时间 t 求偏导可得：

$$\frac{1}{Y_{it}} \cdot \frac{\partial Y_{it}}{\partial t} = \frac{1}{A_{it}} \cdot \frac{\partial A_{it}}{\partial t} + \frac{\alpha}{K_{it}} \cdot \frac{\partial K_{it}}{\partial t} + \frac{\beta}{L_{it}} \cdot \frac{\partial L_{it}}{\partial t} + \frac{\gamma}{W_{it}} \cdot \frac{\partial W_{it}}{\partial t} \quad (2)$$

若以 gY_{it} 代表农业经济产出增长率 $\frac{1}{Y_{it}} \cdot \frac{\partial Y_{it}}{\partial t}$ ， gA_{it} 代表绿色全要素生产率增长率 $\frac{1}{A_{it}} \cdot \frac{\partial A_{it}}{\partial t}$ ， gK_{it} 代表资本投入增长率 $\frac{1}{K_{it}} \cdot \frac{\partial K_{it}}{\partial t}$ ， gL_{it} 代表劳动力投入增长率 $\frac{1}{L_{it}} \cdot \frac{\partial L_{it}}{\partial t}$ ， gW_{it} 代表资源投入增长率 $\frac{1}{W_{it}} \cdot \frac{\partial W_{it}}{\partial t}$ ，则（2）式可以转化为：

$$gY_{it} = gA_{it} + \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it} \quad (3)$$

由（3）式可知，农业经济产出增长率由绿色全要素生产率增长率和投入要素增长率两部分构成。将（3）式两边同除以 gY_{it} 可以得到：

$$1 = \frac{gA_{it}}{gY_{it}} + \frac{\alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}}{gY_{it}} \quad (4)$$

（4）式右边分别代表绿色全要素生产率增长、资本投入增长、劳动力投入增长、资源投入增长对农业产出增长的贡献，且全要素生产率增长和投入要素增长两者对产出增长的贡献呈现相反的变动关系。将绿色集约化水平（green intensive degree, GID）定义为绿色全要素生产率增长率与同期产出增长率的比值（李斌等，2013），具体公式表现为：

$$GID_{it} = \frac{gA_{it}}{gY_{it}} \quad (5)$$

当 $gA_{it} > \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}$ 时，农业生产方式趋向绿色集约化型；当 $gA_{it} < \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}$ 时，农业生产方式趋向粗放型；当 $gA_{it} = \alpha gK_{it} + \beta gL_{it} + \gamma gW_{it}$ 时，农业生产方式是绿色集约化和粗放的结合型。

本文将刘亮等（2020）、Aghion et al.（2017）关于智能化影响经济增长发展方式转变的理论模型拓展到农业领域，从数字经济发展影响农业生产方式现代化变革的新视角出发，以绿色全要素生产率的增长率为突破口，设定如下理论模型：

$$\dot{A}_{it} = A_{it}^{\phi} \left(\int_0^1 X_{it}^{\rho} di \right)^{1/\rho} \quad (6)$$

（6）式中： $\dot{A}_{it}$ 代表农业绿色全要素生产率增加值； ϕ 为常数， $\phi \leq 1$ ； ρ 衡量不同农业生产要素之间的替代关系， $\rho \leq 1$ 且 $\rho \neq 0$ ； X_{it} 代表提高农业绿色全要素生产率的投入要素。为了保持模型的简单性，本文假定农业生产中投入两种要素：一种是传统投入要素 Tra ，包括基础设施、人力资本、自然资源等；另一种是新型投入要素 Inf ，包括数据、技术、人工智能等。

假设在农业生产过程中，新型投入要素占全部投入要素的份额为 λ ，则（6）式可表示为：

$$\dot{A}_{it} = A_{it}^{\phi} \left[\lambda_{it} \left(\frac{Inf_{it}}{\lambda_{it}} \right)^{\rho} + (1 - \lambda_{it}) \left(\frac{Tra_{it}}{1 - \lambda_{it}} \right)^{\rho} \right]^{1/\rho} \quad (7)$$

以 $gA_{it} = \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}}$ 表示绿色全要素生产率的增长率，则根据（7）式可得：

$$gA_{it} = A_{it}^{\phi-1} \left[\lambda_{it}^{1-\rho} Inf_{it}^{\rho} + (1 - \lambda_{it})^{1-\rho} Tra_{it}^{\rho} \right]^{1/\rho} \quad (8)$$

由（8）式可得，绿色全要素生产率的增长率与新型投入要素呈正相关关系。进一步地，本文将数字经济发展和农业绿色集约化发展相联系，绿色集约化水平 GID 可表示为数字经济发展的函数：

$$GID_{it} = \frac{A_{it}^{\phi-1} \left[\lambda_{it}^{1-\rho} Inf_{it}^{\rho} + (1 - \lambda_{it})^{1-\rho} Tra_{it}^{\rho} \right]^{1/\rho}}{A_{it}^{\phi-1} \left[\lambda_{it}^{1-\rho} Inf_{it}^{\rho} + (1 - \lambda_{it})^{1-\rho} Tra_{it}^{\rho} \right]^{1/\rho} + \kappa gInf_{it} + (1 - \kappa) gTra_{it}} \quad (9)$$

（9）式中： $gInf_{it}$ 和 $gTra_{it}$ 分别为新型投入要素和传统投入要素的投入增长率； κ 为弹性系数， $0 < \kappa < 1$ 。本文假设，在生产过程中，新型投入要素和传统投入要素是处于同等重要地位的增长要素，即替代系数 $\rho=1$ 。则绿色集约化对新型投入要素的一阶求导可以表示为：

$$\frac{\partial GID_{it}}{\partial Inf_{it}} = \frac{A_{it}^{\phi-1} \left[(\kappa gInf_{it} + (1 - \kappa) gTra_{it}) - \kappa (Inf_{it} + Tra_{it}) \frac{\partial gInf_{it}}{\partial Inf_{it}} \right]}{[gA_{it} + \kappa gInf_{it} + (1 - \kappa) gTra_{it}]^2} \quad (10)$$

当 $\frac{\partial GID_{it}}{\partial Inf_{it}} \geq 0$ 成立时，需要满足如下条件：

$$gInf_{it} \geq \frac{1 - \kappa}{\kappa} gTra_{it} \quad (11)$$

数字技术的生产率效应研究中，技术实施与结构重组所造成的滞后效应观点认为，数字技术影响具有滞后性，新技术对生产力的促进作用需要在攒够足够的技术存量或构建必要的互补体系之后才能充分显现（Brynjolfsson et al., 2021）。当（11）式不成立时，数字经济发展处于初期阶段：一方面，

数字技术尚未积累到可观规模；另一方面，农业生产在资金投入、自身素养等方面都不具备技术承接能力，即新技术的互补性投入不足。农户需要依托资金加大对数字配套技术设备的购买，然而，农业绿色发展周期长、低回报率的特点以及传统金融机构面临的信息不对称问题，制约了农业的绿色融资环境。此外，留守农村的农户深层次吸收转化数字技术的能力水平不高。因此，数字经济时代的新“索洛悖论”（Brynjolfsson et al., 2017）产生，绿色全要素生产率增长率提升缓慢。此时，绿色全要素生产率的增长率小于要素投入的增长率，农业生产方式趋向粗放型，数字经济发展对绿色集约化发展存在抑制效应。当（11）式成立时，数字经济发展水平不仅积累到一定规模，而且数字技术不再是单独运作，而是与其他互补性要素不断组合迭代，发挥协同效应，新技术对绿色全要素生产率的促进潜力逐渐释放，绿色全要素生产率的提升呈快速升高态势。此时，绿色全要素生产率的增长率大于要素投入的增长率，农业生产方式趋向绿色集约型，数字经济发展对绿色集约化发展存在促进效应。因此，本文提出研究假说 H1。

H1：数字经济发展对农业绿色集约化发展存在非线性的正 U 型影响，只有当数字经济发展达到一定水平时，数字经济发展才会促进农业生产方式的现代化变革。

（二）数字经济发展对农业绿色集约化的影响机制

作为物质资料生产和再生产的具体方式，生产方式体现了具体劳动过程中对社会生产力的运用和发展，故农业生产方式现代化变革可以视为人类通过不断提高生产力来实现社会生产的新阶段。本文在马克思生产力理论的基础上，重点阐释数字经济发展在农业生产方式现代化变革中的经济学内涵。

从劳动工具方面看，劳动工具是人类劳动活动的物质载体。以往农户在生产过程中主要依靠体力劳动、动力机械，注重的是劳动工具的物理属性和机械属性，农业生产方式的现代化变革使得农户必须重视劳动工具的绿色和数字化属性。然而，现代劳动工具的使用需要昂贵的资金投入。若存在融资约束，就会限制农户对现代劳动工具的使用。绿色金融作为基于环境保护的金融创新，通过绿色金融工具引导资金流向绿色农业。绿色金融不仅为农业绿色集约化项目提供可持续、多元化的融资渠道，而且为绿色科技创新和推广提供资金保障，加速推动劳动工具实现属性转变，赋能农业绿色发展（温涛和何茜，2023）。然而，由于农业绿色项目周期长、回报率低，加上中国金融体系发展不完善，长期以来由银行主导的融资渠道在服务实体经济中存在“属性”“领域”“阶段”错配的严重问题（唐松等，2020），制约了绿色金融在农业领域的发展。数字经济发展借助网络和大数据，有效筛选和整合庞杂的农户信息，帮助农户拓宽融资过程中的授信渠道，为绿色金融提供可靠的信息基础，从而增强融资的可持续性和稳定性。此外，数字经济发展带来的“鲶鱼效应”也在倒逼传统金融机构改变运作模式和服务理念，从而更好地为农户提供智能、高效和定制化的绿色金融服务。

值得注意的是，虽然绿色金融更加注重绿色产业的发展，但是其供应主体依旧为传统金融机构，当数字经济发展水平超过合理规模时，数字经济带来的正外部性无法抵消其规模扩大所带来的资源紧张，导致绿色金融发展面临资金、人才供应的不足和竞争的加剧，从而数字经济发展对绿色金融产生挤出效应，对农业生产方式现代化变革产生阻碍作用。基于上述理论分析，本文提出研究假说 H2。

H2：绿色金融是数字经济发展对农业绿色集约化发展产生正 U 型影响的非线性作用机制。

从劳动力方面看,劳动力是劳动的主体和生产力的载体,是一种特殊的商品,具有使用价值和交换价值,人力资本可被看作是一种劳动力。较高水平的人力资本意味着农户有能力掌握有关农业生产的先进知识,同时更加快速适应直播、电商等数字化新方式。这不仅有助于降低农业生产转型过程中的信息不对称,减少产销环节中的资源损耗,而且有助于规避农业生产方式变革过程中的自然和市场风险。此外,高人力资本水平的农户通过农业合作组织、农民培训和示范基地等渠道将绿色农业实践经验传授给其他农户,推动农业向更加绿色和可持续发展的方向。在数字经济时代背景下,信息传递成本降低、信息传播范围扩大,农户可以接触海量的免费资源,有效解决了传统知识交流的时间和空间差异,实现人力资本的迅速积累。此外,数字化推动信息流动速率加快、信息沟通效率提升,帮助农户在思想意识和主观意识上发生改变,提高农户对农业生产方式现代化变革的接受度,在农业生产过程中更加注重能源节约和环境保护,奠定实现农业生产方式现代化变革的基础。

值得注意的是,较低的数字经济发展水平并不能提高农户人力资本水平。这是因为:在数字经济发展初期,农户参与数字经济所需的成本(包括学习、培训、技术引入等)较高。这些昂贵的成本使得许多农户被迫放弃学习知识和技能,限制自身人力资本积累,从而阻碍农业生产方式向绿色集约化转型的速度和效果。随着数字经济发展水平的提高,相关数字技术变得更加成熟和普及,且市场上涌现更多的数字解决方案供应商和服务提供商,厂商之间的相互竞争降低了数字技术和服务价格,故此农户提高人力资本水平面临较低的参与成本。基于上述理论分析,本文提出研究假说 H3。

H3: 人力资本是数字经济发展对农业绿色集约化发展产生正 U 型影响的非线性作用机制。

从劳动对象方面看,它是劳动者自身劳动的作用客体。在非数字经济时代,农业生产的主要劳动对象是土地、水等不可再生的自然资源,劳动对象呈现强稀缺性特征。因此,农户需要合理配置资源,避免资源错配对农业绿色生产效率的负向影响(宋马林和金培振,2016)。在传统生产模式下,受制于单一种植品种、陈旧的耕作技术、低效的信息获取途径等,农户在生产过程中可能面临资源匮乏或过度使用的困境,从而出现资源错配的情况。但在数字经济时代,数字经济发展可以通过优化资源配置,促进农业绿色集约化发展。具体来说,一方面,数字技术进步使得马克思所讲的劳动对象范围得以扩大,劳动对象具备可开发性、可拓展性和可培育性的新特点(白永秀和刘盼,2020)。以数据资源为例,数据在复制、交换、流通过程中几乎不存在固定成本及折旧问题,甚至催生边际成本为零的情况。若不存在成本的约束,则资源错配情况将不会出现(杨光等,2015)。另一方面,数据网络系统是规模庞大、非孤立的体系。随着数据利用农户的增加,可供交换的关于农业生产信息更加完善,不仅缓解因信息不对称造成的资源错配问题,还可以从生产端和消费端撬动和联动更多的相关资源,这在一定程度上弱化资源稀缺性限制带来的环境污染问题,促进农业生产方式向绿色集约化发展变革。

值得注意的是,在数字经济发展的早期阶段,重要表现之一是投入大量资源来建设数字基础设施项目,虽有助于地方数字基础设施的更新和优化,但也占据了有限的自然资源,加剧了农业资源错配。随着数字经济发展水平的提高,信息不对称和供需不匹配造成的资源错配现象不断减弱,从而促进了农业绿色集约化发展。基于上述理论分析,本文提出研究假说 H4。

H4: 资源错配是数字经济发展对农业绿色集约化发展产生正 U 型影响的非线性作用机制。

三、研究设计

（一）模型设定

1. 基准回归模型。考虑到农业绿色集约化发展存在滞后性，故本文使用动态面板模型。对于动态面板模型的估计，因为存在被解释变量滞后性，内生性问题很容易产生，而采用系统广义矩估计（system generalized method of moments, SYS-GMM）方法可以有效解决这一问题。模型具体设定如下：

$$GID_{it} = \tau_0 + \tau_1 GID_{i,t-1} + \partial_1 digital_{it} + \partial_2 digital_{it}^2 + \partial_3 Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (12)$$

（12）式中， GID_{it} 表示地级市 i 在第 t 年的农业绿色集约化水平， $GID_{i,t-1}$ 为地级市 i 农业绿色集约化水平滞后项， $digital_{it}$ 表示地级市 i 在第 t 年的数字经济发展水平， $digital_{it}^2$ 表示数字经济发展水平的二次项， Z_{it} 表示一系列控制变量， τ_0 为截距项， τ_1 刻画了农业绿色集约化发展的动态变化特征， ∂_1 为核心解释变量的待估计参数， ∂_2 为核心解释变量二次项的待估计参数， ∂_3 为控制变量的待估计参数， δ_i 表示地区固定效应， θ_t 表示年份固定效应， μ_{it} 表示随机扰动项。

2. 非线性中介效应模型。基于非线性中介效应模型，本文进一步探讨数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制。模型具体设定如下：

$$Mediating_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 digital_{it}^2 + \gamma Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (13)$$

（13）式中， $Mediating_{it}$ 表示中介变量。如果系数 β_1 或 β_2 显著，说明数字经济发展对中介变量产生影响。

3. 动态空间杜宾模型。为了进一步探究数字经济发展对农业绿色集约化可能存在的空间溢出效应，本文构建动态空间杜宾模型（dynamic spatial durbin model, DSDM）。模型具体设定如下：

$$GID_{it} = \tau_0 + \tau_1 GID_{i,t-1} + \varphi_1 M \times GID_{i,t-1} + \varphi_2 M \times GID_{it} + \partial_1 digital_{it} + \varphi_3 M \times digital_{it} + \partial_2 digital_{it}^2 + \varphi_4 M \times digital_{it}^2 + \partial_3 Z_{it} + \varphi_5 M \times Z_{it} + \delta_i + \theta_t + \mu_{it} \quad (14)$$

（14）式中， M 表示 $n \times n$ 维空间权重矩阵，本文选取经济地理矩阵报告空间面板回归结果； $\varphi_1 \sim \varphi_5$ 为变量空间交互项的待估计参数。

（二）变量说明

1. 被解释变量：绿色集约化。本文选用农业绿色全要素生产率增长率与产出增长率的比值表示绿色集约化水平。在 DEA 框架下，本文选取 EBM-Malmquist 生产率指数法测度农业绿色全要素生产率。由于测得的绿色全要素生产率是动态变化的，故本文将环比效率指数换算为定比效率指数。投入变量主要选取劳动力、资本和资源。其中：劳动力投入为第一产业从业人员；资本投入包括农业机械动力和农用化肥施用折纯量；资源投入包括土地投入和水资源投入，其中，土地投入为农作物播种面积，水资源投入为有效灌溉面积。在产出方面，期望产出为农林牧渔业总产值；非期望产出为农业面源污染排放，本文主要参考李谷成（2014）的做法，选取农业生产、农村生活过程中产生的化学需氧量（COD）、总氮（TN）和总磷（TP）三种污染物，通过熵权法拟合而成。

2.核心解释变量：数字经济发展^①。本文从数字产业化和产业数字化两个维度度量中国的数字经济发展水平。对于数字产业化，借鉴赵涛等（2020）的研究，从数字产业基础和数字产业收益展开评价。一方面，数字产业基础体现的是相关要素的投入情况，本文从基础设施和人才投入两个方面选取指标：选取固定端互联网基础每百人互联网宽带用户接入数和移动端互联网基础每百人移动电话用户数量衡量基础设施，选取信息传输、计算机服务和软件业从业人数以及交通运输、仓储和邮政业从业人数两个指标衡量人才投入。另一方面，数字产业收益体现的是将数字产业所创造的价值转化为实际收益的过程，考虑到邮政业务和电信业务是数字产业中的重要组成部分，本文选取电信业务总量、邮政业务总量两个指标。对于产业数字化，本文重点探讨数字化在社会中的具体应用领域，即数字金融，具体以数字普惠金融数字化程度指数表征。本文采用熵权法计算数字经济发展水平评价指标。

3.控制变量。本文选取如下控制变量：①种植结构，以粮食作物播种面积占总播种面积的比重衡量；②产业结构水平，以第二产业和第三产业增加值之和占地区生产总值的比重衡量；③地区经济发展水平，以人均地区生产总值衡量；④政府干预，以政府财政支出占地区生产总值的比例衡量；⑤经济开放，以人均外商直接投资额衡量。

4.中介变量。第一，绿色金融。借鉴朱向东等（2021）的做法，本文以绿色债券发行量占所有债券发行量的比重代理绿色金融发展水平。第二，人力资本。本文借鉴杨怡等（2022）的思路，选取农村居民在健康、教育培训、迁移方面的消费支出总和占总消费支出的比重衡量农村人力资本。第三，资源错配。本文借鉴郑宏运等（2019）的做法测度农业资源错配指数。若错配指数大于0，说明配置不足；反之，表示过度配置。在进行实证分析时，本文采用资源错配指数的绝对值进行分析：该指数的绝对值越大，代表农业资源错配程度越大；反之，则越小。

（三）样本说明与变量描述性统计

本文的研究时间范围为2011—2020年。本文选取黄河流域的山西、内蒙古、山东、河南、四川、陕西、甘肃、青海、宁夏9个省（区）的100个地级市（州、盟）为研究样本^②。黄河流域和长江流域都是中国传统的农业区，流域的生态保护和高质量发展皆为国家重大战略，相较于长江流域，本文选取黄河流域地级市作为研究样本有两个原因。第一，黄河流域的农业经济贡献占据重要地位。根据2020年的数据，黄河流域的三次产业占比依次为9.7%、39.3%和51.0%，长江流域的三次产业占比依次为8.5%、38.2%和53.3%，黄河流域的农业在经济发展中的比重超过长江流域，且河南、山东、内蒙古、四川为粮食主产区，其生产的粮食不仅要满足自给，还要跨省流通，故黄河流域的农业生产直

^①感谢专家的宝贵意见。为了更好将数字经济发展聚焦于农村层面，笔者采用县域数据和省级数据重新测度农村数字经济指标，考察其与农业绿色集约化之间的关系。如有需要，可向笔者索取。

^②由于用于分析的地级市数据缺失，故本文研究样本不包括内蒙古的兴安盟、锡林郭勒盟、阿拉善盟，河南的济源市，四川的阿坝藏族羌族自治州、甘孜藏族自治州、凉山彝族自治州，甘肃的临夏回族自治州、甘南藏族自治州，青海的海北藏族自治州、黄南藏族自治州、海南藏族自治州、果洛藏族自治州、玉树藏族自治州、海西蒙古族藏族自治州。此外，山东的莱芜市在2019年撤市设区，划入济南市，故也不纳入考虑。

接关系到国家粮食安全（于法稳和方兰，2020）。第二，黄河流域农业发展面临更为严峻的资源紧缺问题。从劳动力资源看，根据第七次全国人口普查结果，2010—2020年，在全国人口负增长的省份中，黄河流域的省份占据了50%^①。从水资源看，黄河流域多年水资源总量不到长江流域总量的7%^②，且与长江流域相比含沙量高、水污染严重^③。为此，2021年12月农业农村部办公厅专门发布了《关于印发黄河流域水资源节约集约利用实施方案的通知》，强调需提升水资源的节约集约利用水平^④。因此，在农业经济增长与生态保护矛盾突出的背景下，黄河流域更需要借助数字经济发展的红利，赋能农业绿色集约化发展。黄河流域的数字经济近几年获得蓬勃发展，根据相关报告数据显示：在继2018年山东的数字经济规模跨过2万亿元大关后^⑤，2021年四川、河南数字经济规模也超过1万亿元^⑥；陕西、甘肃、山西、内蒙古的数字经济持续快速发展，2021年的增速超过全国平均水平，宁夏、青海的数字经济发展也取得长足进步。

被解释变量中涉及的农林牧渔总产值、第一产业从业人员指标数据来源于2011—2021年的《中国城市统计年鉴》，农业机械动力、农用化肥施用折纯量、农作物播种面积、有效灌溉面积指标数据来源于2011—2021年各地级市的统计年鉴；污染物指标数据来源于2011—2021年各地级市的统计年鉴、统计公报。解释变量中的数字产业化指标数据来源于2012—2021年的《中国城市统计年鉴》及各地级市的统计公报；产业数字化数据来源于北京大学数字金融研究中心提供的《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020年）》。控制变量中的种植结构指标数据来源于2012—2021年各地级市的统计年鉴，产业结构水平、地区经济发展水平、政府干预、经济开放相关数据来源于2012—2021年的《中国城市统计年鉴》。中介变量中，资源错配和人力资本相关数据均来源于2012—2021年各地级市的统计年鉴，绿色金融相关数据来源于Wind数据库。针对部分缺失数据、异常数据，本文均采用插值法补全。

主要变量的描述性统计如表1所示。

^①资料来源：《第七次全国人口普查公报（第三号）——地区人口情况》，https://www.gov.cn/guoqing/2021-05/13/content_5606149.htm。

^②资料来源：《〈关于深入推进黄河流域工业绿色发展的指导意见〉解读》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-12/13/content_5731666.htm。

^③《国务院关于2022年度环境状况和环境保护目标完成情况的报告》显示，长江流域的水质持续为优，黄河流域水质良好。资料来源：《生态环境部部长黄润秋作〈国务院关于2022年度环境状况和环境保护目标完成情况的报告〉》，https://www.mee.gov.cn/xxgk/hjyw/202305/t20230506_1029130.shtml。

^④参见《关于印发黄河流域水资源节约集约利用实施方案的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-12/17/content_5661519.htm。

^⑤资料来源：《中国数字经济发展与就业白皮书（2019年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201904/P020190417344468720243.pdf>。

^⑥资料来源：《中国数字经济发展报告（2022年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/P020220729609949023295.pdf>。

表 1 主要变量含义及描述性统计				
变量分类	变量名称	变量含义	均值	标准差
被解释变量	绿色集约化	农业绿色全要素生产率增长率与产出增长率的比值	1.187	4.417
解释变量	数字经济发展	根据指标体系利用熵权法得到各地区数字经济发展水平	0.094	0.115
中介变量	绿色金融	绿色债券发行量占有所有债券发行量的比重	0.006	0.003
	人力资本	在健康、教育培训、迁移方面的消费支出总和占总消费支出的比重	0.316	0.076
	资源错配	根据郑宏运等（2019）的方法计算得到的资源错配指数	0.605	0.324
控制变量	种植结构	粮食作物播种面积占总播种面积的比重	0.708	0.121
	产业结构水平	第二产业和第三产业增加值之和占地区生产总值的比重	0.884	0.066
	地区经济发展水平	人均地区生产总值（万元）	4.919	3.072
	政府干预	政府财政支出占地区生产总值的比例	0.218	0.128
	经济开放	人均外商直接投资额（百元）	103.543	183.471

注：①对人均地区生产总值、人均外商直接投资额均已进行价格平减处理，在后文回归模型中取自然对数；②各变量的观测值均为 1000。

四、实证结果及分析

（一）平稳性检验

数据平稳性检验是模型估计前必不可少的环节，用以验证数据的质量和模型估计的有效性，避免出现伪回归现象。测试数据平稳性的常用方法为单位根检验，本文使用 LLC 和 IPS 检验来测试每个变量的平稳性。表 2 检验结果显示，所有变量在 1%或 5%的显著性水平上通过 LLC 和 IPS 检验，拒绝了存在单位根的原假设，说明所有变量均是平稳的。

表 2 变量平稳性检验结果					
变量	LLC	IPS	变量	LLC	IPS
绿色集约化	-12.047***	-11.606***	种植结构	-5.035***	-3.641***
数字经济发展	-26.042***	-6.493***	产业结构水平	-9.220***	-1.626**
绿色金融	-10.287***	-10.087***	地区经济发展水平	-18.682***	-3.034***
人力资本	-46.875***	-1.892***	政府干预	-16.411***	-2.988***
资源错配	-17.696***	-3.191***	经济开放	-2.798***	-2.401***

注：***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。

（二）基准回归结果

基准回归结果如表 3 所示。SYS-GMM 将被解释变量的滞后项及差分项作为工具变量，在回归 1 中，Hansen J 检验结果不显著，表明 SYS-GMM 估计中工具变量不存在过度识别的问题；AR（1）的 p 值显著、AR（2）的 p 值不显著，表明只存在一阶自相关而不存在二阶自相关，即不能拒绝工具变量有效的原假设。本文同时采用混合最小二乘法（OLS）和固定效应方法（FE）估计绿色集约化滞后

项真实值的合理区间。其中,利用 OLS 方法估计会导致绿色集约化滞后项系数向上偏误,利用 FE 方法估计会导致绿色集约化滞后项系数向下偏误。因此,若 SYS-GMM 估计结果中绿色集约化滞后项的系数值介于 OLS 方法估计的系数值和 FE 方法估计的系数值之间,说明 SYS-GMM 估计结果是可行的。

表 3 中回归 2 和回归 3 结果显示,绿色集约化滞后项在 SYS-GMM 估计结果中的系数(0.528)介于在 FE 估计结果中的系数(0.307)和在 OLS 估计结果中的系数(0.714)之间,说明 SYS-GMM 的估计结果没有因为弱工具变量问题产生偏误,估计结果具有稳健可靠性。从数字经济发展平方项的估计系数来看,动态面板模型的估计结果大于静态面板模型,表明若采用静态面板模型进行估计,数字经济发展水平的影响系数将被严重低估,因而本文采用动态面板模型进行估计是有必要的。

表 3 回归 1 的结果显示,数字经济发展水平一次项显著且系数为负,平方项显著且系数为正。这初步表明,数字经济发展对农业绿色集约化存在非线性的正 U 型影响,假说 H1 成立。原因可能是:在数字经济发展初期,农户仍以传统思维组织生产,导致农业生产增长主要依赖传统要素投入增长率提高,但是增长率提高幅度有限,且过度依赖化肥等化学农资对产出存在显著的负面影响(高晶晶和史清华,2021)。同时,数字技术与劳动、土地、资本等资源尚未实现深度融合。此时,在农业中引入数字技术所引致的成本阻碍了农业绿色集约化发展。而当数字经济发展水平达到一定程度后,一方面,数字经济发展以较低的成本对传统投入要素产生了替代作用,减少传统要素的投入,并且帮助优化传统要素之间的组合模式,提高要素之间的组合配置效率;另一方面,数字经济发展有助于提高农业生产过程中绿色技术创新水平,减少污染物产出,进而促进农业的绿色集约化发展。此外,绿色集约化滞后项的影响系数为正,且通过 1% 的显著性水平,表明绿色集约化发展存在明显的惯序性。

根据表 3 回归 1 中数字经济发展的估计系数可以计算出,正 U 型曲线的拐点值为 0.324。本文将黄河流域各地级市历年的数字经济发展水平和此拐点值做比较,发现黄河流域内大部分地级市的数字经济发展水平还未越过促进农业绿色集约化的拐点。

在控制变量中,种植结构在 1% 的显著性水平上对农业绿色集约化有负向影响。这说明,相对于经济作物,粮食作物的经济效益较低,故农户在生产过程中过度利用要素,通过高能源消耗和高污染的粗放式发展追求产量。产业结构水平、地区经济发展水平、政府干预、经济开放变量的影响不显著。

表 3 数字经济发展对农业绿色集约化影响的基准回归结果

变量	回归 1 (SYS-GMM)		回归 2 (OLS)		回归 3 (FE)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项	0.528***	0.109	0.714***	0.097	0.307***	0.036
数字经济发展	-0.901**	0.449	-0.669**	0.335	-0.137	1.134
数字经济发展平方	1.392**	0.560	1.067**	0.502	0.474	1.241
种植结构	-0.656***	0.209	-0.440***	0.133	-0.561	0.454
产业结构水平	-0.259	0.450	-0.120	0.328	-2.566**	1.188
地区经济发展水平	-0.077	0.069	-0.061	0.047	0.164	0.157
政府干预	-0.071	0.256	-0.061	0.202	-0.086	0.515
经济开放	-0.003	0.009	-0.006	0.008	0.003	0.022

表 3（续）

常数项	2.358***	0.782	1.588***	0.498	2.011	1.524
AR（1）p 值	0.001					
AR（2）p 值	0.864					
Hansen J 检验 p 值	0.324					
R ²			0.551		0.433	
样本量	900		900		900	

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③回归过程中控制地区和时间固定效应；④由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，故最终样本量为 900 个。

（三）内生性讨论

本文将农业绿色集约化滞后一期纳入基准回归模型并采用 SYS-GMM 方法进行估计，虽然可以在一定程度上缓解模型存在的内生性问题，但是仍然无法排除遗漏重要变量和反向因果造成的内生性问题，从而可能导致实证估计结果是有偏的。因此，本文通过寻找工具变量进一步佐证基准回归结果的稳健性。借鉴黄群慧等（2019）的做法，本文选取各地级市 1984 年每百人拥有的固定电话数作为工具变量。选取原因主要有：数字经济的发展载体是互联网，而早年互联网接入技术通常由电话拨号上网提供，因此电话普及率高的地区互联网发展水平高，进而数字经济发展水平高，满足变量相关性要求；选取每百人拥有的固定电话数变量的时间点为 1984 年，这一时间点距离样本研究起点 2011 年较远，故历史上固定电话的发展对当前农业生产方式转变影响微弱，满足外生性要求。考虑到 1984 年每百人拥有的固定电话数量不会随着时间发生变化，在实证分析时会被固定效应吸收，故本文构造 1984 年各地级市每百人拥有的固定电话数（截面数据）和上一年国际互联网用户数（时间序列数据）的交互项作为最终工具变量，检验结果如表 4 所示。第一阶段的估计结果显示，工具变量对数字经济发展水平有显著的正向影响，即工具变量对解释变量有较强的解释能力。Kleibergen-Paap rk LM 检验拒绝工具变量不可识别的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald 检验和 Cragg-Donald Wald 检验得到的 F 统计值均明显大于 Stock-Yogo 临界值 16.38，故不存在弱工具变量问题。第二阶段的估计结果显示，在纠正内生性问题后，数字经济发展对农业绿色集约化的正 U 型影响依旧显著，说明基准回归结果具有稳健性。

表 4 工具变量回归结果

变量	第一阶段：数字经济发展		第二阶段：绿色集约化	
	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项			0.714***	0.097
数字经济发展			-0.895*	0.487
数字经济发展平方			1.396**	0.708
工具变量	0.010***	0.001		
常数项	0.261***	0.040	1.675***	0.528
Kleibergen-Paap rk LM	70.15***			
Kleibergen-Paap rk Wald F	83.01***			

表 4（续）

Cragg-Donald Wald F	359.16***	
样本量	900	900

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应；⑤由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，故最终样本量为 900 个。

（四）稳健性检验

前文的基准回归结果验证了本文的研究假说 H1，然而回归结果会受到数据、估计方法等影响而存在偏误，本文进一步做多重稳健性检验。

第一，U 型关系检验。首先根据 Haans et al.（2016）关于验证 U 型关系的方法可得，数字经济发展的平方项显著为正；拐点值 0.324 位于数字经济发展水平的取值范围[0.003, 0.839]内；当数字经济发展水平取最小值 0.003 时，曲线的斜率为-0.893，小于 0；当数字经济发展水平取最大值 0.839 时，曲线的斜率为 1.435，大于 0，这印证了数字经济发展和农业绿色集约化之间存在显著的正 U 型关系。然而，当变量之间的关系为凸而单调时，变量的平方项也会出现显著为正的情况，从而上述非线性关系的判定是有偏的，故本文进一步借鉴 Lind and Mehlum（2010）的做法进行 Utest 检验。检验结果显示，Slope 下限为-0.663，上限为 1.123，区间包括正值，t 统计值为 1.99，对应概率为 0.02。因此，可以进一步断定数字经济发展对农业绿色集约化存在正 U 型影响。同时 Utest 检验计算出的极值点为 0.314，与基准回归通过系数值计算得到的拐点值 0.324 相差不大。除此以外，本文借鉴 Simonsohn and Nelson（2014）提出的创建新变量进行断点回归的方式对 U 型关系进行再次验证。具体做法为：首先寻找使得正 U 型关系达到最小值时的断点值，然后在断点值之前和之后分别创建新变量进行断点回归，若回归系数异号且显著，则可以证明正 U 型关系的存在。检验结果表明，数字经济发展在断点值之前的回归系数为-0.956（在 10%的水平上显著），在断点值之后的回归系数为 0.828（在 1%的水平上显著），这进一步验证了基准回归结果的稳健性。

第二，剔除省会城市。省会城市在政策偏向和区位优势下更容易获得与数字经济发展以及农业生产方式现代化变革相关的资源，且省会城市的农业生产在经济发展中所占比重较低，在分析农业生产时可能影响估计结果的准确性，因此本文从样本中剔除省会城市后再次进行回归，以规避异常样本影响估计结果的真实性。回归结果如表 5 回归 1 所示。

第三，缩尾处理。为了克服数据可能存在的异常值对模型估计存在的干扰，本文对样本数据进行 1%的双侧缩尾处理。回归结果如表 5 回归 3 所示。第四，考虑“宽带中国”试点政策的影响。自 2014 年中国政府开展“宽带中国”试点政策后，网络基础设施建设飞速发展，数字经济的发展离不开网络基础设施的建设，故需检验数字经济发展对农业绿色集约化影响效果是否会受到“宽带中国”试点政策的影响。本文在基准回归中纳入数字经济发展和“宽带中国”试点政策的交互项，如果地级市 i 在第 t 期开展“宽带中国”政策试点，则 t 期及 t 期实施之后的“宽带中国”试点政策变量赋值为 1，否则赋值为 0。回归结果如表 5 回归 4 所示。以上检验结果均表明，数字经济发展和绿色集约化之间存

在稳健的正 U 型关系。

表 5 稳健性检验结果

变量	回归 1 剔除省会城市		回归 2 缩尾处理		回归 3 考虑“宽带中国”政策	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项	0.722***	0.126	0.564***	0.094	0.519***	0.106
数字经济发展	-1.308**	0.516	-0.875**	0.427	-0.879*	0.467
数字经济发展平方	2.829**	1.103	1.484**	0.603	1.165**	0.577
数字经济发展×“宽带中国” 试点政策					0.208	0.226
常数项	1.822***	0.688	2.080***	0.626	2.318***	0.782
样本量	819		900		900	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 中一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应；⑤剔除 9 个省会城市后剩余 91 个地级市，且绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此回归 1 样本量为 819；绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此回归 2 和回归 3 最终样本量为 900 个。

（五）作用机制检验

在实证分析数字经济发展对农业绿色集约化的影响效应后，本文进一步剖析数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制，检验结果如表 6 所示^①。

表 6 数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制

变量	回归 1 绿色金融		回归 2 人力资本		回归 3 资源错配	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字经济发展	0.012**	0.005	-0.287***	0.046	-0.097***	0.017
数字经济发展平方	-0.014**	0.007	0.279***	0.059	-0.335**	0.165
常数项	0.011*	0.006	-0.120**	0.050	-1.644***	0.309
样本量	1000		1000		1000	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 中一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应。

表 6 回归 1 展现了绿色金融作为中介变量的回归结果。结果显示，数字经济发展水平一次项显著且系数为正，二次项在 5%的水平上显著且系数为负，说明数字经济发展与绿色金融之间存在倒 U 型关系，研究假说 H2 成立。原因可能是：随着数字经济发展水平的提高，为了竞争有限的资源，数字经济和绿色金融的协同效应失效。因此，为了更好推动绿色金融发展，需要建立包括金融机构、地方

^①除了中介效应检验以外，本文还通过分组和引入交互项的形式对作用机制进行检验，结果均证实了绿色金融、人力资本和资源配置作用机制的成立。如有需要，可向笔者索取。

政府、金融监管部门等在内的多部门协同合作。

回归 2 展现了人力资本作为中介变量的回归结果。结果显示，数字经济发展与人力资本之间存在正 U 型关系，研究假说 H3 成立。在数字经济发展水平较低时，高额的参与成本导致农户对数字相关技术应用的空心化，故数字经济发展对人力资本的促进作用十分有限；只有跨越临界值后，数字经济发展对人力资本的促进效应才得以逐步发挥。

回归 3 展现了资源错配作为中介变量的回归结果^①。结果显示，数字经济发展与资源错配指数之间存在倒 U 型关系^②，研究假说 H4 成立。可能的原因是：数字经济发展需要在一定程度上占用农业生产中有限的资源，打破原本稳定的资源配置局面，但当数字经济发展水平超过一个“度”后，数字经济催生的新型生产要素除了可以作为一种生产要素促进农业生产方式现代化变革外，还可以作为一种“转换器”提高与其他要素之间的协调力，推进要素之间的配置比例趋于合理，从而促进农业的生产方式现代化变革。因此，数字经济发展通过推动绿色金融发展、提高农村人力资本水平和缓解农业资源错配对农业绿色集约化产生影响的作用机制成立。同时，由数字经济发展的系数符号可知，数字经济发展之所以和农业绿色集约化之间存在正 U 型关系，是因为数字经济发展和绿色金融、人力资本、资源错配间存在非线性关系，数字经济发展对农业绿色集约化的影响程度取决于三方力量的对比。

（六）异质性考察

1. 区域异质性分析。黄河流域上、中、下游在农业地理环境、数字基础设施建设、资源禀赋等方面存在差异，因而数字经济发展对农业绿色集约化的影响在不同地区之间也可能存在差异。区域异质性分析结果如表 7 回归 1~回归 3 所示。回归 2 结果显示，在中游地区，数字经济发展对农业绿色集约化的影响仍然保持正 U 型特征^③。黄河流域中游地区是中国重要的农牧业和能源生产基地，但长期以来的粗放式发展导致水资源供需矛盾突出、水土流失的严重问题。而数字经济发展在优化能源结构、用水结构等的同时推动科技创新，将科技成果运用于中游地区的农业生产中，从而推进农业生产方式的现代化变革。回归 1 和回归 3 结果表明，在上游地区和下游地区，数字经济发展均未对农业绿色集约化产生影响。其原因可能是：对于上游地区而言，经济发展相对落后使得数字基础设施不完善，农业数字化应用和转型滞后，数字经济发展的“红利”效应尚未得到发挥；下游地区数字经济发展较早、水平较高，但在拥有充足要素供给的同时，也存在数字技术产业竞争加剧和科技创新成果转化亟待突破等一系列问题，甚至可能因为过度追求虚拟经济发展而使经济结构发生扭曲，因而当前的数字经济

^① 本文将资源错配划分为资本、劳动力、土地三组分指标，分别探究数字经济发展对资本错配、劳动力错配、土地错配的影响，分指标结果表明目前数字经济发展主要影响资本和劳动力的资源配置。限于篇幅，具体分指标结果未列出，如有需要，可向笔者索取。

^② Utest 检验结果表明，Slope 下限为 0.056，上限为-0.176，区间包含负值，t 统计值为 2.63，通过 5%的显著性水平，说明存在倒 U 型关系。

^③ Utest 检验结果表明，Slope 下限为-1.108，上限为 1.938，区间包括正值，t 统计值为 1.95，通过 5%的显著性水平，说明存在正 U 型关系。

发展水平并未发挥出对农业生产方式现代化变革的促进作用。

2.地级市农业绿色技术创新水平异质性分析。农业绿色技术创新是指采用环保、可持续和资源高效利用的技术来改善农业的生产和管理方式。当地级市的农业绿色技术创新水平存在差异时，数字经济发展对农业绿色集约化发展的影响可能表现出异质性。为此，本文选取农业领域绿色发明专利申请数量衡量农业绿色技术创新水平^①。具体做法为：根据世界知识产权组织发布的《绿色专利清单》^②和中国发明专利数据库^③，通过绿色 IPC 技术分类号（国际专利分类号）对农业绿色发明专利进行技术分类与地理信息识别，以此确定农业领域的绿色发明技术专利。根据中位数，本文将地级市农业绿色技术创新分为高农业绿色技术创新水平和低农业绿色技术创新水平两类。表 7 回归 4 结果显示，数字经济发展平方项显著且系数为正；而回归 5 结果显示，数字经济发展平方项系数未通过显著性检验。这说明，数字经济发展对高绿色农业技术创新水平地级市的农业绿色集约化影响更显著。

表 7 异质性分析结果

变量	回归 1 上游地区		回归 2 中游地区		回归 3 下游地区		回归 4 高绿色技术创新		回归 5 低绿色技术创新	
	系数 标准误		系数 标准误		系数 标准误		系数 标准误		系数 标准误	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
绿色集约化滞后项	0.727***	0.172	0.650***	0.144	0.388**	0.155				
数字经济发展	-1.744	1.298	-0.292	0.346	-0.524	0.372	-1.469**	0.698	2.229	3.438
数字经济发展平方	2.172	1.293	0.733*	0.383	0.405	0.460	2.165**	0.915	-5.621	10.657
常数项	0.152	1.322	1.223	0.825	0.096	1.702	1.493	0.970	3.452	2.371
样本量	333		270		297		511		489	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 一致，估计结果略；④回归过程中控制地区和时间固定效应；⑤由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此回归 1~回归 3 加总的最终样本量为 900 个；⑥划分高农业绿色技术创新水平和低农业绿色技术创新水平的依据是中位数，这样分组样本数据会存在时间上的不连续，若在回归中依旧纳入绿色集约化滞后项会存在大量缺失值，因此回归 4 和回归 5 没有纳入绿色集约化滞后项，仅关注数字经济发展的影响系数。

五、进一步分析：空间效应的探讨

蓬勃发展的数字经济打破了传统的地理空间限制，各类农业生产要素可以自由流动，因此，数字经济发展在促进本地区农业绿色集约化发展的同时，可能还会通过空间溢出效应影响其他地区的农业生产方式现代化变革。本部分选用动态空间杜宾模型进一步探讨数字经济发展在影响农业绿色集约化过程中产生的空间外溢效应。

^①考虑到农业绿色发明专利从申请到授权存在 1~2 年的时滞，因此，本文选取各地级市每年的农业领域绿色发明专利申请数量，而不是授权数量，来衡量农业绿色技术创新水平。

^②资料来源：IPC Green Inventory，<https://www.wipo.int/classifications/ipc/green-inventory/home>。

^③资料来源：<https://www.cnopendata.com/data/patent-innovation.html>。

为确定空间计量模型的具体形式，本文依次进行 LM 检验、LR 检验、Hausman 检验以及联合显著性检验，结果如表 8 所示。第一，LM、R-LM 误差检验和 LM、R-LM 滞后检验均在 1%的水平上显著，表明本文可以选取空间误差模型和空间滞后模型。第二，LR 检验在 5%的显著性水平上拒绝原假设，表明采用空间杜宾模型更为合适。第三，Hausman 检验结果通过 1%的显著性水平，表明应该选择空间固定效应模型。第四，联合显著性检验结果表明，地区固定效应和时间固定效应在 1%的水平上具有联合显著性。因此，本文选择双向固定效应下的动态空间杜宾模型。

表 8 空间面板模型检验的估计结果

统计量	统计值	p 值	统计量	统计值	p 值
LM-error	133.254	0.000	LR-spatial lag	15.890	0.026
Robust-LM-error	9.208	0.002	Hausman	45.790	0.000
LM-lag	175.575	0.000	LR-地区	22.800	0.010
Robust-LM-lag	51.530	0.000	LR-时间	817.660	0.000
LR-spatial error	18.370	0.010			

表 9 列示了动态空间杜宾模型的参数估计结果。（1）列结果显示，数字经济发展和农业绿色集约化间存在正 U 型关系，此结果和基准回归结果一致。空间自回归系数显著为正，表明样本地级市农业绿色集约化不仅受到本地数字经济发展水平的影响，而且受到邻近地区数字经济发展空间交互作用的影响。但由于空间自回归系数不能直接用以讨论数字经济发展对农业绿色集约化的空间溢出影响（LeSage and Pace，2009），因此，本文采用偏微分方法将空间溢出影响分解为直接效应和间接效应。同时，本文采用的是动态空间面板模型，可以反映时间动态效应，故在时间维度上又划分为长期效应和短期效应，反映数字经济发展对农业绿色集约化的短期即时影响和考虑时间滞后的长期影响。

表 9 数字经济发展对农业绿色集约化影响的动态空间杜宾模型估计结果

变量	DSDM	空间效应分解					
	系数 (1)	短期直接 (2)	短期间接 (3)	短期总效应 (4)	长期直接 (5)	长期间接 (6)	长期总效应 (7)
绿色集约化滞后项	0.231*** (0.033)						
绿色集约化滞后项 的空间交互项	-0.021** (0.009)						
数字经济发展	-0.594 (0.659)	-0.595 (0.633)	2.491* (1.472)	1.896 (1.609)	-0.819 (0.825)	3.137* (1.827)	2.317 (1.970)
数字经济发展平方	0.680** (0.348)	0.741 (0.669)	-4.736** (2.135)	-3.995* (2.170)	1.047** (0.527)	-5.932** (2.658)	-4.885* (2.663)
数字经济发展空间 交互项	2.627 (1.686)						
数字经济发展平方 空间交互项	-5.076** (2.398)						

表9 (续)

空间自回归系数	0.162**						
样本量	900	900	900	900	900	900	900

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为异方差稳健标准误；③控制变量和表 3 中一致，估计结果略；④回归过程中控制地区固定效应和时间固定效应；⑤由于采用动态面板模型，绿色集约化变量滞后一期，样本研究区间为 9 年，因此最终样本量为 900 个。

数字经济发展对农业绿色集约化影响的短期效应和长期效应、直接效应和间接效应结果如表 9 显示。第一，从时间维度来看，长、短期效应的结果具有较高的一致性，说明数字经济发展对农业绿色集约化的空间效应具有稳定性。而且无论是直接效应还是间接效应，长期效应的绝对值均比短期效应大，表明数字经济发展对农业绿色集约化的影响在时间维度上有叠加效应。第二，从直接效应看，短期数字经济发展平方项对农业绿色集约化的影响不显著，长期存在显著的正 U 型影响。这说明，数字经济发展具有适应性，对于基础设施薄弱的地区而言，当初次在农业中引入数字经济时，时间的滞后性使得其在短期内影响不显著。第三，从间接效应来看，数字经济发展对农业绿色集约化的短期间接效应和长期间接效应均为倒 U 型。可能的解释是：数字经济发展具有高渗透性，本地区的相关要素会向邻近地区转移和扩散，通过改善基础设施建设、技术发展水平、发展环境等，数字经济发展对相邻地区产生“涓滴效应”；但是数字经济发展容易产生新的数字鸿沟和数字不平等现象，特别是当周边地区缺少先进的数字基础设施和技术时，资本、劳动力等大量流出，加速“虹吸效应”的发生，导致产生“弱者更弱，强者更强”的马太效应，从而阻碍农业绿色集约化进程。

六、研究结论与政策启示

本文在构建理论模型的基础上，基于黄河流域 100 个地级市的数据，以绿色集约化为农业生产方式现代化变革的方向，利用熵权法构建数字经济发展水平评价指标，采用 EBM-Malmquist 生产率指数法测算农业绿色全要素生产率，运用动态面板模型、非线性中介效应模型、动态空间杜宾模型，实证探讨数字经济发展对农业绿色集约化的影响、作用机制以及空间溢出效应。

本文研究得到如下结论。第一，数字经济发展与农业绿色集约化之间存在显著的正 U 型关系，运用多种方法进行稳健性检验后，该结果依然成立。具体来说，在控制其他变量的条件下，较低水平的数字经济发展阻碍农业绿色集约化转变，只有当数字经济发展水平达到转折点后，数字经济发展才会显著促进农业绿色集约化，现阶段黄河流域大部分地级市的数字经济发展水平仍位于阻碍农业绿色集约化的无效区间。第二，通过考察数字经济发展对农业绿色集约化的作用机制发现，推动绿色金融发展、提高人力资本和缓解资源错配是数字经济发展对农业绿色集约化产生影响的非线性作用机制。第三，异质性分析表明，数字经济发展对黄河流域农业绿色集约化的影响只有在中游地区显著，在上游和下游地区均不显著；与农业绿色技术创新水平低的地级市相比，数字经济发展对农业绿色技术创新水平高的地级市的农业绿色集约化发展促进作用更显著。第四，数字经济发展对邻近地区的农业绿色集约化存在显著的倒 U 型空间溢出效应，且空间溢出效应以长期效应为主。

基于上述结论,本文得到如下政策启示。第一,以多举措促进数字经济发展为基准,根据实际情况科学引导、实施差异化的数字经济发展战略,避免无序发展。对于尚未跨越拐点的地区,重点在于提升数字基础设施的普及率,以促进数字技术有效嵌入农户产业链并催生新产业、新业态和新模式,提升数字设施建设的针对性、有效性和实用性;对于跨越拐点的地区,重点在于提高数字农业技术使用的质量,鼓励建立开放共享的创新体系,集中力量攻关突破关键核心技术。第二,推动数字技术应用的互补性投入,提高技术承接能力。首先,应有针对性地深化金融供给侧结构性改革,引导金融加快自身数字化转型步伐,提供更加安全、高效、便捷的金融服务,为绿色农业的融资创造良好的外部环境。其次,设立技能培训专项计划,调动政府、高校及社会各界的力量,开发优质网络课程和在线辅导服务。同时,制定人才引进奖励实施方案,激励吸引高质量人才返乡创业就业,建设一批既懂数字技术又懂农业经济的高水平复合型人才队伍。最后,推进要素市场化配置体制机制的完善,建立公开透明的市场环境,通过要素自主有序流动实现供需精准匹配。第三,强化各地区之间的数字基础设施建设协调力度,推动形成优势互补的区域经济布局。对于数字经济发展水平较低的地市而言,在避免本地农业生产要素流失的同时,应积极学习和承接数字经济发展水平较高地市的技术外溢。对于数字经济发展水平较高的地市,跨区域进行乡村现代化建设的经验分享会,建立协调建设协作机制。

参考文献

- 1.白永秀、刘盼,2020:《人工智能背景下马克思劳动价值论的再认识》,《经济学家》第6期,第16-25页。
- 2.高晶晶、史清华,2021:《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》,《管理世界》第12期,第124-134页。
- 3.黄群慧、余泳泽、张松林,2019:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期,第5-23页。
- 4.金绍荣、任赞杰,2022:《乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响》,《改革》第12期,第102-118页。
- 5.李斌、彭星、欧阳铭珂,2013:《环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究》,《中国工业经济》第4期,第56-68页。
- 6.李谷成,2014:《中国农业的绿色生产率革命:1978—2008年》,《经济学(季刊)》第2期,第537-558页。
- 7.刘亮、李廉水、刘军、程中华,2020:《智能化与经济发展方式转变:理论机制与经验证据》,《经济评论》第2期,第3-19页。
- 8.吕娜、朱立志,2019:《中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究》,《农业技术经济》第4期,第95-103页。
- 9.孟祥海、周海川、杜丽永、沈贵银,2019:《中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长变迁——基于种养结合视角的再考察》,《农业经济问题》第6期,第9-22页。
- 10.宋马林、金培振,2016:《地方保护、资源错配与环境福利绩效》,《经济研究》第12期,第47-61页。
- 11.孙光林、李婷、莫媛,2023:《数字经济对中国农业全要素生产率的影响》,《经济与管理评论》第1期,第92-103页。
- 12.唐松、伍旭川、祝佳,2020:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,

- 《管理世界》第5期,第52-66页、第9页。
- 13.唐未兵、傅元海、王展祥,2014:《技术创新、技术引进与经济增长方式转变》,《经济研究》第7期,第31-43页。
- 14.魏后凯,2017:《中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型》,《中国农村经济》第5期,第2-17页。
- 15.魏后凯,2021:《加快推进农村现代化的着力点》,载李周、温铁军、魏后凯、杜志雄、李成贵、金文成《加快推进农业农村现代化:“三农”专家深度解读中共中央一号文件精神》,《中国农村经济》第4期,第8-11页。
- 16.温涛、何茜,2023:《全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择》,《中国农村经济》第1期,第93-114页。
- 17.杨光、孙浦阳、龚刚,2015:《经济波动、成本约束与资源配置》,《经济研究》第2期,第47-60页。
- 18.杨骞、刘鑫鹏、孙淑惠,2022:《中国科技创新效率的区域差异及其成因识别——基于重大国家区域发展战略》,《科学学研究》第5期,第927-937页、第949页。
- 19.杨怡、陶文清、王亚飞,2022:《数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响》,《改革》第5期,第64-78页。
- 20.于法稳、方兰,2020:《黄河流域生态保护和高质量发展的若干问题》,《中国软科学》第6期,第85-95页。
- 21.张蕴萍、栾菁,2022:《数字经济赋能乡村振兴:理论机制、制约因素与推进路径》,《改革》第5期,第79-89页。
- 22.赵涛、张智、梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期,第65-76页。
- 23.郑宏运、李谷成、周晓时,2019:《要素错配与中国农业产出损失》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期,第143-153页、第159页。
- 24.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨,2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期,第22-40页。
- 25.朱向东、周心怡、朱晟君、黄海峰,2021:《中国城市绿色金融及其影响因素——以绿色债券为例》,《自然资源学报》第12期,第3247-3260页。
- 26.Aghion, P., B. F. Jones, and C. I. Jones, 2017, “Artificial Intelligence and Economic Growth”, NBER Working Paper 23928, <http://www.nber.org/chapters/c14015>.
- 27.Brynjolfsson, E., D. Rock, and C. Syverson, 2017, “Artificial Intelligence and the Modern Productivity Paradox: A Clash of Expectations and Statistics”, NBER Working Paper 24001, <http://www.nber.org/chapters/c14007>.
- 28.Brynjolfsson, E., D. Rock, and C. Syverson, 2021, “The Productivity J-Curve: How Intangibles Complement General Purpose Technologies”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(1): 333-372.
- 29.Deng, R., G. H. Ran, Q. Zheng, and X. J. Wu, 2018, “The Nonlinear Effect of Agricultural Informatization on Agricultural Total Factor Productivity in China: A Threshold Test Approach”, *Custos E Agronegocio On Line*, 14(2): 213-236.
- 30.Haans, R. F., C. Pieters, and Z. L. He, 2016, “Thinking About U: Theorizing and Testing U-and Inverted U-shaped Relationships in Strategy Research”, *Strategic Management Journal*, 37(7): 1177-1195.
- 31.LeSage, J., and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton: CRC Press Taylor & Francis Group, 34-39.
- 32.Lind, J. T., and H. Mehlum, 2010, “With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(1): 109-118.

- 33.Ma, M., J. Lin, and R. J. Sexton, 2022, “The Transition from Small to Large Farms in Developing Economies: A Welfare Analysis”, *American Journal of Agricultural Economics*, 104(1): 111-133.
- 34.Shen, Z., S. Wang, J. P. Boussemart, and Y. Hao, 2022, “Digital Transition and Green Growth in Chinese Agriculture”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol.181, 121742, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121742>.
- 35.Simonsohn, U., and L. Nelson, 2014, “Thirty-somethings Are Shrinking and Other U-shaped Challenges”, <http://atacolada.org/27>.

（作者单位：西北农林科技大学经济管理学院）

（责任编辑：黄 易）

Has the Development of Digital Economy Promoted Changes in Agricultural Production Methods? Evidence from Prefectures in the Yellow River Basin

WANG Fei SUN Shuhui LIU Tianjun

Abstract: Based on the panel data of 100 prefectures in the Yellow River Basin from 2011 to 2020, this paper uses the entropy weight method and the EBM-Malmquist productivity index method to measure the regional digital economy development level and agricultural green total factor productivity. On the basis of clarifying the theoretical mechanism of the impact of digital economy development on agricultural green intensive degree, this paper uses the dynamic panel model, nonlinear mediating effect model, dynamic spatial Durbin model, and other methods to empirically explore the impact of digital economy development on agricultural green intensive degree and its mechanism, and further explore the spatial spillover effect of digital economy development on agricultural green intensive degree. The main findings are as follows. The digital economy development has a significant U-shaped nonlinear impact on agricultural green intensive degree, and the current level of digital economy development in most prefectures in the Yellow River Basin has not crossed the inflection point to increase the development of agricultural green intensive degree. Endogeneity and robustness tests confirm the conclusion. Mechanism analysis shows that the digital economy development empowers the green and intensive development of agriculture through the triple non-linear mechanism of promoting the development of green finance, improving rural human capital, and reducing the misallocation of agricultural resources. Heterogeneity analysis shows that digital economy development has a significant U-shaped impact on agricultural green intensification only in the middle reaches of the Yellow River Basin, and has no significant impact in upstream and downstream areas; in prefectures with high levels of agricultural green technology innovation, the promotion effect of digital economy development is more significant. The results of the spatial spillover effect show that the digital economy development has an inverted U-shaped spatial spillover effect on the agricultural green intensification of surrounding prefectures; the results of long-term and short-term effects are consistent, and the long-term effects are dominant.

Keywords: Digital Economy Development; Agricultural Production Methods; Green Intensive Degree; Spatial Spillover Effect

如何在农产品众筹中“以劣取信”^{*}

——基于承诺可信视角的案例分析

胡 蝶 王容宽

摘要：农产品众筹对于缓解农业经营者的资金约束和促进农产品市场供需对接有着十分重要的作用。但由于存在个人机会主义、过程管控失责和隐藏产地环境不利信息等风险，发起人所作出的农产品回报承诺面临着严重的承诺不可信问题。以往研究聚焦于识别增强承诺可信度的优势因素以及倡导“以优取信”，但较少探讨发起人是如何在农产品众筹中实现“以劣取信”的。本研究从承诺可信视角切入，采用案例研究的方式，构建农产品众筹“以劣取信”的“客观劣势→选择限制→必然状态→积极预期→承诺可信”理论模型。研究发现：劣势在产品承诺中具有自我选择限制功能，“以劣取信”的实质是主动呈现自我选择限制以增强履约行动可信。个人劣势、项目劣势以及区位劣势对发起人、项目和产地分别产生生活限制、运营限制和发展限制，并迫使其分别处于产品嵌入、投入依赖和生态保存三种必然状态。关注者根据必然状态预期“发起人会主观努力”“运营过程是可靠的”“产地环境是优质的”，进而认为农产品回报承诺是可信的。本研究识别了产品嵌入、投入依赖和生态保存三种重要的效应以及多条具体路径，能为“以劣取信”提供富有启发性的分析框架以及丰富的策略参考。

关键词：农产品众筹 劣势者 自我选择限制 可信承诺

中图分类号：F832.4; F325.15 **文献标识码：**A

一、引言

国家近年来高度重视互联网与农产品的融合，2023年中央“一号文件”特别指出，“深入实施‘数商兴农’和‘互联网+’农产品出村进城工程”^①。推动“互联网+农产品”的发展，能激活并促进农产品生产要素的投入（信息、资金、技术等）和农产品交易的达成（线上宣传或互动、网络预售或预订、远程收款或付款等），有助于广大农业经营者扩产增收以及农产品市场做大做强（李宁等，2022；

^{*}本研究得到教育部人文社会科学研究项目“农产品众筹中的劣势者效应研究”（编号：19YJC630056）的资助。感谢匿名评审人宝贵的建议，文责自负。本文通讯作者：王容宽。

^①参见《中共中央国务院关于做好二〇二三年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，《人民日报》2023年2月14日01版。

宋瑛等, 2022)。农产品众筹通常指发起人通过承诺以某种具有较好质量属性的农产品作为回报的方式向广大网络用户募集资金, 兼具网络筹资和网络销售的功能, 是“互联网+农产品”的典型。规模巨大的农业经营者和日益活跃的互联网金融共同刺激了农产品众筹在中国的蓬勃发展。从造点新货(淘宝众筹)、京东众筹等网络平台上层出不穷的农产品众筹项目以及海量的支持者可窥其繁荣之状。以造点新货众筹平台为例: “中国甜糯玉米之乡非转基因玉米”项目的目标金额为5万元, 最终筹款超300万元, 成交数为13.5万^①; “湘西大山中的野生杜仲茶”项目的成交数更是高达26.9万^②。农产品众筹成功不仅能为资源匮乏的农户(尤其是欠发达地区缺乏融资渠道的草根农户)注入紧缺的资金, 还能让广大消费者品尝到新奇的农产品。为了助推农户增收和繁荣农产品供给, 探索农产品众筹成功的经验已成为当前学术热点之一。

学者普遍强调农产品众筹具有十分重要的融资功能(武雅敏等, 2018; 朱海波和马九杰, 2020; 张燕和侯启玲, 2021)和预售功能(邵腾伟和吕秀梅, 2018; 李民等, 2019; 张燕和侯启玲, 2021), 但这些功能的发挥却严重受制于农产品众筹的低信任度(张燕和侯启玲, 2021)。众多研究将农产品众筹的低信任度归咎于农产品种植过程难以监督(朱海波和马九杰, 2020)以及发起人与关注者之间信息不对称(张燕和侯启玲, 2021), 或者归咎于农业经营的风险性(田杰等, 2020; 张燕和侯启玲, 2021)。如何获取关注者的信任因而已成为农产品众筹研究的焦点。例如, 朱海波和马九杰(2020)以及张燕和侯启玲(2021)皆探究了如何提升农产品众筹可信度。

通过文献梳理可见, 现有研究聚焦于“以优取信”, 即识别提升可信度的优势因素, 但对“以劣取信”个案关注不足。研究发现, 产品认证(例如绿色有机认证)(曾江洪和李林海, 2017; 杜俊娟和李姚矿, 2018)、发起人良好的身份(例如在公共机构任职)(朱海波和马九杰, 2020)、关联网店较高的信用水平(单汨源等, 2017)、卖家获得认证(杜俊娟和李姚矿, 2018)、媒体推介(阮素梅和蔡茹雪, 2019)等优势因素能提升关注者对农产品众筹的信任度或融资达成度。这些研究结论契合农产品众筹实践中流行的“以优取信”, 即展示相关优势因素以提升回报承诺可信度。例如在造点新货众筹平台上, 2020年的“新鲜有机玉米”项目突出“政府推荐”, 2021年的“全胚芽苦荞茶”项目强调“权威机构检测”, 2022年的“小香果番石榴”项目宣称拥有“资深农艺师”, 2023年的“纯手工辣椒酱”项目展示“检验报告”^③。

显然, 不是所有的发起人都有优势因素可展示, 尤其是偏远地区的广大草根种植户。尽管个别农产品众筹项目缺乏光鲜标签、名人背书、外部认证等优势因素, 但是通过展示劣势因素(无法外出打

^①资料来源: “中国甜糯玉米之乡非转基因玉米”项目主页, <https://izhongchou.taobao.com/dreamdetail.htm?id=20068914>。

^②资料来源: “湘西大山中的野生杜仲茶”项目主页, <https://izhongchou.taobao.com/dreamdetail.htm?id=10076594>。

^③资料来源: “新鲜有机玉米宝贝吃更健康”项目主页, <https://izhongchou.taobao.com/dreamdetail.htm?id=20095283>; “源自大凉山的全胚芽苦荞茶”项目主页, <https://izhongchou.taobao.com/dreamdetail.htm?id=20098653>; “山里人 原生态四季红、小香果番石榴”项目主页, <https://izhongchou.taobao.com/dreamdetail.htm?id=20102010>; “成汉坊 纯手工辣椒酱系列 天然不添加”项目主页, <https://izhongchou.taobao.com/dreamdetail.htm?id=20102597#>。

工只能留守种植、缺乏资金买物料、人手不足等)而取得众筹成功,即“以劣取信”。这不禁让人思考:在缺乏优势因素时,“以劣取信”的内在机理是怎样的?现有研究缺乏探讨这类“以劣取信”的个案,而“以优取信”的研究成果也难以对此作出有效解释。

基于此,本文把“以劣取信”个案作为研究对象,探索如何在农产品众筹中“以劣取信”。首先,从承诺可信视角出发对研究问题进行理论分析,识别打开“以劣取信”机理黑箱的关键所在;其次,通过编码形成相关概念;最后,构建“以劣取信”理论模型并提出实践建议。

本文的研究特色或边际贡献有三点。第一,研究对象是独特的。以往研究聚焦于“以优取信”而缺乏关注那些不同寻常的“以劣取信”个案,本研究设定标准并选择相关个案作为研究对象,详细且生动地呈现“发起人如何展示劣势”“关注者如何作出反应”,能吸引更多研究者关注农产品众筹中的“以劣取信”现象。第二,构建的模型是新颖的,且富有启发性。本研究基于独特个案构建以“客观劣势→选择限制→必然状态→积极预期→承诺可信”为逻辑主线的理论模型,为“以劣取信”提供一个新颖且具有启发意义的分析框架,有助于弥补现有研究对“以劣取信”现象的解释不足。第三,识别的策略与路径是新颖的,且富有实践价值。本研究将从承诺可信视角切入,围绕如何自证被限制选择不利行动,从个人劣势、项目劣势和区位优势三个层面,分别归纳增强承诺可信度的策略与路径。这些策略与路径(产品嵌入效应、投入依赖效应和生态保存效应)不仅具有新颖性(在作用逻辑上不同于“以优取信”),而且能指导广大缺乏优势因素且面临诸多劣势的农户利用众筹来获取资金、扩大生产、开拓销路乃至增收致富。

二、基于承诺可信视角的文献回顾与理论分析

(一) 农产品众筹承诺不可信的相关研究述评

1. 农产品众筹具有重要的融资与预售功能。众筹(crowdfunding)是一种面向大众的低门槛且高效的筹资方式,通常由发起人通过网络平台作出某种回报承诺来吸引关注者投资(Belleflamme et al., 2014; Miglo and Miglo, 2019; Chandler et al., 2022; Hassna, 2022)。众筹可根据回报方式的差异分为不同类型,如果以产品作为回报则可称作产品式众筹,如果以某种权益(例如股权)作为回报则是权益式众筹(Belleflamme et al., 2014; Junge et al., 2022)。显然,农产品众筹可看作是以某种农产品作为回报的产品式众筹。农产品众筹对发起人(尤其是偏远地区那些缺乏资金和销路的农户)的意义主要体现在融资功能和预售功能上。融资功能是指农产品众筹可以便捷地(得益于项目发起门槛低且容易操作)且快速地(得益于关注者众多且支持门槛低)缓解农业经营者生产过程中的资金约束(肖建和贾晋, 2017; 武雅敏等, 2018; 朱海波和马九杰, 2020; 张燕和侯启玲, 2021),有利于其扩大种植规模、改进经营条件、开发新技术或新品种等,最终能繁荣农产品市场供给。预售功能是指农产品众筹有助于农业经营者提前获取客户、测试需求、以销定产、避免滞销等(邵腾伟和吕秀梅, 2018; 李民等, 2019; 田杰等, 2020; 张燕和侯启玲, 2021),最终能促进农业经营者与消费者之间的对接。

2. 农产品众筹的发展严重受制于承诺不可信问题。众筹成功的关键在于让关注者信任发起人所作出的回报承诺。但是,由于众筹本身的信息不对称(发起人明显信息占优)、运营过程难以观测等,

关注者往往会对发起人隐藏信息、采取机会主义行为等产生顾虑（彭红枫和米雁翔，2017；Lin and Pursiainen, 2022），即面临承诺不可信问题。现实中，农产品众筹的承诺不可信问题尤为严重。朱海波和马九杰（2020）指出，由于关系到食品安全，关注者在参与农产品众筹时尤为关注产品质量，对信息不对称则尤为敏感。由于难以监督，关注者会担心远距离的发起人在农产品众筹成功之后采取机会主义行为（朱海波和马九杰，2020）。田杰等（2020）认为，相比其他行业，农业具有难以预料的风险，而这会增加众筹参与者的感知收益不确定性。张燕和侯启玲（2021）则强调，信任缺失是农业众筹发展面临的突出问题，会严重阻碍其融资、助销等功能的发挥。

3. 承诺不可信问题促使学界把提升信任度作为农产品众筹的研究焦点。例如：杜俊娟和李姚矿（2018）从信任源和信任传递两个维度探究农产品众筹融资达成率的影响因素；武雅敏等（2018）关注互动感知如何影响关注者对农业众筹项目的信任；朱海波和马九杰（2020）探索偏远地区农产品众筹的信任获取机制；张燕和侯启玲（2021）思考如何利用区块链技术提升农产品众筹的可信度。

（二）从承诺可信视角看农产品众筹低信任度的成因

1. 承诺可信视角。承诺可信是指一方许诺将采取某种行动是可信的（North, 1993；李双金，2006；Sun and Sun, 2018）。假设承诺者是理性的，当履行承诺相对于不履行更有利时，则该承诺被认为是可信的（Sun and Sun, 2018）。Shepsle（1991）认为，可以从动机的或强制的角度去看待“一个承诺是可信的”，前者强调承诺者自身主动想去履行承诺（因为履行承诺符合其利益或偏好），后者则强调承诺者不得不履行承诺（因为不履行承诺会遭遇惩处或限制）。因此，承诺可信的关键在于让被承诺者相信承诺者会主动选择有利于承诺实现的行动或被限制选择不利于承诺实现的行动（North, 1993；Shepsle, 1991；李双金，2006），即主动选择有利行动或限制选择不利行动。

2. 承诺不可信可归因于关注者所面临的三大不利行动风险。众筹本质上是一种承诺博弈，即发起人向关注者披露相关信息并承诺某种回报，关注者决定是否相信发起人最后能履行承诺。从承诺可信视角看，当关注者对发起人会采取某些不利行动产生顾虑时，农产品众筹承诺将不可信。结合农产品众筹的特征，承诺不可信可归因于关注者所面临的三大不利行动风险：机会主义风险、管控失责风险和隐藏信息风险（见图1）。

首先，机会主义风险引致发起人主观努力不可信。一方面，农产品众筹的维权成本（与标的物的价值相比）较高。农产品品质具有明显的多维性和主观性，难以合约化（尤其是口感、观感、生态性、营养性、有机性等），使关注者很难在事后证明发起人违约并追责维权；而且农产品众筹以普通农产品为标的物，单价较低（几十元的居多）。另一方面，农产品众筹的违约成本较低。当前农产品众筹的监管力度弱（出现纠纷时主要靠众筹平台介入调解），而且缺乏对违约者的追加惩罚（大多局限于部分退款）。关注者的维权成本较高和发起人的违约成本较低，两者共同引发农产品众筹的机会主义风险（例如偷懒、敷衍或以次充好），关注者自然不相信发起人会主观努力提供高质量的农产品。

其次，管控失责风险引致运营过程不可信。一方面，关注者难以观测农产品的整个运营过程。对于关注者而言，众筹中的农产品大多具有一定程度的新颖性（没吃过或本地很少见）。关注者往往不熟悉种植过程，而且也无法跟踪具体的种植过程、加工过程、物流过程等。另一方面，农产品的品质

管控难度高。农产品的投入要素非常复杂（涉及各种肥料、农药等），而且品控过程涉及复杂的种植、保鲜、物流等环节。关注者难以观测运营过程和发起人难以管控品质，两者共同引发农产品运营的管控失责风险（例如滥用农药或疏于管理），关注者自然不相信整个运营过程是可靠的。

最后，隐藏信息风险引致产地环境不可信。一方面，关注者难以鉴定产地环境的真实情况。农产品产地涉及土质、水源等多种自然要素以及种植历史、加工方式等多种非自然因素，而且大多远离消费者。另一方面，产地自然环境的生态脆弱性和经济高速发展所引致的污染渠道多样性使产地环境非常容易被破坏。关注者难以鉴定产地环境和产地环境容易被破坏，两者共同引发发起人隐藏产地环境不利信息的风险（例如不披露水质污染信息），关注者自然不相信产地环境是优质无害的。

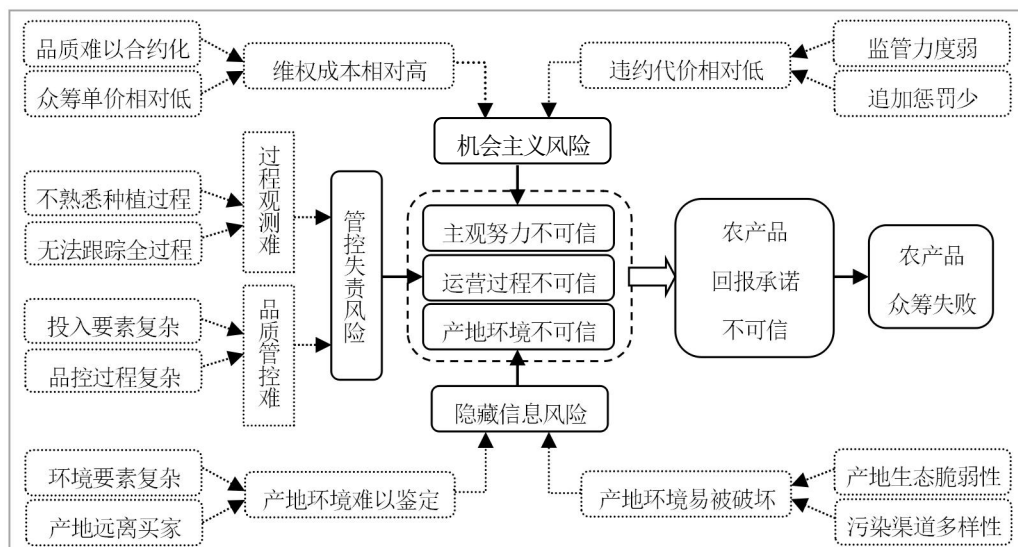


图1 关注者在农产品众筹中所面临的三大风险

农产品回报承诺的核心是农产品质量承诺。关注者是否相信农产品质量决定了众筹能否成功。农产品的质量高度依赖于发起人主观努力、可靠的运营过程和优质的产地环境。机会主义风险、管控失责风险和隐藏信息风险会分别导致主观努力不可信、运营过程不可信和产地环境不可信，显著打击农产品回报承诺的可信度，最终导致农产品众筹失败。简而言之，由于对发起人的机会主义、管控失责、隐藏信息等不利行动产生顾虑，关注者不相信农产品的质量乃至农产品回报承诺。

（三）承诺可信视角下的“以优取信”“以劣取信”机理

1.从承诺可信视角看，“以优取信”的本质在于自证主动选择有利行动。发起人在农产品众筹中通过“优势→主动选择有利行动→承诺可信”的作用路径来实现“以优取信”（见图2）。首先，发起人展示个人、项目或产品的优势（声誉、背书、认证等）。其次，关注者感知到“投入个人努力”“追求过程可靠”“保障环境优质”等有利行动是发起人的主动选择，因为这些优势作为有力的事实证据证明发起人已经或正在实施有利行动。最后，关注者相信发起人会主观努力、运营过程是可靠的、产地环境是优质的。

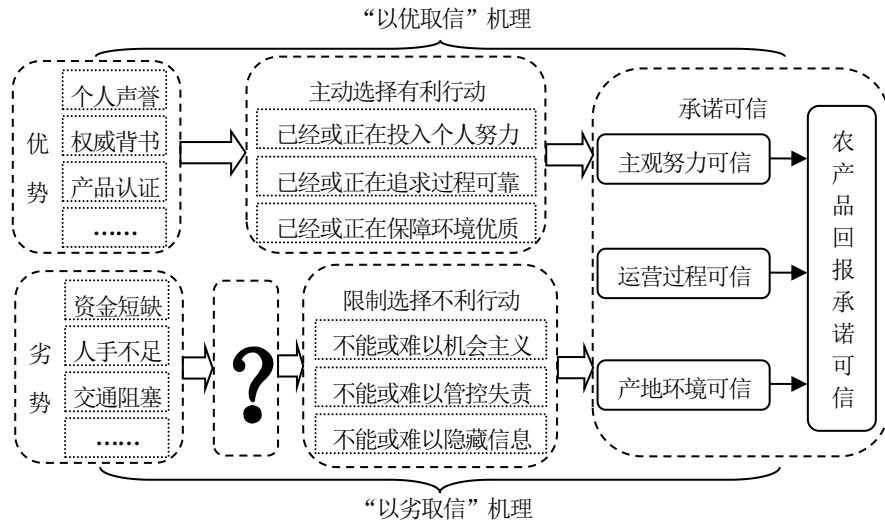


图2 获取农产品众筹承诺可信的两种机理

2.从承诺可信视角看，“以劣取信”的关键在于自证被限制选择不利行动。上文分析表明，机会主义风险、管控失责风险和隐藏信息风险共同导致农产品回报承诺不可信。因此，从承诺可信视角看，在无法用优势作为事实证据证明自己“主动选择有利行动”的情况下，那些缺乏明显优势且劣势重重的发起人要想众筹成功则只能把“限制选择不利行动”作为中介途径，即向关注者证明自己“不能或难以机会主义”“不能或难以管控失责”“不能或难以隐藏信息”（见图2）。由此可见，“以劣取信”“以优取信”在中介路径上是不一样的。那么，发起人应该如何自证被限制选择这些不利行动？该问题尚未被深入探索，而回答该问题是构建“以劣取信”机理模型的关键。

综合上述理论分析，承诺不可信问题严重阻碍农产品众筹功能的发挥，而承诺可信的关键在于展示承诺者主动选择有利行动或限制选择不利行动；农产品众筹承诺不可信可归因于机会主义、管控失责以及隐藏信息三大不利行动；“以优取信”的本质在于通过展示优势因素让关注者相信发起人已经或正在选择有利行动；“以劣取信”则依赖于让关注者相信发起人被限制选择不利行动，而构建“以劣取信”机理模型的关键在于剖析如何自证被限制。

三、研究设计

本研究试图深入描述和解释如何“以劣取信”的详细过程和内在逻辑。探索“怎么样（how）”的问题，适宜采用案例研究方法（毛基业和陈诚，2017；殷，2017；苏敬勤等，2021；邢小强等，2021）。殷（2017）指出，当研究对象属于与现有理论或主流实践相偏离的极端或另类案例时，即研究对象“不寻常”，适宜使用单案例研究。本研究对象的不寻常体现在两方面：一是现有理论和主流实践皆注重“以优取信”，而本研究对象却不寻常地“以劣取信”；二是许多普通农户由于各种劣势而众筹失败，而本研究对象在主动向关注者展示劣势后却不寻常地成功了。因此，本文将使用单案例作为研究对象，利用目标案例的独特性以获取关于研究问题的“洞见”（肖静华等，2020）。

（一）案例选择

目标案例应有助于研究者从中归纳研究问题的答案或揭示与研究问题相关的理论(井润田和孙璇, 2021; 邢小强等, 2021; 殷, 2017)。结合如何在农产品众筹中“以劣取信”的问题特征, 本研究按照以下标准选择案例。标准一: 众筹标的物为发起人自行种植的初级农产品。“自行种植”“初级农产品”决定了回报承诺可信度与发起人的主观努力、种植过程和产地环境直接关联, 契合本研究问题所涉及的三大风险(机会主义、管控失责与隐藏信息)。标准二: 发起人缺乏相关优势(无背书、无产品认证、无个人光鲜标签等), 即发起人难以“以优取信”。标准三: 发起人确实存在诸多明显劣势(资金短缺、人手不足、交通阻塞等)。标准四: 发起人主动呈现诸多劣势且获得关注者信任以及众筹成功, 即发起人的确实现“以劣取信”。标准五: 项目真实且资料丰富, 包括众筹展示信息多、互动次数多以及众筹结束后1~2年内未见明显负面社会反馈(例如购买者发帖辱骂发起人)。

基于以上标准, 本研究选择网络用户“小唐家的橙子”在天涯众筹平台上发起的赣南脐橙众筹项目(下文简称“小唐家赣脐”)作为研究对象(基本情况见表1)。这是一个以发起人自种的赣南脐橙作为回报承诺的农产品众筹项目。该项目不仅缺乏产品认证、媒体推介、官方推荐等优势, 还面临交通不便、资金短缺、人手不足等明显劣势, 却取得非常高的融资达成率(716%)。案例所在的安远县位于江西省赣州市东南部, 曾为国家级贫困县, 属于罗霄山脉集中连片特困地区, 地理位置偏远, 经济发展一度非常滞后(李志萌和张宜红, 2016; 蔡静远等, 2019)。《安远县脐橙全产业链发展规划(2022—2027年)》显示: 当地农户把种植柑橘作为重要维生手段(相关收入占农户家庭总收入的30%以上, 甚至达到90%), 经营方式以家庭分散种植和鲜果销售为主, 区域内的柑橘产业化水平和果品标准化程度皆较低; 当地种植品种十分单一(90%以上为同品种脐橙), 导致上市时间十分集中, 种植者销售压力大^①。

表1 小唐家赣脐众筹项目基本情况

类别	基本情况	说明
众筹回报	自家种植的“原生态赣南脐橙”, 支持59元、69元、79元可分别获得5千克小、中、大果	符合标准一
众筹主页	“来自赣南稀土之乡, 父亲辛勤种植的赣南脐橙已飘香(第三期)”(网址: https://zc.tianya.cn/project/detail/13972 , 引用时间为2022年12月)	
互动页面	“贫困安远, 稀土之乡, 赣南脐橙绘就我们脱贫致富”(网址: http://bbs.tianya.cn/post-no04-2832369-1.shtml , 引用时间为2022年12月)	
项目经营	自行销售, 无官方背书, 无人人代言, 无产品认证, 无媒体报道或宣传, 无个人学历或职业等方面的光鲜标签	符合标准二

^①参见《关于印发〈安远县脐橙全产业链发展规划(2022—2027年)〉的通知》, <http://www.ay.gov.cn/ayxxxgk/xxgkzfwj/202304/f3a3da03ef794584b393922d2182146a.shtml>。

表1 (续)

个人情况	网名为“小唐家的橙子”，女性，当地村民，有三个年幼孩子	符合 标准三
团队情况	只有家庭成员（发起人夫妻和两位老人），全家把种植脐橙等农作物作为主要收入来源	
产地情况	江西赣州安远县（经济和地理区位都较差，曾经的连片特困地区，交通不便，工业滞后，农业生产方式落后）	
众筹状况	发起人主动展示诸多劣势，例如自述“我是赣南小唐，是三个孩子的宝妈”；取得众筹成功，达成率高达716%，实际筹款21489元（目标3000元）	符合 标准四
项目真实性与资料丰富性	发起人展示大量关于个人、家庭、村庄以及日常劳作的图文，互动信息非常丰富（回帖、评论等总互动高达7000多次）。筹款结束后1年多，网络上未见类似“发起人跑路”“项目骗人”等明显负面评价	符合 标准五

资料来源：整理自小唐家赣南脐橙众筹项目的众筹主页和互动页面（最后整理时间为2022年12月）。

（二）资料收集

1. 资料的来源。资料收集策略应该与研究问题相契合（肖静华等, 2020）。本研究问题具有两个特点。一是场景集中性，本文主题——如何在农产品众筹中“以劣取信”所涉及的研究场景局限于互联网上的众筹平台。与具有诸多优势的发起人不同，存在诸多劣势的普通农户只能通过众筹主页或互动页面与广大陌生的关注者交换信息或进行互动，这也意味着“以劣取信”的作用过程高度集中于众筹主页或互动页面。二是互动依赖性，“以劣取信”的作用过程是一个发起人与关注者互动的过程，因而探索“以劣取信”的机理必须立足并深入发起人与关注者的互动场景。此外，小唐家赣脐网页上的资料特别丰富（见表1），能充分支撑本研究的归纳分析。场景集中性、互动依赖性以及资料丰富性共同决定了本研究把众筹网页（众筹主页和互动页面）作为资料的来源是必需且适当的。这也契合毛基业（2020）的观点，即在“适合回答”待探究的问题以及“数据量足够充分”的情况下，完全基于二手数据开展研究是“可以接受的”。基于网页资料开展质性研究并不少见。例如，靳代平等（2016）和 Chandrasapth et al.（2022）皆基于网络帖子对线上社区场景中带有明显互动特性的研究问题开展了富有启发的探索。

2. 资料的获取、核验与整理。本研究调查的对象是一个独特的网络社区，这个社区包含众筹发起人和众筹关注者，他们围绕小唐家赣脐项目，依托天涯众筹平台的项目主页和互动页面而产生交互并联结在一起。调查的内容主要包括发起人如何展示项目以及关注者如何作出反应。调查的时间范围为2018—2022年。该众筹项目的筹款达成时间为2020年11月5日；履行农产品回报承诺的时间为2020年末至2021年初，在该期间发起人采摘（采摘期约为2个月）、发货、退款、理赔等。在项目发起前（2018—2019年），发起人在天涯论坛上发表多篇帖子。例如，发起人于2018年发表“我喜欢乡村的生活，你们呢”的帖子^①。笔者调查这些历史帖子，以判断发起人在众筹时展示的信息是否真实。在众筹结束后（2021—2022年），购买者乃至社会大众会反馈发起人是否“跑路”、是否发货、是否虚假宣传、是否被索赔或被惩处等。例如，有购买者反馈“想继续购买”。同时，笔者调查众筹之后的社会反馈，以判断发起人

^①资料来源：“我喜欢乡村的生活，你们呢”，http://m.kantiezi.com/3jo3k_d1536807478_z1.html。

在众筹时展示的信息是否真实^①。

整个调查过程包括资料的获取、核验与整理，具体如下。首先，在资料获取方面，通过手工保存的方式获取小唐家赣脐众筹主页以及互动页面上的相关资料。具体获取的原始资料包含众筹主页上的“项目详情”“支持动态”“回报说明”“众筹结果”等，以及互动页面上的发起人对众筹项目的推介（主要以图文形式）、网友的跟帖与评论、发起人与关注者之间的对话等^②。

其次，由于在使用电子资料时需注意“交叉检查”所收集的资料（殷，2017），本研究通过两个举措以辅助判断资料的可靠性。一是查找外围资料以核对发起人所展示的信息。一方面查找发起人在网络上发表的与个人生活环境相关的帖子（例如“依山傍水，赣南农村妹子的生活点滴”），并与其众筹时所展示的家庭和种植信息进行对比，发现二者基本一致；另一方面查找关于产地环境的报道和文献，并与其众筹时所展示的产地信息进行对比，发现二者基本一致。例如，发起人呈现的产业落后、“稀土之乡”和家庭分散种植等信息与李志萌和张宜红（2016）论述的赣南老区产业发展情况相符。二是通过IP地址、点赞数以及对话风格来综合判断资料的可靠性。例如，第818楼网友评论“山美水美人更美”（21赞，IP地址为浙江）。由于IP地址和发起人所在地不一样且点赞较多，可推断该评论可靠性较高。

最后，整理资料并建立资料库。这既有助于研究者自身复核资料，也能为读者核验原始资料提供便利，因而能提高研究的可信度（殷，2017）。考虑到网络资料的不稳定性（网址有时无法访问、帖子随着时间变化而增减等），为了增强可信度，本研究将原始资料整理汇总成一个文件，并存储到本文每位作者的电脑中，做好将来接受内部复核和外部核验的准备。

（三）资料分析

根据前文理论推断，可通过自证被限制选择不利行动（机会主义、管控失责和隐藏信息）来实现“以劣取信”。该理论推断为本研究的资料分析设定了清晰且聚焦的子目标：一是从资料中归纳发起人如何展示自己被限制选择不利行动；二是从资料中归纳关注者如何相应地作出反应。基于这两个子目标，本研究参考从资料到概念再到模型的分析思路（毛基业，2020；邢小强等，2021；Chandrasapth et al., 2022），开展两阶段资料分析。

第一阶段是概念归纳，为理论模型构建准备“砖瓦”。该阶段遵循一般性的编码思路——逐级抽象（毛基业，2020）。首先，进行一级编码，通过资料浏览、情景结合、内涵识别和意思抽象，形成基本概念。基本概念是对原始资料的信息概括，例如“收入水平低”概括“在贫困山区”“清贫”等信息。其次，进行二级编码，对基本概念进行聚类 and 意义概括，形成主题概念。主题概念是对多个基本概念中心思想的概括，例如“个人劣势”概括“择业条件差”“收入水平低”的中心思想。为了增

^①农产品众筹“跑路”“虚假宣传”等现象近年来频繁发生，支持者往往需要在众筹结束数月之后才能确定自己是否被欺骗。受骗的支持者会在索赔失败之后或在下一个成熟季在网络上发泄对发起人的不满。

^②共有1223楼，楼层内含“点赞”“评论”“回复”等，第1223楼网友发表于2021年4月21日11时6分。

强信度和效度，研究团队分两组进行独立编码^①，如果出现不一致则进行辩论或请教外部专家，直到编码统一为止。这一阶段的资料分析是结构化的，每一个主题概念包含多个基本概念，每一个基本概念又包含多项资料证据（具体见表2~表6）。

第二阶段是模型构建，通过归纳关系以形成理论模型。这一阶段的分析以第一阶段归纳的概念为基础，以案例资料为线索，以现有理论为参照。研究团队围绕承诺可信理论（限制选择不利行动有利于提升承诺可信）、归纳的两级概念和资料中的证据进行反复对比匹配，持续梳理和修正“故事线”，最终形成农产品众筹“以劣取信”理论模型（具体见图3）。质性研究需要研究者的“共情”乃至“各种洞察”（马歇尔和罗斯曼，2015）。诚然，这可能会影响到结论的客观性。马歇尔和罗斯曼（2015）指出，通过接受诤友（可信赖且能提出批判性意见的朋友）或同行的评价来减少“解释中的成见”。本研究在构建理论模型时，一方面积极与同行交流理论模型，以聆听他们对模型逻辑的建议，另一方面积极向身边的普通互联网消费者分享拟构建的“故事”，并让他们阐述其直接感觉。此外，为了增强可信度，本研究在解释理论模型时展示相关资料证据作为示例。

四、基本概念和主题概念

通过第一阶段的资料分析（概念归纳），本研究发现，在利用劣势增强承诺可信的过程中，涉及五个方面的主题概念和基本概念，具体内涵与证据如表2~表6所示。

（一）发起人呈现客观劣势：个人劣势、项目劣势与区位优势

劣势是指在发展或竞争中处于相对不利的境况，表现为存在较多的阻碍要素或某些关键条件较差（McGinnis and Gentry, 2009; Paharia et al., 2011; 钟科等, 2014）。发起人在众筹时呈现三个层面的客观劣势：个人劣势、项目劣势和区位优势。个人劣势是指发起人自身在就业或经济方面的条件或机会不好，表现为择业条件差与收入水平低。项目劣势是指众筹项目在团队或资金的配备方面存在缺陷，表现为无外部团队与缺运营资金。区位优势是指农产品产地处在较差的自然位置或经济位置，表现为地理位置偏与工业基础弱。相关概念的内涵与案例证据如表2所示。

表2 客观劣势的相关概念与案例资料

主题概念	基本概念	意义	案例证据示例
个人劣势	择业条件差	发起人的就业渠道缺乏或求职条件差	一是自述曾外出“进过工厂”，在怀孕以后返乡，现有三个年幼孩子；二是用带娃照片展示自己平时要照顾孩子
	收入水平低	发起人的收入来源缺乏或收入水平低	一是自述“在贫困山区”“清贫”；二是用居住环境照片（简陋家具等）展示自家收入水平较低
项目劣势	无外部团队	项目在开展时只有几个家人作为团队成员	自述项目开展只有自己和其他几位家庭成员，即使在“特别忙”的季节也只有靠全家人
	缺运营资金	项目在开展时只有很少的自有资金用于运营	一是自述“这里很贫穷”“缺少各种资源”“普普通通的农民”；二是用果园照片展示自家经营设施很简陋

^①分组独立编码是一种被广泛使用的做法，例如邢小强等（2021）和 Wu et al.（2022）。

表 2 (续)

区位优势	地理位置偏僻	产地的地理位置偏僻, 交通闭塞	一是强调当地“交通不便”“偏远之地”等; 二是用山村远景照片展示当地四面环山、山路弯曲、进出不便利
	工业基础弱	产地的工业基础薄弱, 缺乏工业生产设施	一是自述山村“没有工业的污染”“不太发达”; 二是用山村远景照片展示当地没有工业厂区或大型生产设施

(二) 发起人突出选择限制: 生活限制、运营限制与发展限制

发起人在众筹时突出个人劣势对自己生活方式的限制, 项目劣势对运营方式的限制, 以及区位优势对产地发展状态的限制。生活限制是指发起人难以从事某些工作或消费某些物资, 表现为外出务工难与消费物资少。例如, 本文案例中的发起人有三个小孩需要照顾, 因而难以外出工作。运营限制是指众筹项目在开展时难以借助某些外部的人力或物料, 表现为他人代劳难与物料购置少。例如, 由于缺乏资金, 发起人在防虫、上色等环节很少购买药剂。发展限制是指农产品产地的自然状态或传统生产方式难以被改变, 表现为商业开发难与化工生产少。例如, 农产品产地地理位置偏远且交通不便, 因而难以进行大规模商业开发。相关概念的内涵与案例证据如表 3 所示。

表 3 选择限制的相关概念与案例资料

主题概念	基本概念	意义	案例证据示例
生活限制	外出务工难 消费物资少	发起人难以外出打工赚钱 发起人日常消费物资匮乏	自述“生完孩子我选择了留守” 自述“别说没钱, 有钱也买不到东西”
运营限制	他人代劳难 物料购置少	项目运营时难以让外人来代替自己打理、采摘等 项目运营时很少购置化肥、农药等物料	用很多现场照片展示自家脐橙的打理、采摘、销售等环节都没有雇员、代理商等外人参与 自述“不打蜡”, 不用催熟剂、上色剂等, 只买一些低价的“石灰和硫酸铜”来配药
发展限制	商业开发难 化工生产少	产地的自然资源难以被开发利用 产地的经营主体很少使用化工生产的方式	一是自述山村“荒芜待开辟”; 二是用村口泥土路、葱郁山林等照片展示村中少有商业开发的痕迹 一是自述安远县是“无公害脐橙生产示范基地”; 二是抨击外面橙子很多是“工业橙”“加工橙”

(三) 发起人渲染必然状态: 产品嵌入、投入依赖与生态保存

发起人在众筹时渲染选择限制所导致的三种必然状态: 个人层面的产品嵌入、项目层面的投入依赖和产地层面的生态保存。产品嵌入是指发起人的利益与农产品深度关联, 表现为以其为生与以其为食。例如, 由于物资缺乏, 发起人只好把橙子作为重要的食物。投入依赖是指运营过程高度依赖自我劳动力和当地物料的投入, 表现为亲力亲为与就地取材。例如, 由于很少购买化肥, 发起人只能把鸡粪当作重要物料。生态保存是指产地的生态得到良好保存, 表现为资源保留与污染避免。例如, 由于商业开发难, 当地山泉水未被污染。相关概念的内涵与案例证据如表 4 所示。

表 4 必然状态的相关概念与案例资料

主题概念	基本概念	意义	案例证据示例
产品嵌入	以其为生	发起人把脐橙作为谋生工具	自述村里人“以种脐橙为生”“靠种植赣南脐橙”, 且把脐橙渲染成自家的生存寄托(“托起一个家”)

表 4 (续)

产品嵌入	以其为食	发起人把脐橙作为日常食物	自述家人把橙子当作日常食物（“娃儿超爱吃”“怀孕期间自己在果园里摘了就吃”）
投入依赖	亲力亲为	项目在运营时只能依赖发起人亲自参与	一是自述“自己种”“人工除草”“天蒙蒙亮就开始上山摘果”等；二是用照片（果园干活等）展示亲自劳作
	就地取材	项目在运营时只能依赖当地自然物料投入	用图文强调运营过程中依靠“鸡粪”“山泉水”“有机肥”“自然上色”“物理防虫”等
生态保存	资源保留	产地种植资源得到保留	用图文强调村中“丰富的山泉水”“富硒稀土”“良好的土壤条件”“土层深厚”等
	污染避免	产地种植环境避免被污染	用图文强调村中水流清澈等，自述“这山泉水是特别好喝，城里人来了都要拉水回去”

（四）关注者产生积极预期：主观努力、过程可靠与环境优质

基于必然状态，关注者对发起人、项目和产地分别产生主观努力、过程可靠和环境优质的积极预期。主观努力是指关注者认为发起人会努力追求高质量的农产品，表现为为生计努力与为食物努力。过程可靠是指关注者认为运营过程是可靠的，表现为悉心打理与有机种植。环境优质指关注者认为产地环境是优质的，表现为水土适宜与纯净无害。相关概念的内涵与案例证据如表 5 所示。

表 5 积极预期的相关概念与案例资料

主题概念	基本概念	意义	案例证据示例
主观努力	为生计努力	关注者认为发起人会为个人生计而努力	关注者评论“努力奋斗”“努力的人”“勤劳致富”等；例如，第 1014 楼网友评论“羡慕楼主这样的生活，靠自己的双手致富”
	为食物努力	关注者认为发起人会为个人食物而努力	第 680 楼网友评论“辛苦了。种了许多绿色水果”；在发起人发帖“蔬菜也是自己种”以及“炒红薯秆放点辣椒，挺好吃的”之后，第 131 楼网友评论“好事，……，为自己努力”
过程可靠	悉心打理	关注者认为脐橙得到用心、勤恳的打理	关注者评论“真不容易”“好有毅力”“人勤地不懒”等；例如，第 991 楼网友评论“真是一个勤劳的人，不仅要打理脐橙，还要忙农田”
	有机种植	关注者认为脐橙的种植充分依靠自然原料	关注者评论“利用自然”“靠山吃山”等；例如，第 624 楼网友评论“靠山吃山，靠水吃水是对的”
环境优质	水土适宜	关注者认为产地环境是水土优良、适宜种植脐橙的	关注者评论“好山好水”“土质这么好”“含有丰富的矿物质”等；例如，第 8 楼网友评论“土质这么好，……，栽上果树肯定很甜”
	纯净无害	关注者认为产地环境是纯净的、无害的	关注者评论“小溪好清澈”“老区空气真好”“干净”等；例如，第 16 楼网友评论“还是乡村的风景好，空气好”

（五）关注者认为产品承诺可信：原生态可信与高品质可信

产品承诺可信是指关注者认为农产品众筹中发起人所作出的农产品回报承诺是可信的。发起人承诺的产品回报是原生态的、高品质的赣南脐橙（在众筹页面中强调上市的将是“原生态赣南脐橙”“正宗的赣南脐橙”“美味的赣南脐橙”等）；关注者也认为产品承诺是原生态可信的与高品质可信的。相关概念的内涵与案例证据如表 6 所示。

表 6 产品承诺可信的相关概念与案例资料

主题概念	基本概念	意义	案例证据示例
产品承诺可信	原生态可信	相信承诺的农产品是原生态的	关注者评论“生态好水果”“天然”“无公害”等；例如，第 958 楼网友评论“出产于丘陵山区的赣南脐橙，天然无公害”
	高品质可信	相信承诺的农产品是高品质的	关注者评论“好果”“肯定甜甜的”“肯定好吃”“优质”等；例如，第 747 楼网友评论“好山好水好橙子”，第 760 楼网友评论“橙子看着挺不错的，想吃”

五、农产品众筹“以劣取信”理论模型

（一）农产品众筹“以劣取信”理论模型的构建

通过第二阶段的资料分析（模型构建），本研究构建了以“客观劣势→选择限制→必然状态→积极预期→承诺可信”为逻辑主线的农产品众筹“以劣取信”理论模型（见图 3）。

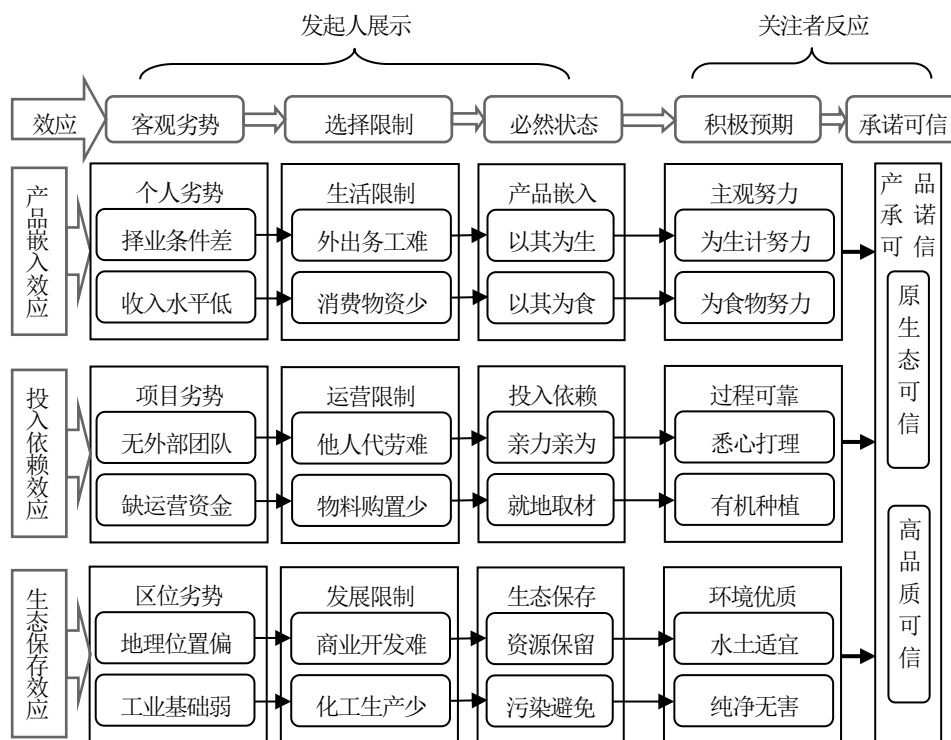


图 3 农产品众筹“以劣取信”理论模型

图3展示了农产品众筹中“以劣取信”的五个环节。一是呈现客观劣势：发起人呈现个人劣势（择业条件差、收入水平低）、项目劣势（无外部团队、缺运营资金）以及区位优势（地理位置偏、工业基础弱）。二是突出选择限制：发起人突出三种劣势对个人的生活限制（外出务工难、消费物资少）、对项目的运营限制（他人代劳难、物料购置少）以及对产地的发展限制（商业开发难、化工生产少）。三是渲染必然状态：发起人渲染生活限制使自身利益处于产品嵌入状态（以其为生、以其为食）、运营限制使运营过程处于投入依赖状态（亲力亲为、就地取材），以及发展限制使产地环境处于生态保存状态（资源保留、污染避免）。四是产生积极预期：必然状态促使关注者预期发起人是主观努力的（为生计努力、为食物努力）、运营过程是可靠的（悉心打理、有机种植），以及产地环境是优质的（水土适宜、纯净无害）。五是提升承诺可信：主观努力、过程可靠与环境优质的预期提升产品承诺的可信度（原生态可信、高品质可信）。这五个环节共同构成“以劣取信”的内在机理：客观劣势限制发起人的选择，使其处于别无选择的必然状态，关注者据此产生积极预期并相信产品回报承诺。

（二）相关效应与命题提出

农产品众筹“以劣取信”理论模型包含三个层面的劣势呈现，分别对应三种“以劣取信”效应。

1.个人劣势的产品嵌入效应。个人劣势通过两条具体路径促进产品承诺可信。一是产品生计嵌入：择业条件差→外出务工难→以其为生→为生计努力→产品承诺可信。发起人由于择业条件差（需要照顾三个孩子等）而难以外出务工，只能留守山村以种植脐橙维持生计，关注者因此预期发起人会为生计而努力提供高质量产品（不努力等于自毁生计），进而相信众筹的农产品是原生态或高品质的。二是产品食物嵌入：收入水平低→消费物资少→以其为食→为食物努力→产品承诺可信。发起人由于收入水平低而缺少消费物资，只能把脐橙作为日常重要的食物，关注者因此预期发起人会为食物而努力提供高质量产品（不努力等于自毁食物），进而相信众筹的农产品是原生态或高品质的。相关资料证据示例如下所示。

示例 1.1（收入水平低→消费物资少→以其为食）：发起人于第 155 楼自述“在贫困山区，别说没钱，有钱也买不到东西，吃的都得自己动手做”。

示例 1.2（以其为生→为生计努力）：发起人于第 1086 楼发帖“脐橙让我们农民有了收入，……，从劳动中脱贫”，第 1087 楼网友评论“只要勤劳，生活就会越来越好！”。

农产品质量乃至产品回报承诺（原生态高品质的脐橙）的可信度高度依赖于发起人的主观努力。前文论证指出：由于关注者维权成本较高和发起人的违约成本较低，关注者面临发起人偷懒、敷衍等机会主义风险，并因此不相信发起人会主观努力提供所承诺的高质量农产品（见图1）。如果不能化解关注者对发起人机会主义风险的顾虑，农产品众筹的产品回报承诺将是不可信的。本研究发现，个人劣势（择业条件差、收入水平低）直接限制了发起人生活方式的选择（外出务工难、消费物资少），使其只能以产品为生和以产品为食，而这种产品嵌入状态能够缓解关注者对机会主义风险的顾虑。因为关注者知道：发起人如果在众筹中实施机会主义行为，就会自毁生计和自毁食物。因此，本文提出命题1。

命题 1：在农产品众筹中，存在个人劣势的产品嵌入效应（个人劣势→生活限制→产品嵌入→主

观努力→产品承诺可信），即个人劣势限制了发起人的生活方式，迫使发起人的生计利益和食物利益都处于与农产品深度关联的状态，关注者因此预期发起人会主观努力提供高质量农产品，进而认为农产品回报承诺是可信的。

2.项目劣势的投入依赖效应。项目劣势通过两条具体路径促进产品承诺可信。一是亲自管控依赖：无外部团队→他人代劳难→亲力亲为→悉心打理→产品承诺可信。项目由于无外部团队（只有自己和家人作为项目成员）而难以获得外人帮忙，只能依赖于发起人的亲力亲为，关注者因此预期脐橙得到用心、踏实的打理（勤快朴实且土生土长的发起人亲自管控全过程），进而相信众筹的农产品是原生态或高品质的。二是自然物料依赖：缺运营资金→物料购置少→就地取材→有机种植→产品承诺可信。项目由于缺运营资金（连购买普通物料的资金都缺乏）而很少购置化肥、农药、上色剂等物料，只能依赖于当地的自然物料，关注者因此预期项目的种植过程是有机的（绿色有机的自然物料贯穿全过程），进而相信众筹的农产品是原生态或高品质的。相关资料证据示例如下所示。

示例 2.1（无外部团队→他人代劳难→亲力亲为）：发起人于众筹主页展示多张家人劳作照片并自述“脐橙季特别忙，全家人齐心协力，父亲和其他家人们负责上山摘果挑果，我和老公负责打包发货”。

示例 2.2（有机种植→产品承诺可信）：第 175 楼网友评论“橙子太诱人了。靠山吃山利用自然有利条件”。

农产品质量乃至产品回报承诺（原生态高品质的脐橙）的可信度高度依赖于运营过程的可靠性。前文论证指出：由于关注者难以观测运营过程和发起人难以管控品质，关注者面临发起人在农产品运营过程中滥用农药、大肆添加非有机物料、不亲自把关等管控失责风险，并因此不相信项目的运营过程是可靠的（见图 1）。如果不能化解关注者为运营过程管控失责风险的顾虑，农产品众筹的产品回报承诺将是不可信的。本研究发现，项目劣势（无外部团队、缺运营资金）直接限制了发起人在运营过程中借助某些“不利”的外部人力或物料（他人代劳难、物料购置少），使得项目只能依赖发起人亲自管控和当地自然物料，而这种投入依赖状态能够缓解关注者为管控失责风险的顾虑。因此，本文提出命题 2。

命题 2：在农产品众筹中，存在项目劣势的投入依赖效应（项目劣势→运营限制→投入依赖→过程可靠→产品承诺可信），即项目劣势限制了发起人在运营过程中借助外部人力或物料，迫使项目处于高度依赖发起人亲自管控和当地自然物料的状态，关注者因此预期运营过程是可靠的，进而认为农产品回报承诺是可信的。

3.区位劣势的生态保存效应。区位劣势通过两条具体路径促进产品承诺可信。一是资源保留：地理位置偏→商业开发难→资源保留→水土适宜→产品承诺可信。产地由于地理位置偏（位置偏僻且交通不便）而难以被外部商业机构开发，其自然资源处于被完好保留的状态，关注者因此预期产地是水土适宜的（富含微量元素的好山好水），进而相信众筹的农产品是原生态或高品质的。二是污染避免：工业基础弱→化工生产少→污染避免→纯净无害→产品承诺可信。产地由于工业基础弱（“不太发达”等）而很少采用化工生产的方式，自然而然避免了化工污染，关注者因此预期产地是纯净无害的（无污染的绿水青山），进而相信众筹的农产品是原生态或高品质的。相关资料证据示例如下所示。

示例 3.1（地理位置偏→商业开发难）：发起人于第 11 楼自述“我的家乡是……偏远之地……荒芜待开辟”。

示例 3.2（水土适宜→产品承诺可信）：第 658 楼网友评论“好山好水培育出好吃的赣南脐橙”。

农产品质量乃至产品回报承诺（原生态高品质的脐橙）的可信度高度依赖于产地环境的优质性。前文论证指出：由于关注者难以鉴定产地环境和产地环境容易被破坏，关注者面临发起人隐藏产地环境不利信息（土质不好、化工污染等）的风险，并因此不相信产地环境是优质无害的（见图 1）。如果不能化解关注者对产地环境不利信息被隐藏风险的顾虑，农产品众筹的产品回报承诺将是不可信的。本研究发现，区位优势（地理位置偏、工业基础弱）直接隔离了外部冲击（商业开发难、化工生产少），使当地生态得以保存良好（资源保留、污染避免），直接消除了潜在的产地环境不利因素，缓解了关注者对隐藏不利信息风险的顾虑。因此，本文提出命题 3。

命题 3：在农产品众筹中，存在区位优势生态保存效应（区位优势→发展限制→生态保存→环境优质→产品承诺可信），即区位优势限制了当地商业开发和化工生产，产地自然而然处于生态保存状态，关注者因此预期产地环境是优质的，进而认为农产品回报承诺是可信的。

（三）模型抽象与讨论

为了进一步理解图 3 的五环节逻辑，本研究对农产品众筹“以劣取信”理论模型进行再抽象，得到自我选择限制提升履约行动可信的底层逻辑，如图 4 所示。

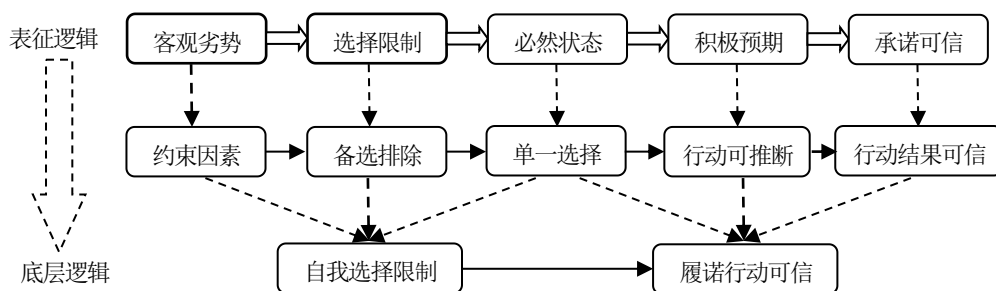


图4 自我选择限制与承诺可信

农产品众筹“以劣取信”的“客观劣势→选择限制→必然状态→积极预期→承诺可信”表征逻辑所对应的底层逻辑是“自我选择限制→履约行动可信”。发起人主动展示自我选择限制，信息弱势的关注者基于发起人的有限选择空间而推断其履约行动可信（见图 4）。客观劣势本质上是承诺者面临的约束因素，它排除承诺者其他的选择，使承诺者只剩下一选择。单一选择缓解了被承诺者所面临的不确定性和信息弱势，使被承诺者可以据此更好地推断承诺者的后续行动以及预料承诺者的行动结果。该底层逻辑契合承诺可信研究中经典的自我选择限制策略（Schelling, 1956; 朱小梅和田贤亮, 2001; 胡伟清, 2005; Sun and Sun, 2018）：通过策略性限制自我选择空间（主动排除众多可能选择），让自身处于更少选择甚至别无选择的境地，能够增强承诺的可信度。

“以优取信”通过展示优势，证明承诺者已经或正在采取有利于被承诺者的行动，从而提升承诺可信度。此时，优势是采取有利行动的事实证据，而优势展示的目的则在于让关注者相信承诺者已经作出履行承诺的主动选择。“以劣取信”通过展示劣势，证明承诺者不能或难以采取不利于被承诺者的行动，从而提升承诺可信。此时，劣势是采取不利行动的约束因素，而劣势展示的目的则在于让关注者相信承诺者履行承诺是没有备选的被动选择。由此可见，本文所构建的“以劣取信”与已有的“以优取信”在逻辑上存在显著差异。“以优取信”不试图排除备选项（“我有其他选择”），但用事实证据说明有利行动是最优或已然选择。但“以劣取信”的核心在于排除备选项（“我没有其他选择”），让有利行动成为唯一或必然选择。

六、研究结论与实践启示

农产品众筹作为一种低门槛且高效的网络筹资方式，对于缓解广大农业经营者（尤其是草根农户）的资金约束和促进农产品市场供需对接有着十分重要的作用。但是，由于存在个人机会主义、过程管控失责和隐藏产地环境不利信息等风险，发起人在作出农产品质量承诺乃至回报承诺后往往面临严重的承诺不可信问题。以往研究侧重于发掘有利于增强承诺可信度的优势因素（政府背书、产品认证等）以及引导实践界“以优取信”，但尚未探索缺乏优势且存在诸多劣势的发起人如何在农产品众筹中实现“以劣取信”。本研究从承诺可信视角切入，采用案例研究的方式，构建了“客观劣势→选择限制→必然状态→积极预期→承诺可信”五环节的“以劣取信”模型。该模型包含个体、项目和区位三个层面的劣势呈现，分别对应三种“以劣取信”效应。本文研究得到以下主要结论与实践启示。

第一，在农产品众筹中存在个人劣势的产品嵌入效应。个人劣势限制发起人的生活方式，迫使其个人利益处于与农产品深度关联的状态（以其为生、以其为食）。正是这种别无选择状态促使关注者推断“发起人会主观努力”，并因此认为原生态、高品质的产品承诺是可信的。显然，个人劣势迫使发起人不得不努力经营农产品是“以劣取信”的关键之一。因此，发起人在尝试利用个人劣势提升产品承诺可信度时，应重点呈现个人劣势（择业条件差、收入水平低等）对自己生活方式的限制（外出务工难、消费物资少等），突出渲染生活限制下农产品与自己之间的共生关系（以产品为生、以产品为食等），以及有意识地引导关注者相信发起人“不努力等于自毁生计”和“不努力等于自毁食物”。

第二，在农产品众筹中存在项目劣势的投入依赖效应。项目劣势限制项目的运营方式，迫使项目处于高度依赖发起人亲自管控和当地自然物料的状态。正是这种别无选择状态促使关注者推断“运营过程是可靠的”，并因此认为原生态、高品质的产品承诺是可信的。显然，项目劣势迫使运营过程依赖自我管控、依赖自然物料是“以劣取信”的关键之一。因此，发起人在尝试利用项目劣势提升产品承诺可信度时，应重点呈现项目劣势（无外部团队、缺运营资金等）对运营方式的限制（他人代劳难、物料购置少等），突出渲染运营限制下的自我或本地要素依赖（亲力亲为、就地取材等），以及有意识地引导关注者相信“勤快朴实且土生土长的发起人亲自管控全过程”和“绿色有机的自然物料贯穿全过程”。

第三，在农产品众筹中存在区位优势生态保存效应。区位优势限制产地的发展方式，迫使产地处于资源保留和污染避免的状态。正是这种生态保存状态促使关注者推断“产地环境是优质的”，并因此认为原生态、高品质的产品承诺是可信的。显然，区位优势隔离外部冲击是“以劣取信”的关键之一。因此，发起人在尝试利用区位优势提升产品承诺可信度时，应重点呈现区位优势（地理位置偏、工业基础弱等）对当地发展方式的限制（商业开发难、化工生产少等），突出渲染发展限制下的产地是幸存的生态之地（资源保留、污染避免等），以及有意识地引导关注者相信产地环境“水土适宜”“纯净无害”。

本文的理论贡献有四点。其一，在现有研究聚焦于“以优取信”的背景下，构建了“客观劣势→选择限制→必然状态→积极预期→承诺可信”的理论框架，为探究如何在农产品众筹中“以劣取信”提供了切入方向和分析思路。其二，识别了个人劣势、项目劣势和区位优势所分别对应的产品嵌入效应、投入依赖效应和生态保存效应，为“以劣取信”提供了具体的策略参考。其三，丰富了承诺可信理论在农产品众筹研究中的应用，发现“劣势”可以在产品承诺中发挥重要的“自我选择限制”功能。其四，拓宽了劣势者效应的范畴。劣势者效应（underdog effect）相关研究强调通过展示奋斗者在禀赋或竞争方面所存在的不利因素，能在关注者（消费者、投票者、观众等）心中塑造劣势者形象并据此激发关注者的好感和扶弱动机（McGinnis and Gentry, 2009; Paharia et al., 2011; 钟科等, 2014; Lount et al., 2017）。本研究发现劣势者还可以依靠劣势呈现来缓解关注者对其机会主义、隐藏信息和行动不确定性的顾虑，尤其是在信息不对称、监督难或合约不完备的情形下。本研究虽然初步打开了“以劣取信”的机理黑箱，但以下问题仍有待进一步探究，即“以劣取信”的具体路径在不同属性的产品、众筹条款、互动模式下是否会有所差异以及哪些因素会影响路径的强度。

参考文献

1. 蔡静远、李礼连、张利国, 2019: 《区域贫困时空演变特征及驱动因素分析——以江西罗霄山脉集中连片特困区为例》, 《江西社会科学》第9期, 第70-81页。
2. 杜俊娟、李姚矿, 2018: 《农产品众筹发起人特征对融资达成率的影响研究——基于信任理论视角》, 《中国农村经济》第3期, 第15-28页。
3. 胡伟清, 2005: 《奥曼与谢林对博弈论的贡献》, 《重庆科技学院学报》第4期, 第36-40页。
4. 靳代平、王新新、姚鹏, 2016: 《品牌粉丝因何而狂热? ——基于内部人视角的扎根研究》, 《管理世界》第9期, 第102-119页。
5. 井润田、孙璇, 2021: 《实证主义 vs. 诠释主义: 两种经典案例研究范式的比较与启示》, 《管理世界》第3期, 第198-216页、第13页。
6. 李民、戴永务、张伟, 2019: 《抽奖回报会影响农业众筹项目融资绩效吗? ——来自678个项目的经验数据》, 《太原理工大学学报(社会科学版)》第2期, 第77-83页。
7. 李宁、周琦宇、邹丽琼, 2022: 《农产品网络销售会影响新型农业经营主体的农地经营规模吗》, 《农业技术经济》第2期, 第94-109页。

- 8.李双金, 2006: 《转型经济中的可信承诺问题研究》, 《经济学家》第4期, 第85-89页。
- 9.李志萌、张宜红, 2016: 《革命老区产业扶贫模式、存在问题及破解路径——以赣南老区为例》, 《江西社会科学》第7期, 第61-67页。
- 10.毛基业, 2020: 《运用结构化的数据分析方法做严谨的质性研究——中国企业管理案例与质性研究论坛(2019)综述》, 《管理世界》第3期, 第220-225页。
- 11.毛基业、陈诚, 2017: 《案例研究的理论构建: 艾森哈特的新洞见——第十届“中国企业管理案例与质性研究论坛(2016)”会议综述》, 《管理世界》第2期, 第135-141页。
- 12.马歇尔、罗斯曼, 2015: 《设计质性研究: 有效研究计划的全程指导》(第5版), 何江穗译, 重庆: 重庆大学出版社, 第295-301页。
- 13.彭红枫、米雁翔, 2017: 《信息不对称、信号质量与股权众筹融资绩效》, 《财贸经济》第5期, 第80-95页。
- 14.阮素梅、蔡茹雪, 2019: 《内容社交+众筹模式下农产品众筹绩效影响因素分析——基于京东众筹的实证研究》, 《经济问题》第4期, 第55-61页。
- 15.单汨源、李华、刘小红, 2017: 《基于TPB理论的“互联网+农产品”众筹影响因素研究》, 《科技管理研究》第2期, 第235-240页。
- 16.邵腾伟、吕秀梅, 2018: 《生鲜电商众筹预售与众包生产联合决策》, 《系统工程理论与实践》第6期, 第1502-1511页。
- 17.宋瑛、谢浩、王亚飞, 2022: 《农产品电子商务有助于贫困地区农户增收吗——兼论农户参与模式异质性的影响》, 《农业技术经济》第1期, 第65-80页。
- 18.苏敬勤、王娜、高昕、张璐, 2021: 《案例学的构建——学理基础与现实可行性》, 《管理世界》第9期, 第207-213页。
- 19.田杰、殷玲燕、靳景玉, 2020: 《质量信号、投资人参与、项目经济性对农产品众筹融资达成率的影响——基于众筹网884个农业众筹项目的数据》, 《财经理论与实践》第1期, 第17-25页。
- 20.武雅敏、郭丽芳、马家齐、王郁, 2018: 《互动感知、信任与农业众筹参与意愿的影响研究》, 《世界农业》第3期, 第71-77页。
- 21.肖建、贾晋, 2017: 《农业众筹融资成功的影响因素研究——基于多平台的对比分析》, 《经济体制改革》第3期, 第82-88页。
- 22.肖静华、胡杨颂、吴瑶, 2020: 《成长品: 数据驱动的企业与用户互动创新案例研究》, 《管理世界》第3期, 第183-204页。
- 23.邢小强、汤新慧、王珏、张竹, 2021: 《数字平台履责与共享价值创造——基于字节跳动扶贫的案例研究》, 《管理世界》第12期, 第152-175页。
- 24.殷, 2017: 《案例研究: 设计与方法》(原书第5版), 周海涛、史少杰译, 重庆: 重庆大学出版社, 第12-19页、第50-54页、第63-67页、第142-154页。
- 25.曾江洪、李林海, 2017: 《质量信号对农业众筹项目融资成败影响的实证研究》, 《广西社会科学》第6期, 第78-83页。

- 26.张燕、侯启玲, 2021: 《“区块链+农业众筹”: 创新、风险及其法治监管》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第137-145页、第184-185页。
- 27.钟科、王海忠、杨晨, 2014: 《人们何时支持弱者? 营销中的劣势者效应研究述评》, 《外国经济与管理》第12期, 第13-21页。
- 28.朱海波、马九杰, 2020: 《发起人特征、信用背书与偏远贫困地区农产品众筹扶贫项目的融资绩效》, 《中国农村经济》第3期, 第22-35页。
- 29.朱小梅、田贤亮, 2001: 《托马斯·谢林非数理博弈理论评介——潜在诺贝尔经济学奖得主学术贡献评介系列》, 《经济学动态》第1期, 第67-72页。
- 30.Belleflamme, P., T. Lambert, and A. Schwienbacher, 2014, “Crowdfunding: Tapping the Right Crowd”, *Journal of Business Venturing*, 29(5): 585-609.
- 31.Chandler, J. A., G. Dushnitsky, R. Elitzur, C. Hopp, P. A. Kincaid, and J. C. Short, 2022, “Reviewing Recent Crowdfunding Research: Collective Findings from the Journal of Business Venturing Insights”, *Journal of Business Venturing Insights*, Vol. 18, e00354, <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2022.e00354>.
- 32.Chandrasapth, K., N. Yannopoulou, K. Schoefer, and M. J. Liu, 2022, “A Multimodal Discourse-Mythological Approach to Understanding Brand-Based Conflicts in Online Consumer Communities: The Case of Samsung vs. Huawei”, *Journal of Business Research*, Vol. 144: 1103-1120.
- 33.Hassna, G., 2022, “Crowdfund Smart, Not Hard—Understanding the Role of Online Funding Communities in Crowdfunding Success”, *Journal of Business Venturing Insights*, Vol. 18, e00353, <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2022.e00353>.
- 34.Junge, L. B., I. C. Laursen, and K. R. Nielsen, 2022, “Choosing Crowdfunding: Why Do Entrepreneurs Choose to Engage in Crowdfunding?”, *Technovation*, Vol. 111, 102385, <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2021.102385>.
- 35.Lin, T.-C., and V. Pursiainen, 2022, “Regional Social Capital and Moral Hazard in Crowdfunding”, *Journal of Business Venturing*, 37(4), 106224, <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2022.106224>.
- 36.Lount, R. B., N. C. Pettit, and S. P. Doyle, 2017, “Motivating Underdogs and Favorites”, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol. 141: 82-93.
- 37.McGinnis, L. P., and J. W. Gentry, 2009, “Underdog Consumption: An Exploration into Meanings and Motives”, *Journal of Business Research*, 62(2): 191-199.
- 38.Miglo, A., and V. Miglo, 2019, “Market Imperfections and Crowdfunding”, *Small Business Economics*, 53(1): 51-79.
- 39.North, D. C., 1993, “Institutions and Credible Commitment”, *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE) / Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, 149(1): 11-23.
- 40.Paharia, N., A. Keinan, J. Avery, and J. B. Schor, 2011, “Underdog Effect: The Marketing of Disadvantage and Determination through Brand Biography”, *Journal of Consumer Research*, 37(5): 775-790.
- 41.Schelling, T. C., 1956, “An Essay on Bargaining”, *The American Economic Review*, 46(3): 281-306.
- 42.Shepsle, K. A., 1991, “Discretion, Institutions, and the Problem of Government Commitment”, in P. Bourdieu and J. S. Coleman (eds.) *Social Theory for a Changing Society*, Boulder: Westview Press, 245-263.

43.Sun, S., and N. Sun, 2018, “Credible Commitment and Credible Threat in Games”, in S. Sun and N. Sun (eds.) *Management Game Theory*, Singapore: Springer Nature Singapore, 63-67.

44.Wu, Y., S. Nambisan, J. H. Xiao, and K. Xie, 2022, “Consumer Resource Integration and Service Innovation in Social Commerce: The Role of Social Media Influencers”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 50(3): 429-459.

（作者单位：西南大学经济管理学院）

（责任编辑：黄 易）

How to Enhance Credibility by Displaying Disadvantages in Agricultural Product Crowdfunding? A Case Study from the Perspective of Credible Commitment

HU Die WANG Rongkuan

Abstract: Agricultural product crowdfunding (APC) plays an important role in easing farmers' financial constraints and smoothing the supply and demand of agricultural products. However, due to opportunism, negligence, and hidden information, commitments of APC are often incredible. Previous studies focus on enhancing the commitment credibility by displaying advantages in APC, but have not yet explored how to enhance credibility by displaying disadvantages. By a case study, this paper constructs a theoretical model of “objective disadvantages - option limitations - inevitable states - optimistic expectation – credible commitment” to enhance credibility by displaying disadvantages. Our study indicates that disadvantages generate self-limitations on options when making product commitments, and exhibiting the self-limitations on options can increase the credibility of fulfilling commitments. Individual disadvantage, project disadvantage, and location disadvantage impose living limitation on the initiator, operation limitation on the project, and development limitation on the place of origin, respectively. These limitations force the following three inevitable states to occur: the initiator having no choice but living on the agricultural products, the project having no choice but relying on hand-in-hand participation and natural materials, and the place of origin having no choice but being ecologically well preserved. The potential backers then expect the initiator to spare no effort in pursuing high-quality agricultural products, the operation process to be reliable, and the place of origin to be ecologically desirable for planting agricultural products. Therefore, the potential backers consider the agricultural product return commitment to be credible. This study identifies the product embeddedness effect, input dependence effect, and ecology conservation effect and multiple specific paths to enhance credibility, which provides an inspiring analytical framework and various strategies for enhancing credibility by displaying disadvantages.

Keywords: Agricultural Product Crowdfunding; The Disadvantaged; Self-limitations on Options; Credible Commitment

线上社会网络对农村网商经营绩效的影响： 机制与证据^{*}

李 艳 陈卫平

摘要：本文从网络规模、联结强度、网络异质性和网络达高性四个维度构建综合指标表征线上社会网络，基于2021年5省380家农村网商实地调查数据，实证检验线上社会网络对农村网商经营绩效的影响。研究表明：首先，线上社会网络显著提升农村网商经营绩效。从线上社会网络各维度看，网络规模和网络达高性对农村网商经营绩效有显著的正向影响，网络联结强度和网络异质性的影响不显著。其次，线上社会网络可以通过促进信息资源获取、提高影响力和增强用户黏性来提升农村网商经营绩效。最后，异质性分析发现，负责人为女性、开设直播、位于东部地区、供应链质量高的农村网商，其线上社会网络对经营绩效的促进作用更强。

关键词：线上社会网络 网商 经营绩效 农村电子商务

中图分类号：F325；F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

扩大电子商务进农村覆盖面，推进农村电子商务深入发展，已成为加快发展农村数字经济和全面推进乡村振兴的重要抓手。据中国商务部数据，自2016年农村电子商务规模化专业化发展以来^①，全国农村网络零售额从2016年的0.89万亿元增加至2021年的2.05万亿元，年均增长18.16%^②。2022

^{*}本文研究获得国家自然科学基金一般项目“社交媒体时代下农产品网商线上社会资本的获取途径与转化利用机制研究”（编号：72073136）、国家自然科学基金一般项目“新农人微信营销行为及其对消费者购买决策机制的影响研究”（编号：71773138）和国家社会科学基金重大项目“实施乡村建设行动研究”（编号：21ZDA058）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议，当然文责自负。本文通讯作者：陈卫平。

^①2016年以前，全国农村网络零售额增长率逐年递增；2016年后，农村网络零售额总额快速突破万亿元，且增长率逐年下降。

^②资料来源：《中国电子商务报告（2021）》，<http://www.mofcom.gov.cn/article/zwgk/gkbnjg/202211/20221103368045.shtml>。

年中央“一号文件”首次提出“实施‘数商兴农’工程，推进电子商务进乡村”^①，进一步引领农村电子商务高质量发展。大量实践和研究表明，农村电子商务是互联网技术赋能和数字技术红利的重要形式，在安置农村剩余劳动力就业、助力乡村创业、链接小农户与大市场、发展农村新业态、增加农民收入以及缩小城乡收入差距等方面发挥着积极的作用（曾亿武等，2018；邱子迅和周亚虹，2021）。然而，随着农村电子商务市场规模不断扩大，消费者对农村电子商务产品和服务要求不断提高。网商同质化和头部商家相互挤压，电商平台获客成本增长，导致行业竞争日趋激烈，新兴市场红利逐渐消失。农村网商遭遇经营瓶颈，甚至存在被迫退出互联网市场的风险，高质量发展面临诸多现实困境。因此，如何提高农村网商经营绩效，帮助其获得可持续竞争优势，具有很强的现实意义。

围绕农村网商经营绩效的影响因素，既有文献主要聚焦于电商主体、电商平台和外部组织环境三个方面展开研究。在电商主体方面，有研究认为，店铺户主家庭抚养和赡养人数、假冒产品侵权情况以及消费者差评情况对生鲜农产品网商发展有显著的负向影响（鲁钊阳，2021）；农产品电子商务人才能力、管理能力和技术能力可以显著促进农产品网商组织敏捷性，提高企业财务绩效（李蕾和林家宝，2019）。在电商平台方面，穆燕鸿等（2016）研究发现，电子商务平台能够提供信息流、资金流和信用体系，直接关系着农村电子商务交易的效果；鲁钊阳（2021）研究认为，网络直播能够有效驱动生鲜农产品网商的发展。在外部组织环境方面，已有研究发现，地理空间上的电商集群效应（曾亿武等，2017），网商协会组织、邻里示范、社交示范等社会创新因素（崔丽丽等，2014），政治、社会、技术、经济等因素（彭小珈和周发明，2018）可以促进农民增收和提高网商绩效。但是，目前还鲜有文献关注线上社会网络因素的作用，关于线上社会网络对农村网商经营绩效影响的研究更为缺乏。

随着数字化技术的不断发展和广泛应用，在互联网空间形成的关系集合——线上社会网络应运而生。如果说线下销售是以稳定的实体店为据点发挥地域邻近性优势，那么电子商务则主要依赖于建立和维系线上关系的网络优势。农村网商通过互联网平台形成社会网络，并构成其广泛和潜在的客户基础。在高度陌生化和随机性的互联网场景中，建立信任和留住客户通常是达成交易和保证稳定购买的必要前提。线上社会网络不但能够跨越时空限制形成广泛连接，而且其成员间具有较强的信任和熟悉度（Agnihotri et al., 2022）、较易形成滚雪球式的口碑效应等特征（Hwang and Zhang, 2018），为提升农村网商经营绩效提供了契机。

本文基于社会网络理论视角，对线上社会网络如何影响农村网商经营绩效这一问题展开研究。本文利用东中西部5省380家农村网商实地调查数据，试图揭示线上社会网络对农村网商经营绩效的影响及其作用机制。与既有文献相比，本文可能的贡献体现在三方面。第一，本文是国内较早探讨线上社会网络如何影响农村网商经营绩效的文献之一，丰富了农村网商经营绩效前因研究；第二，本文从信息获取机制、影响力机制和用户黏性机制三个路径实证探究其中的作用机制，深化不同路径下对线上社会网络与农村网商经营绩效关系的理解；第三，本文讨论了线上社会网络不同维度影响农村网商

^①参见《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

绩效的差异性，以及线上社会网络对不同负责人性别、地区、技术利用和供应链质量农村网商经营绩效的异质性作用，可以更清晰地诠释农村网商线上社会网络发挥作用的边界条件。

二、理论机制与研究假说

（一）线上社会网络的内涵

社会网络可定义为社会系统中的一群节点及其通过特定社会关系所形成的连接的集合。每个节点（nodes）即为一个网络成员，可能是个人、团体或组织等；而连接（ties）是指节点间建立的关系，例如，个人之间的友谊关系、市场上的买卖交易关系。社会网络体现行动者社交范围及其从中可获得的资源状况，并构建行动者与其他网络成员之间互动的框架（Leenders and Dolfsma, 2016）。Granovetter（1985）指出，所有的经济活动都嵌入社会关系网络，无论从哪种角度出发来研究经济现象，都必须考察经济行动者所处的社会关系网络，以及个体与群体之间的具体互动。因此，社会网络理论作为经济社会学中一个主要的研究取向，被广泛应用于组织的经济活动分析，为理解与分析经济学中的互动行为与演化提供了有效思路和方法（孙涛和逯苗苗，2021）。

社会网络理论表明，社会网络是一种实际或潜在的资源，当它被行为主体调动或利用时，便成为能够创造价值的现实资本。因此，社会网络是具有生产力的（Bourdieu, 1989），可以有助于人们实现行为目标。以往研究显示，社会网络能够为行为主体带来三个方面的网络收益（Adler and Kwon, 2002；Sandefur and Laumann, 1998）：一是信息收益（information benefits），即社会网络有助于行为主体获得更广泛的信息来源，改善信息质量、实用性及时效；二是影响力收益（influence benefits），即行为主体在社会网络中对其他网络成员的行为具有影响力和控制的权力，并可被用来实现自身的目标；三是团结收益（solidarity benefits），即社会网络可以在有相似利益或目标的人之间产生团结感，减少对规则监督等正式控制的需要。

在实证研究文献中，学者们通常使用多指标方法来衡量社会网络，最为常见的指标包括网络规模、联结强度、网络异质性和网络达高性等（Markóczy et al., 2013）。具体地，网络规模指行为主体所有交互关系的总量，反映可获取资源的丰裕程度。联结强度反映主体间的互动频率、关系紧密度或稳定程度（孙元等，2019）。网络异质性是网络系统中其他网络成员间社会关系的差异性程度，例如身份、地位、关系强度等，程度越高就越有利于获得异质性资源。网络达高性指通过网络关系能够获取和调用资源的最大可及性（张玉明等，2019）。

在本文研究中，线上社会网络指农村网商通过互联网平台获得的社会网络，更具体地，是指农村网商通过在线状态和行为活动与其他互联网用户建立社会联系所形成的集合。借鉴 Markóczy et al.（2013）的研究，本文主要从网络规模、联结强度、网络异质性和网络达高性四个维度构建综合指标来反映农村网商的线上社会网络。其中，网络规模是指农村网商在线平台的所有关联者，即微信朋友

数量以及其他平台粉丝数量的总和^①。联结强度主要指线上社会网络成员间交互关系的强弱，具体表现为农村网商与其微信朋友和粉丝之间联系的紧密度。网络异质性反映农村网商线上社会关系的差异性。由于互联网空间下网络成员的身份地位存在匿名性特征，农村网商很难观察到其他网络成员的身份背景，因此，本文主要通过网商和其他成员之间关系强度的差异性来反映其网络异质性，具体为微信朋友关系强弱的差异、粉丝活跃度的差异等。网络达高性主要是指农村网商通过线上网络关系触及的顶端资源。农村网商（尤其是规模较大的农村电商企业）发展到一定程度时，政府资源往往是限制或助推其可持续发展的重要因素。具有政府资源的网商更可能获得电子商务发展中不可替代的战略性资源和政策信息，如仓储基地（土地资源）、专项补贴和专业培训（政策信息）、合法性与知名度（地位）等^②。故此，本文采用农村网商线上网络关系中政府人员职位的最高级别来反映其能够获得资源的最高程度。

（二）线上社会网络对农村网商经营绩效的直接影响

线上社会网络可能发挥自身特点和优势直接影响农村网商的经营绩效。第一，线上社会网络构成农村网商潜在客户的重要基础和来源，有助于提高农村网商销售量。一方面，相比于线下社会网络，线上社会网络依托于互联网平台，可以大幅度降低建立和维持潜在客户关系的交易成本。若农村网商不通过线上社会网络获取客户资源，则很难产生和拓展线上交易，更难以达成经营目标。另一方面，信息不对称是消费者购买决策和购买行为所面临的重大问题，即消费者不清楚产品质量是否可靠、功能是否能够满足需求。而线上交易数据可视化（成交数量和评论信息），可以提供更加立体、真实、生动和具有针对性的产品信息与用户体验，减少产品生产与消费分离所产生的信息不对称，降低其他用户的搜索成本（刘俊杰等，2020），这有利于供求有效对接，扩大农村网商销售渠道和销售空间。

第二，线上社会网络有助于农村网商差异化经营，形成价格优势和实现价值增值。在同质化市场竞争中，农村网商通过线上社会网络便于实施差异化战略，深入挖掘客户的多样化、个性化、即时性需求，通过精准化供应和个性化服务，获得长尾客户收益。同时，在稳定的网络互动中，农村网商更易于提升产品品质、培育自有品牌、建立客户品牌信心，享有更高的市场溢价，而不必依靠低价策略来取得竞争优势，从而在品牌形象和客户服务质量等方面带来价值增值（田刚等，2018）。

第三，线上社会网络有助于提高农村网商经营效率。首先，线上社会网络促进了农村网商与供应商及其他农村网商的资源共享（如沟通配送、推销诉求、合作机遇等）与交流合作，使得农村网商能够更好地管理和控制供应链，并有效降低物流和采购等环节中的费用，从而提高供应链的运作效率。

^①本文将农村网商微信平台的网络成员统称为“朋友”，其他社交平台和电商平台的网络成员统称为“粉丝”，“用户”则泛指接入互联网平台的所有行为主体。

^②例如，农村网商广西“巧妇九妹”，在拥有百万粉丝之后，由仅销售自家农产品，发展到开始收购本县域的各种农产品，甚至增加了简单的加工品。在此过程中，随着销售规模的增大，仓储场地、交通条件、物流成本、产品资质等都是亟待解决的现实问题。当地市政府人员是“巧妇九妹”的粉丝，关注到其面临的难题，主动帮忙，推动了问题的解决。此外，也有其他地方政府人员成为“巧妇九妹”的粉丝后，邀请其分享经验，扩大了其品牌知名度。

其次，线上社会网络特点之一在于社交行为更加直观，这使得农村网商和客户之间的信息传递变得更加快速化和精准化，进而降低沟通过程中的时间和资源消耗，并极大地提高信息处理效率。最后，线上社会网络能够跨越时空实现广泛连接，使得农村网商可随时在互联网平台达成交易，同期可接纳的业务数量和业务处理能力得以相应提升，大大提高了交易效率。基于此，本文提出研究假说 H1。

H1：线上社会网络能够显著提升农村网商经营绩效。

（三）线上社会网络对农村网商经营绩效的间接影响

除了直接影响农村网商经营绩效之外，线上社会网络还可能通过中介机制间接影响农村网商经营绩效。如前所述，社会网络可以为行为主体带来信息、影响力和团结收益。对农村网商而言，团结收益主要表现为用户黏性增强。因此，本文从信息获取、影响力和用户黏性三条路径来分析线上社会网络对农村网商经营绩效的影响机制。

1.通过信息获取机制促进信息资源获取，进而提升农村网商经营绩效。线上社会网络形成了一个自组织下的互动场域以及信息传播和流动空间（谢新洲和安静，2013），有助于增强农村网商汇集和利用信息的能力。与传统线下社会网络不同，在线上社会网络中，网络成员自我表达以及网络成员之间的互动信息可以在平台上产生数字足迹和即时反馈。农村网商可以借助线上社会网络为外界传递更可靠的信息，也可以获得自身发展所需要的更可靠的信息，从而减少决策中的信息不对称，降低市场搜寻成本。此外，农村网商在线上社会网络中处于网络中心位置，能够享有提供信息和接收线上社会网络中其他成员信息的双重好处，获得更大的信息价值（俞林和许敏，2020）。通过线上社会网络掌握更多需求和偏好信息、市场行业动态信息（如产品使用反馈、服务改进建议等）以及其他有价值的信息资源和优势，有助于寻求商业机会，及时调整经营策略，提供符合市场需求的产品和服务，为农村网商成长和提高经营绩效奠定良好的基础。由此，本文提出研究假说 H2。

H2：线上社会网络可能通过促进信息获取来提升农村网商经营绩效。

2.通过影响力机制提高内外部影响力，进而提升农村网商经营绩效。线上社会网络有助于提升农村网商影响力，并对经营绩效产生间接影响。一方面，线上社会网络有助于强化农村网商的对内影响力。处于同一线上社会网络之中，网络成员间基于共同身份和信任关系所形成的互惠行为（如交流共同话题和经验共享），有助于强化农村网商对网络成员的内部影响力，进一步挖掘潜在客户（苏岚岚和孔荣，2020）。另一方面，线上社会网络有助于增强农村网商的对外影响力。线上社会网络的信息传播具有圈层式和长尾传播的特征（赵哲超和郝静，2019），即当存在强烈的身份认同和情感共鸣时，信息会在线上社会网络成员的各个节点进行传播，并通过异质性的关系网络向外产生二次传播（口碑宣传）。农村网商依托线上社会网络向外宣传和传递信息，增强产品知名度和品牌效应，吸引更多潜在用户进入农村网商的流量池形成网络效应，进而拓展潜在客户和目标销售群体，促进农村网商经营绩效的提升。由此，本文提出研究假说 H3。

H3：线上社会网络可能通过提高农村网商影响力来提升农村网商经营绩效。

3.通过增强用户黏性提升农村网商经营绩效。交易产生的前提是建立信任，线上交易匿名性、陌生性和偶然性在一定程度上阻碍了农村网商与陌生消费者之间建立信任关系。线上社会网络改变了传

统的单次（偶然）交易模式，而以重复博弈的逻辑构建相对稳定和紧密的社会关系，弥合了消费“信用断点”，提高潜在市场的有效性（邱子迅和周亚虹，2021）。首先，线上社会网络的社交属性和情感价值，有助于增加网络成员的认同感和归属感。线上社会网络本身是双向选择的结果（网商传递信号与网络成员自愿接收信号），双方在一定程度上建立了初始信任。在同一关系网中，双方行为的可预见性能够促进彼此间的开放交流，有利于培养情感联结和增进信任，提高用户满意度。其次，线上社会网络可以有效发挥声誉监督作用（许黎莉等，2021），克服声誉短暂性问题。重复博弈下交易双方均有维持声誉的激励，缓解高监督成本压力，从而降低交易过程中的风险和不确定性，提高网络成员的购买意愿。最后，用户黏性越强意味着用户忠诚度越高，有利于提高网店的复购率。由于社会关系所提供的信息有更高的感知诊断性（Wang and Chang, 2013），黏性高的用户还会为网店的产品和服务做口碑宣传，使得网商能够扩大粉丝规模，从而潜在地增加经营绩效。由此，本文提出假说 H4。

H4：线上社会网络可能通过增强用户黏性来提升农村网商经营绩效。

三、研究设计

（一）样本和数据来源

本文所使用的微观数据主要通过问卷调查的方式获得。由于中国电子商务实践发展较快，目前尚未形成专门针对网商名录的官方统计资料，调查方案的实施面临着识别和获得农村网商样本方面的难题。因此，在样本可得性和便利性原则指导下，本文研究开展的调查主要是典型调查。课题组于 2021 年 12 月—2022 年 1 月对中国东、中、西部地区电子商务发展较快的代表性县（市、区）进行实地走访调查，调查对象为农村网商。在本文研究中，农村网商指在农村地区借助互联网平台从事农产品及其他农村特色产品销售的个体农户或企业（鲁钊阳，2021）。其注册地点和经营场所所在县（市、区）及县以下的农村地区，使用的互联网平台通常有淘宝、京东、微信、拼多多、今日头条、抖音等多个平台。

本文调查区域和调查对象的选择主要基于以下考虑：一是在省份选择上，根据中国电子商务发展指数^①，考虑到先导省份和潜力省份处于类型排序两端、差异较大，主要从优势省份和中坚省份中选取了电子商务发展指数排名靠前的省份。其中，从优势省份中选取山东省、福建省和四川省，从中坚省份中选取江西省，同时，结合东中西部地区分布，从潜力省份中选取了广西壮族自治区。二是在县（市、区）选择上，主要采取典型调查方法，参考全国县域数字农业农村电子商务发展数据^②，选取了县域农产品网络销售排名靠前的县（市、区）。结合当地调查意愿，最终县级样本包括福建省安溪县、武夷山市和建阳区，山东省福山区和栖霞市，江西省乐安县、安远县、广昌县和南丰县，四川省新都区、郫都区、蒲江县、广汉市、彭州市和巴中市，广西壮族自治区北流市、灵山县、容县和桂平

^①资料来源：《中国电子商务发展指数报告（2018）》，https://www.sohu.com/a/318216928_100268780?qq-pf-to=pcqq.c2c。

^②资料来源：《2020 全国县域数字农业农村电子商务发展报告》，<https://www.ec.com.cn/upload/article/20200707/20200707145015907.pdf>。

市。三是在具体农村网商选择上，主要依据淘宝村（镇）分布和电商销售规模等数据，由当地政府电商主管部门或电商协会根据在册名单负责通知和组织，由课题组以集中面谈或单独走访的形式开展问卷调查。

为保证问卷质量，课题组在调研前期对问卷内容充分论证，同时制定了较为严密和细致的调研方案。一方面，课题组在实施正式调查之前进行了试调查，根据试调查情况对问卷进行完善和改进，提前预估调查时可能存在的表述、理解和沟通等实际问题并制定相关预案。另一方面，在具体调查过程中，主要采取一对一或一对多的面对面问答填写或集中指导填写的形式。此次调查共计发放问卷 465 份，回收问卷 456 份（空白问卷不计），剔除存在较多缺失值和极端值的样本后，最终获得有效问卷 380 份。样本分布特征如表 1 所示，其中，农村网商负责人有 62.89% 是男性，平均年龄约为 34 岁，有 61.84% 受教育程度为高中、中专或大专，电商经验平均约为 4 年。样本农村网商的经营团队规模平均约为 14 人，平均年销售收入为 775.0 万元，有 42.37% 位于西部地区、21.58% 位于中部地区、36.05% 位于东部地区。

表 1 样本分布特征

类别	选项	数量	比例 (%)	类别	选项	数量	比例 (%)
性别	男	239	62.89	电商经验	1 年及以下	109	28.68
	女	141	37.11		2~5 年	159	41.84
年龄	20 岁及以下	5	1.32		6~10 年	87	22.90
	21~30 岁	121	31.84		11 年及以上	25	6.58
	31~40 岁	184	48.42	年销售收入	10 万元及以下	88	23.16
	41~50 岁	56	14.74		11 万~50 万元	99	26.05
	51 岁及以上	14	3.68		51 万~100 万元	55	14.47
受教育程度	初中及以下	66	17.37		101 万~500 万元	65	17.11
	高中、中专	110	28.95		501 万~1000 万元	30	7.89
	大专	125	32.89		1001 万元及以上	43	11.32
	本科及以上	79	20.79	地区	西部地区	161	42.37
经营团队规模	4 人及以下	168	44.21		中部地区	82	21.58
	5~9 人	130	34.21		东部地区	137	36.05
	10 人及以上	82	21.58				

（二）变量设定

1. 被解释变量。本文被解释变量是农村网商经营绩效，借鉴曾亿武等（2018）的研究，选取“2021 年全年产品销售总收入”作为代理变量。为降低可能存在的异方差影响，在回归分析时本文对该变量进行了对数化处理。

2. 解释变量。本文的解释变量为农村网商线上社会网络，根据前述理论分析，分别从网络规模、联结强度、网络异质性和网络达高性四个维度构建线上社会网络综合指标。

（1）网络规模。参考孙元等（2019）关于在线社会网络规模的研究，以及李彬和翁慧敏（2022）

关于微信社交网络的研究,本文研究主要采用线上社会网络成员总数作为线上社会网络规模的代理变量,具体设置“您的微信通讯录里的总人数是多少”“您在其他社交平台和电商平台的粉丝数量总共是多少”题项来测量。在回归分析时,本文对以上两者数量求和并取对数。

(2) 联结强度。参考杨隽萍等(2017)对社会网络强度的测量量表,本文研究设置“您与线上的朋友(或粉丝)互动很频繁”“您与线上的朋友(或粉丝)关系很紧密”“您线上的朋友(或粉丝)之间互动很频繁”三个题项,由农村网商根据实际情况选择1~7进行赋值。联结强度变量的取值为上述量表因子分析的得分值。

(3) 网络异质性。借鉴孙永磊等(2019)和肖挺等(2013)的做法,本文通过计算不同关系的数量在农村网商线上网络关系中占比的平方进一步构建异质性指标,即 $1 - \sum I_i^2$ 。其中, I_i 分别是微信强关系、弱关系朋友数和活跃、不活跃粉丝数占网络规模总人数的百分比^①。

(4) 网络达高性。借鉴孙永磊等(2019)的研究,本文设置“您在线上认识的政府人员的最高级别是什么”题项来测量网络达高性,答案选项对应0~5。

最后,借鉴张童朝等(2020)研究,对各维度指标进行标准化处理之后,再对每个维度指标采用平均权重方法求取平均值,最终形成线上社会网络综合指标值。

3. 中介变量。本文以信息获取、影响力和用户黏性为中介变量。其中,对信息获取变量的测度借鉴了Lee et al. (2019)对信息资源测量的相关研究,设置“您通过线上用户群体获得有价值的市场信息”“您通过线上用户群体获得有价值的发展建议(如发展规划、选品、内容创作建议)”两个题项,两个题项得分的平均值即信息获取变量的测量值。影响力变量依据杜松华等(2016)对企业微信影响力的研究以及张舒涵等(2021)对短视频影响力的研究,采用“您最近一个月发布单个帖子的平均点赞数”和“您最近一个月发布单个帖子的平均评论数”的平均值进行测量。用户黏性的测度借鉴了El-Manstrly et al. (2020)对虚拟社区中用户黏性的相关研究,设置“朋友(或粉丝)对您的信任程度(如主动询问产品和购买建议)”“朋友(或粉丝)对您的忠诚程度(如长期关注、复购率较高)”“朋友(或粉丝)对您产品的满意度”3个题项,3个题项得分的平均值即用户黏性变量的取值。

4. 控制变量。根据已有文献,本文分别从个体特征、线下社会资本、经营特征、营商环境等方面选取可能对农村网商经营绩效产生影响的因素,将其加入模型进行控制。个体特征变量包括性别、年龄、受教育程度、健康状况、自主创业经历(曾亿武等,2018);线下社会资本变量包括党员身份、亲戚朋友数量(崔丽丽等,2014);经营特征变量包括经营团队规模(袁靖波等,2019)、电商业务经验、主营产品类型(曾亿武等,2019);营商环境变量包含物流条件、到县城的距离(林海英等,2020;鲁钊阳,2021)。此外,本文还控制了地区层面的地区虚拟变量。

表2报告了各变量的定义、赋值及描述性统计结果。

^①微信强关系系数与弱关系系数采用受访者自我报告值:在试调查过程中,农村网商负责人提出采用微信通讯录中“称得上关系好的朋友”数来测量强关系,用微信通讯录朋友总数减去强关系数来测量弱关系。活跃粉丝数来自于平台给出的农村网商账号的粉丝画像数据,即农村网商账号中显示的“活跃粉丝数”,不活跃粉丝数指由总粉丝数减去活跃粉丝数。

表2		变量定义、赋值及描述性统计	
变量名称	变量赋值说明	均值	标准差
被解释变量			
经营绩效	2021 年全年产品销售总收入（万元），取对数	774.995	3675.187
解释变量			
线上社会网络	农村网商线上社会网络各维度指标值标准化后的平均值指标	-0.003	0.533
网络规模	农村网商微信朋友数量与其他平台的粉丝数量总和（人），取对数	97361	469518
联结强度	“您与线上的朋友（或粉丝）互动很频繁”“您与线上的朋友（或粉丝）关系很紧密”“您线上的朋友（或粉丝）之间互动很频繁”：非常符合=7，很符合=6，符合=5，一般=4，不符合=3，很不符合=2，非常不符合=1；由上述题项因子分析的得分值测量该变量	-0.014	1.001
网络异质性	微信强关系、弱关系朋友和活跃、不活跃粉丝数构成的异质性指数： $1 - \sum I_i^2$ ， I_i 是各类人数占网络规模总人数的百分比	0.424	0.617
网络达高性	线上认识的政府人员的最高级别：国家级=5，省部级=4，地市级=3，县（市、区）级=2，乡镇级=1，不认识=0	1.082	1.466
中介变量			
信息获取	“您通过线上用户群体获得有价值的市场信息”“您通过线上用户群体获得有价值的发展建议（如发展规划、选品、内容创作建议）”：非常符合=7，很符合=6，符合=5，一般=4，不符合=3，很不符合=2，非常不符合=1；由上述项得分的平均值测量该变量	4.487	1.556
影响力	“您最近一个月发布单个帖子的平均点赞数”和“您最近一个月发布单个帖子的平均评论数”的平均值，取对数	963.112	3256.190
用户黏性	“朋友（或粉丝）对您的信任程度（如主动询问产品和购买建议）”“朋友（或粉丝）对您的忠诚程度（如长期关注、复购率较高）”“朋友（或粉丝）对您产品的满意度”：非常高=7，很高=6，高=5，一般=4，低=3，很低=2，非常低=1；由上述题项得分的平均值测量该变量	5.246	1.237
控制变量			
性别	农村网商负责人性别：男=1，女=0	0.629	0.484
年龄	农村网商负责人年龄（岁）	34.237	7.863
受教育程度	农村网商负责人受教育程度：博士=8，硕士研究生=7，大学本科=6，大学专科=5，高中、中专=4，初中=3，小学及以下=2，未接受正式的教育=1	4.553	1.087
健康状况	农村网商负责人的健康状况：丧失劳动能力=5，差=4，中=3，良=2，优=1	1.345	0.562
自主创业经历	农村网商负责人是否有自主创业经历：是=1，否=0	0.753	0.432
党员身份	农村网商负责人是不是党员：是=1，否=0	0.137	0.344
亲戚朋友数量	农村网商负责人现实生活中亲戚朋友数量（人）	406.345	2660.008
经营团队规模	参与电商经营的人数（人），取对数	14.137	48.350

表2 (续)

电商业务经验	农村网商负责人从事电商业务的年数(年)	4.005	3.422
主营产品类型	农村网商主要经营的产品类型: 农产品=1, 非农产品=0	0.600	0.491
物流条件	当地收寄货的便利程度: 非常好=7, 很好=6, 好=5, 一般=4, 差=3, 很差=2, 非常差=1	5.400	1.518
到县城的距离	电商业务点到县城的距离(千米), 取对数	11.795	15.535
地区虚拟变量	东部地区(山东、福建)=1, 中西部地区(广西、四川、江西)=0	0.361	0.481

注: 表中取对数变量的描述性统计是对该变量原值所做的描述, 在模型估计时取对数。

(三) 计量模型

1. 基准回归模型。本文构建以下半对数线性回归模型:

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 OSN + \alpha_2 X + \varepsilon_1 \quad (1)$$

(1) 式中: $\ln Y$ 为被解释变量农村网商经营绩效, OSN 为核心解释变量线上社会网络, X 为控制变量, α_0 是常数项, α_1 、 α_2 是待估计系数, ε_1 表示随机干扰项。

2. 中介效应检验。参考江艇(2022)关于中介效应分析的操作建议, 本文在(1)式的基础上通过进一步识别核心解释变量对不同中介变量的因果关系, 探究可能存在的中介效应。模型如下:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 OSN + \beta_2 X + \varepsilon_2 \quad (2)$$

(2) 式中: M_i 为中介变量, 分别对应信息获取($i=1$)、影响力($i=2$)和用户黏性($i=3$); β_0 是常数项; β_1 、 β_2 是待估计系数; ε_2 表示随机干扰项。由于农村网商的信息获取、影响力和用户黏性对其经营绩效的正向影响直接而显然, 因此, 若 β_1 的统计结果显著, 则确认存在中介效应。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

本文首先运用 OLS 方法做线上社会网络对农村网商经营绩效影响的基准回归分析, 在进一步控制个体特征、线下社会资本、经营特征、营商环境和地区虚拟变量等情况下, 观察线上社会网络与农村网商经营绩效之间的关系及其变化。表3为线上社会网络对农村网商经营绩效影响的 OLS 估计结果。其中(1)列为仅包含线上社会网络的单变量回归结果, 可见线上社会网络对农村网商经营绩效具有显著的正向影响: 线上社会网络综合指标提升一个单位, 农村网商经营绩效能够提高 133.7%。(2)列中加入农村网商个体特征变量和线下社会资本变量, 模型的拟合优度从 0.090 上升至 0.163, 模型得到优化。线上社会网络仍然对农村网商经营绩效有显著的正向影响, 估计系数减小至 1.252。

(3)列在(2)列基础之上加入了经营特征变量, 估计结果显示, 线上社会网络的系数估计值减小到 0.732, 模型拟合优度进一步提高至 0.321。(4)列在(3)列基础上进一步控制营商环境变量和地区虚拟变量, 此时, 线上社会网络的系数估计值略微减小至 0.728, 且在 1%的水平上显著, 表示线

上社会网络水平提升一个单位,农村网商经营绩效显著提高 72.8%;模型拟合优度进一步提升至 0.335。此外,(4)列回归结果显示:性别对农村网商经营绩效有显著的正向影响,与负责人为女性的农村网商相比,负责人为男性的农村网商其经营绩效更高;经营团队规模越大,农村网商能够处理的业务量越大,对经营绩效的提升作用也越大;与中西部地区相比,东部地区农村网商经营绩效显著高出 69.89%。

表 3 的估计结果表明,通过不断加入控制变量,随着模型拟合优度的不断提高,模型解释变量对农村网商经营绩效的解释力不断增强。线上社会网络对农村网商经营绩效始终具有显著的正向影响,故假说 H1 得到证实。

表 3 线上社会网络对农村网商经营绩效影响的基准回归结果

变量	被解释变量:农村网商经营绩效							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
线上社会网络	1.337***	0.282	1.252***	0.265	0.732***	0.210	0.728***	0.211
性别			1.200***	0.240	0.895***	0.227	0.900***	0.230
年龄			-0.003	0.014	0.009	0.014	0.010	0.014
受教育程度			-0.052	0.104	-0.107	0.099	-0.107	0.098
健康状况			-0.215	0.192	-0.091	0.171	-0.032	0.170
自主创业经历			0.263	0.281	-0.055	0.258	-0.026	0.264
党员			0.508	0.313	0.370	0.282	0.468	0.287
亲戚朋友数量			0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
经营团队规模					0.849***	0.129	0.820***	0.128
电商业务经验					0.051	0.030	0.053*	0.029
主营产品类型					-0.020	0.215	0.034	0.220
物流条件							0.122*	0.066
到县城的距离							-0.008	0.076
地区虚拟变量							0.530**	0.216
常数项	4.141***	0.114	3.714***	0.716	2.224***	0.690	1.251	0.777
观测值	380		380		380		380	
R ²	0.090		0.163		0.321		0.335	

注:①*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。②标准误为稳健标准误。

(二) 内生性处理

尽管基准回归结果显示线上社会网络对农村网商经营绩效存在显著的正向影响,但可能存在两类内生性问题导致估计结果偏误。第一类内生性问题是反向因果关系,即农村网商经营绩效也可能对其线上社会网络产生一定的影响。例如,当经营绩效好时,农村网商可能会更有激励在线上关系经营方面投入更多,进而改变其线上社会网络。第二类内生性问题来自遗漏变量,即模型中可能遗漏某些同时影响线上社会网络和农村网商经营绩效的变量。

为解决可能存在的内生性问题，一方面，本文基于已有研究，在回归中尽可能多地加入控制变量，降低遗漏变量的可能性；另一方面，本文尝试采用工具变量法加以解决。在理论上，工具变量应满足相关性和外生性两个关键条件。借鉴以往社会网络的相关研究（例如 Banerji and Reimer, 2019），本文选取“如果您需要借 5 万元钱，能够借给您的微信朋友数量”（下文简称“能借钱的微信朋友数量”）作为工具变量。在相关性方面，微信平台是农村网商开展线上社交活动的重要平台，其线上社交习惯和社交能力在其全平台社交网络的构建中具有相似性。因此，微信平台上能借到钱的朋友数量在一定程度上反映了农村网商线上社会网络水平，二者具有相关性。在外生性方面，能借钱的微信朋友通常是与农村网商关系非常密切的网络成员，人数较少，即使在该网商处购买产品或服务，也几乎不会对农村网商的经营绩效产生直接影响，因而满足外生性条件^①。

表 4 报告了运用工具变量方法的回归结果，其中（1）列和（2）列报告了两阶段最小二乘法（2SLS）的估计结果。（1）列结果显示，能借钱的微信朋友数量对农村网商线上社会网络有显著正向影响，进而证实本文工具变量满足相关性条件。（2）列结果显示，农村网商线上社会网络对经营绩效依然具有显著正向影响，与基准回归结果一致。然而，从第一阶段弱工具变量检验结果得知，工具变量能借钱的微信朋友数量的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 5.799，在 10% 统计水平上不能拒绝弱工具变量的原假设，因此，该工具变量可能存在弱工具变量的问题。参考陈强（2014）解决弱工具变量问题的方法，本文进一步使用对弱工具变量更不敏感且小样本性质更优的有限信息最大似然估计法（LIML）进行估计。（3）列估计结果显示，线上社会网络回归系数的显著性和系数大小与 2SLS 方法估计结果一致，印证了农村网商线上社会网络对经营绩效的正向影响是稳健的。

表 4 内生性讨论：工具变量回归结果

变量	(1) 2SLS 第一阶段 线上社会网络	(2) 2SLS 第二阶段 农村网商经营绩效	(3) LIML 农村网商经营绩效
线上社会网络		3.774** (1.800)	3.774** (1.800)
能借钱的微信朋友数量	0.065** (0.026)		
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.521*** (0.185)	2.624*** (1.114)	2.624*** (1.114)
Cragg-Donald Wald F 统计量	5.799		
Wald chi2		190.210***	190.210***
观测值	380	380	380

注：①**和***分别表示 5% 和 1% 的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表 3。

^①截面数据在处理互为因果关系方面具有一定的局限性，本文试图通过工具变量法来处理可能存在的内生性问题，但可能难以完全解决。感谢匿名审稿专家就此问题提出的意见。当然，文责自负。

（三）稳健性检验

为避免研究中样本选择、指标选取或模型选择可能产生的偏误，本文分别从数据、变量和方法三方面，通过采用数据缩尾处理、替换被解释变量和替换模型等多种方式对模型估计结果的稳健性进行检验。第一，缩尾处理。鉴于微观调查的农村网商禀赋差异较大，农村网商经营绩效可能出现首尾奇异值情况，故而本文对样本农村网商的经营绩效进行了 5%和 95%分位点的缩尾处理，并代入方程回归以检验基准回归结果的稳健性。第二，替换被解释变量。考虑到被解释变量使用农村网商全年产品销售总收入作为代理变量可能会产生偏差，故本文采用农村网商总利润与总收入分别对被解释变量进行替换^①。第三，替换模型。基准回归采用的是 OLS 方法，考虑到样本农村网商的销售收入在确定的区间范围而形成截断数据，故稳健性检验采用截面 Tobit 模型进行回归。

稳健性检验结果如表 5 所示。由（1）～（4）列的线上社会网络的估计结果可知，线上社会网络的显著性及系数方向均未发生显著变化，说明基准回归结果是稳健的。

表 5 线上社会网络对农村网商经营绩效影响的稳健性检验结果

变量	（1）缩尾处理 农村网商经营绩效	（2）替换被解释变量 农村网商总利润	（3）替换被解释变量 农村网商总收入	（4）Tobit 模型 农村网商经营绩效
线上社会网络	0.695*** (0.194)	0.858*** (0.175)	0.697*** (0.203)	0.748*** (0.210)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.570** (0.740)	0.426 (0.720)	1.204 (0.781)	1.178 (0.788)
观测值	380	364	380	380
R ²	0.366	0.310	0.314	

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③由于总利润变量有缺失值，故（2）列观测值少于其他列观测值。④控制变量同表 3。

（四）线上社会网络影响农村网商经营绩效的中介机制分析

为了深入探究线上社会网络对农村网商经营绩效的作用机制，本文进一步对信息获取、影响力和用户黏性的中介效应进行检验，表 6 报告了检验结果。在控制样本个体特征、线下社会资本、经营特征、营商环境和地区虚拟变量之后，（1）列结果显示，线上社会网络显著促进农村网商信息获取，表明线上社会网络能够通过促进农村网商获取信息资源进而提升其经营绩效，假说 H2 得以验证；（2）列结果显示，线上社会网络对影响力的影响显著，表明线上社会网络能够增强农村网商影响力，从而提升其经营绩效，假说 H3 得到验证；（3）列结果显示，线上社会网络对农村网商的用户黏性有显著正向影响，表明线上社会网络可以增加农村网商用户黏性进而提升其经营绩效，假说 H4 得到验证。

^①总收入是指 2021 年农村网商的所有收入，既包含农村网商产品销售收入，也包含产品销售之外的收入（如平台流量收入、广告收入等）；总利润是指 2021 年农村网商总收入减去总支出。回归分析时本文对两个变量进行了对数化处理。

表 6 中介效应检验结果

变量	(1) 信息获取	(2) 影响力	(3) 用户黏性
线上社会网络	0.824*** (0.253)	0.890*** (0.263)	0.607*** (0.208)
控制变量	已控制	已控制	已控制
常数项	3.842*** (0.634)	1.947* (1.068)	4.142*** (0.558)
观测值	380	380	380
R ²	0.154	0.154	0.126

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表 3。

五、进一步分析

（一）线上社会网络不同维度对农村网商经营绩效的影响

在考察线上社会网络与农村网商经营绩效之间关系的基础上，本文进一步探究线上社会网络不同维度对农村网商经营绩效的影响是否存在差异。表 7（1）～（4）列分别汇报了递进加入线上社会网络规模、联结强度、网络异质性和网络达高性的回归结果。由表 7 的估计结果可知，网络规模在 1%的水平上显著，且系数为正数，表明线上社会网络规模对农村网商经营绩效具有显著促进作用。农村网商线上社会网络规模越大，其能够直接接触并可反复调用的潜在客户越多，叠加网络口碑效应以低成本方式吸引和积累的客户资源越多，从而越有利于促进经营绩效增长。

线上社会网络达高性对农村网商经营绩效的影响具有显著性，且回归系数为正，表明网络达高性的提升有助于农村网商提高经营绩效。农村网商的网络达高性越强，代表其能够触及越高结构位置的资源，且资源的质量和稀缺程度越高。此外，农村电子商务发展在很大程度上依赖于相关基础设施和服务的条件，而好的政府资源可以引发社会对农村网商更多的关注和扶持，带给农村网商更大助益。

线上社会网络的联结强度和异质性对农村网商经营绩效的影响不显著。这可能是由于农村电子商务以消费者需求驱动为主，虽然线上社会网络中的潜在消费者受到与农村网商互动和农村网商产品宣传的影响，但最终还是从自身需求出发做出购买决策。因此，线上社会网络的联结强度和异质性并不能显著提升农村网商的经营绩效。

表 7 线上社会网络不同维度对农村网商经营绩效影响的回归结果

变量	被解释变量：农村网商经营绩效			
	(1)	(2)	(3)	(4)
网络规模	0.426*** (0.053)	0.421*** (0.052)	0.421*** (0.052)	0.396*** (0.052)
联结强度		0.111 (0.088)	0.111 (0.089)	0.079 (0.086)

表 7 (续)

网络异质性			0.020 (0.050)	0.065 (0.052)
网络达高性				0.270*** (0.063)
常数项	-2.055** (0.823)	-1.943** (0.818)	-1.959** (0.821)	-1.856** (0.806)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	380	380	380	380
R ²	0.434	0.436	0.436	0.459

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表 3。

(二) 线上社会网络影响农村网商经营绩效的异质性分析

1. 性别差异。按照性别分组回归（见表 8），负责人为女性和男性的农村网商线上社会网络对其经营绩效均具有显著的正向影响；而与负责人为男性的农村网商相比，负责人为女性的农村网商线上社会网络对其经营绩效的影响更大。可能的原因是：女性比男性情绪感知力更强（Hassan and Ayub, 2019），在人际沟通、表达和共情方面通常更具有亲和力，尤其是在直播电商中，女性更容易获得客户的认同和信任，有助于发挥自身在线上社会网络中的影响和优势，便于发展和调用线上社会网络关系，因而农村网商线上社会网络的回报更大，有利于促进经营绩效的增加。

表 8 性别、技术利用和地区异质性分析

变量	被解释变量：农村网商经营绩效					
	女性 (1)	男性 (2)	未开直播 (3)	开设直播 (4)	中西部地区 (5)	东部地区 (6)
线上社会网络	1.489*** (0.429)	0.494** (0.202)	0.224 (0.268)	0.794*** (0.279)	0.628*** (0.227)	1.098** (0.476)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	2.496* (1.378)	1.243 (0.977)	2.625** (1.064)	-0.567 (1.067)	0.541 (0.954)	2.010 (1.309)
观测值	141	239	191	189	243	137
R ²	0.298	0.362	0.245	0.442	0.324	0.496

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③控制变量同表 3。

2. 技术利用差异。按照是否开设了线上直播进行分组回归发现，对于开设直播的农村网商，线上社会网络对经营绩效具有显著的正向影响；对于没有开设直播的农村网商，线上社会网络对经营绩效的影响不显著。可见，开设直播的方式有助于强化农村网商线上社会网络的回报效应。直播是面对所有线上用户开展的一对多广播式的互动形式，一方面可以生动地展示产品详情和释放主播个人魅力，吸引更多线上客户，促进客户对商家及其产品的了解；另一方面可以通过实时互动的形式，解答客户疑问和联络感情，激活和调动线上社会网络的购买力和影响力，进而促进农村网商经营绩效的提高。

3.地区差异。按照地区分组回归发现，东部地区和中西部地区的农村网商线上社会网络对经营绩效均具有显著的正向影响；与中西部地区农村网商相比，东部地区农村网商线上社会网络综合指标每增加一个单位，其经营绩效幅度高出 112.43 个百分点。可能的原因在于，位于东部地区的农村网商，发展起步早，电子商务基础更好，发展条件通常更优越，例如易形成电商集群从而产生学习效应，相关技术培训服务更加完善等。因此，东部地区农村网商的电子商务技术使用技能和线上社会网络的调用能力更强、经验更丰富，对农村网商经营绩效的促进作用也更明显。

4.供应链质量差异。按照供应链质量差异，分别将样本农村网商划分为低水平和高水平两组^①。根据表 9 回归结果可知，品牌化和标准化水平高的农村网商，其线上社会网络对经营绩效有显著的正向影响，而低水平组农村网商的线上社会网络对经营绩效的影响并不显著。可能的原因是：良好的供应链质量是农村网商持续提升经营绩效的前提。由于线上社会网络的形成是一个重复博弈过程，在农村网商产品品牌化和标准化良好时，网络成员需求能更好地转化为实际购买力（如增加复购率和口碑传播），线上社会网络的品牌效应带来的增收效果更明显。而当农村网商供应链质量较差时，网络成员出于产品实用性考虑不会复购产品，线上社会网络对经营绩效的促进作用被削弱。

表 9 供应链质量差异的异质性分析

变量	被解释变量：农村网商经营绩效			
	低品牌化 (1)	高品牌化 (2)	低标准化 (3)	高标准化 (4)
线上社会网络	0.597 (0.616)	0.717*** (0.238)	0.501 (0.453)	0.679*** (0.231)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.469 (1.128)	1.702 (1.117)	1.366 (1.251)	1.525 (0.984)
观测值	163	217	133	247
R ²	0.411	0.366	0.435	0.344

注：①***表示在 1%的水平上显著。②括号内为标准误。③控制变量同表 3。

六、结论与启示

本文基于东中西部 5 省 380 家农村网商实地调查数据，探索线上社会网络对农村网商经营绩效的影响，分析了线上社会网络对农村网商经营绩效的直接效应、作用机制和作用异质性。研究结果表明：第一，线上社会网络对农村网商经营绩效具有显著的正向影响，线上社会网络不同维度的影响存在差异，其中网络规模和网络达高性对农村网商经营绩效有显著正向影响，联结强度和网络异质性的影响

^①供应链质量主要从农村网商产品的品牌化和标准化状况方面来考察，具体问题为“您所经营产品的品牌化程度”“您所经营产品的标准化程度”，选项取值为：非常高=7，很高=6，高=5，一般=4，低=3，很低=2，非常低=1。因此，此处将产品的品牌化和标准化程度在“一般”及以下水平的农村网商作为低水平组，在一般水平以上的作为高水平组。

不显著；第二，线上社会网络可以通过促进信息资源获取、提高内外部影响力和增强用户黏性间接影响农村网商经营绩效；第三，线上社会网络对农村网商经营绩效的影响存在差异，负责人为女性、开设直播、位于东部地区以及供应链质量高的农村网商，其线上社会网络对经营绩效的促进作用更明显。

本文的研究结论补充和拓展了关于农村网商经营绩效影响因素的线上社会网络视角和经验证据，有助于理解“互联网+”背景下农村电子商务的发展趋势，也为政府和电商相关主体提供了重要启示。

对农村网商而言，首先，要重视线上社会网络构建和经营。一方面，可以通过借助互联网平台规则和功能，努力扩大网络规模。另一方面，也应注意提高网络的达高性，如积极参与官方主办或电商协会组织的相关活动，增加与官方新媒体账号的互动等。其次，鉴于线上社会网络影响农村网商经营绩效的异质性，农村网商应着重提升农村网商产品品牌化和标准化。最后，技术利用差异（是否开设网络直播）是拉开农村网商之间线上社会网络经济效应差距的重要因素，故此农村网商应提升电商新技术的使用技能，充分利用网络直播等电商新技术和新模式。

对电商平台而言，应主动承担和积极履行社会责任，从技术上支持农村网商线上社会网络的构建。一方面，制定合理的和具有一定社会责任倾向的推荐算法，对农村网商给予流量扶持，促进农村网商粉丝数量的增长。例如，通过策划“三农”相关主题活动和设置热门标签，增加农村网商热度和曝光度。另一方面，优化和创新平台功能设计，促进农村网商线上社会网络的转化利用。完善平台信息交流和共享功能，适时采取创新性功能设计，例如增加亲密度值等，提供便于农村网商开展线上互动的功能，促进线上社会网络对农村网商影响力和用户黏性的积极作用。

对政府而言，要进一步完善电子商务基础设施建设，为更好地发挥农村网商线上社会网络的经济效应提供物质保障。特别地，针对发展条件相对落后的中西部地区，要重点改善农村物流和配送条件，支持电商孵化园区和电商基地等服务体系建设。积极开展电商培训服务，提升农村网商电子商务技能，如可针对不同网络规模的农村网商提供差异化培训。此外，还应加强政府监管力度，通过制定政策法规或实施管理，规范和引导电商平台在效率的基础上兼顾公平，支持农村网商发展线上社会网络，营造良性的农村电子商务发展环境。

最后，需指出的是，本文是从线上社会网络视角探究农村网商经营绩效影响因素的一种新尝试，因此存在着一些不足，这也为未来的研究提供了方向。首先，本文样本存在样本量总体偏少、中部地区样本分布比重相对偏低的局限性。此外，受客观条件限制，本文采取典型调查的原则可能会导致样本代表性不足。因此，今后可以扩大样本范围、增加样本量，运用随机抽样的方法使得研究样本更具代表性，从而提高研究结论的外部效度。最后，本文在线上社会网络达高性维度指标选取上，采用线上社会网络中最高层级的政府关系可及性来代表能够获取资源的最大限度。今后研究也可以考虑从农村网商线上社会网络中粉丝购买力的角度来测度，例如单个粉丝年最大购买数额等。

参考文献

1. 崔丽丽、王骊静、王井泉，2014：《社会创新因素促进“淘宝村”电子商务发展的实证分析——以浙江丽水为例》，《中国农村经济》第12期，第50-60页。

- 2.陈强, 2014: 《高级计量经济学及 Stata 应用(第2版)》, 北京: 高等教育出版社, 第 143 页。
- 3.杜松华、柯晓波、后锐、朱琳、陈扬森, 2016: 《基于 HSM 的企业微信影响力研究: 以 P2P 网贷平台为例》, 《管理评论》第 12 期, 第 198-212 页。
- 4.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。
- 5.李彬、翁慧敏, 2022: 《社交平台中的社会资本积累: 一个微信群实地实验》, 《世界经济》第 4 期, 第 162-186 页。
- 6.李蕾、林家宝, 2019: 《农产品电子商务对企业财务绩效的影响——基于组织敏捷性的视角》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 100-109 页、第 167-168 页。
- 7.林海英、侯淑霞、赵元凤、李文龙、郭红东, 2020: 《农村电子商务能够促进贫困户稳定脱贫吗——来自内蒙古的调查》, 《农业技术经济》第 12 期, 第 81-93 页。
- 8.刘俊杰、李超伟、韩思敏、张龙耀, 2020: 《农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 97-112 页。
- 9.鲁钊阳, 2021: 《网络直播与生鲜农产品电商发展: 驱动机理与实证检验》, 《中国软科学》第 3 期, 第 18-30 页。
- 10.穆燕鸿、王杜春、迟凤敏, 2016: 《基于结构方程模型的农村电子商务影响因素分析——以黑龙江省 15 个农村电子商务示范县为例》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 106-118 页。
- 11.彭小珈、周发明, 2018: 《农村电商经营效率研究——基于消费品下行的模型分析》, 《农业技术经济》第 12 期, 第 111-118 页。
- 12.邱子迅、周亚虹, 2021: 《电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 36-52 页。
- 13.苏岚岚、孔荣, 2020: 《互联网使用促进农户创业增益了吗? ——基于内生转换回归模型的实证分析》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 62-80 页。
- 14.孙涛、逯苗苗, 2021: 《社会网型构、信息传播和网络博弈——马修·杰克逊对社会网络经济学的贡献述评》, 《国外社会科学》第 3 期, 第 137-148 页、第 160-161 页。
- 15.孙永磊、宋晶、陈劲, 2019: 《企业家社会网络对商业模式创新的影响研究——竞争强度的调节作用》, 《管理评论》第 7 期, 第 286-293 页、第 304 页。
- 16.孙元、贺圣君、尚荣安、傅金娣, 2019: 《企业社交工作平台影响员工即兴能力的机理研究——基于在线社会网络的视角》, 《管理世界》第 3 期, 第 157-168 页。
- 17.田刚、张义、张蒙、马国建, 2018: 《生鲜农产品电子商务模式创新对企业绩效的影响——兼论环境动态性与线上线下融合性的联合调节效应》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 135-144 页。
- 18.肖挺、刘华、叶芑, 2013: 《高管团队异质性与商业模式创新绩效关系的实证研究: 以服务行业上市公司为例》, 《中国软科学》第 8 期, 第 125-135 页。
- 19.谢新洲、安静, 2013: 《微信的传播特征及其社会影响》, 《中国传媒科技》第 11 期, 第 21-23 页。
- 20.许黎莉、朱雅雯、乌云花、张雷、陈东平, 2021: 《异质性社会资本、债务平衡点与农牧户增收——基于内蒙古自治区 4 盟市 374 个农牧户的调查分析》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 128-144 页。

- 21.杨隽萍、于晓宇、陶向明、李雅洁, 2017:《社会网络、先前经验与创业风险识别》,《管理科学学报》第5期,第35-50页。
- 22.俞林、许敏, 2020:《虚拟社区成员强化动机对品牌选择行为的作用机理》,《中国流通经济》第5期,第62-72页。
- 23.袁靖波、周志民、周南、周晨, 2019:《管制放松后的企业竞争行动、竞争对手分类与销售绩效》,《管理世界》第6期,第179-192页、第196页。
- 24.曾亿武、郭红东、金松青, 2018:《电子商务有益于农民增收吗?——来自江苏沭阳的证据》,《中国农村经济》第2期,第49-64页。
- 25.曾亿武、邱东茂、郭红东, 2017:《集群社会资本影响农户网店经营绩效的机理分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期,第67-73页。
- 26.曾亿武、张增辉、方湖柳、郭红东, 2019:《电商农户大数据使用:驱动因素与增收效应》,《中国农村经济》第12期,第29-47页。
- 27.张舒涵、孔朝蓬、孔婧媛, 2021:《新媒体时代短视频信息传播影响力研究》,《情报科学》第9期,第59-66页。
- 28.张童朝、颜廷武、王镇, 2020:《社会网络、收入不确定与自雇佣妇女的保护性耕作技术采纳行为》,《农业技术经济》第8期,第101-116页。
- 29.张玉明、赵瑞瑞、徐凯歌, 2019:《突破知识共享困境:线上社会网络对创新绩效的影响——二元学习的中介作用》,《科学学与科学技术管理》第10期,第97-112页。
- 30.赵哲超、郝静, 2019:《私域流量在环境传播预警系统内的“自我呈现”》,《新闻与写作》第11期,第95-98页。
- 31.Adler, P. S., and S. W. Kwon, 2002, "Social Capital: Prospects for a New Concept", *Academy of Management Review*, 27(1): 17-40.
- 32.Agnihotri R., S. Mani, N. N. Chaker, P. J. Daugherty, and P. Kothandaraman, 2022, "Drivers and Performance Implications of Frontline Employees' Social Capital Development and Maintenance: The Role of Online Social Networks", *Decision Sciences*, 53(1): 181-215.
- 33.Banerji D., and T. Reimer, 2019, "Startup Founders and Their LinkedIn Connections: Are Well-Connected Entrepreneurs More Successful?", *Computers in Human Behavior*, Vol.90: 46-52.
- 34.Bourdieu P., 1989, "Social Space and Symbolic Power", *Sociological Theory*, 7(1): 14-25.
- 35.El-Manstrly D., F. Ali, and S. Chris, 2020, "Virtual Travel Community Members' Stickiness Behaviour: How and When It Develops", *International Journal of Hospitality Management*, Vol.88, 102535.
- 36.Granovetter, M., 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness", *American Journal of Sociology*, 91(3): 481-510.
37. Hassan, M. U., and A. Ayub, 2019, "Women's Experience of Perceived Uncertainty: Insights from Emotional Intelligence". *Gender in Management*, 34(5): 366-383.
- 38.Hwang, K., and Q. Zhang, 2018, "Influence of Parasocial Relationship Between Digital Celebrities and Their Followers on Followers' Purchase and Electronic Word-of-Mouth Intentions, and Persuasion Knowledge", *Computers in Human Behavior*,

Vol.87: 155-173.

39.Lee, R., H. Tuselmann, D. Jayawarna, and J. Rouse, 2019, “Effects of Structural, Relational and Cognitive Social Capital on Resource Acquisition: A Study of Entrepreneurs Residing in Multiply Deprived Areas”, *Entrepreneurship and Regional Development*, 31(5-6): 534-554.

40.Leenders, R. T. A. J., and W. A. Dolfsma, 2016, “Social Networks for Innovation and New Product Development”, *The Journal of Product Innovation Management*, 33(2): 123-131.

41.Markóczy L., S. Li Sun, M. W. Peng, W. Stone Shi, and B. Ren, 2013, “Social Network Contingency, Symbolic Management, and Boundary Stretching”, *Strategic Management Journal*, 34(11): 1367-1387.

42.Sandefur R. L., and E. O. Laumann, 1998, “A Paradigm for Social Capital”, *Rationality and Society*, 10(4): 481-501.

43.Wang, J., and C. Chang, 2013, “How Online Social Ties and Product-related Risks Influence Purchase Intentions: A Facebook Experiment”, *Electronic Commerce Research and Applications*, 12(5): 337-346.

（作者单位：中国人民大学农村与农业发展学院）

（责任编辑：陈静怡）

The Impact of Online Social Networks on the Business Performance of Rural E-entrepreneurs: Mechanism and Evidence

LI Yan CHEN Weiping

Abstract: This paper constructs a comprehensive index to characterize online social networks from four dimensions: network scale, connection strength, network heterogeneity, and network upper reachability. Based on the field survey data of 380 rural e-entrepreneurs in 5 provinces in 2021, this paper empirically tests the impact of online social networks on the business performance of rural e-entrepreneurs. The study finds that online social networks significantly improve the business performance of rural e-entrepreneurs. From the perspective of each dimension, network scale and upper reachability have a significant positive impact on the business performance of rural e-entrepreneurs, while network connection strength and network heterogeneity have no significant impact. Moreover, online social networks can enhance the business performance by promoting access to information resources, increasing the influence, and improving users' stickiness. Finally, heterogeneity analysis shows that the online social networks have a stronger role in promoting business performance of rural e-entrepreneurs who are female in charge, adopt live stream, are located in the eastern region, and have high-quality supply chains.

Keywords: Online Social Networks; E-entrepreneurs; Business Performance; Rural E-commerce