

DOI:10.3876/j.issn.1671-4970.2026.04.015

数字经济、劳动力流动与农业转移人口收入不平等

——基于 CFPS 的微观证据

杨晓宁¹,杨烁晨²,杜海峰¹

(1. 西安交通大学公共政策与管理学院;2. 西南交通大学公共管理学院)

摘要:以数字经济为驱动,破除农业转移人口流动的体制机制壁垒,是减少收入不平等、促进城乡融合发展的关键举措。选取 CFPS(中国家庭追踪调查数据)2012—2022 年六期数据,实证检验数字经济背景下农业转移人口流动对减少其收入不平等的影响。回归结果表明,农业转移人口的跨区域流动显著减少了个体收入不平等。机制分析表明,宏观层面,数字经济引致的产业转型升级提升了劳动力流动的要素配置效率,产业数字化有利于农业转移人口通过跨区域流动减少收入不平等;微观层面,流动过程中的匹配赋能效应对提升个体人力资本积累、减少收入不平等具有重要意义,劳动力流动通过促进个体向非常规职业转移、促进个体的技能-岗位匹配减少了收入不平等。异质性分析结果表明,农业转移人口在劳动力市场中的流动轨迹塑造了个体发展过程中的收入能力、社会经济地位和福利水平。长期来看,以县域为主的流动轨迹(即就地就近城镇化模式)和有序流动的长距离流动轨迹(即异地城镇化模式)显著减少了农业转移人口的收入不平等。在新型城镇化与乡村振兴协同推进的过程中,要充分发挥劳动力流动的资源配置效应,引导农业转移人口的有序流动,由此才能更有效地推进共同富裕、促进农业转移人口的可持续发展。

关键词:数字经济;新型城镇化;农业转移人口;劳动力流动;收入不平等

一、问题的提出

推进城乡融合、缩小收入差距、解决进城农村劳动力的就业与发展问题,是实现共同富裕的重要途径。改革开放以来,我国持续推进户籍、医疗、教育等领域的深层变革,为劳动力流动破除体制障碍^[1]。《中华人民共和国国民经济和社会发展规划第十五个五年规划纲要》提出,要“持续提高城镇化质量”“科学有序推进农业转移人口市民化”^[2],从而深入推进以人为本的新型城镇化。由于新型城镇化建设在未来依然需要大规模的农业转移劳动力流入城市,因

此如何引导农业转移人口的有序流动、缩小收入差距、促进农业转移人口全面融入城市,仍是亟待解决的重大现实问题。

自由流动是实现经济均衡发展的重要条件,农业转移人口流动对个体收入不平等的影响一直是学界重点关注的问题。然而,长期以来城市偏向的经济发展导向,使农业转移人口在流动上存在劣势,导致其人力资本积累不足,加剧了农业转移人口在个体、家庭与社会不同层面上的脆弱性,这是造成我国诸多社会问题和收入不平等的重要因素^[3]。已有研究表明,农业转移人口的流动对促进共同富裕具有多层

引用本文:杨晓宁,杨烁晨,杜海峰.数字经济、劳动力流动与农业转移人口收入不平等——基于 CFPS 的微观证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2026,28(4):177-192.

基金项目:国家社会科学基金重大项目(25&ZD264);国家自然科学基金项目(72503176)

作者简介:杨晓宁(1994—),女,博士研究生,主要从事农业转移人口劳动与就业研究。E-mail:xnyang@stu.xjtu.edu.cn

次效应,不仅能通过收入增长提升家庭福利,流动的赋能效应还能改善农业转移人口的社会地位,塑造渐进式城镇化的独特模式,为社会融入提供基本秩序。一直以来,我国农业转移人口具有跨区域流动的显著特征,破除其有序自由流动的现实障碍是弥合城乡、区域、群体间收入差距的重要途径^[4]。劳动力流动与收入的研究也一直是研究热点:从宏观层面的经济效应来看,国内学者普遍借鉴刘易斯的二元经济结构理论,使用“农村剩余劳动力”概念展开我国经济发展中“刘易斯拐点”“人口红利”等相关议题的讨论。学界认为,自20世纪90年代开始且至目前仍在持续的大规模劳动力流动提高了资源配置效率,为流入地的发展提供了丰富的劳动力供给,推动了我国经济的持续增长。从微观层面的经济效应来看,学者们普遍关注劳动力流动的驱动因素与对社会经济的影响研究,认为劳动力流动普遍遵循人口流动的一般规律,地区经济差异和预期收入差异是影响流动决策的主要原因^[5];劳动力流动可有效减少劳动者的职业技能错配,提升工作效率和工资收入;农村劳动力流动通过汇款增加了家庭资金,拓展了家庭收入渠道^[6]。更为重要的是,农业生产效率与劳动力流动存在协同增长效应,劳动力流动的过程同时也是其家庭内部要素资源再分配的过程,且外出劳动力获得比本地劳动力更高的边际劳动报酬率,能进一步优化剩余劳动力的农业生产效率^[7]。

随着现代化进程的不断推进,特别是近年来数字经济、互联网产业的兴起,工作任务的复杂程度催生了各类新业态,农业转移人口的流动选择发生了深刻变革。技术与经济发展决定了“劳动任务”和“资本任务”之间的流动与分工,因此根据比较优势原则对生产任务进行的再分配^[8]影响了农业转移人口的流动决策与收入水平:一方面,数字经济的发展推动了产业结构转型升级的速度,同时带动了就业结构的优化与就业质量的提升^[9]。对于低技能水平的农业转移人口而言,数字经济通过增进就业信息获取、催生新工作岗位等途径,促进就业与劳动力流动的积极作用更加显著^[10]。另一方面,在数字经济使部分农业转移人口从传统工

厂工人向数字零工分化的过程中,面临着弱势化、过劳化、短工化等一系列问题^[11]。数字经济引致的技术进步增加了部分低技能工人的技术暴露风险,劳动条件趋同化与劳动关系灵活化也使农业转移人口就业在数字经济的冲击下出现了“机器换人”的劳动降级风险^[12],从而影响了农业转移人口流动过程中的收入不平等。此外,随着新型城镇化的持续推进,农业转移人口的流动特征与所处的社会经济背景已发生深刻转变:在城镇化早期与中期阶段,循环流动与暂时性迁移是人口流动的主要模式,“用脚投票”的自我选择是农业转移人口城乡流动的关键经济动因^[13]。农业转移人口在城乡之间不断“脱域”与“再融入”的过程中,城乡社会结构关系不断转变,塑造了农业转移人口新的流动特征与行为选择^[14]。城乡之间长期的流动引发了农业转移人口家庭关系变迁,塑造了家庭随迁、劳动力回流等新型的流动模式^[15]。与此同时,以数字经济为驱动的科技革命推动了产业结构的转型升级,重塑了农业转移人口就业岗位的技能与任务需求^[16]。技术进步不仅导致长期从事重复性、程序性常规任务的劳动力面临被替代的风险,还通过劳动力就业状态影响其流动决策。

数字经济发展与新型城乡流动模式的双重冲击,使得经典理论在阐释我国农业转移人口的流动与收入问题时存在一定的局限性,因此,如何从数字经济的宏微观影响出发,厘清农业转移人口流动与收入不平等的理论与定量关联、探讨劳动者流动的增收效应与存在的现实问题,是本研究关注的重点内容。有鉴于此,在理论分析的基础上,采用中国家庭追踪调查(CFPS)2012年、2014年、2016年、2018年、2020年与2022年六期数据,匹配《中国城市统计年鉴》与历年地方统计公报等宏观数据,实证检验农业转移人口流动对其收入不平等的具体影响,以期为推进新型城镇化、实现共同富裕提供有效发展建议。

二、理论分析与研究假说

1. 直接效应

新古典经济学理论认为,区域间要素的自

由流动有利于要素收入的均等化。数字经济时代,数据成为关键的新型生产要素,数字技术与信息基础设施的普及大幅降低了劳动力跨区域流动的信息不对称与搜索成本,使要素流动更加高频与高效。技能型劳动力聚集会促使区域劳动力技能结构改善并吸引新的资本流入^[17],增强经济发展的动力。劳动力的外出流动不仅直接增加家庭收入,也是家庭成员共担收益与风险的经济策略^[18],而数字经济催生的平台型就业极大拓展了这种策略的边界。对于农业转移人口而言,外出流动在短期内可通过提升收入水平、拓展收入渠道等增加直接经济效益^[19],且能够优化家庭内部要素的资源配置,提升非农劳动与农业劳动的边际生产效率,促进个体收入提升;从长期来看,农业转移人口在流动过程中通过个体与家庭人力资本和社会资本的积累,有利于提升收入质量、减少收入不平等。

现实情境中,劳动者流动的增收效应应有赖于全要素生产率的提升,劳动力要素自由流动对收入收敛的作用则取决于城乡之间的其他要素是否也能同步自由流动^[20]。由于劳动力跨城乡流动与土地、资本、数字资源配置等要素的流动并不协同,且劳动者之间存在较强的异质性,因此存在农业转移人口收入差距扩大的现象。此外,农业转移人口的跨区域流动与市场流动高度相关。农业转移人口的非农就业具有高流动性与灵活性,就业稳定性差、可替代性高,虽然数字经济催生的就业平台为农业转移人口提供了就业机会,但平台经济的算法控制与任务碎片化等特征往往将其锁定在低技能劳动中。农业转移人口在这种数字劳动力市场中的流动阻碍了人力资本的有效积累,频繁的工作转换与中断向市场释放出低生产率的信号,容易陷入不稳定就业的“陷阱”,从而对收入能力产生长久损害^[21]。

基于此,提出竞争性假设

H1:农业转移人口对个体收入平等的影响。

H1a:农业转移人口的流动减少了个体收入不平等;

H1b:农业转移人口的流动增加了个体收入不平等。

2. 间接效应

(1)宏观层面:产业数字化与数字产业化的调节作用

随着数字经济的快速发展,农业转移人口面临着新的社会经济流动背景和职业特征,劳动力市场的供需与劳动者个体的流动诉求也在发生深刻转变,流动对减少其收入不平等的具体影响与作用机制发生了明显变化。从数字经济发展的宏观层面来看,数字经济引致产业转型升级,通过工业互联网与消费互联网推动社会分工、促进农村劳动力流动,优化经济与就业结构,减少农业转移人口的收入不平等^[22]。在产业数字化与数字产业化过程中,技术进步推动了劳动力要素在行业空间及地理空间的合理流动,促进了地理集聚,缩小了收入差距^[23]。同时,数字经济的任务偏向型技术进步性质,在高技能与低技能劳动者之中产生了就业替代或是就业互补关系,改变了异质性劳动者的就业机会结构,影响了农业转移人口流动过程中的收入不平等。

从产业数字化的角度来看,人工智能技术的应用通过推动产业的转型升级,有利于劳动力流动产生积极的收入效应^[24]。产业的革新提升了产业间的要素配置效率,有助于生产率水平的提高,由此可提升低劳动生产率行业的生产效率,使行业之间的生产率趋于均等化^[25],从而缩小收入差距。对于农业转移人口而言,劳动者个体与人工智能的耦合协调发展增强了产业数字化过程中对自动化工作任务的适应性^[26],从而改善了收入质量并减少了收入不平等。

从数字产业化的角度来看,数字经济发展通过创造新的就业形态和拓展就业空间,改变了农业转移人口流动的就业选择结构,进而调节流动对收入不平等的影响^[27]。平台经济、零工经济等数字化新业态的发展增加了劳动力市场中的就业机会,为农业转移人口提供了更加多元化的职业选择。由于农业转移人口长期集中于低端制造业和传统服务业,其就业岗位附加值较低,收入增长空间有限,而数字产业化推动就业结构向服务化和数字化方向转变,能促进农业转移人口由传统低生产率行业向现代服

务业和数字化相关行业流动,提高其就业质量和收入水平,从而增强劳动力流动以缓解收入不平等的作用^[28]。与此同时,数字产业化通过提升劳动力市场的信息匹配效率和要素配置效率,进一步影响农业转移人口流动的收入效应。数字技术的发展降低了劳动力供需匹配成本,促进农村劳动力根据自身技能禀赋和比较优势实现职业流动,提高劳动力在不同产业和区域之间的配置效率^[22]。随着农业转移人口更加充分地参与数字化非农行业分工,其劳动生产率和收入回报得到提升,流动所带来的收入改善效应进一步增强。因此,数字产业化通过优化就业结构和提高要素配置效率,强化了农业转移人口流动对减少收入不平等的积极影响。基于此,提出研究假设

H2:数字经济调节了劳动力流动对个体收入不平等的影响。

H2a:产业数字化扩大了劳动力流动降低个体收入不平等的积极作用;

H2b:数字产业化扩大了劳动力流动降低个体收入不平等的积极作用。

(2)微观层面:职业技能匹配与职业流动的中介机制

通过梳理已有文献可知,现有研究对农业转移人口流动的收入效应进行了充分探讨,但随着新型城镇化的不断推进及产业结构的转型升级,劳动力市场的供需与劳动者个体的流动诉求也在发生深刻转变。如何结合现实情境与农业转移人口的流动特征探讨流动对减少其收入不平等的微观作用机制,仍有待进一步分析。

从微观层面来看,数字经济驱动产业结构整体呈现“升级”趋势的同时,在制造业行业层面及劳动者群体内部产生了就业与收入极化现象^[29]。不同岗位之间的职业流动与职业技能匹配,是劳动力流动影响农业转移人口收入不平等的两个重要机制,具体而言,数字经济发展带来的技能升级对中等技能群体产生了冲击与替代,引起此部分群体、特别是产业工人向低技能岗位与高技能岗位的转移^[12]。农业转移人口流动推动了个体在市场中的职业搜寻匹配,当劳动者能力与就业岗位不匹配时,将降低人力资源实践的有效性,影响生产率与劳动收入。

已有研究指出,学历错配的员工有更强的离职意愿,且伴随着职业搜寻行为^[30]。因此,农业转移人口将通过流动达到与职业岗位技能需求的最优匹配,以实现收入最大化。

此外,技能需求结构重塑导致的职业间比较优势转移,是农业转移人口流动影响收入不平等的重要途径。数字技术的发展推动劳动过程和就业结构发生转变:一方面,通过自动化替代部分常规型工作任务;另一方面,提升市场对非常规型工作任务的需求,从而改变劳动者的就业机会结构。常规型工作指工作任务是明确的活动,可通过计算机执行程序或由受教育程度相对较低的人成功执行;非常规工作指一方面需要问题解决、直觉、说服力和创造力等具有认知型特征的工作,另一方面指要求情景适应性、视觉和语言识别以及人与人之间的互动等具有操作型特征的工作^[8]。劳动者自身的技能水平与工作任务差异也是影响信息技术就业效应及其跨行业转移的重要因素^[31]。在数字经济发展的背景下,我国劳动力市场极化的现象逐渐显现,具体表现为从事非常规职业的劳动者增加、从事常规职业的劳动者持续下降,从事体力和繁复劳动及程序化和反复性工作的常规型职业将面临较高的替代风险^[32]。在农业转移人口的流动过程中,劳动者个体不仅面临数字经济发展带来的工作技能与任务的重新分配,同时,个体向非常规职业转移的主动选择也将使农业转移人口在新兴行业中获得更高的技能溢价,从而减少收入差距。基于此,提出假设

H3:劳动力流动通过促进职业技能匹配减少个体收入不平等。

H4:劳动力流动通过非常规型职业选择减少个体收入不平等。

3. 长期流动轨迹差异与收入不平等效应

随着新型城镇化的推进,农业转移人口的流动模式也发生了深刻转变,其跨区域流动驱动着个体的工作转换与职业发展。从序时性视角来看,个体长期以来在劳动力市场中的流动决策塑造了职业生涯轨迹,使得随后的收入、社会经济地位或其他福利状况产生相应变化,最终影响个体在劳动力市场中的不平等态势^[33]。劳动力要素流动的收入效应受到城乡间土地、

数字资源配置、资本要素协同流动的影响。具体来看,农业转移人口在迁移—定居意愿的导向下整合家庭的土地资产与异地流动资本^[34],不仅形成了以家庭为单位的要素协同流动,同时也渐进塑造了劳动者个体的异质性流动轨迹,最终影响收入不平等。

从农业转移人口的流动经历而言,流动城市数量越多,对流动人口产生的“学习效应”越强,这将有利于流动人口积累自身人力资本、提升劳动力市场表现^[35]。中心城市的数字经济集聚效应更强,能够创造更多数字化就业机会并促进知识技术扩散。农业转移人口通过空间流动进入相关产业,并在就业过程中提升自身能力,更易实现与数字经济发展的匹配,从而获得产业升级带来的收入增长红利。分析农业转移人口的流动模式可知,农业转移人口多以县域定居为终身筹划,县域为主的城乡关系构型有利于家庭成员之间的资源交换形成发展合力^[36]。与此同时,县域较小的发展压力与社会距离、相对稳定的社会结构与高治理效能,减少了基本公共服务对农业转移人口的隐性排斥。近年来,随着数字经济向县域下沉,为农业转移人口提供了就地就近流动的就业机会与场景,减少了流动成本的同时提升了个体收入。因此,以县域流动为主的农业转移人口可能会获得更高的收入与更少的收入不平等。基于此,提出假设

H5:劳动力流动对个体收入不平等的影响由于长期流动轨迹的差异而存在异质性。

H5a:有序长距离的流动模式减少了个体收入不平等;

H5b:以县域为目标的流动模式减少了个体收入不平等。

三、实证设计

1. 数据来源与模型选择

本研究使用的数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS),其是一项具有全国代表性的中国社区、家庭和个人的纵向调查。基线调查于2010年启动,每两年进行一次追踪调查,数据覆盖全国25个省级单位,包含个人、家庭和社区层面极其丰富的人口和劳动力市场信息。使用

2012年、2014年、2016年、2018年、2020年与2022年六期调查数据,筛选年龄范围为16~60周岁在业农业转移人口群体。为利用面板数据的纵向优势并使用固定效应模型,将2012年至2022年共六期数据进行严格匹配,同时剔除在10年追踪期内发生样本流失或未连续受访的个体,仅保留具有完整六期时间轨迹的平衡面板样本。筛选后的样本代表长期在业、持续流动且未能实现彻底市民化的农业转移人口,是农村劳动力的重要组成部分。与此同时,为控制地区层面的经济发展对收入不平等的影响,选取《中国城市统计年鉴》数据匹配省级经济发展变量。匹配后剔除极端值、无效样本与缺失值后,共获得2 958份平衡面板数据。

为检验劳动力流动对农业转移人口收入不平等的影响,构建如下实证模型:

$$inequality_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 move_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: $inequality_{i,t}$ 为个体*i*在*t*年的收入不平等,由Kakwani指数计算得到; $move_i$ 为被访者是否流动; X_i 为一系列控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

2. 变量设置

(1) 收入不平等

20世纪90年代中后期,学界广泛使用微观层面的数据来探讨收入不平等,包括个体层面与整体层面:个体层面的收入不平等主要以相对剥夺指数进行探讨,包括Yitzhaki指数、Kakwani指数与Podder指数等^[34]。本研究使用Kakwani指数计算农业转移人口的收入不平等指标,这是因为Kakwani指数克服了Yitzhaki指数与Podder指数的主要缺陷,且同时满足了无量纲性和正规化特性,能从微观角度计算个体的收入不平等。

令*X*为一个样本总量为*n*的群体,对应的收入向量为 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$,按收入升序排列,即 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$,个体 x_k 受到的剥夺记为 $RD(x, x_k)$,其计算公式为:

$$RD(x, x_k) = \frac{1}{n\mu_{X|t=k+1}} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) = \gamma_{X_k}^+ [(\mu_{X_k}^+ - x_k) / \mu_X] \quad (2)$$

式中: $\mu_{X_k}^+$ 为*X*中收入超过 x_k 的样本收入均值; $\gamma_{X_k}^+$ 为*X*中收入超过 x_k 的样本在总样本*X*中所占的百分比; μ_X 为总样本*X*的收入均值。

(2)劳动力流动

现有研究常用的用于表征流动经历的变量包括“是否流动”“是否转换工作”及“变换工作次数”等^[35],考虑到农业转移人口空间上的流动与工作变更密切相关的现实特征,将劳动力流动内涵界定为是否发生工作地点的转移,反映农业转移人口跨区域流动的特点。CFPS 数据中详细询问了被访者的工作地点,识别为当前居住村、当前居住乡/镇/街道的其他村/居、当前居住县/市的其他乡/镇/街道、当前居住市/区的其他县/市、当前居住省份的其他市/区、境内的其他省份、境外(含港、澳、台)、无固定工作地点共 8 种类型。本研究将两期之间工作地点不一致且当前工作地点为县域及以上行政单位的情况界定为发生跨区域流动,赋值为 1;在镇与村级单位的情况界定为未流动,赋值为 0。

(3)控制变量

参考已有研究,在个体层面、家庭层面与地区层面分别选取控制变量;个体层面的控制变量为年龄、性别、受教育程度、婚姻与健康;家庭层面的控制变量为家庭人口规模、土地资产、土地流转相关变量,其中家庭土地资产金额根据价格指数平减后取对数处理;地区层面的控制变量为所在省份人均 GDP、二产 GDP 占比、三产 GDP 占比,其中人均 GDP 根据价格指数调整为与基期一致。

变量描述性统计如表 1 所示,可知跨区域流动发生率为 52. 87%,超过半数的个体

在县域及更远距离的地区工作,样本选择具有代表性。

四、实证结果

1. 回归结果

基准回归结果如表 2 所示,跨区域流动显著减少了农业转移人口的收入不平等,加入控制变量后回归结果依然显著为负。短期来看,外出流动拓展了农业转移人口的收入渠道,增加了劳动者的工资性收入从而减少了收入不平等;长期来看,由于农业转移人口不必背负城市公共福利背后隐含的迁移成本,劳动力跨区域流动客观上优化了空间资源配置效率,减少了农业转移人口的“收入锁定”效应^[37],因此,假设 H1a 得到验证。

2. 内生性讨论

基准回归中可能存在由于遗漏变量与双向因果关系导致的内生性问题:一方面,经济理性驱动下的流动决策,使农业转移人口的流动与收入不平等一定程度上互为驱动,存在双向因果关系;另一方面,现实中存在不可观测因素对农业转移人口的流动决策产生影响的同时,也作用于其收入不平等。因此,选取工具变量,采用两阶段最小二乘法 2SLS 与条件混合过程估计法 CMP 对基准回归中的内生性进行讨论。参考已有研究,使用 1998 年各省固定电话数量与历年全国互联网普及率的交乘项构造工具变量^[38]。

劳动力跨区域流动面临着信息不对称的障

表 1 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准误	最小值	最大值
收入不平等	2 958	0. 394 0	0. 247 6	0	1
是否流动	2 958	0. 528 7	0. 499 3	0	1
年龄	2 958	38. 708 9	9. 262 3	16	60
受教育程度	2 958	9. 626 1	3. 261 7	0	16
性别	2 958	0. 741 0	0. 438 1	0	1
是否已婚	2 958	0. 894 2	0. 307 7	0	1
健康自评	2 958	3. 285 3	1. 053 1	1	5
家庭人口规模	2 958	4. 311 0	1. 794 5	1	13
土地资产对数	2 958	5. 727 2	4. 770 3	0	14. 265 8
土地流入	2 958	0. 050 0	0. 218 1	0	1
土地流出	2 958	0. 162 9	0. 369 4	0	1
人均 GDP 对数	2 958	9. 714 6	2. 303 5	4. 664 4	12. 009 0
二产 GDP 占比	2 958	44. 661 5	6. 860 8	16. 20	59. 00
三产 GDP 占比	2 958	46. 709 0	8. 445 9	29. 70	83. 50

表 2 劳动力流动对个体收入不平等的直接影响

变量	(1)	(2)
是否流动	-0.039 9*** (0.009 1)	-0.020 3** (0.008 8)
年龄		0.004 0*** (0.000 6)
受教育程度		-0.011 4*** (0.001 5)
性别		-0.097 3*** (0.010 2)
是否已婚		-0.032 2** (0.015 4)
健康自评		-0.001 4 (0.004 1)
家庭人口规模		0.010 6*** (0.002 7)
土地资产对数		0.003 2*** (0.001 0)
土地转入		0.015 4 (0.020 0)
土地转出		0.012 4 (0.012 2)
人均 GDP 对数		-0.004 4 (0.017 5)
二产 GDP 占比		-0.003 6 (0.005 3)
三产 GDP 占比		-0.002 4 (0.005 2)
时间固定效应	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制
常数项	0.329 1*** (0.093 3)	0.6264 (0.529 7)
观测值	2 958	2 958
R ²	0.123 6	0.202 1

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。下同。

碍,1998 年的历史通信基建反映了流出地早期的信息网络禀赋。1998 年固话普及率越高的地区,当地居民越早且越易通过电话与外界建立联系,获取异地的就业信息。这种早期的信息优势促成了该地区第一批劳动力外出,进而通过同群效应形成了强烈的路径依赖与地缘社会网络,能够显著降低劳动力外出的信息成本,影响个体的流动选择。同时,作为历史截面数据,不会受到当期宏观经济波动的干扰。对于个体而言,全国互联网普及率代表了完全外生的技术发展的时间趋势,对个体的收入不平等无直接影响。因此,满足工具变量相关性与外生性的假设。

回归结果如表 3 所示,工具变量对是否流动的影响显著为负。1998 年通信基础设施较完善的地区多为东部经济发达省份,这些地区本地非农就业吸纳能力强,农业转移人口更倾向于通过就地、就近城镇化实现职业转换,从而降低了跨区域流动的概率;相反,历史通信基建薄弱的中西部地区,由于本地就业市场发育不足,形成了强大的流出“推力”,促进了劳动力的跨区域流动。一阶段 F 值为 34.513,远大于弱工具变量的临界值,拒绝弱工具变量假设,工具变量的选择具有合理性。费舍尔 z 变换显著为正,表明 CMP 方法显著优于原方程,模型选择具有合理性。加入工具变量后是否流动对农业转移人口收入不平等的影响显著为负,与基准结果一致,回归结果具有稳健性。

3. 自选择偏差

考虑到不同岗位、不同职业对个体能力的要求并不是完全随机事件,农业转移人口个体

表 3 劳动力流动影响收入不平等的回归结果(工具变量)

变量	2SLS		CMP	
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第一阶段	(4) 第二阶段
是否流动		-0.837 3*** (0.161 4)		-0.768 6*** (0.162 6)
工具变量	-0.002 3*** (0.000 4)		-0.002 2*** (0.000 4)	
atanhrho_12				1.226 6*** (0.038 5)
一阶段 F 值	34.513			
控制变量	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
区域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.851 2*** (0.351 9)	0.907 9** (0.399 4)	2.292 0*** (0.389 1)	0.694 0
观测值	2 958	2 958	2 958	2 958

会依据自身能力水平寻求合适的就业机会与岗位,同时企业也会基于对劳动者能力的判断进行雇佣,因此,基准回归可能存在自选择问题导致的估计偏误。有鉴于此,采用处理效应模型对自选择偏差进行讨论。处理效应模型在第一阶段采用 Probit 估计选择方程时,要求被解释变量为二元虚拟变量,自变量符合模型设定。与此同时,本研究假定农业转移人口是否流动遵循一定的选择规则,但由于真实规则不可观测,定义潜变量捕捉选择方程,并在选择方程中纳入不进入回归但是影响分组选择的独立变量^[39]。处理效应的估计模型如下:

$$move_i = \partial_1 + \gamma_1 Z_i + \mu_i \tag{3}$$

$$inequality_i = \partial_2 + \theta T_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_i \tag{4}$$

式中: $move_i$ 为是否流动的决策,流动为 1,未流动为 0; ∂_1 、 ∂_2 为常数项; Z_i 为一系列控制变量与排他性约束变量,约束变量的选择与工具变量法中的变量一致,选取 1998 年样本所在地区每万人拥有固定电话数量与每年互联网普及率交互项表示; θ 为是否流动影响收入不平等的平均因果效应。

回归结果如表 4 所示,工具变量与农业转移人口的流动选择呈显著的负相关关系。处理效应模型中,是否流动显著减少了农业转移人口的收入不平等。处理效应模型结果与前文分

析一致,回归结果具有稳健性。

4. 稳健性检验

(1) 更换核心变量测量标准

考虑到单一的个体收入可能忽略了家庭规模、内部抚养负担及资源共享等经济福利因素,进一步使用家庭人均纯收入计算收入不平等。此外,依据全样本分年份计算农业转移人口的收入百分位排位,以刻画农业转移人口个体的相对经济地位,反映流动对收入不平等的影响。

回归结果如表 5 所示,列(1)表明农业转移人口的跨区域流动显著减少了家庭收入不平等,列(2)表明农业转移人口的流动对个体收入位次有显著的提升作用。跨区域流动提升了农业转移人口个体收入位次,反映劳动力要素流动对缓解个体的相对剥夺感、减少收入不平等的积极作用。回归结果具有稳健性。

为进一步厘清劳动力流动对农业转移人口总体收入不平等的影响,采用面板分位数回归模型进行检验,以探讨劳动力流动在个体收入分布不同分位点上的具体作用。面板分位数回归结果如表 6 所示,在 10%、50% 和 90% 的收入分位点上流动对提升收入位次的影响均显著为正。结果反映了劳动力流动的普惠性,即无论是处于收入分布底端的弱势群体还是处于顶端的高收入群体,流动行为对其相对收入均具

表 4 劳动力流动影响收入不平等的回归结果(考虑自选择偏差)

变量	(1) 回归方程		(2) 选择方程	
是否流动	-0.335 8*** (0.029 5)	-0.309 0*** (0.027 1)	-0.009 5*** (0.000 9)	-0.008 9*** (0.001 0)
控制变量	否	已控制	否	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.480 1*** (0.072 1)	-0.344 7(0.237 4)	2.129 1*** (0.369 5)	5.220 7*** (1.124 3)
观测值	2 958	2 958	2 958	2 958

表 5 劳动力流动影响个体收入不平等的回归结果(稳健性检验)

变量	(1) 家庭人均纯收入	(2) 相对收入
是否流动	-0.031 3** (0.013 7)	0.036 2*** (0.011 9)
控制变量	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制
常数项	0.179 9(1.138 1)	0.996 9(0.734 2)
观测值	2 958	2 958
R^2	0.147 5	0.193 0

有系统性的正向促进作用。劳动力要素在空间的自由流动在减少个体微观相对剥夺感的同时,促进了整个群体收入质量的提升。分位数回归与基准回归结果的情况一致,实证结论具有稳健性。

(2) 更换参照群体

由于个体在社会比较时往往具有同群效应,实证结果对不同特征的参照群具有敏感性,因此依照个体的人力资本禀赋和代际特征进一步分组回归。回归结果如表 7 所示,跨区流动对低人力资本群体和新生代农业转移人口群体的收入不平等具有显著的抑制作用。回归结果表明,跨区域流动的积极作用在农业转移人口群体内部存在异质性,更有利于减少低人力资本禀赋群体、新生代农业转移人口群体的收入不平等。

此外,进一步引入“城镇居民收入”作为全新的跨群组比较基准,以此计算纳入城镇居民样本后农业转移人口的收入不平等情况,反映城乡群体的组间差异。列(6)表明,跨区域流动显著减少了农业转移人口与城镇人口之间的收入不平等,这是由于农业转移人口的跨区域流动提升了劳动力要素的配置效率,不仅有助

于改善家庭的收入质量,同时由于绝对收入的提升,也减少了与城镇居民之间的相对剥夺,减少了组间的收入不平等。

5. 机制分析

(1) 流动影响收入不平等的数字经济宏观机制

根据前文分析可知,数字产业化与产业数字化的内涵与外延在现实情境中存在交叉,并未形成统一概念:数字产业化的内涵突出以大数据作为厂商产品和服务的基本要素与关键要素;而产业数字化的内涵突出对数字技术的运用,以生产产品、提供服务^[40]。在数字经济推动农业转移人口的就业过程中,数字经济通过促进数字普惠金融发展推动了以数据生产为核心的消费互联网的形 成,通过促进智能制造的发展推动了以人工智能、自动化生产为核心的工业互联网的形成,构成了数字经济的两大核心内涵^[22]。因此,以数字金融为代表的消费互联网反映了数字产业化的内涵,以工业智能化为代表的工业互联网反映了产业数字化的内涵。基于此,选取地区机器人安装密度与数字普惠金融指数作为产业数字化与数字产业化的代理变量,分析数字经济背景下农业转移人口

表 6 劳动力流动影响个体相对收入的回归结果(稳健性检验)

变量	(1) 10%分位点	(2) 50%分位点	(3) 90%分位点
是否流动	0.036 1 ** (0.015 4)	0.036 2 *** (0.011 8)	0.036 3 ** (0.015 4)
控制变量	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
常数项	1.321 6 (0.982 6)	0.997 8 (0.751 8)	0.672 8 (0.983 0)
观测值	2 958	2 958	2 958

表 7 劳动力流动影响个体收入不平等的回归结果(稳健性检验)

变量	(1) 低人力资本	(2) 中人力资本	(3) 高人力资本	(4) 新生代	(5) 初代	(6) 组间不平等
是否流动	-0.024 4 ** (0.012 4)	-0.024 5 (0.027 4)	-0.046 6 (0.032 0)	-0.036 6 *** (0.013 7)	-0.015 7 (0.015 9)	-0.027 2 ** (0.011 1)
控制变量	已控制	已控制	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	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.019 9 (0.818 1)	1.003 4 (1.624 2)	-0.352 4 (1.595 9)	-0.915 5 (0.831 8)		-0.240 1 (0.575 6)
观测值	1 973	594	391	1 888	1 070	1 422
R ²	0.168 7	0.267 6	0.416 2	0.186 1	0.259 1	0.374 4

跨区域流动影响收入不平等的宏观机制。

参考 Acemoglu 等做法^[38], 计算地区机器人安装密度, 衡量地区产业数字化的水平。计算公式如下:

$$Robot_{pt} = \sum_{j=1}^n \left(\frac{employ_{p,j,t}}{employ_{p,t}} \times \frac{R_{jt}}{employ_{j,t}} \right) \quad (5)$$

式中: $Robot_{pt}$ 为农业转移人口所在 p 省 t 年的机器人安装密度; $employ_{p,j,t}$ 为个体所在 p 省 j 行业 t 年的城镇就业人数; $employ_{p,t}$ 为 p 省 t 年的城镇就业人数; $employ_{j,t}$ 为 j 行业 t 年的全国就业人数; R_{jt} 为 j 行业 t 年的工业机器人安装数量。各省份城镇就业人数来源于历年人口普查资料, 省份机器人安装数量来源于国际机器人联盟数据, 数字普惠金融数据来源于中国数字普惠金融发展指数。

回归结果如表 8 所示。列(1)回归结果表明, 以数字普惠金融为内涵的数字产业化并未产生调节作用。列(2)回归结果表明, 以机器人安装密度为内涵的产业数字化提升了农业转移人口跨区域流动对减少收入不平等的积极作用, 假设 H2 得到部分验证。工业智能化的发展推动了产业转型升级, 提升了低劳动生产率行业的生产效率, 使行业之间的生产率趋于均等化, 从而缩小了收入差距。对于农业转移人口而言, 数字经济引致的产业转型升级推动了劳动者依据自身技能向不同岗位、不同行业之间的比较优势转移, 劳动力要素跨行业流动显著提升了农业转移人口的收入水平^[41]。数字技术的广泛应用虽替代了部分传统岗位, 但也衍生出大量与数字基础设施维护、生活服务相

关的互补型就业机会。农业转移人口流动至高数字经济赋能区, 能够更好地分享数字红利与产业升级带来的收入溢出效应, 从而减少收入不平等。

(2) 流动影响收入不平等的数字经济微观机制

根据前文分析, 劳动力流动通过教育匹配机制与非常规职业转移渠道, 影响了农业转移人口的收入不平等。参考已有研究, 结合《中国职业分类大典》《国家职业技能标准》, 界定样本农业转移人口从事的具体职业教育标准, 并对职业任务类型进行分类; 定义单位负责人、专业技术人员及办事人员和有关人员为非常规任务职业, 定义商业服务业人员, 生产、运输设备操作人员和有关人员为常规任务职业。农业转移人口当前受教育程度与职业学历标准一致, 定义为职业教育匹配; 受教育程度大于职业学历标准, 定义为过度教育; 受教育程度小于职业学历标准, 定义为教育不足。

教育匹配机制回归结果如表 9 所示。列(1)与列(3)回归结果表明, 农业转移人口的跨区域流动显著增加了与职业岗位的技能匹配不足, 显著抑制了就业过程中的过度匹配。与前文分析一致, 教育不匹配的劳动者具有更高的离职倾向。列(4)回归结果表明, 职业技能匹配不足的农业转移人口群体, 其跨区域流动对减少收入不平等的作用更大, 假设 H3 未得到证明。可能的原因为, 对于职业技能匹配不足的劳动者而言, 教育匹配不足可能意味着就业过程中的横向失配, 即专业学位和岗位之间的

表 8 劳动力流动影响收入不平等的数字经济路径

变量	(1)	(2)
是否流动	-0.003 7(0.019 8)	-0.011 1(0.010 6)
数字普惠金融	-0.001 6** (0.000 7)	
是否流动×数字普惠金融	-0.000 1(0.000 1)	
机器人安装密度		-0.002 6(0.002 7)
是否流动×机器人安装密度		-0.004 7* (0.002 8)
控制变量	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制
常数项	0.537 6(0.532 4)	0.745 5(0.534 3)
观测值	2 958	2 958
R^2	0.206 2	0.206 0

表 9 劳动力流动影响收入不平等的教育匹配路径

变量	(1) 匹配不足	(2) 教育匹配	(3) 过度匹配	(4) 收入不平等	(5) 收入不平等	(6) 收入不平等
是否流动	0.096 1 *	0.012 4	-0.169 6 ***	-0.006 9	-0.024 2 **	-0.025 7 **
	(0.053 9)	(0.053 7)	(0.059 7)	(0.011 6)	(0.010 3)	(0.010 2)
匹配不足				-0.010 2		
				(0.012 7)		
匹配不足×流动				-0.028 2 *		
				(0.016 8)		
教育匹配					0.013 6	
					(0.013 5)	
教育匹配×流动					0.013 3	
					(0.018 4)	
过度匹配						-0.005 0
						(0.014 3)
过度匹配×流动						0.020 9
						(0.019 1)
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	5.161 3	1.835 9	-9.830 1 ***	0.674 2	0.615 4	0.636 5
	(3.367 2)	(2.750 2)	(3.606 7)	(0.529 3)	(0.529 5)	(0.530 1)
观测值	2 958	2 958	2 958	2 958	2 958	2 958
R ²	0.174 0	0.042 3	0.219 0	0.204 8	0.203 6	0.202 5

失配状态,具有潜在的赋能效应,是劳动者追求更高薪资回报或社会声望而自愿选择的结果^[42]。此外,在传统经济模式下,劳动力技能与岗位匹配不足往往导致严重的工资惩罚。然而,数字经济的发展重塑了人力资本的匹配逻辑。依靠大数据和算法驱动的线上招聘平台、零工经济平台,为传统劳动力市场中匹配不足的弱势群体提供了丰富的就业机会和灵活就业选项,使得这部分群体能够跨越局部市场的结构性摩擦,迅速找到能发挥自身比较优势的岗位,从而有效对冲了由技能错配导致的收入不平等。因此,教育匹配不足对农业转移人口的流动-收入效应产生了积极作用。

过度教育的农业转移人口群体表现出更高的离职倾向与离职经历,导致工作经历的“伤疤效应”限制了人力资本的积累,使劳动者陷入不稳定的工作状态。然而,由于农业转移人口就业的流动性大、可替代性高,劳动者往往通过技能换取正式劳动合同,从而匹配至相对稳定的岗位^[43]。尽管存在过度教育导致的要素配置扭曲,但是对于农业转移人口而言,并未产生扩大收入不平等的负面作用。

表 10 回归结果表明,农业转移人口的流动

通过促进劳动者向非常规操作型职业的转型,进一步减少了收入不平等。与前文理论分析一致,数字经济发展过程中,劳动力市场的就业呈极化趋势,具体表现为从事非常规职业的劳动者增加、常规职业劳动者持续下降。技术进步引致的“技能升级”与“劳动降级”导致从事体力和繁复劳动,以及从事程序化和反复性工作的常规职业面临较高的替代风险^[12]。与此同时,数字技术对非常规任务产生技能溢价。实证结果表明,流动促进了劳动者向非常规职业转移,成了缩小收入鸿沟的关键渠道。农业转移人口在流动-就业的职业选择中,不仅减少了“劳动降级”对收入的负面影响,同时由于市场对非常规就业的需求获取了高技能溢价,从而提升了个体收入、减少了收入不平等,假设 H4 得到验证。

6. 流动轨迹与收入效应分析

根据前文理论分析,流动性作为我国农业转移人口的重要特征,随着城镇化的阶段性发展,流动模式也随之转变,影响着个体的职业发展与劳动表现。采用序列分析模型,结合 CFPS 2012 年至 2022 年六期数据中工作地点的变化,对农业转移人口的流动轨迹进行聚类分析,

表 10 劳动力流动影响收入不平等的职业转移路径

变量	(1)非常规职业流动	(2)收入不平等
是否流动	0.160 7*** (0.057 9)	0.014 4(0.013 9)
非常规流动		0.027 8** (0.013 6)
是否流动×非常规流动		-0.056 1*** (0.017 4)
时间固定效应	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制
常数项	-10.180 1*** (3.698 3)	0.568 9(0.529 6)
观测值	2 958	2 958
R ²	0.282 3	0.204 9

总结出 10 年间农业转移人口的流动模式。根据农业转移人口的流动模式,从序时性视角分析流动轨迹影响收入不平等的异质性结果。CFPS 问卷中询问了被访者的工作地点,识别为当前居住村、当前居住乡/镇/街道的其他村/居、当前居住县/市的其他乡/镇/街道、当前居住市/区的其他县/市、当前居住省份的其他市/区、境内的其他省份、境外(含港、澳、台)、无固定工作地点共 8 种类型。为便于计算和分析,将工作地点的变化整理为本村(无流动)、县域内的流动、地级市内流动、省内跨市与跨省流动、不固定等 5 种类型。

(1)序列分析模型

序列分析方法是研究个体生命轨迹的核心方法之一,该方法关注的是事件在离散时间序列上的相似性和差异性,并采用聚类方法将差距最小的样本序列归为一类,最终识别出若干典型序列模式。通过收集并分析农村劳动力在一段时间内的流动状态变化,使用序列分析模型揭示农村劳动力在时间-空间维度上的典型流动轨迹。具体而言,通过序列分析方法对农业转移人口流动轨迹进行分类与分析,采用 R 语言中的 TraMineR 包构建个体流动状态的序列对象,基于 Optimal Matching(OM)算法计算序列之间的相似性。OM 算法通过量化将一个序列转化为另一个序列的最小操作成本,较为精准地反映了序列间的差异性。在相似性计算的基础上,结合 Ward 最小方差法的层次聚类方法,对流动轨迹进行分组,并通过典型轨迹的可视化,直观展示了不同类别的轨迹模式及其动态演化特征。

(2)空间流动聚类结果

根据算法分析,农业转移人口六期内的流

动模式可聚类为 4 种类型:第一类以县域为主要流动区域,且累积占比逐渐增加,具有就地就近流动务工的现实特征,本研究将其定义为县域流动模式。第二类包含了多种流动类型,不固定的比重逐年增多,流动特征不明显,本研究将其定义为无序流动模式。值得注意,2016 年、2020 年与 2022 年不固定流动的累积占比增多,可能因为 2015 年底、2016 年初的去产能政策及重大突发公共卫生事件的冲击,对农业转移人口的就业机会与市场劳动产生了较大影响,部分农业转移人口的工作-流动选择受到市场变化的干扰。第三类以村镇为主要场域,多为不流动的情况,本研究将其定义为不流动模式。第四类包含了县域流动、地级市内流动与跨市跨省流动,随着时间的变化,跨市与跨省的流动比重逐渐增多、县域流动的占比减少,变化趋势相对稳定有序,可能包含渐进式流动、循环流动等模式,具有长期有序流动的特征,本研究将其定义为有序流动模式。

聚类分析结果表明,农业转移人口长期来看存在多种类型的城乡流动模式,体现出其在新型城镇化与乡村振兴进程中不同的就业选择与资本积累方式。探讨农业转移人口的收入不平等问题,需关注流动轨迹导致的群体异质性,才能更好地引导农业转移人口实现有序、有效流动,提升人口流动带来的积极要素配置效应。

(3)聚类结果的异质性分析

回归结果如表 11 所示,以不流动模式为对照组,列(1)与列(3)表明以县域为主的流动、长距离有序流动两种流动模式有效减少了农业

表 11 劳动力流动轨迹影响收入不平等的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
县域流动轨迹	-0.045 1* (0.025 6)		
无序流动轨迹		-0.033 2(0.039 6)	
有序流动轨迹			-0.120 8*** (0.039 7)
控制变量	已控制	已控制	已控制
区域固定效应	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	376	184	173
R ²	0.269 7	0.369 4	0.424 5

转移人口的收入不平等。县域为主的流动模式下,县城作为联结乡村与城市的桥梁,在社会治理、地理空间与经济功能上具有独特优势。较少的发展压力与社会距离、相对稳定的社会结构与高治理效能,减少了基本公共服务对农业转移人口的隐性排斥;同时,县域为主的城乡关系构型形成了多要素的协同流动,从而减少了农业转移人口的收入不平等。跨市、跨省为主导的有序流动模式下,城市户籍制度虽然对农业转移人口产生了定居的阻隔,但是暂居的生产生活方式也使农业转移人口无需承担城市公共福利背后的迁移成本,提升了其跨区域流动性,优化了中国劳动力的空间资源配置效率^[37]。此外,多城市、长距离流动对农业转移人口产生了较强的“学习效应”,促进了劳动者人力资本的积累^[44],提升了劳动力市场表现、减少了收入不平等。

值得注意的是,县域流动模式和有序流动模式均表现出显著的收入均等化效应,与近年来数字经济重心下沉的宏观趋势相契合:一方面,农村电商、数字农业等县域数字经济的繁荣,为县域就近流动的劳动力创造了丰富的本地数字化就业场景,使得农业转移人口在不发生长距离跨省流动的情况下也能实现收入跃升;另一方面,向中心城市有序流动的农业转移人口,能够直接嵌入数字经济产业集群,享受集聚效应带来的高技能溢价。

列(2)的回归结果表明,无序流动的模式并未产生减少收入不平等的显著作用。无序流动意味着不稳定的流动选择,受外部社会经济环境的影响,农业转移人口在流动过程中陷入不稳定就业的困境。不稳定就业的农业转移人

口易陷入低福利政策依赖的困境,损害了长期收入能力。与此同时,脱离了数字产业支撑和明确技能积累目标的无序流动,使农业转移人口无法捕捉到数字经济释放的红利。

五、结论与政策建议

选取 CFPS2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年与 2022 年六期数据、《中国城市统计年鉴》数据及人口普查数据等资料,实证检验农业转移人口流动对收入不平等的影响,并探讨其中的宏微观作用机制。主要研究结论如下:第一,农业转移人口流动拓展了收入渠道、提升了资源配置效率,显著减少了个体的收入不平等。第二,产业数字化通过推动产业转型升级显著促进了劳动力要素的流动效率,扩大了跨区域流动减少农业转移人口收入不平等的积极作用。第三,农业转移人口的跨区域流动通过匹配至技能要求更高的岗位,增加了流动过程中的职业匹配赋能效应,减少了收入不平等。第四,农业转移人口跨区域流动通过促进个体向非常规职业的转移,减少了劳动降级的风险,缩小了收入不平等。第五,农业转移人口跨区域流动减少了收入不平等的作用存在流动轨迹的异质性。长期以来以县域为主的就地就近流动模式,以及长距离、跨省市的有序流动模式显著减少了农业转移人口的收入不平等。

基于以上主要结论,提出以下政策建议。

第一,搭建就业信息平台、进一步向外来劳动力开放基本公共服务,以促进跨区域流动,提升资源配置效率。为减少农业转移人口的收入不平等,政府应制定政策降低跨区域流动的制度障碍,推动基本公共服务由户籍人口向常住

人口加速转变。通过建立财政转移支付与用地指标联动机制,切实解决随迁子女义务教育、跨省异地医疗结算、保障性住房等民生托底问题,促进农业转移人口流动过程中的社会融合,以群体的有序流动优化劳动要素的空间配置效益,从源头上遏制因流动阻滞诱发的区域间、群体间的收入不平等。

第二,应进一步推动人工智能发展,引导产业转型升级。通过人工智能技术的应用,提高行业生产效率、优化产业集群架构,为农业转移劳动力提供更多的就业机会与高质量岗位。应重点关注人工智能对劳动力的创造效应,引导技术演进向“劳动增强型”方向倾斜。通过政策扶持与产业集聚,培育更多技术门槛适中、知识密度较高且薪酬增长空间大的就业岗位。促进有效吸纳农业转移劳动力的增量,推动现有存量劳动力由低端制造业、传统服务业向中高端价值链网点迁移,完成就业质量的阶梯式跨越。

第三,应加强职业技能培训,提升职业匹配能力。为提高农业转移人口的就业质量,减少收入不平等,政府和企业应联合推行终身职业技能培训机制。针对产业转型升级引致的就业需求与就业结构转变,开展定向职业技能培训。同时,完善并拓展职业技能认定体系,建立全国互认、衔接顺畅的技能资质通道,提升劳动者的职业流动性。通过畅通信息流通、强化技能溢出,将劳动力的技能与产业结构升级高度契合,从而降低劳动力在职业搜寻过程中的信息不对称与市场摩擦,阻断低技能导致的收入差距拉大陷阱。

第四,完善平台经济、零工经济等新业态催生的岗位就业保障。随着劳动力市场对非常规职业需求的提升,农业转移人口在获取就业机会的同时面临着不稳定就业的风险,因此对于新型职业应尽快完善立法,提供必要的劳动保护和社会保障。应明确界定新型劳动关系的法律属性,探索建立适应新就业形态的职业伤害保障制度,合理厘清平台企业在社会保障、劳动时间控制、薪酬支付底线等方面的法定责任,有效对冲非常规就业的职业脆弱性与不稳定性风险,在满足市场供需的同时有效推进劳动者向

非常规职业类型的转移。

第五,引导农业转移人口开展以县域为中心的就近城镇化及有序流动异地城镇化模式。通过发展县域数字经济、优化县域产业布局、以县域为平台整合产业发展配套设施,为回流劳动力及就近劳动力提供充足的产业支持。加强区域协调发展,缩小地区间经济发展差距,减少劳动力流动的区域差异,最大化劳动力要素流动的资源配置效益,减少农业转移人口流动过程中的收入不平等。通过缩小东中西部、大中小城市之间的经济要素空间溢出差距,弱化因地域发展失衡导致的收入差距。最大化劳动力资源的时空配置效益,构建更加包容、普惠且可持续的新型城镇化收入分配格局。

参考文献:

[1] 尹志超,张安. 劳动力流动与农村家庭财务脆弱性[J]. 财贸经济,2025,46(1): 81-98.

[2] 中华人民共和国国民经济和社会发展第十个五年规划纲要[M]. 北京:人民出版社,2026:85.

[3] Heckman J J. China's human capital investment [J]. China Economic Review,2005,16(1): 50-70.

[4] 周振,刘隽彦. 新生代农民工自由有序流动缩小收入差距的内在机理、现实障碍和政策举措[J]. 宏观经济研究,2025(2): 41-56.

[5] 李强. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[J]. 中国社会科学,2003(1): 125-136.

[6] Rozelle S, Taylor J E, Debrauw A. Migration, remittances, and agricultural productivity in China [J]. American Economic Review, 1999, 89 (2): 287-291.

[7] 李实. 中国农村劳动力流动与收入增长和分配 [J]. 中国社会科学,1999(2): 16-33.

[8] Autor D H, Dorn D. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market[J]. American Economic Review, 2013, 103 (5): 1553-1597.

[9] 戚聿东,刘翠花,丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态,2020 (11): 17-35.

[10] 齐秀琳,江求川. 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 [J]. 中国农村观察,2023(1): 59-77.

[11] 沈锦浩. 从工厂工人到网约工:平台经济时代农

- 民工就业问题的变与不变[J]. 天津行政学院学报, 2021, 23(5): 87-95.
- [12] 许怡, 叶欣. 技术升级劳动降级? ——基于三家“机器换人”工厂的社会学考察[J]. 社会学研究, 2020, 35(3): 23-46.
- [13] Todaro M P. A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries [J]. American Economic Review, 1969, 59 (1): 138-148.
- [14] 杨菊华. 农业转移人口市民化的维度建构与模式探讨[J]. 江苏行政学院学报, 2018(4): 71-80.
- [15] 王欧, 王天夫. 城乡流动与农民工家庭变迁——评《男性气质妥协: 中国的农民工流动、家庭与性别》[J]. 妇女研究论丛, 2019(1): 123-128.
- [16] 吕达奇, 周力. 数字经济与包容性就业——基于农民工群体的微观视角[J]. 江西财经大学学报, 2024(1): 99-111.
- [17] 徐邵军, 孙巍. 异质性劳动力流动、房价变动与要素价格扭曲[J]. 财经研究, 2022, 48(6): 79-93.
- [18] Taylor J E. The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process [J]. International Migration, 1999, 37(1): 63-88.
- [19] 樊士德, 江克忠. 中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于 CFPS 数据的微观证据[J]. 中国人口科学, 2016(5): 26-34.
- [20] 陆文聪, 林立. 全要素生产率产业差异对城乡收入差距的影响: 基于收敛性的视角[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2024, 54(8): 33-52.
- [21] 杨烁晨, 张鹏飞, 车蕾. 灵活就业对收入流动性的影响——机会与风险的双重逻辑[J]. 山西财经大学学报, 2024, 46(11): 1-13.
- [22] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 72-84.
- [23] 任保平. 双重目标下数字经济赋能我国农业农村现代化的机制与路径[J]. 东岳论丛, 2024, 45(1): 41-48.
- [24] 陈岑, 张彩云, 周云波. 信息技术、常规任务劳动力与工资极化[J]. 世界经济, 2023, 46(1): 95-120.
- [25] 江静, 郑洁, 李宝琦. 产业数字化如何影响劳动力就业规模——基于数字要素投入视角的分析[J]. 南通大学学报(社会科学版), 2025, 41(1): 68-85.
- [26] 王林辉, 钱圆圆, 赵贺. 人工智能技术、个体能力与劳动工资: 来自认知和非认知能力视角的经验证据[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2022, 24(4): 58-69.
- [27] Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi Á. Two perspectives on preferences and structural transformation [J]. American Economic Review, 2013, 103(7): 2752-2789.
- [28] 王林辉, 钱圆圆, 周慧琳, 等. 人工智能技术冲击和中国职业变迁方向[J]. 管理世界, 2023, 39(11): 74-93.
- [29] 吕世斌, 张世伟. 中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(2): 757-778.
- [30] 夏安平, 苏亚琴, 赵丽秋. 学历错配对职业流动的影响: 来自雇主-雇员匹配数据的证据[J]. 劳动经济研究, 2023, 11(6): 32-52.
- [31] 宁光杰, 崔慧敏, 付伟豪. 信息技术发展如何影响劳动力跨行业流动? ——基于工作任务与技能类型的实证研究[J]. 管理世界, 2023, 39(8): 1-21.
- [32] 余玲铮, 魏下海, 孙中伟, 等. 工业机器人、工作任务与非常规能力溢价——来自制造业“企业—工人”匹配调查的证据[J]. 管理世界, 2021, 37(1): 47-59.
- [33] 周扬. 工作流动轨迹与地位获得过程: 一个序列分析模型研究[J]. 社会学研究, 2022, 37(1): 179-202.
- [34] 杨烁晨, 杜海峰, 杨晓宁. 土地流转与农村家庭收入差距: 家庭发展视角下的经验探讨[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024(1): 178-191.
- [35] 盛亦男, 郑浩冉. 越流动, 越富有? ——流动经历的工资溢价效应研究[J]. 人口与经济, 2023(6): 105-121.
- [36] 白美妃. 撑开在城乡之间的家——基础设施、时空经验与县域城乡关系再认识[J]. 社会学研究, 2021, 36(6): 45-67.
- [37] 马草原, 李宇森, 孙思洋. 农民工“跨地区”流动性变化及产出效应分析[J]. 中国工业经济, 2023(9): 23-41.
- [38] Acemoglu D, Restrepo P. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment [J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [39] 程虹, 李唐. 人格特征对于劳动力工资的影响效应——基于中国企业—员工匹配调查(CEES)的实证研究[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 171-186.
- [40] 何大安. 数字经济下微观经济学基础理论框架探讨——基于数字产业化与产业数字化的分析视角[J]. 浙江学刊, 2025(3): 14-29.

[41] 韩民春,毛春英,乔刚. 数字技术发展、低技能劳动力行业间流动及其收入效应研究[J]. 经济学,2025(2): 109-134.

[42] 李晓光. 教育失配经历对企业雇佣决策的影响: 来自简历投递实验和在线招聘职位的证据[J]. 管理世界,2024,40(4): 121-145.

[43] 郭凤鸣. 技能培训对低收入农民工就业质量的影响——基于内生处理效应模型的分析[J]. 中国劳动关系学院学报,2022,36(1): 112-124.

[44] 魏东霞,陆铭. 早进城的回报:农村移民的城市经历和就业表现[J]. 经济研究,2021,56(12): 168-186.

The Digital Economy, Labor Mobility, and Income Inequality among Rural Migrant Workers—Micro-Level Evidence from the CFPS / Yang Xiaoning¹, Yang Shuocheng², Du Haifeng¹ (1. School of Public Policy and Administration, Xi'an Jiaotong University; 2. School of Public Administration, Southwest Jiaotong University)

Abstract: Driven by the digital economy, dismantling the institutional and structural barriers that constrain the mobility of rural migrant workers is crucial for reducing income inequality and promoting urban-rural integration. Using six waves of data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2022, this study empirically examines the impact of rural migrant workers' mobility on individual income inequality in the context of the digital economy. The regression results show that cross-regional mobility among rural migrant workers significantly reduces individual income inequality. The mechanism analysis indicates that, at the macro level, the industrial transformation and upgrading induced by the digital economy improves the efficiency of factor allocation through labor mobility. Industrial digitalization enables rural migrant workers to reduce income inequality through cross-regional mobility. At the micro level, the empowerment effect of labor-job matching during migration plays an important role in enhancing individuals' human capital accumulation and reducing income inequality. Labor mobility reduces income inequality by facilitating individuals' transition into non-routine occupations and improving skill-job matching. The heterogeneity analysis reveals that rural migrant workers' mobility trajectories in the labor market shape their income-generating capacity, socioeconomic status, and welfare throughout their individual development. In the long run, both county-based mobility trajectories, which represent a pattern of localized urbanization, and orderly long-distance mobility trajectories, which represent a pattern of off-site urbanization, significantly reduce income inequality among rural migrant workers. In the coordinated advancement of new-type urbanization and rural revitalization, the resource-allocation effects of labor mobility should be fully leveraged, and the orderly movement of rural migrant workers should be guided. In this way, common prosperity can be promoted more effectively, and the sustainable development of rural migrant workers can be advanced.

Key words: the digital economy; new-type urbanization; rural migrant workers; labor mobility; income inequality