

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20240411

· 三农问题 ·

农民工转移就业对农村居民收入的影响 及其空间溢出效应*

张务伟, 周缘*

(山东农业大学经济管理学院, 泰安 271000)

摘要 [目的] 农民工作为农村人口的重要组成部分, 其转移就业问题一直被各界高度关注。文章利用2011—2021我国31个省(市、区, 未含香港、澳门和台湾省)的空间面板数据, 探究农民工转移就业对农村居民收入的影响及其空间溢出效应。[方法] 结合前人研究成果和理论基础, 分析农民工转移就业对农村居民收入的影响机制, 通过莫兰检验验证农民工转移就业和农村居民收入空间相关性之后, 再选取固定效应空间杜宾模型进行实证分析, 并通过3种空间矩阵检验结果的稳健性。[结果] (1) 发现农民工转移就业和农村居民收入具有明显的L—L、H—H集聚的空间特征, 空间相关性显著; (2) 农民工转移就业与农村居民收入空间交互效应也显著; 农民工转移就业对农村居民收入有显著的正向影响; (3) 农民工转移就业对农村居民收入具有显著的空间溢出效应。[结论] 重视农民工转移就业的空间溢出效应, 进一步提高农民工受教育程度, 加快农民工市民化进程, 可促进农民工转移就业, 进而有效提升农村居民收入水平。

关键词 农民工转移就业 农村居民收入 空间权重矩阵 空间杜宾模型 溢出效应

中图分类号:F323.6 文献标识码:A 文章编号:1005-9121[2024]04-0131-12

0 引言

随着我国经济进入高质量发展新常态, 产业结构转型升级使得中低端劳动力就业受到冲击增大。3年疫情影响了经济发展, 就业问题成为党和政府关注的焦点。作为重点群体之一的农民工, 据2021年统计数据公布总量为2.9251亿人, 占总就业人口39.2%, 由于自身素质、历史及经济形势原因, 就业不稳定、质量不高并且失业风险进一步增大。因此, 其就业问题关系城乡融合发展和社会稳定, 影响共同富裕的实现进程。

此前, 学术界针对农民工转移就业话题进行过深入的探讨, 主要从农民工的转移就业现状、转移就业影响因素、转移就业路径等方面展开, 结合研究内容, 劳动力转移也是经济发展研究的重点关注对象, 文章将从以上三方面进行文献梳理。第一, 农民工转移就业现状研究。首先, 我国农民工转移就业总体存在农民工素质低、就业质量不高、就业岗位不稳定等问题^[1], 而且企业招聘信息失真、就业没有保障, 致使农民工转移就业具有明显的失信行为^[2]。其次, 农民工转移就业呈现明显的空间特征。我国中西部经济发展相对落后的地区, 更多劳动力流向发展程度高的东南沿海地区, 对应的农民工转移就业现象也更

收稿日期: 2023-06-02

作者简介: 张务伟(1972—), 男, 山东临沂人, 博士、教授、博士生导师。研究方向: 劳动就业与社会保障

※通讯作者: 周缘(1997—), 女, 四川广安人, 硕士研究生。研究方向: 劳动经济。Email: 508228900@qq.com

*资助项目: 国家社会科学基金一般项目“新生代农民工就业质量的空间差异及其效应研究”(17BJY108); 山东省社会科学规划专项“山东省农业农村现代化指标体系构建及提升路径研究”(21CKRJ05); 山东省自然科学基金青年基金项目“生计模式异质下农村贫困边缘家庭‘风险—贫困’阻断机制研究”(ZR2022QG053); 山东省人民政府决策咨询研究重点课题“山东建立农村低收入人口动态监测和常态化帮扶机制研究”(21BZBJ12); 山东省教育科学“十四五”规划重点课题“本科学业毕业生就业质量的实证研究”阶段性研究成果(2021ZD007)

加显著^[3],而且这些农民工会更多地流向制造业更密集的城市^[4]。最后,农民工转移就业在行业间也存在明显差异,中部地区的农民工多是流向食品和纺织行业,而西部地区多是流向家具加工或通信设备制造等行业^[5]。第二,农民工转移就业影响因素研究。农民工转移就业受到多种因素制约,农民工的个人素质、家庭状况、转入地的经济情况等是影响农民工转移就业的主要因素^[6],医疗服务^[7]、体制性歧视和城市环境不公正也是影响农民工转移决策的重要因素,城乡差异歧视越弱的城市会更吸引农民工^[8],此外,近些年被重视的心理因素和COVID-19大流行病也一定程度上影响农民工转移就业^[9-10]。第三,农民工转移就业路径研究。首先,农村劳动力的合理流动对国家脱贫攻坚战略的实施具有促进作用,应尽快调整城乡户籍制度,健全农民工保障体系,减小城乡人口的保障和就业差距,促进农民工公平就业^[11]。其次,优化农村产业格局,扩大农民工就业容量,提高农民工向第三产业的转移就业质量,改善农民工极不稳定的工作状态^[12]。再次,2022年我国农村劳动力占总劳动力数量超三成,而我国外出农民工1.72亿人,占流动人口的六成以上,农民工转移就业的首要目的是为了获取经济利益以期与城镇居民收入差距减小,长期来看农民工市民化的实现是转移的关键^[13],应积极提升城市的接纳能力,落实城乡一体化就业的市民化政策,实现农民工职业向上流动^[14]。最后,由于外部流动需求降低,通过鼓励农民工返乡流动,促进其就近就业和返乡创业也是实现农民工转移就业的路径^[15]。

虽然前人对农民工转移就业进行了广泛而深入的研究,但仍存在一定的局限性,前期研究多是通过简单多元回归进行分析或在单一空间权重矩阵下进行空间分析,而且针对农民工转移就业对农村居民收入的影响分析,更缺少多个空间权重矩阵下的溢出效应探究。因此,文章利用2011—2021年宏观空间面板数据,选择邻接矩阵检验空间杜宾模型,在固定效应下探究农民工转移就业对农村居民收入的影响及其空间溢出效应,再利用反距离矩阵以及经济距离矩阵检验结果稳健性,以期通过促进农民工更高质量转移就业,提高农村居民收入。

1 理论与影响机制分析

1.1 理论分析

刘易斯的城乡经济二元理论指出,无限供给农村剩余劳动力会为工业部门的持续扩张提供充足动力,完全实现农村剩余劳动力转移至第三产业部门,二元经济发展现状才会融合为一元经济体系,即实际意义上的城乡一体化发展。目前我国从事第一产业与第二三产业所获得的收入存在明显差异,我国早年间的先富带动后富发展措施,导致我国城乡差距特别是经济差距逐渐扩大,大量农村剩余劳动力

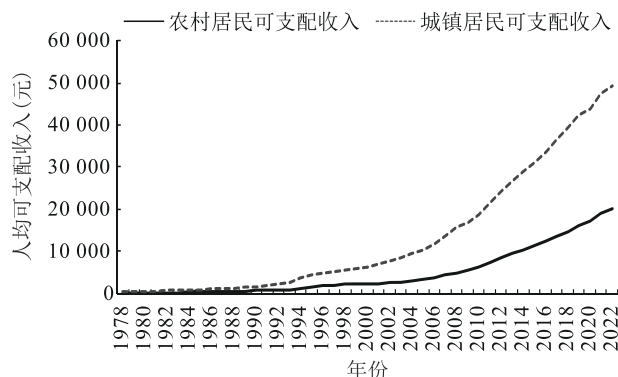


图1 1978—2022年我国城乡居民人均可支配收入

向第三产业部门转移。图1是我国城乡居民可支配收入的对比,可以明显看到城乡居民可支配收入日益扩大。而实际上,早有国外学者预测,在2011年中国农村剩余劳动力供给将大幅降低,迎来刘易斯拐点,劳动力成本将大幅提升。结合农村居民可支配收入变化可以观察到,2006年之后,农村居民收入增加明显,农村剩余劳动力有明显向工业部门转移,但城乡收入差距依然进一步扩大,结合我国地区发展不平衡的国情,我国的刘易斯拐点必将是一个长期的过程。目前经济发展依然处于城乡二元经济结构,长期任务仍是关注农村剩余劳动力的转移。保证农村剩余劳动力可持续转移,才能缩小城乡差距,实现城乡融合一体化发展。

图2是自1978年以来各产业就业的人数占比和各产业就业人数的变化。可以看到我国第一产业就业人数占比持续降低,这意味着农村劳动力正在持续向城市转移。此外,从2011年开始,我国第三产业就业人数反超第一产业,2014年至今第一产业人数占总就业人数一直最低,并呈现缓慢下降的趋势。在我

国人口总量保持小幅增长的背景下,根据第一产业的从业人数不断降低而三产从业人数大幅增加,且第二产业从业人数相对较慢,可以推断我国存在明显的农村劳动力由第一产业向第二、第三产业的流动现象,即农民工转移就业。

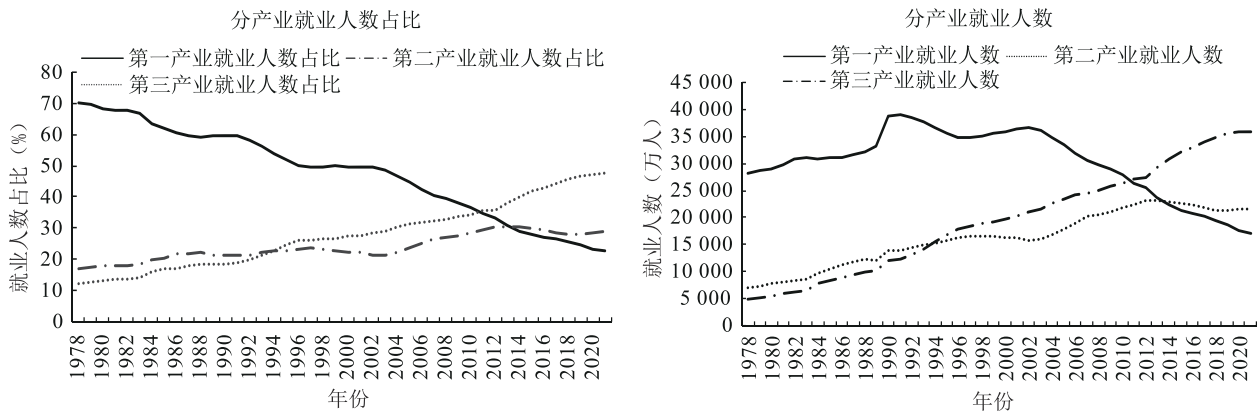


图2 1978—2020年我国分产业就业人数占比和就业人数

此外,托塔罗模型也梳理了劳动力转移的主要原因,与路易斯不同的是,他认为需要充分考虑农民工转移就业是否能立即找到工作,因此劳动力是否进行迁移主要是看更换产业工作的预期收入与当前工作的预期收入的差距而非实际收入差异,即预期收入差异是实际收入差异和劳动力获得就业机会共同作用的结果^[23]。2022年统计数据显示,外出就业农民工1.72亿,占总流动人口的60.78%,结合该文研究内容,当农民工在城市从事第二三产业积累人力资本之后,与从事第一产业获得收入相比的实际收入差异将趋于稳定,此时,就业机会的可能性就会成为劳动力转移决策的主要影响因素。随着农民工从生存型求职转向发展型求职,农民工群体将在不同地区间非农业部门进行转移就业,以期获得更多就业机会,由此产生大量的流动人口。图3是根据2001—2021年统计年鉴公布的数据绘制的我国流动人口数量变化图,从图3可以明显看到自2010年开始到2019年,流动人口数量相对稳定。而从2020年开始,流动人口出现了激增,这可能是受新冠疫情影响^[24]和近距离流动大幅增长所致^[25]。

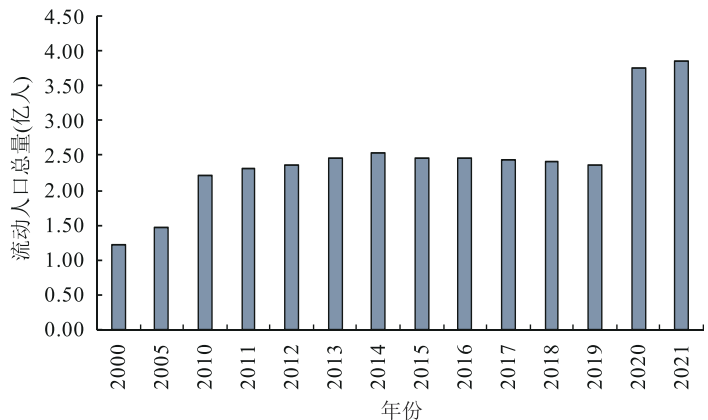


图3 2000—2021年我国流动人口总量

图4是根据三次人口普查数据绘制的流动人口地区分布格局的变化。从图4也能看出,2020年的各地流动人口明显增加,特别是中西部地区流动人口增加明显。其主要原因是随着国家西部建设工程、脱贫攻坚、乡村振兴战略等惠农扶贫政策的落实,原中西部欠发达地区的农村劳动力获得除第一产业以外更多就业信息和就业机会,选择向城市或其他地区转移就业,成为进城务工的农民工,使得流动人口激增。马斯洛需求层次理论中介绍了人从低到高的5种需求层次,人在满足最低需求生存需求的基础上会有更高的精神上的需求,例如获得尊重以及自我价值的实现等。西部欠发达地区的人口转移多是为了寻求更高收入,以满足生存需求。而东部沿海地区依旧保持高流动人口占比的原因主要包括两方面,一是内陆地区转移至沿海地区的人并没有在该地区安定下来,由此成为流动人口;二是为寻求更多工作机会以期获取更受人尊重的工作以满足其自我实现的需求从而更换城市成为流动人口。

图4是根据三次人口普查数据绘制的流动人口地区分布格局的变化。从图4也能看出,2020年的各地流动人口明显增加,特别是中西部地区流动人口增加明显。其主要原因是随着国家西部建设工程、脱贫攻坚、乡村振兴战略等惠农扶贫政策的落实,原中西部欠发达地区的农村劳动力获得除第一产业以外更多就业信息和就业机会,选择向城市或其他地区转移就业,成为进城务工的农民工,使得流动人口激增。马斯洛需求层次理论中介绍了人从低到高的5种需求层次,人在满足最低需求生存需求的基础上会有更高的精神上的需求,例如获得尊重以及自我价值的实现等。西部欠发达地区的人口转移多是为了寻求更高收入,以满足生存需求。而东部沿海地区依旧保持高流动人口占比的原因主要包括两方面,一是内陆地区转移至沿海地区的人并没有在该地区安定下来,由此成为流动人口;二是为寻求更多工作机会以期获取更受人尊重的工作以满足其自我实现的需求从而更换城市成为流动人口。

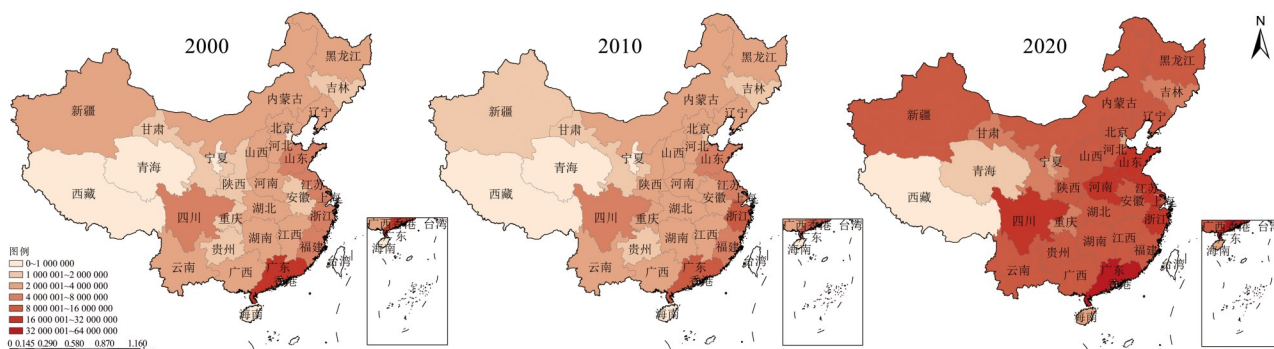


图4 2000年、2010年和2020年我国流动人口空间分布变化

注:基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为GS(2019)1825号的标准地图制作,底图无修改
 从左到右分别来源于:第五次人口普查数据,第六次人口普查数据,第七次人口普查数据

1.2 影响机制分析

自我国进入全面建设社会主义阶段,优先发展重工业的举措使得我国城乡差距开始扩大,城乡经济开始割裂为二元发展格局。城乡户籍制度、社会保障力度等差异愈加使得城乡发展失衡^[26]。而优先发展重工业的举措要求将经济发展重心转移至第二三产业,致使农业的收益占比大幅降低,农民工选择行业转移获取更高收益。

基于二元经济理论,发展经济学中认为农民工转移就业可以提高收入。当农村劳动力意识到工业和农业经济收入的差异,从事农业的劳动力会选择转移就业,由于早期农民工总体素质较低加上念家情怀严重,再受到交通条件的限制,早期农民工由于户籍制度及其附加在其上的其他制度的限制,大多不愿意离家太远实现完全转移就业,多选择较近城市务工,且兼业者居多。随着农民工群体受到重视,户籍制度改革、教育事业和交通事业的发展,农民工受教育程度有所提升,社会压力降低^[27],大量农民工向东南沿海地区转移,农民工开始完全放弃从事第一产业,以获取更高的工资性报酬。由此可以将农民工转移就业概括为两种类型,一种是完全第一产业转移为三产结合,表现为离家近,一般为本县、市内流动;另一种的农民工不再从事第一产业,表现为离家较远,一般为本市外流动。但以上两种情况,最后均会获得工资性收入的增加,收入水平提高。

工资性收入是农村居民收入的组成部分,提高工资性收入是优化农村居民收入结构,提高收入水平的首要任务^[28],根据2018年家庭追踪调查数据库数据的初步计算,工资性收入占农村劳动力的70%以上,农村居民收入水平提高,减小城乡差距,二元经济结构逐步瓦解形成一元化发展格局,实现城乡一体化发展和共同富裕。根据上述分析,结合研究目的,探究农民工转移就业对农村居民收入的影响,绘制影响机制框架如图5所示。

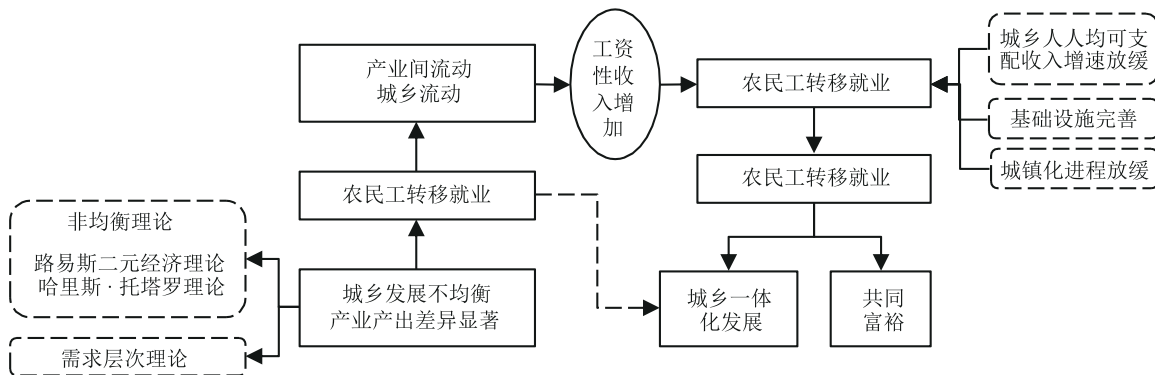


图5 农民工转移就业对农村居民收入的影响机制

2 数据来源与变量介绍

该文主要使用2011—2021年来自国家统计局公布的统计年鉴,第三产业统计年鉴和农村统计年鉴数据,区域缺失数据利用省级年鉴数据补齐,个别缺失值利用插值法补齐,清洗计算整理成面板数据进行空间计量分析。构建权重矩阵的经、纬度数据来自于开源地理空间基金会数据。为使空间模型拟合度更好,该文在进行空间回归时对部分变量做了取对数处理。变量的选择及测度标准如下。

(1) 核心被解释变量:农村居民人均可支配收入测度农村居民收入。关于农村居民收入的研究常见用以衡量农村居民收入的是总收入,净收入或可支配收入,其中总收入与净收入通过是否缴税及社保区分,而可支配收入常是通过计算平均之后的收入,因此该文考虑农民工与农村居民的关系,参考刘玉杰^[5]统一采用农村居民人均可支配收入指标更能代表农村居民收入情况。

(2) 核心解释变量:该文以各地农民工转移就业人数作为农民工转移就业的测度指标。农民工转移就业广义上是指农村人进城务工人数,理应通过农村总从业人数减去从事农村第一产业从业人数,但考虑数据获取的局限性并结合实际情况,该文参考王达平等^[29]的计算公式计算农民工转移就业数量。公式为:

各地农民工转移就业量=(第二产业就业人数+第三产业就业人数)-城镇就业人数

(3) 控制变量:为使模型更具稳健性,该文还参考相关研究^[31]确定控制变量。首先,城乡发展本是共同体,但城乡发展二元化,城镇发展失衡,农村的经济水平与城市经济水平的存在明显相关性,由此,将城镇居民人均可支配收入作为控制变量。其次,基础设施建设呈现出明显的非均衡性,西部地区的基础设施明显没有东部地区完善,任晓红

等^[30]也在研究中指出,交通设施完善对农村居民收入有影响,故将城市基础设施完善程度也作为控制变量,利用公路里程每年的增加量程度。最后,随着农村人口向城镇转移,农村人口的收入多样性在一定程度上愈加丰富,可以大致分为两部分,农业收入和非农业收入,2022年统计数据显示1.24亿农民工在当地就业,从事多种产业获得收入,因此农业产值也作为控制变量,利用农村人均农业产值表征。除此之外,农民工是农村和城镇联系的纽带,为综合考虑农民工转移就业对农村居民收入的影响,将城镇化率也作为控制变量,以城镇人均可支配收入占全省人均可支配收入的比值进行测度^[31]。为确保模型的回归稳健,还利用膨胀因子排查变量的多重共线性。变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最大值	最小值
农村居民收入	341	4.082 7	0.180 7	3.631 2	4.585 7
农民工转移就业人数	341	3.275 4	0.246 8	0.009 5	3.760 0
城镇居民可支配收入	341	4.490 2	0.143 4	4.196 1	4.916 1
农业产值	341	3.546 0	0.272 8	2.669 6	4.129 6
城市基础设施完善程度	341	0.447 8	2.282 8	0.000 0	32.832 9
城镇化率	341	0.440 0	0.144 7	0.104 2	0.893 1

3 模型介绍

3.1 空间计量模型

农民工转移就业对农村居民收入的影响无论时间还是空间上,都是一个动态影响过程。传统的线性回归难以反映其动态规律,地理学第一定律提到任何事物都具有相关性,且距离越近相关性越强。农民工转移就业自身存在空间性质,因此在研究农民工转移就业对农村居民收入的影响,还要考虑空间关联性,从动态视角下分析其空间溢出效应。

(1) 空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM):空间杜宾模型是最基本的空间模型,在特定条件下可以退化为空间滞后模型和空间误差模型。主要考虑3种空间关系,首先是当地的因变量Y与相邻地区的因变量Y相关;其次是当地的因变量Y与当地的自变量X有关,即基准线性回归;最后是解释本地区因变量Y与其相邻地区的自变量X的关系。其公式为:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \mu + \lambda + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, Y 为被解释变量, ρ 为空间相关系数, W 为空间权重矩阵, X 为解释变量, β 为解释变量的系数, θ 为空间回归系数, λ 为常数项, μ 和 ε 为扰动项。

(2) 空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM): 即加入空间变量的自回归模型, 该模型是空间杜宾模型的空间回归系数为0时退化而来, 主要强调该文研究区域的 Y 受周边区域的 X 的影响, 也叫作空间自回归模型 (SAR), 公式为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \mu + \lambda + \varepsilon \quad (2)$$

(3) 空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM): 总的来说就是假设所研究的数据之间存在不对称的相互关系, 重点关注所选空间数据在研究区间受到相邻地区所选数据的影响, 即变量间由于空间因素差异造成的随机冲击传导外溢。由于考虑了空间因素, 可以更准确估计数据之间的统计行为, 公式为:

$$Y = X\beta + \mu + \lambda + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon = \sigma W\varepsilon + \nu$$

式(3)中, σ 为误差项的空间回归系数, 其他同上。

3.2 空间权重矩阵

空间权重矩阵最开始使用的权重矩阵为简单的0~1矩阵, 也称为邻接矩阵。后随着研究的不断深入, 涉及研究内容愈加丰富, 简单的邻接矩阵无法满足现代研究需求, 更加适合各种研究问题的复合矩阵出现。该文针对研究需求, 将在0~1矩阵的基础上, 加以利用反距离矩阵和经济距离矩阵进行实证分析, 使得结果更具稳定性。

(1) 0~1矩阵 (W1): 邻接矩阵是经典的非负矩阵, 常用以体现地区之间是否具有相邻关系, 若两地区不相邻则赋值为0, 相邻则赋值为1。该文将利用31个省域的空间位置构建邻接矩阵作为空间权重, 充分考虑空间差异, 契合劳动力流动的动态特征。

$$W_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{两研究区域间不相邻} \\ 1 & \text{两研究区域间相邻} \end{cases} \quad (4)$$

(2) 反距离矩阵 (W2): 其实际意义是由于空间距离的增加, 其影响会减弱, 也叫作反距离空间权重矩阵。该文利用省会城市的经、纬度计算两区域间的距离, 再根据其倒数构建反距离矩阵。具体公式为:

$$W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (5)$$

(3) 经济距离矩阵 (W3): 根据省会城市的经、纬度计算两地区之间的距离, 结合各地区过去11年的GDP均值测度地区的经济水平, 再通过两地之间经济水平差异构建经济距离矩阵。具体公式为:

$$W_{ij} = \frac{1}{|GDP_i - GDP_j|} \quad (6)$$

4 结果与分析

4.1 空间相关性

利用全局莫兰指数和局部莫兰指数, 进一步核实农民工转移就业和农村居民收入存在空间相关性。其中, 当全局莫兰指数有10%以上的显著性水平, 说明该变量具有明显空间相关性。该文主要变量的全局莫兰指数如表2所示。可以看到除2021年外, 农民工转移就业强度指标在3种矩阵下均至少在10%显著性水平下显著, 农村居民收入在3种矩阵下均在1%显著性水平下显著, 说明这两个指标存在明显空间相关性。而2021年在邻接矩阵和经济距离矩阵下的局部莫兰指数不显著, 可能原因是受新冠疫情的影响, 农民工返岗受阻, 其转移就业局限性增大^[32]。新冠疫情对经济影响具有滞后性^[33], 该文2020年的局部莫兰指数显著, 而2021年的不显著也验证了其观点。由此, 可利用空间计量模型探究农民工转移就业对农村

表 2 全局莫兰指数

年份	邻接矩阵		反距离矩阵		经济距离矩阵	
	zyjyqd	kzpsr	zyjyqd	kzpsr	zyjyqd	kzpsr
2011	0.117**	0.225***	0.074**	0.171***	0.347*	0.659***
2012	0.138***	0.242***	0.094***	0.173***	0.364**	0.662***
2013	0.164***	0.245***	0.110***	0.175***	0.415**	0.667***
2014	0.190***	0.246***	0.127***	0.176***	0.469***	0.669***
2015	0.201***	0.250***	0.128***	0.174***	0.460***	0.665***
2016	0.206***	0.255***	0.129***	0.175***	0.456**	0.666***
2017	0.203***	0.265***	0.122***	0.176***	0.438**	0.670***
2018	0.210***	0.273***	0.125***	0.175***	0.438**	0.666***
2019	0.191***	0.275***	0.107***	0.174***	0.401**	0.665***
2020	0.170***	0.277***	0.100***	0.173***	0.341*	0.669***
2021	-0.060	0.207***	-0.065*	0.148***	-0.143	0.525***

注: *、**和***分别表示 $P \leq 0.05$ 、 $P \leq 0.01$ 和 $P \leq 0.001$, P 表示显著性, 表中 zyjyqd 表示农民工转移就业人数; kzpsr 表示农村居民人均可支配收入

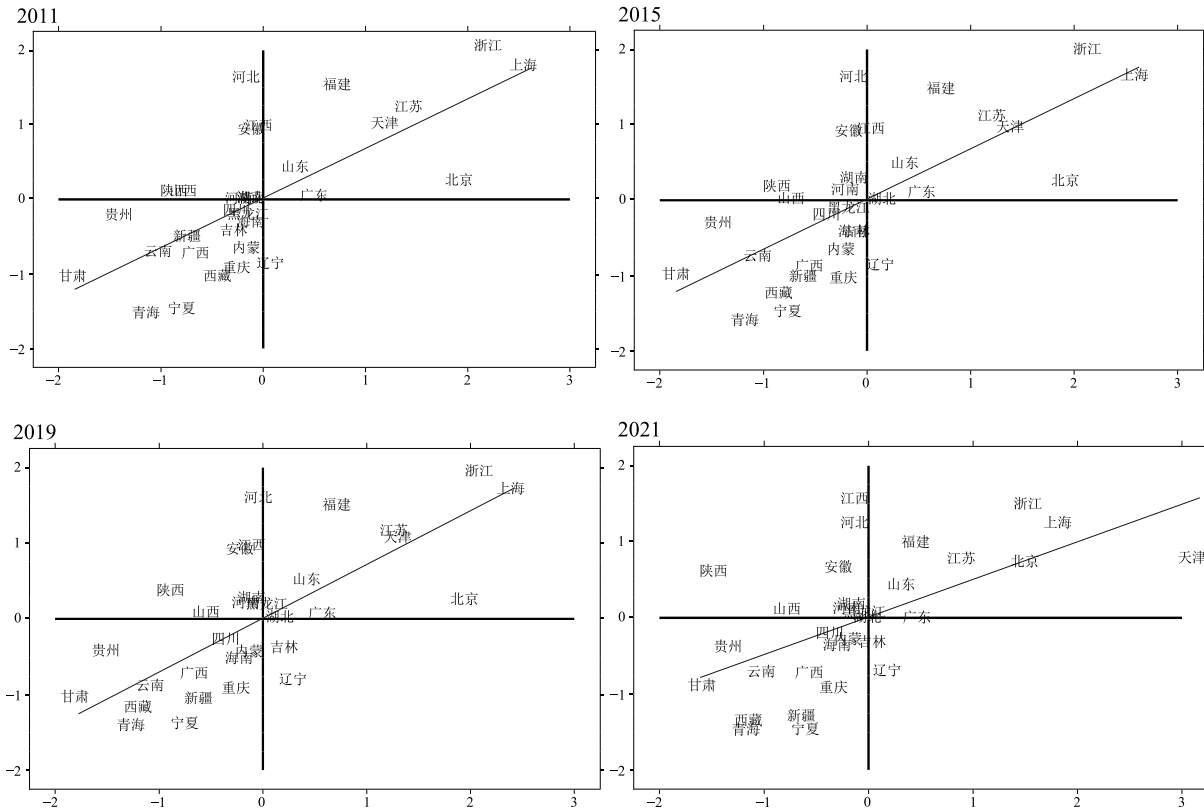


图 6 2011年、2015年、2019年和2021年农村居民收入的局部莫兰散点图

注: 考虑篇幅正文中只体现了经济距离矩阵下农村居民收入的局部莫兰散点图

居民收入的影响及其溢出效应。

除此之外, 局部莫兰散点图也可以说明变量的空间相关性。莫兰散点图的原点代表研究当年的莫兰指数, 图中代表当年样本的点离原点越远代表其显著性越好, 而莫兰散点图的 4 个象限则是体现样本的空间关系, 莫兰散点图第一象限表示该样本本身属于高值样本, 且其周围地区的样本值也较高。图 6 为 2011 年, 2015 年, 2019 年和 2021 年在 3 种矩阵下农村居民收入的局部莫兰散点图, 其莫兰指数均为正, 且全

部在1%显著性水平下显著,可以看到,该文农村居民收入的莫兰散点图明显分布于一、三象限,其存在明显的高—高、低—低集聚现象,再结合全局莫兰指数的临界值,可以说明其存在明显空间正相关关系。

4.2 空间模型的选择

由于空间杜宾模型在满足某些特定条件后能退化为其他两种模型,可以通过LM检验和Wald检验进一步确定。LM检验其前提是要假设选定模型为空间杜宾模型,当LM-lag与LM-error均显著时,说明空间杜宾模型可能会退化为其他两种模型。该文在反距离矩阵和经济距离矩阵下LM-lag和LM-error的P值均在1%水平下显著,说明该条件下该空间杜宾模型可能发生退化,而进一步的Robust-LM检验结果又显示利用经济矩阵进行空间回归时也可以利用空间滞后模型,因此LM检验结果不能说明空间杜宾模型是否退化。需继续进行LR以及wald检验判断其是否发生模型的退化,其结果显示,利用3种空间矩阵进行LR检验和wald检验,结果均说明杜宾模型不会退化。因此该文将利用空间杜宾模型在3种矩阵下进行实证分析,并对其回归结果进行效应分解,既可以使得实证结果更加稳健,又可以更深入探究其溢出效应(表3)。

4.3 空间回归结果

在实际进行空间计量分析时,面板数据还需要使用hausman检验判定是随机效应模型还是固定效应,结合hausman检验结果和随机效应的局限性,该文采取固定效应模型进行空间计量的实证分析。随后可利用LR检验对固定效应模型进行对比,选择拟合度更高的固定效应模型。其结果显示,邻接矩阵下,选择个体固定效应,在反距离和经济距离矩阵下选双固定效应。表4汇报了空间回归结果。

表3 LM、Robust-LM、LR、Wald检验P值汇总

评价指标	邻接矩阵	近距离矩阵	经济距离矩阵
LM-lag	0.087	***	***
LM-error	***	***	***
Robust-LM-lag	0.280	*	***
Robust-LM-error	***	***	0.401
LR-lag	***	***	**
LR-error	***	***	***
Wald-SLM	***	***	**
Wald-SEM	***	**	**

注: *、**和***分别表示 $P \leq 0.05$ 、 $P \leq 0.01$ 和 $P \leq 0.001$, P表示显著性

表4 空间回归

变量	基准回归结果	邻接矩阵SDM/ind	反距离矩阵SDM/both	经济距离矩阵SDM/both
农民工转移就业人数	0.110*** (0.028)	0.033*** (0.009)	0.046*** (0.006)	0.035*** (0.007)
城镇居民可支配收入	-0.486*** (0.050)	-1.013*** (0.039)	-0.362*** (0.094)	-0.616*** (0.110)
农业产值	-0.390*** (0.027)	-0.018 (0.026)	0.021 (0.020)	-0.045*** (0.023)
城市基础设施完善程度	0.005 (0.003)	-0.0003 (0.000 6)	-0.003 (0.000 4)	9.49e-07 (0.000 5)
城镇化率	-0.391*** (0.054)	-0.223*** (0.025)	0.185*** (0.018)	0.181*** (0.020)
空间相关系数	—	0.599***	-1.796**	-0.184**
样本量N	341	341	341	341
Log-likelihood	—	818.272 0	910.312 4	880.672 7

注: *、**和***分别表示 $P \leq 0.05$ 、 $P \leq 0.01$ 和 $P \leq 0.001$, P表示显著性

从表4可以发现,不论是普通面板回归,还是在不同矩阵下农民工转移就业量的回归系数均在1%的显著性条件下显著,且系数为正,这说明农村劳动力转移就业可以显著提高农村居民收入。事实上农村劳动力转移就业大多都会提高其工资性收入,从而提高农村居民收入。此外,控制变量中,城镇居民可支配收入和城镇化率对农村居民收入的影响系数为负,且均在1%的显著性水平下显著,说明随着城镇居民可支配收入增长放缓以及城镇化的放缓会使得农村居民收入升高,由于近年来的劳动成本不断升高,而农民工的成本相对较低,更多的非专业技术岗位更加愿意以较低成本招聘农民工,使得农民工工资收入增加,改善了农村经济,减小了城乡收入差距^[34],农业产值对农村居民收入的影响只有在经济距离矩阵下才显著为负,虽然在反距离矩阵条件下农业产值的回归系数为正,但其结果并不显著。其原因是随着

农业产值提高,也就是农村劳动力从事第一产业的收入越高,此时会出现两种情况,一是尽管第一产业的收入并不比上转移就业的收入,但其已经可以满足需求,考虑一些个人、家庭、社会因素的不便之处,导致其不愿意或者不能转移至第二三产业就业;二是第一产业收入已经超过转移就业的收入,因此没必要转移就业。由此仅凭农业产值的提高,暂难以判断农村居民收入的增减。

4.4 空间溢出效应

空间相关系数无论是在哪种空间矩阵下,都显著不为0,说明农民工转移就业对农村居民收入的影响一定存在空间制约因素,即不只对当地的农村居民收入产生影响,还会影响其他地区的农村居民收入。通过对空间杜宾模型回归结果进行效应分解,可以得到其直接效应和溢出效应,从而更全面地分析其对农村居民收入的影响及其空间溢出效应。表5汇总了效应分解结果。

表5 空间效应分解

效应分解	变量	邻接矩阵 (SDM/ind)	反距离矩阵 (SDM/both)	经济距离矩阵 (SDM/both)
直接效应	农民工转移就业人数	0.034** (0.011)	0.032*** (0.007)	0.032*** (0.007)
	城镇居民可支配收入	-1.013*** (0.037)	-0.396*** (0.110)	-0.645*** (0.110)
	农业产值	-0.013 (0.025)	0.052* (0.023)	-0.054* (0.022)
	城市基础设施完善程度	-0.000 5 (0.000 6)	0.000 1 (0.000 4)	0.000 01 (0.000 5)
	城镇化率	-0.215*** (0.026)	0.146*** (0.025)	0.173*** (0.021)
间接效应	农民工转移就业人数	0.015 (0.119)	0.090*** (0.016)	0.038*** (0.009)
	城镇居民可支配收入	0.044 (0.086)	0.206 (0.274)	0.306* (0.140)
	农业产值	-0.242 (0.129)	-0.186*** (0.044)	-0.850*** (0.025)
	城市基础设施完善程度	-0.007 7 (0.004 8)	-0.002 6 (0.001 4)	0.000 7 (0.001 1)
	城镇化率	-0.288*** (0.068)	0.246*** (0.053)	0.106*** (0.027)
总效应	农民工转移就业人数	0.049 (0.127)	0.122*** (0.015)	0.071*** (0.011)
	城镇居民可支配收入	-0.969*** (0.086)	-0.190 (0.227)	-0.339* (0.139)
	农业产值	-0.229 (0.130)	-0.134*** (0.031)	-0.031 (0.023)
	城市基础设施完善程度	-0.008 2 (0.005 1)	-0.002 6* (0.001 3)	0.000 7 (0.001 1)
	城镇化率	-0.073 (0.076)	0.392*** (0.037)	0.280*** (0.027)

注: *、**和***分别表示 $P \leq 0.05$ 、 $P \leq 0.01$ 和 $P \leq 0.001$, P 表示显著性

直接效应是指某地区内的自变量对因变量的影响,表5显示农民工转移就业的系数分别为0.034, 0.032, 0.032, 并至少在1%显著性水平下显著,说明农民工转移就业在3种矩阵关联模式下对某一地区内的农村居民收入有显著正向影响即农民工转移就业可以显著提高农村居民收入。此外,控制变量中城镇居民可支配收入与城镇化率的直接效应也均显著为负,说明城镇居民可支配收入与城镇化率的提高,企业大量选择城镇劳动力,会造成农村劳动力可支配收入相对减少,也验证了空间回归的结果,而农业产值只在反距离矩阵和经济距离矩阵两种空间矩阵下有10%显著性且系数正负不一致,因此不能说明其影响方向,也与空间回归结果一致。城市基础设施完善程度对农村居民收入的回归系数极小,且不满足统计学上的显著性。间接效应也就是空间分析中的溢出效应,主要体现所研究地区的自变量X对其周围地区因变量Y的关系,由上表可以看到,农民工转移就业量在反距离和经济距离矩阵下对周围地区的农村居民收入的显著为正,分别为0.09和0.038,说明转移就业量对周围地区的农村居民收入有显著正向影响,其空间溢出效应明显,而农业产值指标的空间回归系数和直接效应的系数显著性均不高,但其在反距离和经济距离矩阵下,显示对周围地区的农村居民收入有显著负向影响,说明其存在明显空间异质性。

5 结论与启示

5.1 结论

该文利用2011—2021年我国31省(市、区,不含港澳台)的宏观相关数据构建指标体系,研究首先通过莫兰指数证实了农村居民收入具有明显空间特征,再利用邻接矩阵选择固定效应的空间杜宾模型进行实证分析,再通过反距离和经济距离矩阵检验结果稳健性。具体结论如下。

(1) 3种矩阵下空间回归系数分别为0.033、0.046、0.045,均在1%显著性水平下显著,证实了农民工转移就业对农村居民收入的正向影响。

(2) 在进行效应分解之后,其结果显示农民工转移就业在反距离矩阵和经济矩阵下的空间溢出系数在1%显著性水平下显著,说明农民工转移就业具有显著的空间溢出效应,而多元线性回归明显忽视了这一影响。

(3) 此外,城镇居民收入水平的提高会在一定程度上限制当地的农村居民收入,但其在经济距离矩阵下的分解效应结果却显示对周围地区有显著正向影响,从一定程度上说明先富地区对后富地区的带动作用。而农业产值的提高虽对当地的农村居民收入影响不显著,但其对周围地区的农村居民收入有显著负向影响。

5.2 启示

基于以上对农民工转移就业对农村居民收入的影响研究结论有如下启示。

(1) 应重视农民工转移就业的空间溢出效应。农民工转移就业的空间溢出可以显著提升农村居民收入,提高农村经济发展水平,因此,各地应该彻底取消阻碍农民工合理流动的政策,合理利用其空间溢出效应,扩大劳动力转移就业容量,提升转移就业质量,积极促进农民工转移就业。

(2) 其次,必须进一步提高农民工教育程度。为打破农民工就业率低,就业质量差壁垒,促进农民工向城镇和非农部门转移就业,必须健全城乡教育体系,落实城乡教育一体化发展,提高农民工受教育程度,提升农民工转移就业能力。

(3) 最后,要加快农民工市民化进程。在保证农业产量的同时,支持农民工向非农产业转移,加快农民工市民化,提升其非农收入占比,从而提高农村居民收入。

参考文献

- [1] 马云献. 农民工转移就业状况的实证研究——基于河南省的调查. 农业经济, 2011(10): 49-51.
- [2] 李广平. 新生代农民工转移就业中的失信问题研究. 征信, 2014, 32(3): 62-65.
- [3] 王荣. 新生代农民工数量的测算. 统计与决策, 2017(20): 93-96.
- [4] Liu Y, Zhang X. Does labor mobility follow the inter-regional transfer of labor-intensive manufacturing? The spatial choices of China's migrant workers, *Habitat International*, 2022, 124(3): 102559.
- [5] 张欢, 吴方卫. 产业区域转移背景下就业机会与收支剩余对农民工回流的影响. 中国农村经济, 2022(6): 107-128.
- [6] 覃凤琴, 陈杭. 个人素质、家庭状况与农民工就业区域的选择. 统计与决策, 2019, 35(7): 89-93.
- [7] 秦立建, 陈波. 医疗保险对农民工城市融入的影响分析. 管理世界, 2014(10): 91-99.
- [8] 阮海波. 社会条件、政策支持对农民工城市融入的影响——基于推拉理论的实证分析. 农林经济管理学报, 2021, 20(5): 588-597.
- [9] 杨胜利, 邵盼盼. 疫情冲击下农民工失业状况及影响因素研究. 西北人口, 2021, 42(5): 42-54.
- [10] 司文涛, 张伟, 孟霖. 心理资本对农民工城市融入的影响机理——基于地方适应性的中介效应. 资源科学, 2022, 44(4): 820-832.
- [11] 游德升. 新型城镇化进程中农村劳动力转移问题探讨. 商业经济研究, 2015(14): 29-31.
- [12] 赵路. 农村劳动力转移就业的制约因素和对策探讨. 宏观经济管理, 2012(7): 34-36.
- [13] 谭永生. 我国农村富余劳动力转移就业的理性定位及实现路径. 经济与管理研究, 2011(10): 39-44.
- [14] 印建兵. 农村劳动力转移西方理论对农民工市民化政策的启示. 成人教育, 2018, 38(1): 55-59.
- [15] 刘养卉. 返乡农民工再就业的路径选择——以甘肃省为例. 生产力研究, 2009(21): 44-46.
- [16] 谢小青, 吕珊珊. 贫困地区农村剩余劳动力转移就业质量实证研究——以鄂西为例. 中国软科学, 2015(12): 63-74.
- [17] 熊婕, 腾洋洋. 农村异质性劳动力转移对城乡收入差距的影响机制与检验——基于刘易斯二元经济理论的推理和实证分析. 中国人口

- 科学, 2010(S1): 31-40.
- [18] Taylor J, Alejandro L-F. Does migration make rural households more productive? Evidence from Mexico. *The Journal of Development Studies*, 2010, 46(1): 69-90.
- [19] Lin X, Yang X. From human capital externality to entrepreneurial aspiration: Revisiting the migration-trade linkage. *Journal of World Business*, 2016, 52 (3): 360-371.
- [20] 文婕, 张晓玲. 劳动力流动、出口扩大对商贸流通业影响. *商业经济研究*, 2021(14): 39-41.
- [21] 刘劲睿, 廖梦洁, 刘佳丽. 劳动力转移对城乡居民收入差距的非线性影响研究. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2021, 27(6): 73-84.
- [22] 王家传. 转型期中国劳动力市场几个重要问题解读——评《中国城乡劳动力市场非均衡问题研究》. *统计与决策*, 2018, 34(23): 2.
- [23] John R, Michael P. Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *The American Economic Review*, 1970, 60(1): 126-142.
- [24] 尹志超, 刘秦星, 严雨. 劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析. *中国农村经济*, 2021(7): 65-83.
- [25] 王桂新. 中国人口流动与城镇化新动向的考察——基于第七次人口普查公布数据的初步解读. *人口与经济*, 2021(5): 36-55.
- [26] 孟祥慧, 杨飞虎. 城乡间人力资本差距与经济发展不均衡——来自地方夜间灯光亮度的证据. *经济问题探索*, 2020(8): 170-179.
- [27] 周翼虎, 陈会广, 方婷婷. 乡村振兴背景下农民工迁移决策机理研究. *中国农业资源与区划*, 2023, 44(10): 78-86.
- [28] 高晓燕, 杜寒玉. 农民收入结构对农户耕种“非粮化”的影响——基于工商资本下乡的视角. *江汉论坛*, 2022(6): 12-20.
- [29] 王平达, 王泽宇. 农村劳动力转移对地区产业结构优化的影响及治理对策. *学术交流*, 2021(12): 94-105.
- [30] 任晓红, 但婷, 王春杨. 农村交通基础设施对农村居民收入的门槛效应分析. *经济问题*, 2018(5): 46-52.
- [31] 黄大湖, 丁士军, 谭昶. 农村劳动力转移的减贫及其空间溢出效应——基于省级面板数据的分析. *中国农业资源与区划*, 2022, 43(4): 227-236.
- [32] 魏后凯, 芦千文. 新冠肺炎疫情对“三农”的影响及对策研究. *经济纵横*, 2020(5): 36-45.
- [33] 于春海. 疫情对经济的滞后影响需要高度关注. *中国大学生就业*, 2020(5): 36-38.
- [34] 王聚山, 董佳. 收入稳步增长收入差距不断缩小——邢台“十二五”期间城乡收入差距分析及前景预测. *统计与管理*, 2017(4): 124-125.
- [35] 刘玉杰. 农村居民可支配收入提升对农村市场发展的门槛效应研究——以河南省县、区级数据样本为例. *商业经济研究*, 2021(10): 132-135.

THE IMPACT OF MIGRANT WORKERS' TRANSFER OF EMPLOYMENT ON RURAL RESIDENTS' INCOME AND ITS SPATIAL SPILLOVER EFFECT*

Zhang Wuwei, Zhou Yuan*

(School of Economics and Management, Shandong Agricultural University, Tai'an 271000, Shandong, China)

Abstract In the realm of agricultural and rural development, farmers constitute an essential component, aligning with the regulatory framework governing rural and agricultural progress. Meanwhile, the phenomenon of migrant workers' relocation and employment remains a subject of profound interest across diverse sectors. Based on the spatial panel data encompassing 31 provinces (including cities and autonomous regions, excluding Hong Kong, Macao, Taiwan, and Tibet, region) in mainland China from 2011 to 2021, this research investigates the influence of migrant workers' employment relocation on the income of rural residents, along with its associated spatial spillover effects. Drawing upon the prior research findings and theoretical underpinnings, this study analyzed the impact mechanism of migrant worker transfer employment on rural resident's income, verified the spatial correlation between migrant worker transfer employment and rural residents' income through Moran's test, and made an empirical analysis by a fixed effects spatial Durbin model, then tested the robustness of the results through three spatial matrices. The results were listed as follows. (1) There was a pronounced spatial clustering pattern characterized by 'Low-Low' (L-L) and 'High-High' (H-H) clusters in both migrant worker employment relocation and rural residents' income, signifying significant spatial correlation. (2) Furthermore, the study also identified a substantial spatial spillover effect between migrant worker employment relocation and rural residents' income. Notably, the transfer of employment among migrant workers exerted a discernible positive impact on rural residents' income. (3) The employment relocation among migrant workers generated a noteworthy spatial spillover effect on

rural residents' income. In summary, this research underscores the importance of addressing the spatial spillover effects associated with the transfer of employment among migrant workers, and it emphasizes the need for enhancing their educational attainment and expediting the urbanization process for migrant workers, as these measures can foster employment relocation and, in turn, bolster the income of rural residents.

Keywords transfer of employment for migrant workers; income of rural residents; spatial weight matrix; Spatial Durbin model; overflow effect

·资讯·

加快培育乡村旅游新业态

近年来,各地纷纷探索乡村旅游的新业态形式,不仅推动了农业、旅游业、商业、康养、教育、科技等领域的深度融合,还促进了乡村旅游从单一产品向复合业态的转变。这种转变不仅丰富了乡村旅游的内涵,还为当地乡村振兴注入了新的活力。

以海南省为例,当地拥有丰富的自然资源和独特的黎苗文化,为乡村旅游提供了巨大的发展潜力。然而,由于起步较晚和地方特色不突出等原因,海南乡村旅游在知名度和特色方面仍存在短板。为全面推进乡村振兴,我们仍需深入挖掘海南乡村的特色资源,加快培育具有地方特色的乡村旅游新业态。

一是延伸乡村旅游产业链,形成聚合效应,如打造乡村微度假目的地。单一的体验类乡村旅游目前已经不能满足游客需求,海南应在充分挖掘热带、环海、少数民族等特色景观、文化资源的基础上,延伸旅游产业链,延伸乡村旅游产品和服务,推动旅游与一产、二产深度融合,将热带水果采摘、热带花卉观光园等当地特色产业与旅游活动相结合,推动乡村旅游向景观小品、文化特色、深度体验、互动参与等方向发展。同时,还应充分发挥社会各方资本的市场撬动作用,积极招引旅游开发项目,为搭建“食、住、行、游、购、娱”完整的服务体系夯实硬件基础和载体。如,背靠亚龙湾的博后村近年来利用得天独厚的地理优势,促使乡村旅游以强大的活力与其他产业融合发展。2023年博后村接待游客约84万人次,集体经济收入破千万,博后村现已发展成为以主题民宿、旅游景区等为核心的高品质乡村微度假目的地。

二是扶持一批具有示范、带动作用的新业态项目,如乡村研学教育基地。近年来,海南为探索乡村旅游特色发展模式,不断加强旅游发展项

层设计,为旅游加入文化学习、亲自体验、实践教学等功能,以满足不同类型的旅游需求。研学旅行是学校教育、校外教育有效衔接的一大方式,是围绕乡村独有农业生产活动为学生带来多元化、直观性、深刻性的一种全新的旅游产品。建设乡村研学教育基地,既能充分调动、整合当地资源,发展具有带动作用的旅游项目,又能锁定客群,为当地带来稳定流量,无形中起到乡村旅游宣传的作用。海南还在加大对包括乡村研学教育基地等在内的旅游新业态、新产品的政策倾斜和资金扶持力度,有针对性地促进地域文化、风俗民情、人文情怀等彰显,打造集游览、互动、探索、体验等的一体化基地,以更好地传承传统优良文化,同时拉动农村经济快速发展。

三是做好各类乡村旅游点规划,发展拥有核心吸引物和综合竞争力的旅游业态,如康养休闲基地。尽管海南省仍存在综合开发程度不高、产业化层次不高及业态生命力较弱等问题,但其以发展现状和市场需求为基础,积极提档升级乡村旅游景点规划,画出自然资源、人才禀赋和产业资源的最大同心圆。面对康养逐渐成为消费者的常态需求,海南依托自身特有的热带自然风光优势和苗彝特色风情,利用已建的各类基础配套设施和综合类园区,规划建设一批具备亲近自然、休闲观光、养颜康体、农耕体验等多重康养价值与多种康养功能的康养休闲基地。这一发展思路不仅能增强乡村旅游整体发展活力,提升地区发展核心竞争力,还能为游客提供养生与生产相结合,趣味与劳动相融合的高品质体验,为打开康养旅游新格局奠定基础。如,保亭县是国内少有的热带雨林山地温泉县城,旅游业一直以来都是保亭县经济发展的重要支柱产业。近年来,保亭县抓住旅游业和健康服务业融合发展的契机,加速

(下转第155页)