

产业结构、空间溢出与农村减贫

谭 昶,吴海涛,黄大湖

(中南财经政法大学 工商管理学院,湖北 武汉 430073)



摘要 在对我国省域产业结构合理化与高度化水平进行测度的基础上,构建空间计量经济模型,设置邻接权重、地理权重和经济权重三种空间关联模式,从空间维度实证检验了产业结构优化升级对农村贫困影响的直接效应与溢出效应。研究发现:我国省域农村贫困率具有显著的空间相关性和空间异质性,在空间分布上呈现出“高-高”与“低-低”集聚的特征;产业结构的合理化不仅能促进本地区农村减贫,还可以通过空间溢出效应促进邻近地区农村减贫;产业结构的高度化也有助于本地区和相邻地区的农村减贫。提出应加快产业结构的优化升级,实现产业融合发展和区域协调发展,促进农村减贫。

关键词 产业结构;农村贫困;溢出效应;空间计量模型

中图分类号:F 323.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)02-0008-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.02.002

改革开放以来,在政府主导的开发式扶贫方针引领下,我国减贫事业取得的成就备受瞩目,全国农村贫困人口从 1978 年的 2.5 亿人下降到 2017 年的 3 046 万人,农村贫困发生率从 30.7% 下降到 3.1%^[1]。特别是自 2013 年精准扶贫战略实施以来,平均每年脱贫人口数达到 1 370 万,减贫事业取得的新突破为全球减贫做出了巨大贡献。然而,当前制约贫困地区经济发展的矛盾依然存在,脱贫攻坚任务依然艰巨^[2]。贫困缓解依赖于经济增长和有效的收入分配制度,其中经济增长是贫困缓解的必要条件。学界普遍认为,产业结构是经济发展的重要变量,结构效应是经济增长的重要源泉^[3],经济增长的“涓滴效应”可以有效地促进农村减贫^[4]。自 1978 年以来,我国的产业结构发生了重大转变,三次产业的产值比重从 1978 年的 27.7 : 47.7 : 24.6 转变为 2016 年的 8.6 : 39.8 : 51.6,产业结构变迁带来了就业结构的转变,三次产业的就业比重从 70.5 : 17.3 : 12.2 转变为 2016 年的 27.7 : 28.8 : 43.5。在产业结构变迁这一过程中,农村剩余劳动力转移提高了要素配置效率,促进了经济增长,带来贫困人口的收入增长,因此,产业结构的优化升级对于农村减贫具有重要作用。尤其在经济全球化和区域市场一体化进程加快的背景下,各区域间的经济联系越来越紧密,产业结构的调整也具有较强的跨区域关联性,一个地区的产业结构优化升级不仅会作用于本地区贫困缓解,也会对周边地区的贫困产生跨地区影响,即产生空间溢出效应。基于此,本文将空间效应纳入分析框架中,对我国产业结构调整减贫效应进行了深入的分析,以更加深刻地研究我国产业结构调整与农村贫困的关系,为促进我国产业结构优化升级和农村贫困减缓提供有益的探索。

一、文献回顾

大量的前期研究重点关注产业结构变化与经济增长的关系,认为在产业结构调整过程中,生产要素将会从生产效率较低的产业部门向生产效率高的部门转移,从而提高资源配置效率^[5-7],与此同时,

收稿日期:2018-11-08

基金项目:国家自然科学基金项目“城镇化路径选择对农村贫困影响的效应与机制”(71573277)和“生命周期、生计策略与农户贫困动态性”(71273281)。

作者简介:谭 昶(1990-),男,博士研究生;研究方向:农村贫困。

通讯作者:吴海涛(1979-),男,教授,博士;研究方向:农村贫困、农业经济问题。

技术知识也会在各产业部门间转移^[8],进一步促进产业结构升级和经济增长,经济增长又与贫困缓解有直接关联^[9-10],因此,产业结构的变化也可以影响贫困。也有一些研究探讨了产业结构调整与收入分配的关系,总体认为产业结构的优化升级可以缩小城乡收入差距^[11-14]。

毋庸置疑,产业结构的优化升级对于促进贫困地区经济增长起到了至关重要的作用^[15],学术界关于产业结构与贫困的关系研究取得了较为丰硕的成果。Thorbecke 等对印度尼西亚不同行业部门的减贫效应进行了检验,研究发现农业和服务业的减贫效应比工业更明显^[16];Foster 等利用印度 1982—1999 年的村庄和农村家庭数据研究了农业生产效率和农村工业发展对农村贫困减缓的影响,认为农业技术进步和非农就业的增加可以有效削减农村贫困^[17]。Montalvo 等通过对中国 1983—2001 年的省级面板数据实证研究发现,第一产业的增长才是减少贫困的真正助推力^[18]。Kay 则从产业协调发展的视角进行分析,强调要利用好产业间的互补性,只有实现农业和工业的动态协调发展,才能更好地促进农村发展和贫困减缓^[19]。国内学者张萃和单德朋从产业构成的角度检验了经济增长的减贫效应,研究发现第一、三产业增长可以有效减缓贫困,而第二产业对贫困减缓的贡献却很微弱^[20-21]。张凤华等则认为随着经济发展的不断深入,三次产业的减贫效应在一定程度上发生了逆转,第二产业已经成为减贫效应最大的产业^[22]。汪三贵等发现劳动力的密集程度是影响一个产业减贫效应的重要因素,劳动力密集程度越高的产业其减贫效应越明显^[23]。上述研究主要是从产业构成的角度来检验三次产业对贫困减缓的贡献度,然而在我国加快产业结构优化升级的背景下,从产业结构合理化和高度化的视角来分析产业结构调整对农村贫困的影响更具研究意义。

从研究方法方面来看,随着空间计量方法的发展,部分学者开始运用空间模型研究产业结构调整的空间溢出效应问题,例如于斌斌采用空间计量模型实证检验了产业结构调整对经济增长的效应^[24]。赵庆基于动态空间计量模型探讨了产业结构升级与技术创新效率的关系^[7]。张玉昌等从空间维度实证检验了产业结构调整对收入差距影响的直接效应与溢出效应^[25]。然而,却鲜有研究从空间维度来检验产业结构优化升级对农村贫困的影响效应。

以上研究对于探讨产业结构优化升级对农村贫困的影响提供了诸多实证经验和方法指导,但仍然存在以下改进之处:第一,现有研究大都只是从产业构成的角度来检验三次产业对贫困的影响效应,因此无法检验产业结构的合理化程度与高度化水平对农村贫困的影响;第二,忽略了产业结构调整的空间溢出效应,已有研究大都只是基于普通面板模型开展分析,因此无法考虑变量空间相关性与空间异质性。基于此,本文将构建空间计量经济模型,并设置多种空间关联模式,从空间维度检验产业结构的合理化与高度化对农村贫困的影响效应。

二、理论分析与模型选取

1. 理论分析

产业结构优化升级主要包含产业结构合理化与高度化两个维度^[26],产业结构合理化是指各产业间投入要素与产出结构的耦合协调度,产业结构高度化主要是指产业发展的重心由第一产业向第二、三产业转移。产业结构合理化强调的是产业结构优化升级的内在状态,而产业结构高度化则更加强调其外部特征^[27]。刘易斯的二元结构理论认为传统农业部门存在剩余劳动力,由于部门间的劳动力边际生产率存在差异,劳动力将会从农业部门向工业部门转移。产业结构的合理化也正是要提高各产业间投入要素与产出结构的耦合协调水平,以提高各产业部门的生产效率。在我国农村存在大量剩余劳动力的背景下,提升产业结构合理化程度可以促进农村贫困人口向第二、三产业转移就业,在这一过程中,随着劳动力边际报酬的增加,可以促进转移人口的收入增长,从而有助于农村贫困缓解。这些转移出来的劳动力成本相对较低廉,又可以降低企业的生产成本,为企业创造更多的利润,从而使得生产规模不断扩大,与此同时,又为农村转移人口创造了更多就业岗位。此外,在区域市场一体化程度越来越高的背景下,贫困人口的转移就业不仅仅体现在区域内流动,还表现在区域间的流动,根据《2017 年农民工监测调查报告》统计发现,2017 年我国农民工的跨省就业的比重达到 44.7%,可以有效促进其他地区贫困人口的收入增长,缓解其贫困状况。因此,产业结构的合理化对农村贫困

不仅存在区域内的影响效应,还具有区域间的影响效应。

配第一克拉克定理认为随着国民经济的发展,由于收入弹性和投资收益的差异,第一产业的比重会逐步降低,而第二、三产业的比重会逐渐上升。产业结构的高度化也是强调产业发展的重心向第二、三产业转移,在这一过程中,生产要素也会向生产率更高的部门转移,这有利于提高资源配置效率,从而促进经济增长。经济增长的“涓滴效应”可以通过就业、消费、转移支付等形式减缓农村贫困。第一,经济增长带来的劳动力需求可以增加贫困人口的非农就业,提高其收入水平,促进贫困减缓。第二,经济增长可以增加政府的财政收入,政府也会增加对贫困阶层的转移支付,从而有利于缓解贫困。第三,工业的发展为农业提供了技术的支持,促进了农业技术进步、提升了农业生产率,从而增加农民的经营性收入,有利于缓解农村贫困。第四,工业和服务业的发展也会引致人口在地理上的聚集,从而推动城镇化的发展,城镇化带来的后向关联效应有助于农村减贫。城镇规模的扩大将会增加对农产品的需求,这也会促进农业结构调整和农民收入的增长,从而缓解农村贫困。此外,一个地区经济增长具有“扩散效应”,可以通过生产要素在空间上的集聚与扩散带动邻近地区的经济发展,有助于减少其他地区的农村贫困。这说明产业结构的高度化对农村贫困不仅存在区域内的影响效应,还存在跨区域的影响效应。基于以上的理论分析,本文提出以下两点理论假说。

理论假说 1:产业结构的合理化不仅有助于本地区农村减贫,还能通过空间溢出效应促进其他地区农村减贫。

理论假说 2:产业结构的高度化不仅有利于本地区农村减贫,也能通过空间溢出效应促进其他地区农村减贫。

2.空间计量模型

根据理论分析可以发现,产业结构调整的减贫效应具有空间溢出效应,因此,本文将构建空间计量经济模型进行分析。空间计量模型可以分为空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SLM)和空间杜宾模型(SDM)三种不同的形式。本文将首先构建三种空间计量模型,然后再运用 LR 检验、Wald 检验、LM 检验等方法对空间模型进行选择,三种模型的形式如下:

(1)空间误差模型。在 SEM 模型中,变量的空间自相关主要体现在误差项上,它可以检验相邻地区因变量的误差冲击对目标省份的影响,其表达式为:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, Y 是被解释变量, X 为解释变量, λ 为空间误差系数, W 为空间权重矩阵。

(2)空间滞后模型。SLM 与 SEM 模型的区别在于,空间相关性并不体现在误差项中,而是体现在因变量的空间滞后项上,SLM 模型可以检验因变量在区域之间存在的溢出效应,其表达式为:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_y + X\beta + u \\ u &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中, Y 是被解释变量, X 为解释变量, W 为空间权重矩阵, ρ 为空间相关系数。

(3)空间杜宾模型。在 SDM 模型中,变量的空间相关性主要体现在自变量的空间滞后项上,其表达式为:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_y + X\beta + WX\delta + u \\ u &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中, Y 是被解释变量, WX 表示解释变量的空间滞后项, δ 为相应的空间系数, W 为空间权重矩阵。在 SLM 和 SDM 模型中,解释变量对 Y 的边际效应并不是 β ,由于存在空间效应, X 对 Y 产生作用后, Y 之间还会相互影响,最终达到一个平衡状态。由此可见, X 不仅会影响本地区的 Y ,还会通过溢出效应对其他区域的 Y 产生作用。因此,在空间计量模型中,当空间相关系数显著不为 0 时,还需运用偏微分方法将影响效应进行深入分解。

3. 空间相关性检验

空间自相关可理解为变量在空间相近的地区有相似的取值,其检验方法包括全局莫兰指数和局部莫兰指数。全局莫兰指数是考察整个空间变量的空间聚集情况。其计算方法如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

式(4)中, $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$, W_{ij} 为空间权重。莫兰指数的取值范围为 $-1 \sim 1$, 取值大于 0 表示空间正相关, 取值小于 0 则表示空间负相关。此外, 还可以用莫兰散点图来描绘变量在空间上集聚情况。

4. 空间权重矩阵的设定

关于空间权重矩阵的选取, 已有研究大都是选择邻接权重, 即: 若地区相邻则取值为 1, 否则取值为 0, 其设定方法如式(5)所示:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{若两个省份相邻} \\ 0 & \text{若两个省份不相邻} \end{cases} \quad (5)$$

本文在考虑邻接权重(W_1)的基础上, 还引入了地理权重与经济权重进行分析, 地理权重(W_2)是基于各地区省会城市直线距离的倒数计算而来, 其设定方法如式(6)所示:

$$W_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6)$$

式(6)中, 其中, d_{ij} 为各省会城市在地理上的直线距离, 根据各省会城市的经度和纬度计算而来, 由此采用各省会城市在地理上的直线距离的倒数来构造地理权重矩阵。经济权重(W_3)是基于各省份人均收入水平差额的倒数计算得到, 其计算公式如(7)所示:

$$W_{ij} = \frac{1}{|y_i - y_j|} \quad (7)$$

式(7)中, y_i 和 y_j 分别表示两个省份的人均收入水平, 由此采用地区间人均收入水平差额的倒数来设定经济权重矩阵。

三、实证分析

1. 指标选取

本文选取的变量主要包括农村贫困率、产业结构合理化程度、产业结构高度化水平以及相关控制变量, 因数据统计口径的原因, 选择中国大陆地区 31 省 2007—2016 年的面板数据。各变量的选取如下:

(1) 被解释变量。农村贫困发生率(POV): 关于贫困指标的衡量, 通常包括贫困发生率^[28-29]、农村贫困人口数量^[30]、FGT 指标^[31]、恩格尔系数^[32]等。本文借鉴谭燕芝等对贫困率的设定^[29], 选取各省农村低保人数与各省农村总人口的比值作为贫困的代理变量, 以衡量各省的农村贫困发生率, 由于低保户的评定是根据各省份收入贫困指标来确定的, 因此低保人口数可以作为贫困的代理变量。

(2) 核心解释变量。产业结构合理化(RIS): 产业结构合理化是指各产业之间的投入结构与产出结构的均衡协调度, 主要表现为生产要素在各产业部门间的利用效应与配置协调度。关于产业结构合理化水平的度量, 本文借鉴邹璇等的测度方法^[33], 用结构偏离度来衡量产业结构合理化水平, 为了使产业结构合理化与高度化的指标优化方向保持一致, 在结构偏离度指标前加上负号, 其计算公式如下:

$$RIS = - \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i/L_i}{Y/L} - 1 \right| \quad (8)$$

式(8)中, RIS 表示产业结构合理化水平, Y_i 表示第*i*产业的生产总值, L_i 表示第*i*产业的就业人口数, RIS 的取值越大说明产业结构合理化水平越高,反之,产业结构合理化水平越低。

产业结构高度化(AIS):产业结构的高度化主要表现为在区域经济发展过程中,第二、三产业的比重会逐渐增加,而第一产业的比重会逐渐下降^[34]。关于产业高度化水平的测度,本文借鉴张玉昌等的测度方法^[25],对我国省域产业结构高度化水平进行测算,计算公式如下:

$$AIS = \sum_{i=1}^n y_i \times i = y_1 \times 1 + y_2 \times 2 + y_3 \times 3, 1 \leq AIS \leq 3 \quad (9)$$

式(9)中, AIS 表示产业结构高度化水平, y_i 表示第*i*产业生产总值占GDP的比重, AIS 的取值越大表明产业结构高度化水平越高,反之,产业结构高度化水平越低。

(3)控制变量。为了使模型更加稳健,本文还选取了农村经济水平、人力资本水平和城乡收入差距作为控制变量。农村经济水平(REC),农村经济水平的提高对于农民增收具有直接效应,因而农村经济增长对贫困构成相关关系,本文用各省农村人均农业产值来衡量农村经济水平。人力资本水平(EDU),人力资本水平与农村贫困发生率密切相关,人力资本水平的提升不仅可以促进贫困人口的收入增长,还能缩小收入差距,从而有利于减缓农村贫困^[35]。本文用各省农村居民平均受教育年限来衡量农村人力资本水平。城乡收入差距(ING),城乡差距的扩大不仅制约着农民生活水平的提高,还限制了农民的发展,这将不利于农村减贫^[9],因此,城乡收入差距对农村贫困也有重要影响。本文用城乡居民人均收入比来衡量城乡收入差距。

本文相关数据来源于《中国统计年鉴》《中国民政统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国经济社会大数据研究平台》以及各地区统计年鉴。所有变量由作者整理计算得到,数据缺失值采用均值填补法进行补齐。

2. 数据平稳性检验

平稳性检验是进行面板数据模型分析的必要条件,非平稳的数据将会得出不可靠的结论。因此,在进行实证分析之前,需要对数据进行平稳性检验,本文运用LLC检验对各变量进行平稳性检验,其结果见表1,可以看出各变量的偏差校正统计值均为负数, P 值均小于0.01,因此可以强烈拒绝数据存在单位根的原假设,说明数据是平稳的。

表 1 平稳性检验

变量	检验值	P 值	结论
POV	-5.952 9	0.000 0	平稳
RIS	-6.066 8	0.000 0	平稳
AIS	-6.626 0	0.000 0	平稳
REC	-3.023 6	0.001 2	平稳
EDU	-7.765 1	0.000 0	平稳
ING	-3.605 6	0.000 2	平稳

3. 空间相关性分析

(1)全局莫兰指数。本文在邻接权重、地理权重和经济权重三种空间关联模式下分别测算我国省域农村贫困率的全局莫兰指数,其结果如表2所示。

从表2可以看出,在邻接权重、地理权重和经济权重三种空间关联模式下,我国各省份2007—2016年农村贫困发生率的莫兰指数 I 均大于0,且在1%显著性水平下拒绝“无空间自相关”的原假设,表明我国省域农村贫困率具有显著的空间正相关性,因此,在研究产业结构优化升级对农村贫困的影响效应时,应重视其空间溢出效应,确保能准确地评价。

(2)局部莫兰指数与莫兰散点图。局部莫兰指数用于度量某区域附近的空间集聚情况,其含义与全局莫兰指数类似。莫兰散点图则是用散点的形式描述变量与空间滞后向量间的相互关系。图1描绘了2016年我国31个省份农村贫困率的局部莫兰指数和莫兰散点图(限于篇幅,仅报告2016年的结果),由图1可以看出,在三种空间权重矩阵下,农村贫困率的局部莫兰指数分别为0.563、0.176和0.284,再次验证了我国省域农村贫困率存在显著的空间正相关性。大多数省份位于第一和第三象限,在邻接权重下有26个省份位于第一和第三象限,在地理权重下有24个省份位于第一和第三象限,在经济权重下也有24个省份位于第一和第三象限,这反映出我国省域农村贫困率在空间分布上呈现出“高一高”和“低一低”集聚的特征,说明我国省域农村贫困率在空间分布上是非均质的,进一步印证了我国区域经济发展的不平衡性。

4. 检验结果与分析

根据前文探索性空间分析可知,我国农村贫困率具有显著的空间相关性,而普通面板模型无法检验产业结构对农村减贫的空间溢出效应,因此,需要构建空间计量经济模型来检验产业结构对农村贫困的减缓效应。本文在进行空间面板模型选择时,采取了以下三个步骤对空间模型进行选择,首先对空间面板模型进行 Hausman 检验,判断应该采用固定效应还是随机效应,结果显示应该选择固定效应模型进行分析。然后运用 LR 检验和 Wald 检验对空间杜宾模型是否可以转化成为空间误差和空间滞后模型进行检验,检验结果均无法拒绝原假设,说明应该选择空间误差和空间滞后模型。最后通过 LM 检验对空间误差模型和空间滞后模型进行选择,结果显示空间滞后模型更为合适。因此,本文最终选择了固定效应空间滞后模型实证检验产业结构优化升级对农村贫困的影响效应,检验结果如表 3 所示。

表 2 三种权重下农村贫困率的全局莫兰指数

年份	Moran's I		
	邻接权重 (W ₁)	地理权重 (W ₂)	经济权重 (W ₃)
2007	0.454*** (4.907)	0.148*** (5.190)	0.195*** (2.880)
2008	0.476*** (4.836)	0.150*** (5.579)	0.246*** (3.731)
2009	0.561*** (5.524)	0.188*** (6.498)	0.278*** (4.015)
2010	0.406*** (4.394)	0.141*** (5.355)	0.304*** (4.552)
2011	0.429*** (4.581)	0.149*** (5.518)	0.312*** (4.603)
2012	0.430*** (4.567)	0.146*** (5.344)	0.345*** (4.952)
2013	0.440*** (4.637)	0.146*** (5.284)	0.343*** (4.871)
2014	0.440*** (4.689)	0.142*** (5.142)	0.336*** (4.762)
2015	0.441*** (4.740)	0.135*** (4.973)	0.313*** (4.502)
2016	0.484*** (5.103)	0.176*** (6.126)	0.284*** (4.078)

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过假设检验,括号内为对应的 Z 值。

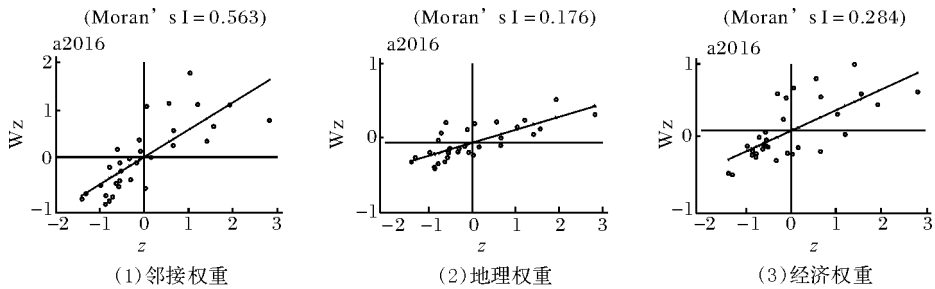


图 1 2016 年农村贫困率的局部莫兰散点

从表 3 可以看出,在普通面板模型中,产业结构合理化水平的系数为-0.031 5,且在 1%的水平下显著,说明产业结构合理化程度的提高可以减少农村贫困。产业结构高度化水平的系数为-0.035 6,且在 1%的水平下显著,说明产业结构高度化水平的提升也可以减缓农村贫困;此外,农村经济水平和农村人力资本水平的系数也显著为负,说明农村经济水平的发展和农民受教育程度的提高可以有效减少农村贫困;城乡收入差距的系数显著为正,这表明城乡收入差距的扩大不利于农村减贫。

由于农村贫困率具有显著的空间关联性,在空间分布上也存在明显的区域集聚效应,然而普通面板模型无法度量其空间效应,因此本文进一步建立空间滞后模型分析产业结构对农村贫困的影响效应。从表 3 可以发现,在三种空间关联模式下,空间相关系数分别为 0.181、0.294、0.446,且在 5%的水平下通过显著性检验,表明我国省域农村贫困率具有显著的空间正向关联效应,即:一个地区农村贫困率的下降可以带动邻近地区农村贫困的减缓;产业结构合理化的系数分别为-0.028 4、-0.031 3、-0.029 1,产业结构高度化的系数分别为-0.024 5、-0.031 9、-0.021 0,且均通过显著性检验,这说明产业结构的合理化与高度化均有利于减缓农村贫困,但由于空间相关系数显著不为 0,所以产业结构对农村贫困率的边际效应并不是这些系数,因为产业结构的调整不仅会对本地区的农村贫困产生影响,还会对邻近地区的农村贫困产生影响,因此,需要运用偏微分方法将这种影响进一

表 3 空间面板模型实证结果

变量	普通面板模型	空间滞后模型(SLM)		
		邻接权重(W_1)	地理权重(W_2)	经济权重(W_3)
RIS	-0.031 5*** (0.002 8)	-0.028 4*** (0.002 8)	-0.031 3*** (0.002 7)	-0.029 1*** (0.002 6)
AIS	-0.035 6*** (0.013 1)	-0.024 5* (0.012 9)	-0.031 9** (0.012 8)	-0.021 0* (0.012 5)
REC	-0.017 1*** (0.005 2)	-0.014 5*** (0.005 0)	-0.017 1*** (0.005 0)	-0.010 6** (0.005 0)
EDU	-0.005 3*** (0.002 0)	-0.004 0** (0.001 9)	-0.004 3** (0.001 9)	-0.002 7 (0.001 9)
SRB	0.019 8*** (0.004 7)	0.018 8*** (0.004 4)	0.017 0*** (0.004 7)	0.016 1*** (0.004 4)
con	0.094 4** (0.039 2)			
ρ		0.181*** (0.049 9)	0.294** (0.131 0)	0.446*** (0.085 7)
σ^2		0.000 46*** (0.000 04)	0.000 48*** (0.000 04)	0.000 44*** (0.000 04)
样本量	310	310	310	310
R^2	0.750	0.538	0.485	0.485
对数似然值		748.763	744.532	753.635

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过检验,括号内为标准误,后表同。

表 4 空间溢出效应分解

效应	变量	邻接权重(W_1)	地理权重(W_2)	经济权重(W_3)
直接效应	RIS	-0.028 5*** (0.002 9)	-0.031 4*** (0.002 8)	-0.030 0*** (0.002 8)
	AIS	-0.025 3** (0.012 6)	-0.032 8*** (0.012 5)	-0.022 3* (0.012 6)
	REC	-0.014 2*** (0.004 8)	-0.016 9*** (0.004 8)	-0.010 5** (0.004 9)
	EDU	-0.004 1** (0.001 9)	-0.004 4** (0.001 9)	-0.002 8 (0.001 9)
	SRB	0.019 2*** (0.004 6)	0.017 3*** (0.004 8)	0.016 8*** (0.004 6)
间接效应	RIS	-0.006 1*** (0.001 8)	-0.014 5 (0.009 5)	-0.023 8*** (0.008 3)
	AIS	-0.005 3* (0.003 0)	-0.014 9 (0.011 1)	-0.017 2 (0.011 1)
	REC	-0.003 0** (0.001 3)	-0.007 8 (0.005 7)	-0.008 1* (0.004 4)
	EDU	-0.000 9* (0.000 5)	-0.002 0 (0.001 6)	-0.002 1 (0.001 7)
	SRB	0.004 1*** (0.001 6)	0.007 6 (0.004 8)	0.013 2** (0.005 4)
总效应	RIS	-0.034 6*** (0.003 5)	-0.046 0*** (0.010 4)	-0.053 9*** (0.009 4)
	AIS	-0.030 6** (0.015 1)	-0.047 7** (0.020 3)	-0.039 5* (0.022 6)
	REC	-0.017 3*** (0.005 8)	-0.024 7*** (0.008 8)	-0.018 6** (0.008 7)
	EDU	-0.005 0** (0.002 2)	-0.006 3** (0.003 0)	-0.004 9 (0.003 4)
	SRB	0.023 3*** (0.005 7)	0.024 9*** (0.007 4)	0.030 0*** (0.008 9)

步分解为直接效应与间接效应^[36],从而全面分析产业结构优化升级对农村贫困的影响效应,其结果见表4。

首先分析产业结构对农村减贫的直接效应与间接效应,直接效应可视为对本地区的影响效应,间接效应为对其他地区的影响效应。从直接效应看,在三种空间关联模式下,产业结构合理化对农村贫困影响的直接效应分别为-0.028 5、-0.031 4、-0.030 0,且在1%的水平下显著,这说明产业结构合理化水平的提高可以促进农村贫困减缓,在我国农村存在大量剩余劳动力的背景下,产业结构的合理化可以促进农村贫困人口向第二、三产业转移就业,在这一过程中的“就业与工资效应”将会提高其收入水平,从而减少农村贫困。从间接效应看,在邻接权重和经济权重下,产业结构合理化对农村贫困的空间溢出效应分别为-0.006 1、-0.023 8,且在1%的水平下通过显著性检验,说明在产业结构合理化调整的过程中,可以促进生产要素在城乡和省际的集聚与扩散,这也促进了劳动力的跨省流动,农村贫困人口可以从落后地区向发达地区转移就业,从而提高其收入水平,缓解农村贫困。在三种空间关联模式下,产业结构高度化对农村贫困影响的直接效应分别为-0.025 3、-0.032 8、-0.022 3,且在10%的水平下通过显著性检验,这说明产业结构的高度化可以有效削减农村贫困。随着我国经济社会的发展,由于收入弹性和投资收益的差异,产业发展的重心逐渐由第一产业向第二、三产业转移,提高了资源配置效率,从而促进了经济增长,经济增长的利益又会对贫困阶层起到“涓滴”的作用,一方面,经济增长带来的劳动力需求可以增加贫困人口的非农就业,提高其收入水平;另一方面,经济增长可以增加政府的财政收入,政府也会增加对贫困阶层的转移支付,从而有利于缓解贫困。此外,工业的发展为农业提供了技术的支持,促进了农业技术进步、提升了农业生产率,从而增加农民的经营性收入,缓解了农村贫困,同时,农业的增长又可以为第二、三产业的发展提供要素支持,从而形成一个良性的循环。在邻接权重下,产业结构高度化对农村贫困的空间溢出效应显著为负,这说明产业结构升级带来的经济增长具有辐射效应和扩散效应,从而可以促进邻近地区农村贫困减缓。从总效应来看,在三种空间关联模式下,产业结构合理化对农村贫困影响的总效应均显著为负,产业结构高度化对农村贫困影响的总效应均显著为负,说明产业结构的优化与升级可以有效促进农村减贫。

然后再分析控制变量的影响效应,在三种权重下农村经济水平对农村贫困影响的直接效应显著为负,其间接效应也在邻接权重和经济权重下显著为负,这说明农村经济水平的提升不仅可以减少本地区的农村贫困,还可以有效削减邻近地区的农村贫困。在邻接权重和地理权重下,农村人力资本对农村贫困影响的直接效应显著为负,其间接效应也在邻接权重下显著为负,表明农民受教育水平的提高不仅可以减少本地区农村贫困,还可以通过空间溢出效应减少相邻地区的农村贫困。在邻接权重和经济权重下,城乡收入差距对农村贫困影响的直接效应与间接效应均显著为正,这说明城乡收入差距的扩大不利于农村贫困减缓。

5. 内生性处理

内生性可能会导致参数估计结果的不一致性,如果模型中的内生性问题得不到有效的解决,回归结果也将会得出有偏的结论。在本研究中,农村贫困作为被解释变量,由于影响农村贫困的因素非常多,虽然本文控制了农村经济水平和人力资本水平等变量,但仍然可能会有遗漏变量,再者变量间可能存在双向影响,因此研究中可能会存在内生性问题。本文将运用工具变量法来解决内生性问题,选取产业结构合理化与高度化变量的滞后项作为工具变量分别进行检验,由于滞后变量与当期值高度相关,而且与当期误差项不相关,符合工具变量的基本要求。工具变量法回归结果如表5所示,结果表明,产业结构的合理化与高度化依然具有显著的减贫效应,说明随着产业结构合理化与高度化水平的提高,农村贫困率会随之下降。

表 5 工具变量法回归结果

自变量	RIS	AIS	REC	EDU	SRB	Con
(1)	-0.034 9*** (0.003 21)	-0.036 9*** (0.013 7)	-0.016 6*** (0.005 14)	-0.004 62** (0.001 99)	0.022 1*** (0.005 14)	0.083 2*** (0.040 4)
(2)	-0.031 7*** (0.002 85)	-0.040 9*** (0.013 7)	-0.016 4*** (0.005 14)	-0.004 87** (0.001 99)	0.025 6*** (0.004 85)	0.090 6*** (0.040 6)

四、结论与启示

本文利用我国 2007—2016 年的省级面板数据,采用空间计量经济模型,并设置了邻接权重、地理权重和经济权重三种空间权重矩阵,从空间维度实证检验了产业结构的合理化程度与高度化水平对农村贫困影响的直接效应与溢出效应。本文的主要研究结论如下:(1)我国省域农村贫困率具有显著的空间依赖性和空间异质性,在空间分布上呈现出“高一高”与“低—低”集聚的特征,这也印证了我国区域经济发展的不平衡性。(2)产业结构合理化对农村减贫的直接效应与间接效应均显著为负,说明产业结构的合理化不仅能促进本地区农村减贫,还可以通过空间溢出效应促进邻近地区农村减贫。(3)产业结构高度化对农村减贫的直接效应与间接效应均显著为负,说明产业结构的高度化不仅有助于本地区农村减贫,还能通过空间溢出效应助力于邻近地区农村减贫。(4)农村经济水平和人力资本水平对农村贫困减缓均表现出显著的负向效应,而城乡收入差距的扩大不利于农村减贫。

本文的启示如下:第一,产业结构合理化水平和农村贫困率在空间分布上呈现出不平衡性,因此,要促进区域经济协调发展,发挥好产业结构优化升级的空间溢出效应,让发达地区带动欠发达地区经济发展,从而促进其农村贫困减缓。第二,我国产业结构合理化的整体水平还比较低,生产要素在各产业部门间的配置效率也不高,要加快产业结构合理化调整,提升资源配置效率,引导农村贫困人口向第二、三产业转移就业,从而促进农村减贫。第三,加快产业结构高度化升级,促进产业发展重心向资本密集型和技术密集型产业转移,充分发挥产业结构的升级对农村贫困人口带来的增收效应。第四,促进新型城镇化和乡村振兴协同发展,努力缩小城乡收入差距,从而促进农村减贫。此外,还应加大对农村教育的投入,提升农村人力资本水平,让教育扶贫助力农村减贫。

参 考 文 献

- [1] 汪三贵,曾小溪.从区域扶贫开发到精准扶贫——改革开放 40 年中国扶贫政策的演进及脱贫攻坚的难点和对策[J].农业经济问题,2018(8):40-50.
- [2] 王延中,宁亚芳.新时代民族地区决胜全面小康社会的进展、问题及对策——基于 2013—2016 年民族地区经济社会发展问卷调查的分析[J].管理世界,2018(1):39-52.
- [3] 何德旭,姚战琪.中国产业结构调整效应、优化升级目标和政策措施[J].中国工业经济,2008(5):46-56.
- [4] DOLLAR D, KRAAY A. Growth is good for the poor[J]. Journal of economic growth, 2002, 7(3): 195-225.
- [5] DENISON E F. Why growth rates differ: postwar experience in nine western countries[M]. Washington: Brookings Institution Publishing, 1967.
- [6] PENEDER M. Structural change and aggregate growth[R]. Working Paper, 2002: 1-57.
- [7] 赵庆.产业结构优化升级能否促进技术创新效率? [J]. 科学学研究, 2018(2): 239-248.
- [8] 韩晶, 酒二科.以产业结构为中介的创新影响中国经济增长的机理[J].经济理论与经济管理, 2018(6): 51-63.
- [9] 胡鞍钢, 胡琳琳, 常志霄.中国经济增长与减少贫困(1978—2004)[J].清华大学学报(哲学社会科学版), 2006(5): 105-115.
- [10] 汪三贵.在发展中战胜贫困——对中国 30 年大规模减贫经验的总结与评价[J].管理世界, 2001(9): 9-10.
- [11] 杨晓峰, 赵芳.产业结构调整对城乡收入差距的影响机理——基于省际面板数据模型的分析[J].华中农业大学学报(社会科学版), 2014(6): 39-44.
- [12] 常远, 吴鹏.财政分权、产业结构调整与城乡收入差距[J].广东财经大学学报, 2016(5): 27-36.
- [13] 李焯, 毛宇飞.劳动力转移、产业结构与城乡收入差距内在作用机制研究[J].青海社会科学, 2017(4): 104-112.

- [14] 龚新蜀,张洪振,王艳,等.产业结构升级、城镇化与城乡收入差距研究[J].软科学,2018(4):39-43.
- [15] 朱上准.贫困地区产业结构优化升级问题探析[J].财经问题研究,2001(9):9-10.
- [16] THORBECKE E, JUNG H S. A multiplier decomposition method to analyze poverty alleviation[J]. Journal of development economics, 1996, 48(2): 279-300.
- [17] FOSTER A D, ROSENZWEIG M R. Agricultural development, industrialization and rural inequality[J]. Journal of the acoustical society of America, 2003, 99(4): 509-542.
- [18] MONTALVO J G, RAVALLION M. The pattern of growth and poverty reduction in China[J]. Journal of comparative economics, 2010, 38(1): 2-16.
- [19] KAY C. Development strategies and rural development: exploring synergies, eradicating poverty[J]. The Journal of peasant studies, 2009, 36(1): 103-137.
- [20] 张萃.中国经济增长与贫困减少——基于产业构成视角的分析[J].数量经济技术经济研究,2011(5):51-63.
- [21] 单德朋.产业结构、劳动密集度与西部地区贫困减缓——基于动态面板系统广义矩方法的分析[J].中南财政政法大学学报,2012(6):106-112.
- [22] 张风华,叶初升.经济增长、产业结构与农村减贫——基于省际面板数据的实证分析[J].当代财经,2011(12):14-21.
- [23] 汪三贵,胡联.产业劳动密集度、产业发展与减贫效应研究[J].财贸研究,2014(3):1-5.
- [24] 于斌斌.产业结构调整与生产率提升的经济增长效应[J].中国工业经济,2015(12):83-98.
- [25] 张玉昌,陈保启.产业结构、空间溢出与城乡收入差距——基于空间 Durbin 模型偏微分效应分解[J].经济问题探索,2018(9):62-71.
- [26] 杨丽君,邵军.中国区域产业结构优化的再估算[J].数量经济技术经济研究,2018(10):59-77.
- [27] 何平,陈丹丹,贾喜越.产业结构优化研究[J].统计研究,2014(7):31-37.
- [28] 王娟,张克中.公共支出结构与农村减贫——基于省级面板数据的证据[J].中国农村经济,2012(1):31-42.
- [29] 谭燕芝,彭千芮.普惠金融发展与贫困减缓:直接影响与空间溢出效应[J].当代财经,2018(3):56-67.
- [30] 高远东,温涛,王小华.中国财政金融支农政策减贫效应的空间计量研究[J].经济科学,2013(1):36-46.
- [31] 王健,刘培.我国城镇化的农村减贫效果测度[J].江汉论坛,2018(4):55-62.
- [32] 单德朋,郑长德,王英.贫困乡城转移、城市化模式选择对异质性减贫效应的影响[J].中国人口·资源与环境,2015(9):81-92.
- [33] 邹璇,杨雪.年龄结构、教育结构与产业结构优化——基于我国省级层面的空间溢出效应分析[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2018(5):50-56.
- [34] 钟章奇,王铮.创新扩散与全球产业结构优化——基于 Agent 模拟的研究[J].科学学研究,2017(4):611-624.
- [35] 谢沁怡.人力资本与社会资本:谁更能缓解贫困? [J].上海经济研究,2017(5):51-59.
- [36] 刘华军,张权,杨骞.城镇化、空间溢出与区域经济增长[J].农业技术经济,2014(10):95-105.

(责任编辑:陈万红)