华南农业大学学报(社会科学版)
2016年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第15卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

我国农村后义务教育的空间格局和空间效应

张 鹏[1], 于 伟[2]

(1.济南大学 管理学院, 山东 济南 250002;2.山东财经大学 工商管理学院,山东 济南 250014)

摘 要: 基于2002—2012年的面板数据,以观测值、变异系数(CV)和*Moran*指数为测算方法考察我国农村后义务教育的格局规模、强度及纹理,发现我国农村后义务教育空间格局存在整体偏低、空间聚集和区域间不均衡特点。运用空间杜宾模型(SDM)分析表明,空间互动状态下农户收入对后义务教育影响弱化,耕地数量存在抑制作用,农村固定资产投资、区域产业结构升级和城市化水平对农村后义务教育具有积极的直接效应和空间溢出效应。应强化区域间的统筹协调以推动农村特别是中西部农村后义务教育的发展。

关键词: 农村教育; 后义务教育; 空间格局; 空间效应

中图分类号: G725 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2016)01-0028-09

一、引言

农村教育发展是增强农村内生发展动力的必要条件,提升农村教育水平对破解"三农"难题发挥着至关重要的作用。由于区域发展基础等存在的差异,我国农村教育仍存在显著的空间异质性,空间不均衡现象突出[1]。随着农村义务教育逐步实现全面普及,这种空间不均衡更加体现在"后义务教育"层面。依据2013年《中国农村统计年鉴》中的"农村居民家庭劳动力文化程度构成(%)"数据计算,属于"后义务教育"范畴的"高中程度""中专程度"和"大专及以上"3指标之和最高的北京、上海分别达到43.9%和26.3%,而东北三省、四川、西藏、云南、青海和贵州均在10%以下。随着农村经济发展和产业转型升级对后义务教育劳动力和人才储备要求的提升,农村"后义务教育"的空间落差会极大地妨碍全域发展的整体协调性。

发展农村高层次教育是深入解决农村"知识贫困"问题的基本举措。我国农村高层次教育相关问题近年来为研究者们所日渐关注。学者们着重分析了影响农村后义务教育水平的诸多因素,这些因素涵盖区域经济发展水平、农户家庭费用承担能力、教育回报率和政策因素等。如黄帮梅和杨林[2]通过比较分析表明,云南省农村居民费用承担能力较弱而浙江省较强,前者存在较多农村学子因学费较高而难以接受高等教育问题,但后者几乎不存在"教育放弃"和"弃本读专"现象。Yang等[3]基于中国2002—2007年农村个人、家庭、村落特征以及公共教育支出等数据的研究表明,随着中国农村经济的持续增长,家庭收入对农村籍学生接受高等教育的影响弱化,区域特征和公共支出的影响呈强化趋势。杨娟等[4]利用中国住户收入调查数据(CHIP)研究得出,在村域层面

收稿日期: 2015-10-20 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2016.01.004

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(13BGL060);教育部人文社会科学研究青年基金项目(14YJCZH191);山东省社会科学重大委托项目(14AWTJ01-12)

作者简介: 张 鹏(1980—),男,山东济南人,济南大学管理学院讲师,主要研究方向为区域经济。E-mail: zhangpeng4@126.com

教育资源供给和经济发展水平对农村学生接受高中教育的影响在逐步增强；学校布局调整政策和农村内部收入差距的扩大则存在不利影响。李桂荣和谷晓霞[5]以及胡咏梅和陈纯槿[6]的研究均表明，后义务教育和培训对农民非农就业有着显著的影响，能够给受教育对象带来相对较高的收益，这在一定程度上能够推动农村高层次教育的发展。此外，高等教育分流[7]、大学扩招[8]等教育政策也会影响到农村高层次教育水平，土地政策也会通过收入预期和劳动力流动性的变化影响农村家庭对高等教育的投资能力和意愿[9]。这些研究对推动我国农村特别是高层次教育相对滞后农村的发展无疑具有重要价值。本文则尝试在既有研究基础上进一步分析我国农村后义务教育的空间特征，厘清我国农村后义务教育的空间变化规律，对我国农村后义务教育存在何种空间格局以及空间互动状态下我国农村后义务教育的空间效应强度等问题进行解答，为推动农村后义务教育相对均衡化发展，进而为提升农村劳动力素质和缩小全域内部发展差距提出更有针对性的对策和建议。

二、研究方法和数据来源

（一）空间格局分析

空间格局旨在反映地理现象在空间分布上表现的规律性，多以格局规模、格局强度和格局纹理等具体特征加以描述[10-11]。空间格局规模一般通过空间单元观测值大小衡量；空间格局强度可通过空间单元观测值的差异来刻画，本研究选择变异系数（CV）加以测度，计算方式为观测值的标准差与平均数之间的比值；空间格局纹理通过各空间单元测度指标的聚集程度衡量，即空间自相关程度，可通过 *Moran* 指数（*Moran's I*）对此加以判定，该指数计算公式为：

$$Moran's\ I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W(D_i - \overline{D})(D_j - \overline{D})}{S^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W} \tag{1}$$

其中，D_i 为地区观测值，$S^2 = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}(D_i - \overline{D})^2$，$W$ 为空间权重矩阵。本研究以省域为分析尺度，考虑经济社会发展空间关联和空间溢出的复杂性，并未选取简单邻接矩阵，而是依据各省域的省会城市经纬度计算省会城市间的直线距离，并在无量纲化处理的基础上取倒数作为权重。*Moran* 指数可通过 Z 统计量检验显著性。式（2）为 Z 统计量，$E(I)$ 和 $\mathrm{Var}(I)$ 分别为期望值和方差。

$$Z = (I - E(I)) / \sqrt{\mathrm{Var}(I)} \tag{2}$$

Moran 指数取值在［－1，1］之间，其值显著为正（负）表明考察变量呈现空间正（负）相关。局部聚集特征需通过 *Moran* 散点图来刻画，*Moran* 散点图是分别以观测值和其空间滞后因子为横坐标和纵坐标的散点图，分为高—高聚集、高—低聚集、低—低聚集和低—高聚集 4 种类型。

（二）空间效应分析

经济社会的空间效应强调溢出在地理空间中的作用，作为外部性作用的结果，空间溢出通过空间异质性和聚散机制等发挥作用。探索我国农村后义务教育空间效应，实际是对农村后义务教育生态系统空间互动关系和相互作用机制的研究。随着空间计量模型的兴起，经济社会现象空间效应分析也得以深入。常见空间计量模型包括了空间滞后模型（SAR）、空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM），其中，SDM 是 SAR 和 SEM 的一般形式，更能够有效捕捉不同来源所产生的外部性和溢出效应，其表达式为：

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{jt} + c + X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{n} W_{ij} X_{jt}\theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，y_{it} 为空间单元 i 在 t 时刻的被解释变量值，δ 为空间滞后回归系数，$\sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{jt}$ 为被解释变量的空间交互效应，W_{ij} 为经标准化后的非负空间权重矩阵 i 行 j 列元素，c 为常数项，X 为解释变量集合，β 和 θ 为参数向量，μ_i 和 λ_t 分别表示空间和时间效应，ε_{it} 为误差项。通过构建 Wald 检验和 LR 检验可以判定 SDM 是否能够简化为 SAR 或 SEM。Wald 检验和 LR 检验均服从 $\chi^2(k)$ 分布，如果 $H_{01}(\theta = 0)$ 和 $H_{02}(\theta + \delta\beta = 0)$ 两个原假设都被拒绝，则空间杜宾模型更为适用。

本研究需要分析空间互动状态下农村后义务教育的空间效应，测度其中的直接效应和空间溢出效应。其中，直接效应是指某地区任意给定解释变量对本地区被解释变量的影响；空间溢出效应亦称间接效应，是指某地区任意给定解释变量通过空间交互作用对其他所有地区被解释变量的影响。使用传统点估计测度空间溢出效应存在可能失准的不足，而 LeSage 和 Pace[12] 所提出的改进方法可用于截面数据却不适用于面板数据。考虑到本研究空间计量分析是基于面板数据展开的，本文采用了 Elhorst[13] 提出的可将分析扩展至面板数据的溢出效应计算方法。

(三)指标选取和数据来源

综合考虑指标代表性和数据可得性，本研究选择相应人口变量指代教育水平，则农村后义务教育空间格局规模即可通过农村后义务教育人口比重来刻画，测算数据来自《中国农村统计年鉴》“农村居民劳动力文化状况”中后义务教育人数比重。该数据能够排除不同地区农村人口基数差异的影响，确保地区间的可比性。

根据本研究需要，将式(3)具体化为如下所示的空间杜宾模型：

$$\begin{aligned} RPCE_{it} = {} & \delta \sum_{j=1}^{n} W_{ij} RPCE_{jt} + \beta_1 \ln INC_{it} + \beta_2 \ln FIX_{it} + \beta_3 \ln FAR_{it} + \beta_4 IND_{it} + \beta_5 URB_{it} + \\ & \beta_6 MAR_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln INC_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln FIX_{jt} + \theta_3 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln FAR_{jt} + \theta_4 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} IND_{jt} + \\ & \theta_5 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} URB_{jt} + \theta_6 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} MAR_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中被解释变量 $RPCE_{it}$ 为 i 省域第 t 年农村后义务教育水平。借鉴已有学者研究和平行数据可得性，解释变量主要选取了农民人均纯收入(INC)、农村人均固定资产投资(FIX)、农均耕地面积(FAR)、区域产业结构升级(IND)、区域人口城市化水平(URB)和市场化程度(MAR)。其中，产业结构升级以二三产业增加值占 GDP 比重来表示，人口城市化水平以区域非农人口占总人口比重衡量，市场化程度则以区域私营和个体从业人员数占人口比重计算得出。这些因素均为农村后义务教育生态系统的构成部分，农民人均纯收入和农村人均固定资产投资对区域农村后义务教育预期影响方向为正，即随着农户收入增长和新农村建设的推进，农村高层次教育水平将随之提升；农均耕地面积的增多会增加农村家庭收入来源和稳定性，但也会对劳动力产生粘滞作用；产业结构升级和区域市场化程度等变量既会强化农村家庭对高层次教育的支付能力，但也会因打工机会增加等原因削弱农籍学生接受高层次教育的意愿，其影响方向尚需进一步确定。本部分数据均取自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》和各省域年度统计公报，个别缺失值通过插值法补齐，相关经济数据均进行平减处理，绝对指标值取对数以减少异方差影响。西藏因缺失值过多故不计。需要说明的是，因统计数据缺失或统计口径发生变化，区域教育经费 2012 年数据以及农村固定资产投资 2011 年和 2012 年数据为趋势推演得出。

三、我国农村后义务教育的空间格局分析

（一）我国农村后义务教育的空间格局规模

表 1 报告了考察期内部分年度各省域以人口比重刻画的农村后义务教育情况。从中能够看出，在义务教育逐渐普及的背景下，我国农村后义务教育人口比重仍较低。城乡间对比显示，考虑不同省域人口权重后，考察年内全域农村后义务教育人口比重仅为 15%，同期城镇人口后义务教育人口比重则为 36%，城乡间差距显著。基于均值的测算表明，考察年度内农村后义务教育人口比重仅北京和上海突破 30%，山东省为 20.55%，其余省域均在 20% 以下，其中黑龙江、青海、宁夏和西南板块处于 10% 以下，全域范围内东中西梯度递减格局显著。动态分析表明，除东三省之外，省域农村后义务教育在考察年度内均呈增长态势。受惠于西部大开发和中部崛起等政策机遇，中西部地区农村后义务教育人口比重增幅明显。具体到省域，年均增幅前 4 位依次为重庆（4.85%）、山西（4.39%）、青海（4.28%）和云南（4.14%）。需要说明的是，本研究测度后义务教育人口比重时将采取高中、中专和大专及以上文化程度人口比重加和的方式，即将后义务教育人口的文化程度做了同质化处理，而事实上，农村大专及以上高等教育人口占后义务教育人口份额仍较低，以 2012 年为例，全域（不计西藏）该份额仅为 18.30%，因此我国农村后义务教育结构仍需优化。

表 1　省域农村后义务教育人口比重　　单位：%

省域	2002	2006	2008	2010	2012	均值	省域	2002	2006	2008	2010	2012	均值
北京	31.95	36.00	38.10	41.30	43.90	37.69	河南	14.27	14.57	16.60	17.60	17.50	15.58
天津	15.36	20.09	20.20	19.90	18.20	19.03	湖北	12.91	14.08	15.00	17.40	17.90	15.04
河北	15.50	18.73	20.60	21.20	19.00	18.62	湖南	14.51	15.93	17.90	19.30	20.00	17.16
山西	12.23	14.55	16.00	19.10	18.80	15.61	广东	13.93	17.66	19.70	21.80	19.60	17.93
内蒙	13.25	14.40	15.70	16.70	16.50	14.97	广西	12.08	14.86	16.50	20.10	15.00	15.25
辽宁	12.04	14.02	14.00	15.00	9.30	12.75	海南	15.58	18.22	20.10	21.60	16.90	18.19
吉林	11.52	10.48	12.00	12.70	9.80	10.97	重庆	7.91	9.58	9.90	13.70	12.70	9.98
黑龙江	10.82	10.23	10.20	9.90	7.60	9.55	四川	7.55	9.38	10.90	12.50	9.80	9.75
上海	26.22	30.63	34.90	36.60	26.30	30.17	贵州	5.58	6.41	7.80	9.40	7.90	7.04
江苏	14.11	18.05	19.50	22.30	17.70	17.75	云南	6.20	6.49	7.50	9.10	9.30	7.26
浙江	14.83	16.27	19.40	22.20	19.40	17.74	陕西	13.35	14.89	16.40	18.50	17.60	15.67
安徽	9.66	10.67	13.00	14.70	11.90	11.32	甘肃	13.83	14.10	15.80	17.60	17.00	15.29
福建	13.50	15.38	18.10	20.10	17.40	16.52	青海	6.18	8.30	8.50	10.10	9.40	8.06
江西	10.46	13.05	14.00	15.40	14.40	13.17	宁夏	10.86	7.33	9.80	11.70	11.20	9.90
山东	17.47	20.64	22.80	23.10	20.60	20.55	新疆	9.13	9.24	10.30	11.60	10.90	10.26

（二）我国农村后义务教育的空间格局强度

空间格局强度通过变异系数（CV）加以测度。全域变异系数计算结果显示，除 2010 年等个别年份之外，全域内部不均衡状态基本保持稳定。分别计算东中西部的变异系数，结果显示，东部地区在考察期内前期变异系数相对稳定，但在 2010 年后出现增长，换言之，东部内部农村后义务教育差距在考察末期出现扩大化趋势；中部地区变异系数均值小于东部和西部地区，但在 2010 年后也出现增长趋势；西部地区变异系数在考察期内呈现有波动的缩小趋势。考察各年度全域变异系数均高于东中西部局域值，这意味着东中西地区间差异仍是全域农村后义务教育不均衡的主要来源。

表2 全域及东中西部农村后义务教育变异系数(CV)

区域	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	均值
全国	0.409	0.424	0.425	0.446	0.434	0.437	0.422	0.416	0.394	0.446	0.433	0.426
东部	0.353	0.345	0.341	0.332	0.327	0.332	0.324	0.330	0.320	0.425	0.416	0.350
中部	0.146	0.171	0.177	0.166	0.170	0.191	0.178	0.207	0.207	0.312	0.309	0.203
西部	0.328	0.359	0.335	0.324	0.328	0.314	0.308	0.315	0.283	0.302	0.279	0.316

(三)我国农村后义务教育的空间格局纹理

表3报告了考察期各年度我国农村后义务教育的全域*Moran*指数。各年度均通过至少5%显著水平检验,这说明我国农村后义务教育存在整体聚集特点,但这种聚集存在弱化趋势。针对局部聚集特征的研究发现(表4),各省域分布总体呈现显著的高—高聚集和低—低聚集的空间俱乐部现象,其中,高—高聚集区集中在北部沿海和东部沿海地区;低—低聚集区则以西北和西南板块为主;低—高聚集区包括安徽、江西和湖北等中部省域和东三省,该聚集区省域与周边省域存在显著差距;高—低聚集区则以南部沿海和陕西为主。考察期内聚集格局变化主要集中在高—高聚集区和低—高聚集区,山西、河南和湖北等中部省域在考察末期进入高—高聚集区。

表3 *Moran*指数及显著性检验

年份	*Moran'I*	*Z*值	*P*值	年份	*Moran'I*	*Z*值	*P*值
2002	0.115	4.485	0.004	2008	0.113	4.389	0.003
2003	0.112	4.141	0.006	2009	0.097	3.676	0.006
2004	0.101	3.974	0.005	2010	0.088	3.363	0.010
2005	0.109	4.223	0.005	2011	0.046	2.379	0.024
2006	0.122	4.678	0.003	2012	0.035	2.092	0.034
2007	0.108	4.053	0.007				

表4 各省域聚集区

年份	高—高聚集	低—高聚集	低—低聚集	高—低聚集
2002	北京、天津、河北、内蒙、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖南	山西、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北	广西、重庆、四川、贵州、云南、青海、宁夏、新疆	广东、海南、陕西、甘肃
2006	北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖南	山西、内蒙、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北	重庆、四川、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆	广东、广西、海南、陕西
2008	北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖南	山西、内蒙、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北	重庆、四川、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆	广东、广西、海南、陕西
2010	北京、天津、河北、山西、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖南	内蒙、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北	重庆、四川、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆	广东、广西、海南、陕西
2012	北京、天津、河北、山西、内蒙、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、湖南	辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西	广西、重庆、四川、贵州、云南、青海、宁夏、新疆	广东、海南、陕西、甘肃

四、我国农村后义务教育空间效应分析

前述 *Moran* 指数分析表明，我国农村后义务教育存在显著的空间异质性，将省域单元视为独立的观测单位有所偏颇。针对非空间面板回归分析的 LM 检验也进一步显示存在空间自相关性（具体计算过程略）。基于空间杜宾模型的估计结果如表 5 所示，Wald 检验和 LR 检验在 1% 显著水平下拒绝了原假设，这意味着采取空间杜宾模型（SDM）较空间滞后模型（SAR）和空间误差模型（SEM）更符合数据特征。空间杜宾模型又可分为固定效应模型和随机效应模型，进一步的 Hausman 检验结果表明支持固定效应。利用 Lee 和 Yu 的转换估计法[14]进行纠偏后的时空双固定效应估计结果显示，特定省域单元农村后义务教育不仅受到省域相关解释变量影响，还受到周边省域农村后义务教育水平和解释变量的作用。其中农村后义务教育空间滞后项影响系数为 0.418 且通过 1% 显著水平检验，这进一步证实省域农村后义务教育具有邻近相似性。农村固定资产投资、耕地面积、区域产业结构升级、人口城市化水平和市场化程度的本地效应通过至少 5% 显著水平检验，其中耕地面积存在负向影响，农村固定资产投资、区域产业结构升级和人口城市化水平的空间滞后项亦通过至少 5% 显著水平检验。由于被解释变量的空间滞后项系数不为零，因此不能直接使用回归系数来度量解释变量对被解释变量的空间溢出效应。表 6 进一步给出了解释变量对省域农村后义务教育的直接效应、间接（溢出）效应和总效应。

表 5　空间杜宾模型估计结果

项目	空间随机和时间固定效应		空间和时间固定效应		空间和时间固定效应（纠偏）	
	估计值	T 值	估计值	T 值	估计值	T 值
INC	0.022	1.157	0.022	1.120	0.009	0.583
FIX	0.008**	2.485	0.008**	2.172	0.006*	1.848
FAR	−0.094***	−7.722	−0.093***	−7.205	−0.074***	−7.892
IND	0.166**	2.491	0.152**	2.151	0.013	0.233
URB	0.160***	3.908	0.153***	3.521	0.076***	2.642
MAR	0.109**	2.364	0.112**	2.292	0.152***	3.215
$W \times$ INC	0.085	0.702	0.081	0.623	−0.201**	−2.218
$W \times$ FIX	0.042**	2.198	0.039**	1.906	0.049**	2.441
$W \times$ FAR	−0.140*	−1.839	−0.110	−1.375	−0.077	−1.238
$W \times$ IND	2.485***	5.409	2.434***	4.984	1.249***	3.732
$W \times$ URB	1.406***	5.010	1.374***	4.604	0.431***	2.952
$W \times$ MAR	−0.461**	−1.995	−0.504**	−2.056	−0.242	−1.038
δ	0.148	1.019	0.418***	3.838	0.095	0.624
空间滞后 Wald 检验	45.195***		38.746***		31.061***	
空间滞后 LR 检验	42.267***		42.267***		NA	
空间误差 Wald 检验	45.497***		38.392***		31.606***	
空间误差 LR 检验	42.150***		42.150***		NA	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下具有统计显著性；NA 表示无相关数据。

表 6 显示，在控制其他因素后，农民人均纯收入对农村后义务教育的直接效应和间接效应均为正但未通过显著性检验，这在一定程度上佐证了 Yang 等[3]的研究，即中国农村经济的持续增长使得家庭收入对农村籍学生接受高等教育的影响趋弱。结合不同层次后义务教育花费可以推断，收入因素对农籍学生接受高中和中专等层次教育意愿的约束会更为淡化。但需要指出的是，收入

表6 直接效应、间接效应和总效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	T值	系数	T值	系数	T值
INC	0.026	1.223	0.173	0.720	0.199	0.805
FIX	0.009**	2.351	0.072*	1.734	0.081*	1.872
FAR	-0.098***	-7.147	-0.267*	-1.736	-0.365**	-2.309
IND	0.243***	2.905	4.394***	3.328	4.637***	3.368
URB	0.204***	3.772	2.545***	3.133	2.749***	3.237
MAR	0.094*	1.829	-0.803	-1.637	-0.710	-1.392

注:*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%水平下具有统计显著性。

水平仍是决定农村后义务教育结构和农籍学生受教育质量的重要因素,推进农民增收仍是优化农村后义务教育生态系统和提升农村居民整体受教育水平的基本方略。农村固定资产投资对农村后义务教育具有显著的直接效应($P<0.01$)和间接效应($P<0.10$),固定资产投资改善了农村生产和生活条件,有效推动新农村建设,这既能够增强农村对高层次教育人才和教育资源的吸引力,还有利于强化农村居民通过接受高层次教育改善生活质量的意愿;不仅如此,特定区域农村固定资产投资还能对周边区域产生显著的网络效应和示范效应,从而带动邻近区域农村教育水平的增长。农均耕地面积对农村后义务教育直接效应显著为负,较多的耕地尽管会增强农户抗风险能力和收入的稳定性,但现阶段农业生产较低的机械利用率会使得耕地对农村劳动力产生粘滞作用,削弱农村家庭投资后义务教育的意愿,农均耕地的间接效应在10%水平下显著为负。产业结构升级在1%水平下对农村后义务教育具有显著的直接效应和间接效应,区域产业结构升级一方面扩大了农村人口的非农收入空间,进一步弱化农村家庭投资高层次教育的经济约束,增强农籍学生接受更高层次教育的意愿,从而优化农村教育结构;另一方面,非农就业所要求的知识和技能也能够对农村人口接受高层次教育形成推力。产业结构升级对农村后义务教育的间接(溢出)效应则可通过两种方式实现:跨省吸纳农村劳动力和产业梯度转移。跨省吸纳劳动力会推动周边区域农村职业教育和专业技能培训,产业梯度转移则能够优化邻近区域产业结构从而推动当地高层次教育发展。城市化水平对农村后义务教育的直接效应和间接效应也均通过1%显著水平检验,城市化水平的提升会产生辐射效应优化农村后义务教育资源供给和利用效率,并通过收入增长示范等方式提升农村居民对高层次教育的预期回报率;特定区域城市化水平的提升还能够强化跨区域整合资源的能力,带动邻近区域农村教育水平的提升。区域市场化程度对农村后义务教育具有显著的直接效应($P<0.10$),较好的营商环境有利于拓宽农民增收渠道,也能够强化农户通过高层次教育增加自身知识资本的意愿;市场化程度的间接效应为负但并不显著,这在一定程度上也意味着特定区域较好的营商环境能够产生资源转移效应,对邻近区域农村高层次教育产生下行压力。

空间互动状态下特定空间单元解释变量对被解释变量的影响存在两种途径:一是解释变量直接作用于本空间单元的被解释变量,二是本空间单元的解释变量影响了邻近单元的被解释变量进而对本空间单元产生反作用力,后者亦被称为反馈效应,可由直接效应计算结果和空间杜宾模型估计值之间的差额计算得出。本研究中解释变量除耕地面积和区域市场化程度以外反馈效应均为正,其中区域产业结构升级和人口城市化水平反馈效应分别占各自直接效应的37.45%和25%,显著强化了本地产业结构升级和人口城市化对本地农村后义务教育水平的影响。

五、结论和讨论

Knight[15]基于中国西部农村的一项调查显示,农村教育特别是高层次教育对消弭贫困具有不

可替代的作用。农村高层次教育不仅有利于农民增收和农业生产效率的提升，对农村全面进步亦发挥着基础性作用。本研究基于 2002—2012 年数据，以人口比重为考察指标分析了省域农村后义务教育的空间格局和空间效应，得到以下结论：

（1）我国农村后义务教育水平仍整体偏低，且结构有待优化。城乡间后义务教育水平存在显著差距。北京和上海农村后义务教育水平大幅度领先于其他省域，全域范围内东中西梯度递减格局显著。动态分析表明，除东三省之外省域农村后义务教育水平在考察年度内均呈增长态势。西部大开发和中部崛起等政策机遇使得中西部地区农村后义务教育人口比重出现相对高增幅。

（2）变异系数计算结果显示，全域农村后义务教育不均衡状态保持稳定趋势。东部地区内部差异在考察期内呈现“先缓后增”状态，中部地区内部差异较小，西部地区内部差异考察期内呈现有波动的缩小趋势。东中西地区间差异仍是全域不均衡的主要来源。

（3）我国农村后义务教育具有显著的空间聚集特征，但趋势有所弱化。考察年度内存在高—高聚集和低—低聚集的空间俱乐部现象。高—高聚集区分布在北部沿海和东部沿海地区，低—低聚集区以西北和西南板块为主，低—高聚集区集中在中部省域和东北板块，高—低聚集区则以南部沿海和陕甘为主。

（4）空间互动状态下农户收入对农村后义务教育的约束作用弱化，耕地数量对农村后义务教育存在抑制作用。农村固定资产投资、区域产业结构升级和城市化水平对农村后义务教育同时具有显著的直接效应和间接（溢出）效应，区域市场化程度仅表现出显著的直接效应。

随着义务教育的广泛普及，农村后义务教育在推动农村农业全面发展和农民增收等方面发挥着日益重要的作用。全域范围内我国农村后义务教育水平呈现持续增长态势，但教育资源的长期“城市偏转”和地区间固有因素的作用使得现阶段我国农村后义务教育仍存在整体偏低、区域间不均衡和空间聚集特点。推动农村特别是中西部农村后义务教育开展，需要从农村后义务教育生态系统出发，并强化区域间统筹协调。一是多渠道增加农民收入，形成“收入增长—教育水平提升”的上升循环，进一步加大国家和社会资本对中西部涉农高层次教育的转移支付力度，克服农籍学生在后义务教育阶段因贫辍学现象；二是完善农村基础设施特别是教育基础设施建设，结合地区实际承接城市高层次教育资源的转移，在后义务教育资源增量配置中向农村适度倾斜，矫正教育资源“城市偏转”现象，减少农籍学生接受高层次教育的感知成本；三是稳步推动中西部地区产业结构升级和城市化水平，在拓展农户收入空间同时通过示范效应强化农户投资高层次教育的意愿；四是通过适度规模化经营和机械化方式减少耕地对劳动力资源的粘滞效应，并通过农产品品牌化建设等提升耕地产出绩效，放大耕地对农户收入增长的保障功能；五是完善区域营商环境建设，推动塑造社会创新和创业氛围，强化农户通过高层次教育增加自身知识资本的意愿。在区域间统筹中，尤其需要注重发挥领先区域产业结构升级和城市化进程对邻近地区农村后义务教育的跨区域带动作用，推动更大范围内的农村教育水平提升。

参考文献：

[1]王良健，罗璇. 我国省际农村教育资源配置的公平性[J]. 教育科学，2011，(6)：27－32.

[2]黄帮梅，杨林，骆华松，孔惠. 农村家庭高等教育支付能力分析——以云南省为例[J]. 经济问题探索，2008，(10)：172－176.

[3]YANG J，SICULAR T，LAI D. The Changing Determinants of High School Attainment in Rural China [J]. China Economic Review，2014，30(9)：551－566.

[4]杨娟，赖德胜，泰瑞·史努莉. 什么因素阻碍了农村学生接受高中教育[J]. 北京大学教育评论，2014，(1)：

138 - 155.
[5]李桂荣,谷晓霞. 农村籍学生接受高等教育的个人成本与收益分析[J]. 教育研究, 2012, (7): 15 - 21.
[6]胡咏梅,陈纯槿. 农村职业教育投资回报率的变化: 1989—2009 年[J]. 教育与经济, 2013, (1): 22 - 30.
[7]许庆豫. 试论教育平等与教育分流的关系[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2000, (3): 23 - 31.
[8]YANG J, HUANG X, LIU X. An Analysis of Education Inequality in China [J]. International Journal of Educational Development, 2014, 37: 2 - 10.
[9]高伟,张苏,王婕. 土地流转、收入预期与农村高等教育参与意愿[J]. 管理世界, 2013, (3): 82 - 95.
[10]傅伯杰. 地理学综合研究的途径与方法:格局与过程耦合[J]. 地理学报,2014,(8):1052 - 1059.
[11]张金屯. 数量生态学[M]. 北京:科学出版社,2004.
[12]LESAGE P,PACE R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press,2009.
[13]ELHORST J P. Spatial Panel Data Models[C]// FISCHER M M, GETIS A. Handbook of Applied Spatial Analysis. Berlin: Springer, 2010: 377 - 407.
[14]LEE L F, YU J. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects[J]. Journal of Econometrics,2010,154(2): 165 - 185.
[15]KNIGHT J, SHI L, QUHENG D. Education and the Poverty Trap in Rural China: Closing the Trap [J]. Oxford Development Studies, 2010, 38(1): 1 - 24.

An Analysis of the Spatial Pattern and Spatial Effects of Rural Post Compulsory Education in China

ZHANG Peng[1], YU Wei [2]
(1. *School of Management*, *University of Jinan*, *Jinan* 250002, *China*;2. *Business Administration School*, *Shandong University of Finance and Economics*, *Jinan* 250014, *China*)

Abstract: Based on the data of year 2002 - 2012 and population ratio, study on the measuring and calculating method for the pattern scale, we find that rural post compulsory education in China has the characteristics of overall poor level, spatial agglomeration and regional imbalance. The influence of income on the post compulsory education has weakened, the quantity of cultivated land has an inhibitory effect, the investment of fixed assets, the upgrading of regional industrial structure and the level of urbanization have both positive direct effect and spatial spillover effect. Coordination among regions is suggested to improve post compulsory education in rural areas, especially in the central and western China rural areas.

Key Words: rural education; post compulsory education; spatial pattern; spatial effect