华南农业大学学报(社会科学版)
2020年第6期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第19卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

农村人力资本、空间效应与城乡收入差距

姚旭兵, 邓晓霞

(重庆三峡学院 财经学院,重庆 404121)

摘 要: 基于2000—2017年的省级面板数据,采用SDM模型来研究异质性农村人力资本对城乡收入差距的空间效应,并进一步分解为直接效应和空间溢出效应进行比较分析。结果表明:(1)我国城乡收入差距存在显著正向空间集聚效应,并且这种空间集聚效应与区域经济发展水平紧密相关;(2)初级、中级、高级农村人力资本的空间集聚效应特征呈现明显空间差异:初级农村人力资本大多数集聚于西部省份,中级农村人力资本大多数集聚于现代农业相对发达的省份,而高级农村人力资本的高集聚区经历了从东北地区向长三角地区的动态转移;(3)中级、高级农村人力资本显著缩小了本地区及邻近地区的城乡收入差距,但中级农村人力资本的作用更大,而初级农村人力资本对城乡收入差距的影响不显著。

关键词: 农村人力资本; 城乡收入差距; 异质性; 空间效应; SDM模型

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2020)06-0111-16

一、引言

改革开放以来,我国经济高速增长,居民的收入水平大幅提高,但城乡收入差距却在不断扩大,如何有效缩小城乡收入差距已成为社会各界共同关注的议题,习总书记在第十九次党代会上也强调要缩小收入分配差距。因此,缩小城乡收入差距,对缓解当前贫富差距过大的现状具有重要意义。人力资本理论指出,个人收入高度依赖于自身的人力资本,提升人力资本能有效提高个人收入。因此,加大农村人力资本投资,促使农村居民人力资本高级化,能够促进农民增收,缩小城乡收入差距。但在现有文献中,专门研究农村人力资本对城乡收入差距的影响的文献较少,特别是基于异质性及空间效应视角探讨农村人力资本对城乡收入差距影响内在机理的研究文献比较稀缺。因此,研究我国农村人力资本及其结构对城乡收入差距的作用机制与影响效应,对我国在全面建成小康社会的收官之年打赢脱贫攻坚战、缩小城乡收入差距、促进乡村振兴具有非常重要的理论及现实意义。

国内外关于人力资本对城乡收入差距影响的研究很多,大部分研究是基于教育视角来阐述二者之间的内在关系,然而研究结论并不一致,大致可以分为以下三类观点:

第一种观点认为人力资本有利于缩小城乡收入差距。Becker[1]、Tinbergen[2]的研究发现居民受教育水平越高,则收入分配差距就越小,提高教育水平有利于缩小居民差距。Edward[3]研究美国城郊人均收入差距后发现,高学历人口比重差距越大,人均收入差距越大。Gregorio[4]发现影响收入差距的大部分因素来自于教育,在居民提高受教育水平后,收入差距也相应缩小,反之则收入差距也会扩大。Larriviere[5]、Sicular等[6]的研究认为约30%的城乡家庭收入差距可以用人力资本

收稿日期: 2020-07-18 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2020.06.010

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(20BJY137)

作者简介: 姚旭兵(1973—),男,湖南邵阳人,重庆三峡学院财经学院副教授,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:yaoxubing@163.com

差异来解释。郭剑雄[7]认为城乡居民在人力资本存量上的差距是造成城乡收入差距的重要因素,因此必须改善农村人力资本状况。陈斌开[8]发现教育上的差距是影响城乡收入差距的最重要因素。温涛等[9]的实证研究发现人力资本有利于缩小城乡收入差距,但也存在明显区域性差异。赵芳、杨晓峰[10]的实证研究显示出人力资本分布结构的优化能够有效地缩小城乡收入差距。蔡梦云[11]的实证结果表明人力资本水平的提高和人力资本结构高级化均能够缩小城乡收入差距。张一飞[12]认为人力资本无论是在城镇还是在农村,均对城乡收入差距起负向作用。

第二种观点则认为人力资本扩大了城乡收入差距。Fishman[13]对印度等国家的研究发现,私人教育一定程度上会扩大居民的收入差距。Glomm[14]认为如果政府建立的社会保障体系是即收即付模式,则公共教育投资的扩张会扩大收入的不平等。Duman[15]的研究也发现人均受教育水平与居民收入差距显著正相关。韩东林等[16]实证发现我国城乡居民在人力资本投入上差距的减小反而扩大了城乡收入差距。匡远凤[17]认为我国可能存在一种由农村劳动力择优转移内生性引起城乡收入差距扩大的机制路径,阻碍了城乡收入差距的缩小。邓菊琼[18]的研究表明农村教育投资的增加虽然有效缩小东、中部的城乡收入差距,却扩大了西部的城乡收入差距。刘那日苏[19]发现人力资本作为关键中介变量间接扩大了城乡收入差距。

第三种观点认为人力资本对城乡收入差距的影响并非简单的正或负线性关系,而是存在不确定性。Ram[20]、Rodriguez[21]的研究发现多个国家的受教育水平与收入差距之间存在倒"U"型关系。Knight[22]的研究表明,受教育程度提高在初始阶段会扩大收入差距,而后到顶峰后收入差距会缩小。Lin[23]发现技术人员的占比提高会恶化收入不平等程度,但达到一个顶峰后,受教育水平的提高又会缓解这种收入不平等。刘敏楼[24]的研究表明城乡高等教育差距在初期会缩小城乡收入差距,在后期却恶化了城乡收入差距。张辉等[25]的研究发现提高职业教育水平劳动力比例会改善城乡收入差距,但是增加高中教育程度的劳动力导致城乡收入差距恶化。范晓莉和崔艺荦[26]的研究表明,人力资本对城乡收入差距具有区域异质性:高技能人力资本占比的提升在东部和中部地区会扩大城乡收入差距,而在西部地区则会有效缩小城乡收入差距。张志新[27]的研究认为本省城乡收入差距会伴随人力资本水平的提高而缩小,然而邻近省份人力资本水平的提高则会扩大本省城乡收入差距。胡志高[28]发现人力资本从农村流入城市的总效应会扩大城乡收入差距,而其水平效应却会缩小城乡居民收入差距。

总之,通过以上梳理可知,人力资本对城乡收入差距的影响研究受到越来越多学者的关注,已经取得了一些高质量研究成果,但是还存在一些欠缺:首先,现有文献大多没有将城市人力资本与农村人力资本区分开来,放在一起分析人力资本对城乡收入差距的影响,这样的研究结论无法揭示农村人力资本在城乡收入差距中的独特作用;其次,已有少数针对农村人力资本与城乡收入差距关系的研究把农村人力资本视为同质化的主体,但是经过多年的发展,我国农村人力资本也早已出现了明显的异质性分化与社会分层,这些异质性农村人力资本对城乡收入差距的影响作用肯定也会有明显差异,如果笼统把他们视为同质性研究对象进行分析极可能导致得到错误的研究结论;最后,基于空间模型分析农村人力资本对城乡收入差距影响的文献过少,而不考虑人力资本的空间溢出效应并区分直接效应与间接效应则会严重影响分析结果的精确度及结论的可靠性。

基于此,本研究试图弥补以往研究的欠缺,基于异质性及空间效应的视角,针对初级、中级、高级农村人力资本对城乡收入差距的影响进行深入的实证分析,为我国缩小区域及城乡收入差距、促进乡村振兴提供经验支持。因此,针对性研究农村人力资本影响城乡收入差距的内在机理具有非常重要的现实意义。

二、研究方法、变量选择与数据来源

（一）空间计量方法

对变量之间的关系进行空间计量建模的步骤如下：首先是检验变量之间是否存在空间自相关性，包括全局空间相关性检验及局部空间相关性检验；其次，如果变量空间相关性存在，就建立合适的空间计量模型来考察其空间效应。

1. 空间相关性检验

本文采用全局 Moran I 指数和局部 Moran I 指数来检验城乡收入差距及农村人力资本的全局空间相关性及局部空间相关性。

（1）全局空间相关性检验

全局 Moran I 指数的计算公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}} \tag{1}$$

式（1）可用于检验变量是否存在全局空间相关性，其中，I 是指数，S^2 表示样本方差，Y_i、Y_j 分别表示第 i 个地区的城乡收入差距或农村人力资本水平，$\bar{Y}$ 为其均值，n 表示地区总数，W_{ij} 表示空间权重矩阵。Moran I 的取值范围为 $-1 \leqslant I \leqslant 1$。如果 Moran I 指数显著，则证明此变量存在全局空间相关。

（2）局部空间相关性检验

为了进一步检验某变量是否存在局部空间集聚，还要进行局部空间自相关检验，全局 Moran I 指数有可能会忽略局部地区的非典型特征，局部 Moran I 指数则可以很好地描述局部地区的空间自相关性。局部 Moran I 指数用来衡量邻近省份的空间相关性，定义为：

$$I_i = \frac{(Y_i - \bar{Y})}{S^2} \sum_{i \neq j} W_{ij}(Y_i - \bar{Y}) \tag{2}$$

其中，S^2，Y_i，W_{ij} 与全局相关性的含义一致。如果 $I_i > 0$，表示高值（低值）被高值（低值）所包围，分别表示高 - 高类型或低 - 低类型；如果 $I_i < 0$，表示低值（高值）被高值（低值）所包围，分别表示低 - 高类型或高 - 低类型。然后把各地区的局部 Moran I 指数绘制成 Moran I 散点图来判断变量是否存在局部空间自相关及空间集聚类型。

2. 空间计量模型的选择

空间计量模型目前已经发展出多种模型，但是使用频率最高的有下面三种：空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SLM）、空间杜宾模型（SDM）。下面分别对这三种模型做简单介绍：

（1）空间误差模型。该模型把空间相关性归结为扰动误差项的冲击，主要解释邻近地区被解释变量的误差冲击对本地区的影响。具体表达式如下：

$$Y_{it} = \beta X_{it} + u_{it},\ u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

Y_{it} 为被解释变量，X_{it} 为外生解释变量，W 为空间权重矩阵，ε_{it} 是随机误差项，λ 是扰动误差项的空间回归系数。

（2）空间滞后模型。空间滞后模型主要研究变量对邻近区域产生的溢出效应。具体表达式为：

$$Y_{it} = \rho W Y_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

ρ 为空间自回归系数,W 为空间权重矩阵,WY_{it}为空间滞后被解释变量,ε_{it}为随机误差项。

(3)空间杜宾模型。空间杜宾模型在空间滞后模型的基础上,考虑了邻近区域解释变量对本区域被解释变量的影响,具体表达式为:

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + \gamma WX_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

空间误差模型及空间滞后模型二者是空间杜宾模型的特殊形式。在空间计量分析中,究竟应该选择哪一种模型最合适,要进行 LM 检验及 Wald 检验才能够确定。

(二)变量选择

1. 被解释变量。被解释变量为城乡收入差距。本文借鉴龚新蜀[①]采用泰尔指数(theil)来作为衡量城乡收入差距的指标,具体测算公式如下:

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}}\right) \ln\left[\left(\frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}}\right) \Big/ \left(\frac{z_{ij,t}}{z_{i,t}}\right)\right] \quad (6)$$

其中,$theil_{it}$表示第 i 个省份 t 时期的泰尔指数,j = 1 代表城镇,j = 2 代表农村,P_{ij}表示 i 省份城镇或农村的总收入,P_i 表示 i 省份的总收入;z_{ij}表示 i 省份城镇或农村的总人口,z_i 表示 i 省份的总人口。泰尔指数大于零,值越大表示城乡收入差距越大。

2. 核心解释变量。本文主要目标是探讨异质性农村人力资本对于城乡收入差距的真实影响,所以核心解释变量为初级农村人力资本(cjrlzb)、中级农村人力资本(zjrlzb)、高级农村人力资本(gjrlzb)。现有对人力资本的测度,大多使用人均受教育年限来计算,借鉴已有研究方法(姚旭兵[29]、孙婧[30]),采用五分档计算方法,按照"文盲半文盲、小学、初中、高中、大专及以上学历"的人均受教育年限为"1、6、9、12、16"来测度初级、中级、高级农村人力资本,具体计算以各省 6 岁及 6 岁以上相应文化程度农村人口平均受教育年限来表征,计算公式如下:

初级农村人力资本 =(文盲半文盲总人口数 ×1 + 小学文化总人口数 ×6 + 初中文化总人口数 ×9)/总人口数

中级级农村人力资本 =(高中文化总人口数 ×12 + 中专文化总人口数 ×12)/总人口数

高级农村人力资本 =(大专及以上文化总人口数 ×16)/总人口数

3. 控制变量。为了更加精确地衡量农村人力资本结构对城乡收入差距的影响,在模型中加入了一些必要的控制变量:

(1)经济发展水平(pergdp)。采用经 GDP 平减指数折算为以 2000 年为基年实际人均 GDP 的对数来衡量。(2)城镇化水平(townlevel)。选取各地区城镇常住人口与各地区总人口之比作为衡量城镇化的指标。(3)农业外国直接投资(ruralFDI)。统计年鉴里面并没有农业外国直接投资的直接统计数据,本文采用各省的 FDI ×(各省农林牧渔业总产值/各省 GDP)的对数来衡量各省农业对外国直接投资的利用水平。FDI 表示实际利用直接投资额,因为外商直接投资数据为美元标价,于是采用相应年份的汇率数据换算成人民币。(4)产业结构升级(cyjgsj)。引入产业结构升级系数来测算各省份的产业结构升级水平,测算公式:$cyjgsj = y_1 \times 1 + y_2 \times 2 + y_3 \times 3$,$y_1$、$y_2$、$y_3$ 分别代表第一产业、第一产业、第一产业的产值比重。(5) 金融发展水平 (jinrong)。采用金融机构存贷款总额与 GDP 之比衡量金融发展程度。(6)财政支农支出(ruralrev)。采用各地区财政支农支出与 GDP 之比作为衡量财政支农支出的指标。

① 龚新蜀,王曼,潘明明. 产业结构升级缩小了城乡收入差距吗? ——人力资本的门槛效应分析[J]. 商业研究,2017(10):139 - 144.

（三）数据来源

本文整理相关数据得到最终样本包括 2000—2017 年 30 个省级区域的面板数据（西藏自治区由于数据缺失较多及存在严重极端值原因，故不包括在内）。所有数据来自 2001—2018 年的《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国对外经济统计年鉴》、各省市相应年份统计年鉴，缺失年份数值采用插值法由前后年份平均值替代。各变量描述性统计特征如表 1。

表 1　各变量的描述性统计

变量符号	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
theil	泰尔指数	0.122	0.057	0.020	0.294
cjrlzb	初级农村人力资本	2.394	0.466	1.051	3.593
zjrlzb	中级农村人力资本	4.676	0.981	1.848	6.820
gjrlzb	高级农村人力资本	0.319	0.280	0.022	2.249
pergdp	经济发展水平	2.178	1.576	0.265	8.958
ruralFDI	农业外商直接投资	7.449	8.482	0.020	46.649
cyjgsj	产业结构升级	2.279	0.183	1.266	2.756
townlevel	城镇化	0.496	0.148	0.239	0.879
ruralrev	财政支农支出	0.020	0.016	0.003	0.090
jinrong	金融发展水平	2.735	1.067	1.288	8.131

三、实证结果及分析

（一）空间效应的存在性检验

1. 全局空间自相关性检验

表 2 列示了基于二元邻接矩阵、地理距离权重矩阵计算得到的 2000—2017 年我国 30 个省份的城乡收入差距、初级农村人力资本、中级农村人力资本、高级农村人力资本 Moran I 指数的变化情况（为节省篇幅仅列出了双年份的 Moran I 指数值）。由表可知，除了高级农村人力资本 Moran I 指数的 P 值在早期的 2001、2002 年不显著外，其他三个变量的 Moran I 指数 P 值在所有年份至少在 5% 水平以上显著，都存在全局空间自相关。因此，可以看出城乡收入差距与农村人力资本在空间分布上并非是随机的，而是具有显著正向的空间关联性。

表 2　不同空间权重矩阵下城乡收入差距、农村人力资本结构全局莫兰指数及其检验

年份	城乡收入差距		初级农村人力资本		中级农村人力资本		高级农村人力资本	
	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离
	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I
2000	0.624***	0.428***	0.318***	0.247***	0.517***	0.439***	0.176*	0.162**
	(5.390)	(4.844)	(3.083)	(3.148)	(4.561)	(5.013)	(1.831)	(2.188)
2002	0.631***	0.452***	0.447***	0.352***	0.255**	0.297**	0.188*	0.099
	(5.447)	(5.091)	(4.050)	(4.156)	(2.410)	(2.401)	(1.828)	(1.406)
2004	0.581***	0.430***	0.454***	0.328***	0.453***	0.386***	0.249**	0.190**
	(5.074)	(4.899)	(4.160)	(3.946)	(4.059)	(4.484)	(2.385)	(2.419)
2006	0.553***	0.460***	0.438***	0.311***	0.468***	0.408***	0.188*	0.256***
	(4.823)	(5.198)	(3.940)	(3.688)	(4.152)	(4.677)	(1.918)	(3.213)
2008	0.560***	0.466***	0.500***	0.360***	0.440***	0.378***	0.288***	0.345***
	(4.864)	(5.239)	(4.451)	(4.202)	(3.962)	(4.403)	(2.754)	(4.148)
2010	0.543***	0.463***	0.430***	0.330***	0.428***	0.374***	0.130**	0.216***
	(4.734)	(5.215)	(3.939)	(3.948)	(3.875)	(4.384)	(2.428)	(2.775)

年份	城乡收入差距		初级农村人力资本		中级农村人力资本		高级农村人力资本	
	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离
	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I	Moran I
2012	0.537***	0.445***	0.371***	0.233***	0.411***	0.329***	0.146*	0.144*
	(4.691)	(5.033)	(3.378)	(2.850)	(3.721)	(3.882)	(1.792)	(1.879)
2014	0.538***	0.459***	0.373***	0.292***	0.392***	0.362***	0.315***	0.387***
	(4.734)	(5.213)	(3.376)	(3.460)	(3.493)	(4.156)	(2.872)	(3.186)
2016	0.555***	0.454***	0.370***	0.337***	0.378***	0.364***	0.268**	0.272***
	(4.864)	(5.161)	(3.381)	(3.970)	(3.417)	(4.219)	(2.500)	(3.235)

注：上表给出 Moran I 指数值，括号内为显著性检验 z 值，*、** 和 *** 分别表示指数值在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

2. 局域空间自相关性检验

图 1、图 2、图 3、图 4 分别代表城乡收入差距、初级农村人力资本、中级农村人力资本及高级农村人力资本的局域莫兰指数散点图，依逆时针方向被分为高高集聚（high－high）、低高集聚（low－high）、低低集聚（low－low）和高低集聚（high－low）四个象限，分别表示以上四个变量的四种空间相关性。囿于篇幅所限，本文选用了 2 个具有代表性的年份（2000、2016）的局域莫兰指数散点图进行比较分析，来具体反映城乡收入差距及农村人力资本结构在 2000—2017 年之间的空间分布动态变化。

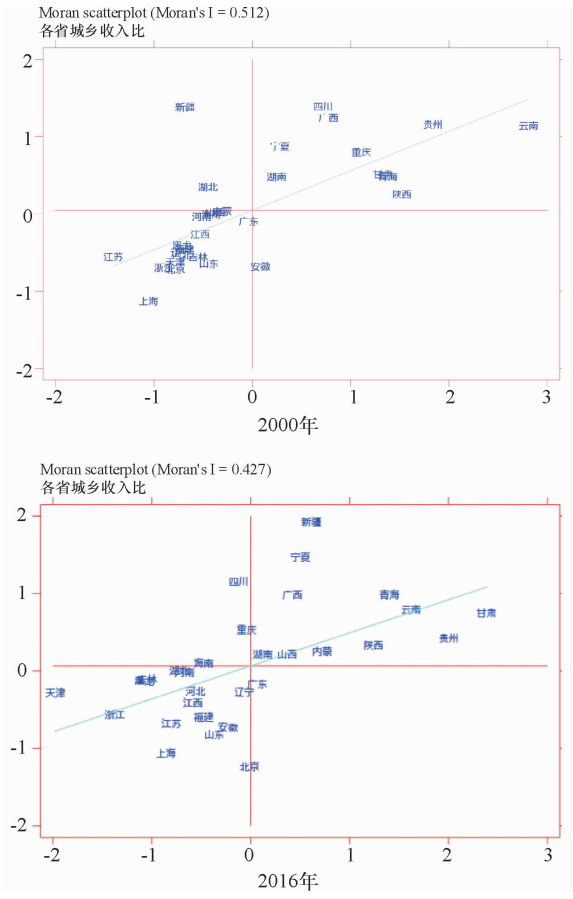


图 1　2000、2016 年城乡收入差距 MORAN I 散点图

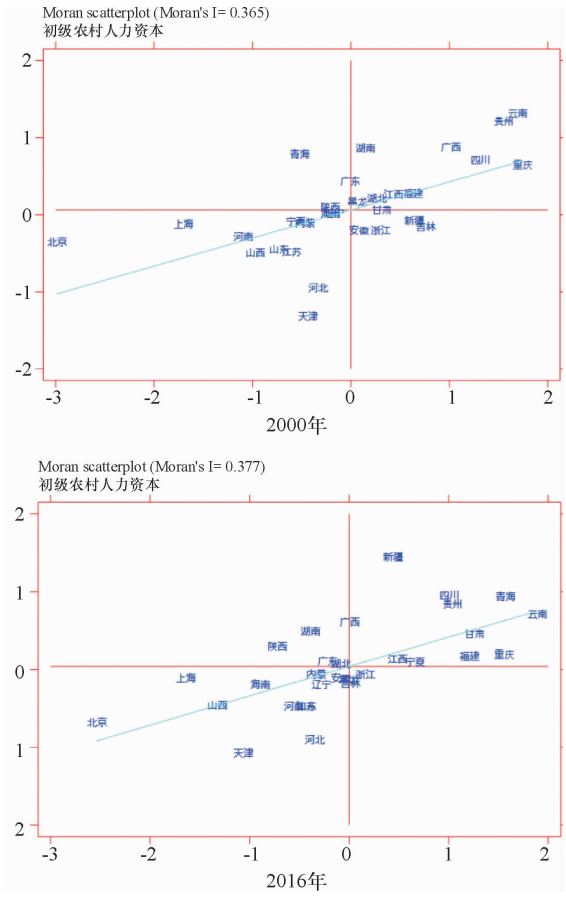


图 2　2000、2016 年初级农村人力资本 MORAN I 散点图

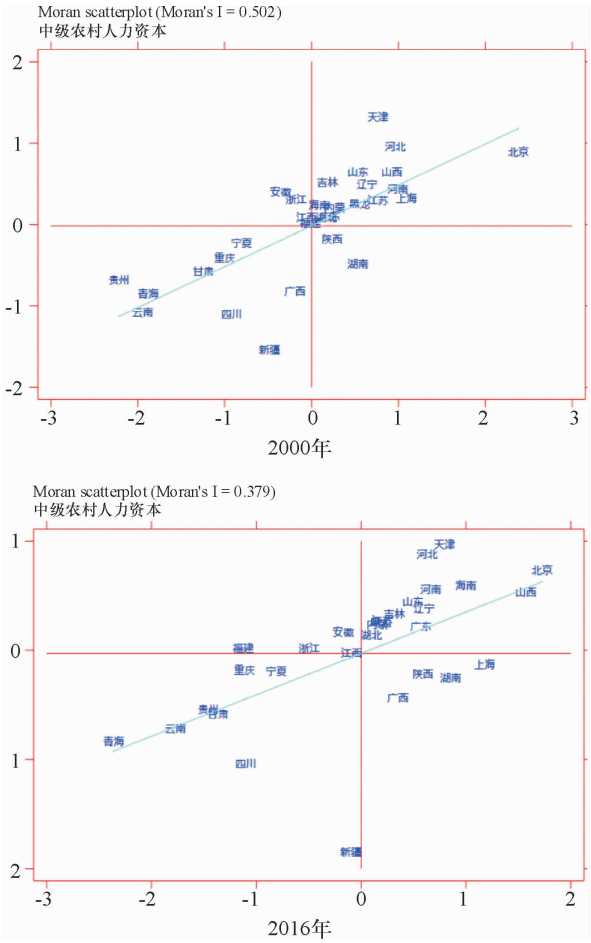


图 3　2000、2016 年中级农村人力资本 MORAN I 散点图

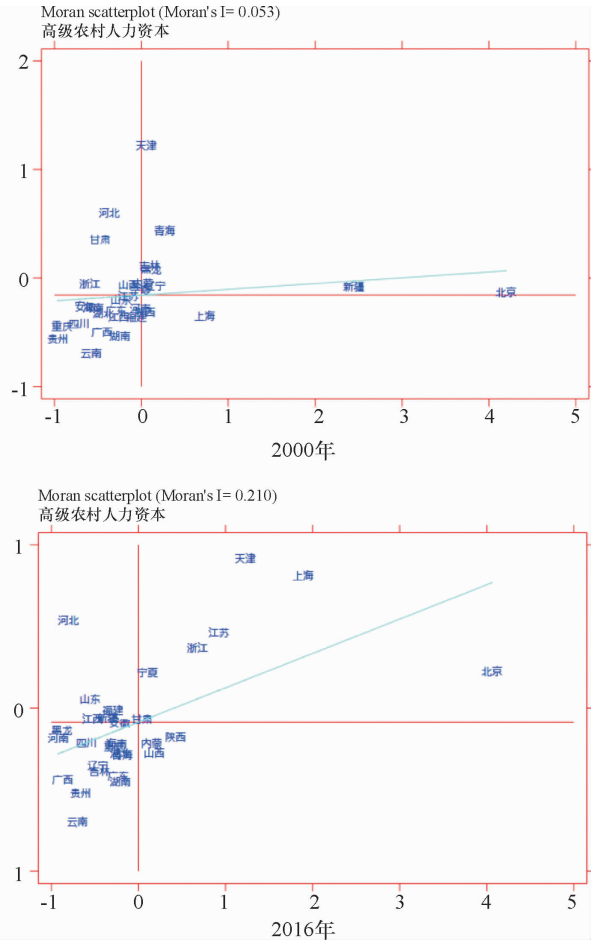


图 4　2000、2016 年高级农村人力资本 MORAN I 散点图

由图 1 的城乡收入差距莫兰指数散点图可知，虽然历经 18 年的时间跨度，但是除了新疆、四川、广东、安徽、湖北、湖南、河南之外，绝大多数省份始终位于第一、三象限。具体来讲，以陕西、宁夏、青海、甘肃、内蒙古为代表的西北部省份及以广西、云南、贵州为代表的西南部省份处于第一象限，组成城乡收入差距的高高集聚区，说明省份城乡收入差距收敛的空间溢出效应为正；而除了广东省之外的所有东部省份、东北三省及其他中部省份则处于第三象限，形成城乡收入差距的低低集聚区，低值省份被周围相应低值省份包围。因此，可见局域莫兰指数散点图直观表明城乡收入差距存在显著的正向空间集聚效应，在各省份之间存在高高集聚或低低集聚。城乡收入差距的这种空间集聚效应特征意味着其与区域经济发展水平存在紧密联系：经济发展水平相对比较差的西部地区城乡收入差距显著，经济发展水平高的东部省份城乡收入差距反而比较小。

接着深入分析农村人力资本结构的局域空间相关性的动态变化。首先来看初级农村人力资本的莫兰指数散点图（见图 2），比较其 2000 至 2016 年的动态变化，发现绝大多数省份散点落于第一、第三象限，其中处于高高集聚区的第一象限大多数为西部省份，说明这些省份的初级农村人力资本所占比例相对比较高；而处于低低集聚区的第三象限大多数为东南部沿海、京津冀省份，说明这些省份的初级农村人力资本占比较低。其次来比较分析图 3 的中级农村人力资本的莫兰指数散点图，由图可见，虽然绝大多数省份散点落于第一、第三象限，存在显著的正向空间集聚效应，但

是中级农村人力资本的局域空间相关性分布特征与初级农村人力资本呈现明显差异:位于第一象限的省份包括山东、北京、天津、吉林、辽宁、山西、海南、广东、江苏、内蒙古、湖北等,其中既有发达省份,也有不发达省份,而不再是局限于西部省份,但是这些省份中绝大多数省份的现代农业比较发达,对"懂农业、爱农村、爱农民"的高素质人力资本有广泛需求,逐渐形成农村人力资本集聚的人才高地,因此中级农村人力资本所占比例相对比较高。最后来看高级农村人力资本的莫兰指数散点图动态变化。通过比较图4的2000、2016年的莫兰指数散点图,发现高级农村人力资本局域空间相关性分布与初级、中级农村人力资本又呈现出不一样的特征:在2000年时,虽然大多数省份的散点分布在第一、第三象限,还是表现出比较明显的空间正相关性,但是位于第一象限高高集聚区的省份寥寥无几,只有北京、天津、新疆、吉林、辽宁、黑龙江6个省份高级农村人力资本相对比较多,集中位于东北及京津冀地区,而其他绝大多数省份高级农村人力资本非常稀缺;然而,到了2016年,处于第一象限高级农村人力资本高高集聚区的省份转变为北京、天津、浙江、上海、江苏、宁夏6个省份,集中位于长三角及京津冀地区,高级农村人力资本集聚区从之前的东北地区向长三角地区动态转移,东北三省面临严重的高素质农村人力资本流失困境。当然,有一点还是没有多大改变,就是其他绝大多数省份高级农村人力资本依然稀缺。总之,上面的图1、图2、图3、图4的莫兰指数散点图表明我国的城乡收入差距、农村人力资本结构呈现出显著的空间相关性。

(二)空间面板计量模型选择

在验证存在空间相关性之后,下面进一步选择最优的空间面板计量模型。本文首先根据空间极大似然估计中的LM(error)、Robust LM(error)、LM(lag)、Robust LM(lag)方法,在SLM和SEM模型中进行检验。如果LM(lag)与LM(error)相比更加显著,SLM模型更加适用;反之,选择SEM模型。若两者均显著,继续对Robust LM(lag)和Robust LM(error)进行判断,方法同前。若两者也均显著,则选用SDM模型。其次,根据Wald检验判断SDM模型是否可简化为SLM或SEM模型,如果Wald检验结果显著,则拒绝可简化为SLM或SEM模型的原假设,采用SDM模型。检验结果见表3。

表3 空间面板模型的LM检验、Wald检验及Hausman检验结果

模型	模型1(初级农村人力资本)		模型2(中级农村人力资本)		模型3(高级农村人力资本)	
	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离	邻接矩阵	地理距离
LM(error)	416.436***	92.706***	430.207***	101.591***	414.519***	93.153***
Robust LM(error)	485.032***	106.491***	502.358***	114.746***	481.902***	105.921***
LM(lag)	15.286***	2.949*	14.021***	11.909*	14.615***	3.279*
Robust LM(lag)	83.882***	16.734***	86.172***	15.065***	81.997***	15.047***
Wald spatial lag	18.38***	12.65**	27.67***	20.83***	22.65***	22.65***
Wald spatial error	19.13***	20.31***	31.68***	31.10***	24.43***	24.43***
Hausman	56.82***	44.53***	88.91***	159.28***	62.94***	51.46***

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的统计水平上显著。

表3给出了邻接矩阵、地理距离空间权重矩阵设定下初级、中级及高级农村人力资本3个模型的LM空间相关性检验结果,可知LM(error)、Robust LM(error)、LM(lag)和Robust LM(lag)检验统计量至少在10%的水平上显著,说明采用SDM模型更加适当。SLM模型和SEM模型的Wald检验均至少在5%水平上显著,拒绝原假设,表明空间杜宾模型不能够简化为SLM模型或SEM模型。所以综合来看,选用SDM模型来进行实证分析是最佳选择。

然后进行 Hausman 检验判断是选择固定效应模型还是随机效应模型。如表 3 所示，3 个模型的 Hausman 检验值均为正，且均在 1% 的统计水平上显著，应拒绝随机效应模型有效的原假设。因而，最终采用固定效应 SDM 模型。

（三）基于 SDM 模型的空间效应分析

1. 建立空间面板模型

经过上述相关检验，选择基于二元邻接矩阵的 SDM 模型建立空间面板模型，进行初级、中级及高级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分析，具体空间计量方程如下：

$$theil_{it} = \rho_1 Wtheil_{it} + \beta_1 Lncjrlzb_{it} + \theta_1 WLncjrlzb_{it} + \gamma_1 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$theil_{it} = \rho_2 Wtheil_{it} + \beta_2 Lnzjrlzb_{it} + \theta_2 WLncjrlzb_{it} + \gamma_2 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$theil_{it} = \rho_3 Wtheil_{it} + \beta_3 Lngjrlzb_{it} + \theta_3 WLncjrlzb_{it} + \gamma_3 X_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式（7）、（8）、（9）中，被解释变量 theil 代表城乡收入差距，核心解释变量 cjrlzb、zjrlzb、gjrlzb 分别代表初级、中级及高级农村人力资本，下标 i 代表省份，t 代表年份。W 是空间权重矩阵，Wtheil 代表被解释变量 theil 的空间滞后项，ρ 代表空间自相关系数。WLncjrlzb、WLncjrlzb、WLncjrlzb 分别代表初级、中级及高级农村人力资本的空间滞后项，X_{it} 代表所有控制变量，β、θ、γ 分别为变量的影响系数，v_i 与 v_t 分别代表个体固定效应及时间固定效应，ε_{it} 代表随机扰动项。实证结果表 4 所示。

2. 模型估计结果分析

表 4 报告了邻接矩阵下异质性农村人力资本对城乡收入差距影响的空间杜宾模型固定效应估计结果。其中，模型 1、模型 3、模型 5 分别代表初级农村人力资本、中级农村人力资本及高级农村人力资本作为核心解释变量的回归结果，而模型 2、模型 4、模型 6 分别代表初级、中级及高级农村人力资本作为核心解释变量且加入控制变量的回归结果。

由回归结果的 R^2 及对数似然值比较可知，加入控制变量之后模型的解释力度更强。所有模型的空间自回归系数 ρ 均在 1% 水平上显著为正，说明各省之间城乡收入差距存在显著的空间自相关性及空间溢出效应。

首先来考察表 4 核心解释变量初级、中级及高级农村人力资本的回归结果。模型 1、2 显示初级农村人力资本及其空间项的回归系数为负但是并不显著，说明初级农村人力资本对城乡收入差距的直接影响及间接影响都不显著，并不能有效缩小城乡居民收入差距；模型 3、4 显示中级农村人力资本及其空间项的回归系数为负且在至少 5% 水平上显著，而且空间项的回归系数远大于直接效应的回归系数，表明中级农村人力资本能够有效地缩小本区域及邻近区域的城乡居民收入差距；由模型 5、6 高级农村人力资本及其空间项的回归系数来看，其对本区域及邻近区域的城乡居民收入差距有较明显的收敛作用，但是影响效应相比于中级农村人力资本小了许多。

再来看其他控制变量的回归结果，农业外商直接投资及城镇化水平对城乡收入差距产生扩大作用，产业结构优化升级恶化了本地区的城乡收入差距，然而却能够缩小邻近区域的城乡收入差距；经济发展水平、金融发展对城乡收入差距的影响都不显著。但是，表 4 的异质性农村人力资本对城乡收入差距影响的空间效应仅为粗略的估计结果，更精确的估计必须要对各变量进行直接效应、间接效应的空间效应分解。

表4 异质性农村人力资本对城乡收入差距影响的空间效应估计结果

变量名称	（初级农村人力资本）		（中级农村人力资本）		（高级农村人力资本）	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵
lncjrlzb	-0.059	-0.021				
	(-1.60)	(-0.56)				
lnzjrlzb			-0.122***	-0.070**		
			(-3.37)	(-2.02)		
lngjrlzb					-0.018**	-0.019**
					(-2.42)	(-2.45)
lnpergdp		-0.167***		-0.144***		-0.149***
		(-5.36)		(-4.65)		(-4.83)
lnruralFDI		-0.019***		-0.019***		-0.020***
		(-4.38)		(-4.42)		(-4.40)
townlevel		-0.150*		-0.158**		-0.117*
		(-1.86)		(-2.12)		(-1.79)
cyjgsj		0.060***		0.068***		0.066***
		(2.67)		(3.05)		(2.94)
jinrong		0.006		0.007		0.012
		(0.90)		(0.96)		(1.61)
ruralrev		-0.329		-0.315		-0.556
		(-0.79)		(-0.77)		(-1.36)
W*lncjrlzb	-0.181	-0.121				
	(-1.19)	(-0.76)				
W*lnzjrlzb			-0.567***	-0.357***		
			(-4.11)	(-2.62)		
W*lngjrlzb					-0.093***	-0.044**
					(-3.22)	(-2.14)
W*lnpergdp		-0.094		0.006		-0.035
		(-0.71)		(0.05)		(-0.27)
W*lnruralFDI		-0.056***		-0.063***		-0.051**
		(-2.41)		(-2.78)		(-2.20)
W*townlevel		-1.035**		-1.101***		-0.863*
		(-2.29)		(-2.47)		(-1.89)
W*cyjgsj		-0.518***		-0.407***		-0.495***
		(-4.52)		(-3.46)		(-4.36)
W*jinrong		-0.015		-0.018		0.015
		(-0.43)		(-0.52)		(0.42)
W*ruralrev		-0.282		-0.432		-0.557
		(-1.14)		(-1.35)		(-1.45)
Adjust R^2	0.284	0.335	0.489	0.538	0.462	0.541
Log-likelihood	859.464	918.711	872.076	923.778	865.105	921.810
ρ	0.579***	0.337***	0.418***	0.223***	0.506***	0.302***
	(5.40)	(2.69)	(3.48)	(4.74)	(4.49)	(2.75)

注：*、**、*** 分别代表在10%、5%、1%的显著性水平上拒绝原假设；括号内为t值，下表同。

3. 空间效应分解

为更精确地深入考察初级、中级、高级农村人力资本对中国城乡收入差距影响的边际效应，将空间效应进行进一步分解为直接效应和间接空间溢出效应。其中，直接效应反映核心解释变量和其他控制变量对本地城乡收入差距的影响，而间接效应则是本地区核心解释变量和其他控制变量对邻近地区城乡收入差距的影响。各变量空间效应分解结果具体见表 5、表 6、表 7。

表 5　初级农村人力资本对城乡收入差距影响的空间效应分解

变量名称	直接效应		间接效应		总效应	
	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵
lncjrlzb	-0.071	-0.024	-0.201	-0.104	-0.272	-0.128
	(-1.62)	(-0.65)	(-1.26)	(-0.92)	(-1.53)	(-1.04)
lnpergdp		-0.175***		-0.112		-0.287***
		(-6.46)		(-1.27)		(-2.92)
lnruralFDI		-0.021***		-0.043***		-0.064***
		(-4.00)		(-2.23)		(-2.82)
townlevel		-0.195*		-0.751**		-0.946***
		(-1.71)		(-2.40)		(-2.72)
cyjgsj		0.049***		-0.339***		-0.289***
		(1.97)		(-3.73)		(-2.83)
jinrong		0.006		-0.011		-0.005
		(0.89)		(-0.42)		(-0.16)
ruralrev		-0.386		-0.114		-0.501
		(-0.95)		(-1.18)		(-1.34)

首先考察初级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分解（表 5）。由表 5 可知，初级农村人力资本对城乡收入差距的直接效应、间接效应影响系数分别为 -0.024、-0.104，均未通过至少 10% 的显著性水平检验，说明初级农村人力资本对缩小本地区及邻近区域的城乡收入差距极为有限，其主要原因是初级农村人力资本劳动力接受过的最高教育水平只是初中毕业学历，其中还有一部分是文盲半文盲，其综合素质及能力较差，多为低端非技能劳动力，只能获得低于社会平均收入水平的收入，因此初级农村人力资本对本地区的城乡收入差距的影响不显著；基于类似的原因，初级农村人力资本并不能给邻近地区带来知识及技能的溢出或分享，所以也不存在明显的间接空间溢出效应。

表 6　中级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分解

变量名称	直接效应		间接效应		总效应	
	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵
lnzjrlzb	-0.141***	-0.076**	-0.460**	-0.241***	-0.601***	-0.317***
	(-4.02)	(-2.18)	(-4.97)	(-2.95)	(-6.08)	(-3.48)
lnpergdp		-0.148***		-0.023		-0.170***
		(-5.57)		(-0.28)		(-1.91)
lnruralFDI		-0.020***		-0.043***		-0.063***
		(-4.09)		(-2.45)		(-3.08)
townlevel		-0.193*		-0.730***		-0.923***
		(-1.75)		(-2.58)		(-3.01)
cyjgsj		0.064***		-0.244***		-0.179**
		(2.59)		(-2.87)		(-2.09)
jinrong		0.007		-0.012		-0.006
		(0.96)		(-0.53)		(-0.22)
ruralrev		-0.346		-0.064		-0.410
		(-0.85)		(-1.33)		(-1.15)

其次考察中级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分解(表6)。由表可知,中级农村人力资本对城乡收入差距存在显著为负的空间直接效应及间接效应:当中级农村人力资本提高1%,导致本地区城乡收入差距在5%显著性水平上缩小0.076%,并且会使邻近地区的城乡收入差距在1%显著性水平上缩小-0.241%。可见,无论是在本地还是对邻近地区,中级农村人力资本都能够显著缩小城乡收入差距,且其间接空间溢出效应远大于本地直接效应。可能的原因是中级农村人力资本劳动力接受过高中或中专的教育或专业技能培训,具备较强的综合素质及能力,自身的人力资本高,多属于技能劳动力,能够获得高于社会平均收入水平的收入,且目前中级农村人力资本劳动力所占比例在三种农村人力资本中是最高的,因此中级农村人力资本能够显著缩小本地区城乡收入差距;而且,在新型城镇化、新农村建设、乡村振兴战略的大力推动下,包括土地、农村人力资本等农村生产要素的跨区域高效率市场化流转、流动已经成为新常态,具备较强竞争力及适应能力的中级农村人力资本在寻找更高回报、降低成本的动机驱使下到邻近地区成为专业大户、成为家庭农场、农民合作社、农业企业等新型农业经营主体,并通过"扩散效应"、"要素流动效应"、"学习模仿效应"等空间溢出机制将相关新知识、新技能扩散溢出到邻近地区的农民群体,从而能够有效地缩小邻近地区的城乡收入差距。

表7 高级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分解

变量名称	直接效应		间接效应		总效应	
	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵	邻接矩阵
lngjrlzb	-0.022***	-0.019**	-0.083***	-0.035*	-0.106***	-0.055**
	(-2.99)	(-2.54)	(-3.85)	(-1.68)	(-4.43)	(-2.28)
lnpergdp		-0.154***		-0.059		-0.214
		(-5.79)		(-0.69)		(-2.23)
lnruralFDI		-0.021***		-0.038**		-0.059***
		(-3.99)		(-2.08)		(-2.73)
townlevel		-0.154**		-0.133**		-0.287**
		(-2.15)		(-2.23)		(-2.18)
cyjgsj		0.057***		-0.314***		-0.256**
		(3.79)		(-3.57)		(-2.60)
jinrong		0.013*		-0.011		0.002
		(1.76)		(0.41)		(0.79)
ruralrev		-0.613		-0.333		-0.946
		(-1.64)		(-0.58)		(-0.70)

再次,考察表7高级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分解可以看出,其直接效应的影响系数为0.019,在5%水平上显著,而间接效应的影响系数为0.035,在10%水平上显著,可见,高级农村人力资本既能够有效缩小本区域的城乡收入差距,也能够通过空间溢出效应显著缩小邻近区域的城乡收入差距,而且通过比较影响系数发现其空间溢出效应比直接效应大了近1倍。但是与中级农村人力资本对城乡收入差距的直接效应及间接效应比较来看,其影响系数及显著性却远远不如后者,这有悖于我们的预期及常规认识,因为高级农村人力资本劳动力至少接受过大专以上的高等教育,其综合素质与知识储备要高于中级农村人力资本劳动力,按照正常推理,高级农村人力资本对城乡收入差距的影响效应应该是最优的。可能的原因如下:第一,我国高级农村人力资本在三种农村人力资本占比最低。由于历史原因我国长期实行经济上偏向于城市的一系列制度和政策,形成城乡分割的二元经济体制,导致农村高素质人才向非农领域、城市流失现象严重,农村人才梯队存在断层,高层次、高素质人才极度短缺。从统计数据来看,农村人力资本中接受大专以上高等教育占比超过5%的省份只有北京、天津、浙江、上海、江苏5个省份,绝大多数省

份接受大专以上高等教育的农村人力资本占比低于 3%；第二，正因为我国高级农村人力资本匮乏，既不能有效形成资源集中的集聚效应，也难以像中级农村人力资本那样通过“扩散效应”、“要素流动效应”、“学习模仿效应”等空间溢出机制将相关知识、技能广泛扩散溢出到本地区及邻近地区。前文的 2016 年高级农村人力资本 Moran I 散点图（图 4）也揭示只有北京、天津、浙江、上海、江苏、宁夏 6 个省份处于第一象限的高高集聚区，空间溢出效应极为有限。因此，在目前这种综合条件制约下，高级农村人力资本缩小城乡收入差距的作用机制无法有效运转，效果大打折扣。

最后，依次对其他控制变量的直接效应和间接效应进行精简的比较分析。

（1）直接效应。经济发展水平、城镇化水平及农业外商直接投资的提高都能够显著缩小本地区的城乡收入差距，这是符合预期的。产业结构升级却显著扩大了城乡收入差距，其原因是产业结构升级本来就是重点发展第二及第三产业，扩大第二及第三产业在国民经济中的比例，这势必会对“三农”的发展带来一系列负面影响，最终扩大了城乡收入差距。而金融发展水平对本地区城乡收入差距的影响并不显著，可能原因是银行等金融机构本性是嫌贫爱富，农业是投资较大、见效慢、利润低的弱质产业，在市场化机制运作下会基于利润最大化的目标，偏爱投资于回报周期短、利润更高的非农业领域。财政支农支出是政府用来扶持“三农”发展的财政资金，但是其总体规模不大，相对于“三农”发展需要的庞大资金来说是杯水车薪，因此其对城乡收入差距的影响也不显著。

（2）间接效应。城镇化水平及农业外商直接投资的间接效应在 5% 水平上显著，即能够通过空间溢出效应有效缩小邻近地区的城乡收入差距，符合预期；基于前文类似理由，金融发展水平及财政支农支出对本地区城乡收入差距的影响都不显著，因此也就更加难以辐射至邻近区域，其间接效应不显著。产业结构升级的间接效应与直接效应完全相反，能够显著缩小城乡收入差距，这个研究结论与范兆媛、黄犨[①]的完全一致，可能的原因是发达地区的产业结构升级通过“扩散效应”、“学习模仿效应”等空间溢出机制扩散到邻近落后地区，从而能够显著促进其“三农”发展，从而有效缩小城乡收入差距。

（四）稳健性检验

为了验证本文实证结果的稳健性，采用地理距离空间权重矩阵替代二元邻接矩阵，基于 SDM 模型再次进行初级、中级及高级农村人力资本对城乡收入差距的空间效应分解（表 8）。表 8 显示，初级农村人力资本对城乡收入差距的直接效应、间接效应影响系数均不显著，中级农村人力资本、高级农村人力资本对城乡收入差距的直接效应、间接效应影响系数为负，至少在 5% 水平上显著缩小本地区及邻近地区的城乡收入差距。城镇化水平、经济发展水平与农业外商直接投资依然显著缩小城乡收入差距，而金融发展及财政支农支出对城乡收入差距效果不显著，产业结构升级的直接效应显著为正，间接效应显著为负。与表 5、表 6、表 7 的相应结果进行比较，发现除了影响系数大小略有变化之外，其影响方向及显著性基本上没有大的变化，证明了实证结果及结论的稳健性。

四、结论及政策建议

本文基于 2000—2017 年的省级面板数据，采用空间杜宾模型实证分析农村人力资本结构对城乡收入差距的空间效应，结论如下：（1）我国城乡收入差距存在显著正向空间集聚效应，在各省份之间存在高高集聚或低低集聚，并且这种空间集聚效应与区域经济发展水平紧密相关；（2）我国初级、中级、高级农村人力资本的正向空间集聚效应特征呈现明显空间差异：初级农村人力资本的高

① 范兆媛，黄犨. 新型城镇化、产业结构与城乡收入差距的空间效应研究[J]. 南京邮电大学学报（社会科学版），2018（3）：48－59.

表8 稳健性检验:地理距离空间权重矩阵下空间效应分解

变量名称	直接效应			间接效应			总效应		
lncjrlzb	0.002			-0.009			-0.007		
	(0.15)			(-0.09)			(-0.07)		
lnzjrlzb		-0.041***			-0.128***			-0.169***	
		(-4.57)			(-3.52)			(-3.89)	
lngjrlzb			-0.012***			-0.078**			-0.090***
			(-5.32)			(-2.52)			(-2.78)
lnpergdp	-0.033***	-0.033***	-0.027***	0.146	0.122	0.179	0.114*	0.099**	0.152*
	(-4.72)	(-4.91)	(-4.17)	(0.69)	(1.01)	(1.47)	(1.84)	(2.03)	(1.75)
lnruralFDI	-0.004**	-0.003**	-0.004**	-0.015***	-0.020**	-0.023**	-0.019***	-0.023***	-0.028***
	(-2.39)	(-2.36)	(-2.49)	(-2.22)	(-2.13)	(-2.44)	(2.78)	(-2.73)	(-2.77)
townlevel	-0.116***	-0.106***	-0.094***	-0.964**	-0.711**	-0.642**	-1.080***	-0.817***	-0.736***
	(3.96)	(-3.84)	(-3.49)	(-2.44)	(-2.41)	(-2.21)	(-2.65)	(-2.69)	(-2.96)
cyjgsj	0.038***	0.088***	0.041***	-0.302*	-0.324***	-0.293*	-0.264*	-0.236**	-0.252**
	(3.94)	(4.38)	(4.66)	(1.70)	(2.14)	(1.91)	(1.84)	(-2.29)	(2.08)
jinrong	0.007	0.007	0.004*	-0.073	-0.062	-0.039	-0.066	-0.055	-0.035
	(1.15)	(-1.36)	(-1.86)	(0.98)	(-0.61)	(-1.49)	(-0.49)	(0.89)	(-0.47)
ruralrev	0.186	0.239	0.177	-0.546	-0.390	0.539	-0.307	-0.057	0.716
	(1.60)	(1.35)	(1.14)	(-0.37)	(-0.37)	(0.47)	(-0.34)	(-0.14)	(0.61)

高集聚区大多数为西部省份,中级农村人力资本的高高集聚区大多数为现代农业相对比较发达的省份,而高级农村人力资本的高高集聚区经历从东北、京津冀地区向长三角地区动态转移,绝大多数省份高级农村人力资本非常稀缺;(3)中级、高级农村人力资本都能够显著缩小本地区及邻近地区的城乡收入差距,但中级农村人力资本的作用更大,而初级农村人力资本对城乡收入差距的影响不显著。

基于以上研究结论,提出相应的对策建议:

首先,优化农村人力资本的内部结构,推进农村人力资本结构高级化。前文的实证分析表明中级、高级农村人力资本对缩小城乡收入差距作用显著,且有显著的空间溢出效应。所以,政府应该采取多元化、高效的政策措施大力提升农村中级、高级农村人力资本占比,具体措施如下:加大政府财政资金对农村中等、高等职业教育和职业培训方面的投入,构建引导农民进行高级别人力资本投资的激励机制,提升农村人力资本总体质量;基于乡村振兴战略深化农村生产要素市场化改革,以市场为基础盘活乡村现有土地、农村人力资本、固定资产等农村生产要素,优化农村创业和就业环境,快速提高农村生产要素的市场回报率,从而鼓励并吸引城镇高质量人力资本等现代化生产要素通过工商资本下乡、大学生返乡创业、新型农业经营主体等方式进入"三农"领域,为促进乡村振兴、开展现代农村生产经营不断引入高素质新鲜"血液",促进农村人力资本深化,为"三农"发展及乡村振兴提供源源不断的强大、可持续的内生驱动力,缩小城乡人力资本差距,最终有效缩小城乡收入差距。

其次,动态优化农村人力资本的空间布局,促进东部与中西部人力资本的良性互动。实证结论揭示我国农村人力资本除了存在高素质农村人力资本数量偏少的问题之外,其实高素质农村人力资本在空间分布上也极不均衡,目前主要集中分布于长三角、京津冀等经济发达区域,这些省份的现代农业相对发达、城乡收入差距小,而那些城乡收入差距严重、"三农"发展滞后的中西部省份高素质人力资本存量匮乏,又囿于劳动力要素市场既有体制制约且没有足够的吸引力从发达省份引进中级、高级农村人力资本,可谓雪上加霜。因此,应当基于国家利益最大化的长远目标,放开对中高级人力资本在户籍、落户方面的限制,打破区域间劳动力和人才流动障碍,动态优化我国农村人力资本的空间布局;促进发达省份与落后省份在高素质农村人力资本培养上进行合作,采取

倾斜式激励政策促进中级、高级农村人力资本向中西部省份“三农”发展相对突出的县市集聚，新建一批现代农业集聚区、现代高效农业产业园等农业示范区，利用高素质农村人力资本把这批农业示范区打造为成功样板示范工程，进一步充分利用高素质农村人力资本的显著空间外溢效应在邻近省市复制已有的成功经验新建更多现代农业示范区，通过中级、高级农村人力资本空间外溢效应由点到面的扩散及辐射，形成促进中西部省份“三农”抱团式发展的良性循环，有效促进乡村振兴及农民收入提高，缩小城乡收入差距。

最后，充分发挥经济发展水平、城镇化及农业外商直接投资在缩小城乡收入差距中的显著作用。前文的莫兰指数散点图揭示经济发展水平越高的省份其城乡收入差距反而越小，因此，大力促进本地区经济快速发展能够自动消除城乡收入差距；充分利用城镇化及农业外商直接投资在缩小城乡收入差距中显著的直接效应及空间溢出效应特征，尤其要采取有效政策措施推进中西部地区的城镇化，激励农业外商直接投资选择投入到落后省份的“三农”领域，发挥其显著的直接效应及空间溢出效应，缩小城乡收入差距。

参考文献：

[1]BECKER G S. Investment in human capital: a theoretical analysis[J]. Journal of Political Economy, 1962(5):9 - 49.

[2]TINBERGEN J. The impact of education on income distribution[J]. Review of Income and Wealth,1972(18):18 - 22.

[3]HILL E W, WOLMAN H L. Accounting for the change in income disparities between US central cities and their suburbs from 1980 to 1990[J]. Urban Studies,1997(1):43 - 60.

[4]GREGORIO J D, LEE J W. Education and income distribution: new evidence from cross - country data[J]. Review of Income and Wealth, 2002(3):395 - 416.

[5]LARRIVIERE J B, KRONCKE C O. A human capital approach to american indian earnings:the effects of place of residence and migration[J]. The Social Science Journal, 2004(2):209 - 224.

[6]SICULAR T, XIMING Y, GUSTAFSSON B, et al. The urban - rural income gap and inequality in China[J]. Review of Income and Wealth, 2007(1):93 - 126.

[7]郭剑雄. 人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J]. 中国社会科学, 2005(3):27 - 37.

[8]陈斌开，张鹏飞，杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界, 2010(1):36 - 43.

[9]温涛，王小华，董文杰. 金融发展、人力资本投入与缩小城乡收入差距——基于中国西部地区 40 个区县的经验研究[J]. 吉林大学社会科学学报,2014(2):27 - 36.

[10]赵芳，杨晓锋. 产业结构、人力资本分布结构与收入差距[J]. 华东经济管理, 2015 (1):37 - 41.

[11]蔡梦云. 产业结构升级、人力资本与城乡收入差距——基于中国省级面板数据的分析[D]. 南昌:南昌大学, 2019.

[12]张一飞. 人力资本对城乡收入差距的作用研究[D]. 北京:首都经济贸易大学, 2018.

[13]FISHMAN A, SIMHON A. The division of labor, inequality and growth[J]. Journal of Economic Growth, 2002(2): 117 - 136.

[14]GLOMM G, KAGANOVIC M. Distributional effect of public education in an economy with public pension[J]. International Economic Review, 2003 (3):917 - 937.

[15]DUMAN A. Education and income inequality in turkey: Does schooling matter? [J]. Financial Theory & Practice, 2008(3):369 - 385.

[16]韩东林，付鹏. 人力资本投入差异与城乡居民收入差距——基于省级面板数据的实证分析[J]. 技术经济与管理研究, 2014(6):28 - 32.

[17]匡远凤. 选择性转移、人力资本不均等与中国城乡收入差距[J]. 农业经济问题,2018(4):23 - 35.

[18]邓菊琼. 农村人力资本投资对城乡收入差距的影响研究[D]. 重庆:西南大学,2019.

[19]刘那日苏,张建江.资源依赖、人力资本与城乡收入差距[J].生态经济,2020(4):163-169.
[20]RAM R. Educational expansion and schooling inequality: international evidence and some implications[J]. The Review of Economics and Statistics, 1990(2):266-274.
[21]RODRIGUEZ P J, LOOMIS R S. A new view of institutions, human capital, and market standardization[J]. Education, Knowledge & Economy, 2007(1):93-105.
[22]KNIGHT J B, SABOT R H. Education expansion and the kuznets effect[J]. American Economic Review, 1983(5): 1132-1136.
[23]LIN C H. Education expansion, educational inequality, and income inequality: evidence from Taiwan, 1976-2003 [J]. Social Indicators Research, 2007(3): 601-615.
[24]刘敏楼.教育、人力资本投资与城乡收入差距[J].现代管理科学,2008(2):47-49.
[25]张辉,易天.分级教育、人力资本与中国城乡收入差距[J].广西社会科学,2017(11):200-205.
[26]范晓莉,崔艺苧. 异质性人力资本、基础设施与城乡收入差距——基于新经济地理视角的理论分析与实证检验[J].西南民族大学学报(人文社科版), 2018 (11):106-116.
[27]张志新,罗叶,刘名多.技术创新、人力资本对中国城乡收入差距的空间溢出效应研究[J].昆明理工大学学报(社会科学版),2018(5):43-51.
[28]胡志高,曹建华,龙慧.农村人力资本转移扩大了城乡收入差距吗——基于水平效应、自溢出效应和逆溢出效应视角的分析[J].农业技术经济,2018(11):30-43.
[29]姚旭兵,罗光强,宁瑞芳.人力资本结构影响新型城镇化的门槛效应[J].城市问题, 2017(2):4-13.
[30]孙婧.人力资本与全要素生产率[D].上海:复旦大学,2013

Rural Human Capital, Spatial Effects and Urban-Rural Income Gap

YAO Xu-bing, DENG Xiao-xia
(*School of Finance, Chongqing Three Gorges University, Chongqing* 404121, *China*)

Abstract: Based on provincial panel data from 2000 to 2017, the paper uses SDM model to study the spatial effect of rural human capital structure on urban-rural income gap, and further decomposes into direct effects and space spillover effects for comparative analysis. The results show: (1) There is a significant positive spatial agglomeration effect in the urban-rural income gap in China, and it is closely related to the level of regional economic development; (2) The characteristics of the spatial agglomeration effect of primary, intermediate and senior rural human capital show obvious spatial heterogeneity: The majority of primary rural human capital is concentrated in western provinces, the intermediate rural human capital concentrated in provinces where modern agriculture is relatively developed. However, the high concentration of senior rural human capital experienced a dynamic shift from the northeast region to the Yangtze River Delta region; (3) Intermediate and senior rural human capital has significantly reduced the urban-rural income gap in this region and its neighboring areas, but intermediate rural human capital plays a greater role, but the impact of primary rural human capital on the urban-rural income gap is not significant.

Key Words: rural human capital; urban-rural income gap; heterogeneity; spatial effect; SDM model