人力资本投资与农村居民收入增长

刘 魏[a]，张应良[b]，田红宇[a]

（西南大学 a. 经济管理学院；b. 农村经济与管理研究中心，重庆 北碚 400715）

摘 要： 基于 2009 ~ 2014 年我国 31 个省市的统计数据，运用空间时点固定效应的空间杜宾模型（SDM）对人力资本投资和农村居民收入的空间溢出效应及两者关系进行了分析。结果显示：农村人力资本和农村居民收入均具有较强的空间溢出效应；农村人力资本投资对农村居民收入的影响主要来自于人力资本投资的溢出效应，其溢出效应占到总效应的 96.26%。

关键词： 人力资本投资；农村居民收入；空间相关性；空间异质性

中图分类号： F323.6 **文献标识码：** A **文章编号：** 1672 - 0202(2016)03 - 0063 - 13

一、引言

“三农”问题的核心在于农民，而农民问题的核心则在于农民收入。基于新古典经济学，影响经济增长的因素主要有资本（人力资本）、劳动力、制度和技术[1-2]。农民收入增长同样离不开资本、劳动力、制度和技术等要素。但传统意义上的资本、劳动力和制度对农村居民收入增长作用有限，使农民收入水平长期落后于城镇居民收入水平，城乡居民收入差距拉大。从制度因素来说，我国自 20 世纪 70 年代末开启的农村家庭联产承包责任制调动农民积极性、释放农业生产力，增加了农村居民收入。在家庭联产承包责任制兴起的 1978 到 1984 年间，农业经济增长速度由 2.9% 提高到 7.7%，农民收入由 134 元增长到 355 元，家庭联产承包责任对农业产出增长的贡献率约为 47%[3]。可见，以家庭联产承包责任制为内容的农村改革极大地提升了农村居民收入，巩固了农业的国民经济基础地位。但是，家庭联产承包责任制对农业经济增长的激励效应很快便随着改革重心移到城市而趋于下降[4]，随着改革重心由农村转移到城市，城乡收入差距便再次拉大，城乡收入比由 1984 年的 1.71∶1 扩大到 2014 年的 2.92∶1。家庭联产承包责任制的制度红利达到极限[5]。从投资因素来说，固定资产投资过剩现象很严重，投资结构不合理。虽然我国农业投资总额呈历年上升的态势，但农业投资额占全社会固定资产投资总额的比重始终维持在 3% 左右，改变投资结构、提高农业投资额占比将是一个长期的过程。从劳动力因素来说，由于住房、食品、教育、医疗等价格的上涨，以及人口结构的变动，导致工资成本和劳动力成本上涨，人口红利逐渐消失[6]。统计数据显示，我国乡村从业人员逐年下降，依靠劳动力拉动农村居民收入增长的潜力有限。

随着制度红利达到极限、人口红利的下降和投资结构不合理等因素的影响，导致农民收入增长仍然困难、农村经济仍然滞后的局面。研究表明，相比于物质资本，人力资本投资对农村经济发展的作用更大。农业经济学家舒尔茨曾在其《改造传统农业》一书中指出农民进行人力资本投资的重要性，在农业生产增长率的贡献中，农民的素质是最重要的，而土地差别和物质资本差别的重要性则不及人力资本。因此，在国家经济发展由超高速增长转向中高速增长的“新常态”下，对农

收稿日期： 2016 - 01 - 25 **DOI：** 10.7671/j.issn.1672 - 0202.2016.03.008

基金项目： 国家社科基金重大项目（15ZDA023）

作者简介： 刘 魏（1986—），男，湖北利川人，西南大学经济管理学院博士研究生，主要研究方向为农村经济组织与制度。E-mail：582916920@qq.com

民增收途径也不能仅仅依靠投资拉动,技术进步(人力资本)的作用是很重要的。

研究表明,人力资本具有扩散效应[7]。地理经济学认为,不同区域的产业结构调或某产业在不同区域的转移都是符合经济现象的,但不同地区的经济发展水平有高低之分。农村居民收入的增长除了受到本地区资源禀赋的影响,也会受到其他地区资源禀赋的影响。人力资本的扩散也符合这一规律。因此,考察人力资本对农村居民收入是否具有空间溢出效应是有必要的。

二、文献回顾与评述

关于人力资本集聚与收入增长关系的研究,大多数学者主要基于新经济地理学的理论和模型进行研究。罗默构建了人力资本模型,研究收入增长。结论显示除了资本、劳动力的贡献外,技术进步(人力资本)的贡献也是巨大的。当然,大多研究都是基于空间均质的条件假设之下,很难找出空间差异性对收入增长的影响。但研究发现人力资本是存在空间聚集现象的,其对收入增长的影响会因为聚集程度而产生不同的影响[8-9]。人力资本往往聚集在都市区,技能水平较高的工人通常聚集在大都市,在大都市更容易发生知识的外溢,而偏远落后的地区人力资本很匮乏,这表明人力资本存在集聚和外溢现象。Rauch JE 运用美国标准大都市统计调查数据(SMSAs)验证城市人力资本投资水平是否与其本地公共服务相匹配的结论,研究发现拥有高人力资本投资的城市,其工资水平和土地租金均较高[10]。Glaeser,Scheinkman 和 Shleiferll 也证实了受教育程度越高的城市,其经济发展程度会更高[11]。Henderson 运用内生增长经济模型,分析了人力资本投资、城市化及城市经济增长之间的关系问题[12]。Moretti 认为城市人力资本存量的增加可以提高经济产出,直接影响个人生产力,从而发生外溢,进一步增加城市产出[13]。Zhang D 和 Wu F 运用内生经济增长理论,构建了一个区域人力资本溢出模型,用以检验伴随跨区域劳动力流动和公共教育投资变化的条件下人力资本溢出效应大小问题,研究发现跨区域劳动力流动会使得发达地区获得人力资本溢出收益并改善经济环境,而落后地区则会导致教育投入的减少,从而使得发达地区和落后地区沿着不同的经济增长轨迹发展[14]。Abel 通过估计大都市人力资本集聚显著增强城市生产力的模型,发现技术人才每增加一倍,城市产出会提升 2-4 个百分点[15]。

国内关于人力资本与经济增长(或收入增长)的研究主要基于内生增长理论和新经济地理模型。范剑勇利用我国 2004 年副省级城市和地级市的截面数据,研究了人力资本集聚与收入差距的关系问题,表明人力资本集聚提高了劳动生产率,缩小城乡收入差距[16]。王小鲁和樊纲通过考察中国 20 世纪 80 年代和 90 年代不同地区的经济发展水平,分析了人力资本配置水平的不同对各地区收入差距的影响,认为人力资本的流动有利于收入水平的提升和收入差距的缩小[17]。姚先国运用 1985-2005 年间的中国统计年鉴数据分析了教育、人力资本投资与地区经济差异的关系,发现教育和人力资本对地区经济增长有显著作用,并表现溢出效应[18]。张文武通过中国 1990 年、2000 年和 2007 年三个年度的省级数据分析了产业集聚和地区收入差距的微观形成机制,认为人力资本集聚是产业集聚的重要因素,人力资本集聚程度的提升可以提高不同地区的收入水平[19]。陈得文和苗建军利用 1995-2010 年间的统计年鉴数据,研究了人力资本集聚与经济增长之间的关系,证实了人力资本集聚现象的存在,且东部地区比中西部地区人力资本集聚效应更为显著[20]。梁文泉和陆铭认为,高技能和低技能劳动者会向大城市聚集,并提高城市平均劳动力工资[21]。Liu 进一步指出,城市劳动力的受教育水平每增加一年,城市平均产出会增加 14 个百分点[22]。此外,学者包玉香[23]、刘倩[24]、何旭波和郑延平[25]等均对人力资本集聚问题进行了研究,证实了人力资本集聚效应的存在。

以上国内外文献关于人力资本与经济增长或收入增长的研究,较好地说明了人力资本的集聚效应,但基于均质空间假设研究人力资本集聚效应,通常会忽视人力资本集聚的空间差异,一个地

区的人力资本集聚还会受到邻近地区或经济往来密切地区的影响，同时本地区人力资本集聚也会影响到其他地区人力资本集聚，即人力资本集聚还存在空间效应。如果单纯运用人力资本变量进行回归分析，会将人力资本的集聚效应与空间效应混为一体，导致人力资本集聚效应被过高估计，从而产生估计偏误；其二，人力资本集聚除具有空间相关性外，还具有空间异质性，即人力资本集聚会受距离远近或经济密切程度大小的影响，距离较近或经济较密切的地区之间，其人力资本具有同时集聚的现象，而距离较远或者经济来往不密切的地区之间，其人力资本集聚往往是不同步的。因此，这种集聚的差异性也应当纳入考虑。人力资本的重要性毋庸置疑，它是资本、劳动力之外影响经济产出的一个相当重要的变量。当前“三农”问题关系了国家经济社会协调发展，从资本、劳动力角度研究农村居民收入增长问题的文献已经很多，而从空间计量角度，考虑空间相关性和空间异质性来研究人力资本与农村居民收入增长问题，是很有必要的。因此，本文研究主要从以下两方面进行深入：一、考虑空间相关性，研究人力资本投资与农村居民收入增长问题，消除空间相关性对集聚效应的影响；二、考虑空间异质性，研究人力资本投资与农村居民收入增长问题，引入空间权重矩阵对人力资本变量进行加权处理，以消除不同地区之间空间相关性的大小问题。

三、模型设定及变量说明

根据索洛经济增长模型，产出主要由资本、劳动和技术（人力资本）决定。其生产函数形式为：

$$Y = F(K, AL) \tag{1}$$

式中 Y 为产出，K 为资本，A 为技术或人力资本，L 为劳动力数量，即产出是资本、劳动力、技术进步（人力资本）的函数。为考察人力资本的空间效应，引入空间变量，根据空间效应来源的不同，分为空间滞后模型（ SAR ）、空间误差模型（ SEM ）、空间杜宾模型（ SDM ），其模型设定分别为：

$$SAR: Y = \lambda WY + X\beta + \mu \tag{2}$$

$$SEM: Y = \lambda WY + X\beta + \mu\ ;\ \mu = \rho W\mu + \varepsilon \tag{3}$$

$$SDM: Y = \lambda WY + \lambda WX + X\beta + \mu \tag{4}$$

式中，Y 代表被解释变量，X 为外生解释变量，W 为空间权重矩阵，ρ 、λ 分别为空间滞后模型、空间误差模型、空间杜宾模型的空间效应系数，β 为解释变量系数矩阵，ε 、μ 为随机误差项矩阵。在结合模型（1）的基础上，结合（2）（3）（4）的空间模型，并纳入控制变量，进一步构建如下回归模型：

空间滞后模型（ SLM ）：

$$INCOME_{it} = \beta_0 + \beta_1 HUM_CAP_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 LOAN_{it} + \beta_4 FISCAL_{it} + \beta_5 INVEST_{it} + \beta_6 POWER_{it} + \beta_7 LAND_{it} + \beta_8 * W * INCOME_{it} + \mu_{it} \tag{5}$$

空间误差模型（ SEM ）：

$$INCOME_{it} = \beta_0 + \beta_1 HUM_CAP_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 LOAN_{it} + \beta_4 FISCAL_{it} + \beta_5 INVEST_{it} + \beta_6 POWER_{it} + \beta_7 LAND_{it} + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = \rho * W * \mu_{it} + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

（5）（6）式中符号与（2）（3）（4）说明类似，i 代表地区，t 代表年份。

核心变量说明如下：

农村居民收入（ $INCOME$ ）。采用全国 31 个省、自治区、直辖市（不含港澳台地区）2009 – 2014 年农民收入的对数值进行衡量。同时，对农民收入的工资性收入、转移性收入、经营性收入和财产性收入进行分析，以期分析人力资本集聚程度越高，是否相应地区的农民收入也高。

人力资本投资（ HUM_CAP ）。人力资本投资是一个相对抽象的概念，舒尔茨提出人力资本投资后，这一概念逐渐由抽象变为具体。但对人力资本投资的量化口径却不尽一致，统计年鉴数据

上也没有专门的人力资本投资数据,本文采用农民的受教育年限近似替代人力资本投资变量。加利福尼亚大学圣迭戈分校 James Rauch 教授在分析人力资本集聚对城市经济增长的影响中,采用了城市平均受教育年限作为人力资本投资的替代变量,国内学者姚先国和张海峰在研究教育和人力资本与地区经济差异中,也采用了受教育年限作为人力资本投资的替代变量。因此,本文采用全国 31 个省、自治区、直辖市(不含港澳台地区)2009 - 2014 年间的省级面板数据中的受教育年限作为人力资本投资的替代变量进行分析是可行的。

人力资本聚集空间效应($W * HUM_CAP$)。空间效应主要通过地理权重或者经济权重来表现,引入此变量进入模型,主要衡量人力资本集聚的空间效应。人力资本丰富的地区,往往其地理位置邻近的地区或经济来往密切的地区,都具有高收入现象;而人力资本贫乏地区,其邻近地区或来往较密切地区,都具有低收入现象。本文空间权重矩阵采用全国 31 个省、自治区、直辖市的邻接矩阵,并进行标准化处理。

控制变量说明如下:

农村居民收入除了受到人力资本投资及其空间效应影响外,还受到其他因素的影响。为了确保估计的无偏性和可靠性,控制其他变量对农村居民收入的影响很有必要。

首先,影响农村居民收入水平的一个重要因素是地方经济发展水平和金融发展水平[26]。温涛和冉光和等认为金融发展水平与农村居民收入水平呈负相关关系,经济与金融的正相关关系并不能替代金融发展水平与农民收入的关系[27]。两者之间不管是正向还是负向关系,经济发展水平和金融发展水平都会影响农村居民收入水平。由于经济和金融的密切关系,为防止多重共线性问题,本文用各省、自治区和直辖市的户均农户贷款余额(*LOAN*)来衡量地区经济发展水平和地区金融发展水平,均采用相应的对数值,而不同时采用地区生产总值和贷款余额。

其次,财政支农也是影响农村居民收入的一个控制变量。温涛和王煜宇认为提高农业贷款和财政支农投入,可以有效提高农民收入,财政支农是农民收入增长的重要因素[28]。李燕凌和欧阳万福认为提高县乡财政支农资金,能有效提高农业生产效率,从而增加农村居民收入[29]。Boehlje 认为政府财政支农的效率低下,对提高农民收入的效果有限[30]。本文将财政支农变量也作为影响农村居民收入的一个重要控制变量,采用人均财政支农对数值(*FISCAL*)进行衡量。

第三,投资。投资对收入的影响不言而喻。经典宏观经济学对投资与收入的关系已经阐述得很清晰。凯恩斯理论将投资作为收入的一个重要组成部分。Barro 运用联立方程正确地阐述了投资和增长的关系[31]。国内学者陆铭、陈钊在研究收入差距与经济增长的关系时,也将投资作为一个重要的传递变量[32]。本文采用 2009 - 2014 我国各省、自治区、直辖市的人均农户投资对数(*INVEST*)作为农民投资的统计变量。

第四,农用机械。农用机械也是影响农民收入的一个控制变量。胡瑞法和黄季焜[33]、李庆和林光华[34]认为机械会对劳动力产生替代作用,从而提高农业生产效率,增加农民收入。本文也引入农用机械这一变量,用 2009 - 2014 年我国各省、自治区、直辖市的农用机械总动力对数值(*POWER*)进行衡量。

最后,农村家庭经营规模(*LAND*)。研究农村家庭经营规模和农业生产效率的文献很多。速水佑次郎认为土地经营规模的扩大提高了农业生产效率,进而增加农民收入。[35]黄云鹏认为家庭经营规模可以增加农民收入[36]。向国成和韩绍凤从分工视角证明了农业家庭经营规模和收入的关系[37]。本文采用 2009 - 2014 我国各省、自治区、直辖市农村家庭经营耕地面积衡量土地经营规模。

本文数据来源《中国统计年鉴》《中国金融统计年鉴》,采用 2009 - 2014 年我国 31 个省、自治区、直辖市的面板数据。因此面板数据为 6 * 31 共 186 个观测值。变量的基本统计数据如下:

表 1　核心变量及控制变量的基本统计量

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
INCOME	186	8.51	0.43	7.59	9.68
HUM_CAP	186	7.27	0.82	4.05	9.14
LOAN	186	8.60	0.74	6.41	10.27
FISCAL	186	6.59	0.88	3.69	9.27
INVEST	186	6.35	1.27	0.00	7.80
HVALUE	186	9.33	0.76	7.98	11.85
POWER	186	6.86	0.47	5.86	7.81
LAND	186	2.43	2.55	0.26	12.85

四、实证分析

基于前述的文献分析和理论分析，从实证角度研究人力资本和农村居民收入的关系问题。主要从三个方面进行阐述，一是探究人力资本是否具有空间效应、农村居民收入是否具有空间效应，即空间效应测度问题；二是模型选择问题，在基于两者具有空间相关性的前提下，选择何种空间回归模型；三是空间回归，研究人力资本与农村居民收入二者的具体关系。

（一）农村居民收入及人力资本投资的空间效应测度

本文的主要分析方法是空间杜宾模型，探究人力资本变量和农村居民收入变量是否存在空间效应，即空间相关性或依赖性。因此，在进行空间计量分析之前，还必须检验解释变量人力资本投资和被解释变量农村居民收入各自是否存在空间效应。

运用 Arcgis 和 Stata 软件了解我国人力资本投资和农村居民收入空间集聚分布情况。按照各省市农村居民平均收入对数值的四分位数，将数据分为四个区间，获得我国各省市区农村居民收入的空间效应，发现我国农村居民收入存在明显的空间效应，按照地理位置的不同，东部沿海地区的农村居民收入普遍较高，中部地区和东北地区次之，西北部地区最低，并呈现连片分布态势。这说明我国农村居民收入呈现空间效应。同理，按照各省市农村人力资本（平均受教育年限）对数值的四分位数，将数据分为四个区间，获得我国各省市区农村人力资本（平均受教育年限）的空间效应地图。从地图上可以看出，东、中、西部地区受教育年限依次递减，并呈现空间效应态势。

进一步运用莫兰统计方法进行检验分析。Moran 运用莫兰指数（Moran's I）来检验空间效应[38]，其计算公式如下：

$$Moran's\quad I = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(X_i-\bar{X})(X_j-\bar{X})}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2} \tag{7}$$

式中，i、j 代表地区，X_i、X_j 代表 i、j 地区的观测值，n 代表截面个数，$\bar{X}$ 代表观测值的平均数，W_{ij} 代表行标准化①的空间权重矩阵②。*Moran'sI* 的取值一般为［－1，＋1］，解释同相关系数。

① 行标准化是将原来空间矩阵的每一个元素分别除以所在行的元素之和，这使得原来的权重矩阵变得不再具有量纲。由于权重矩阵与解释变量或被解释变量具有相同的量纲，空间自回归系数因此具有更加清晰准确的含义，它可以被解释成空间相关的方向与大小，且不同模型之间还可以进行直接的比较。

② 基于邻接关系的空间权重矩阵，如果 i 地区和 j 地区相邻，则 W_{ij} 为 1，反之则为 0；基于经济变量的空间权重矩阵，则基于该经济变量，i 地区和 j 地区相关性较强，W_{ij} 为 1，反之则为 0。

[-1,0)为负空间自相关,表示相似的观测值在空间分布中呈分散状态;0代表无空间自相关,表示观测值在空间分布上呈随机状态;(0,1]为正空间自相关,表示相似的观测值在空间集聚。绝对值越大,则自相关性越强。

本文主要对核心变量进行空间自相关检验。由于面板数据作莫兰图会产生6年的莫兰图,故为了方便起见,取31个省区市6年的农村居民平均收入和平均受教育年限进行衡量。运用全局空间自相关检验的莫兰散点图进行说明,见图1。

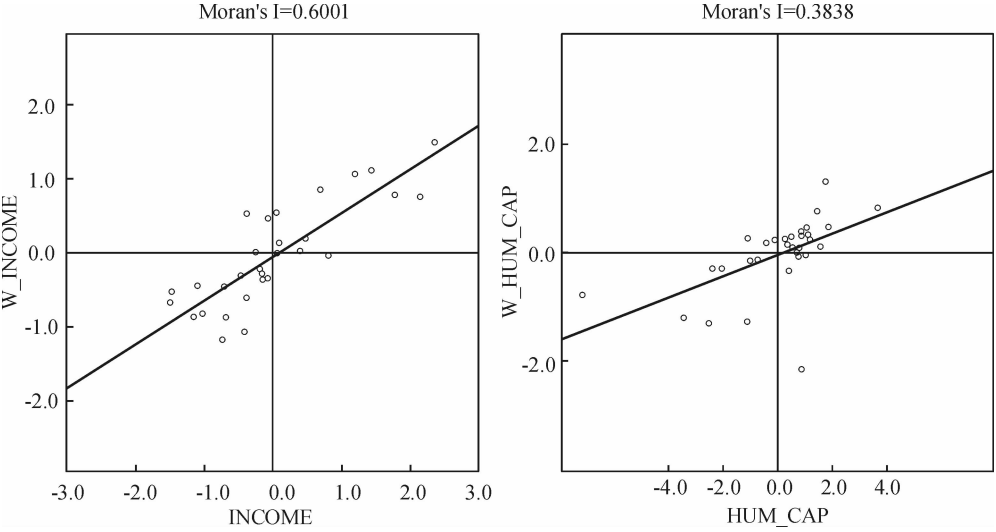


图1 我国农村居民收入及农村人力资本投资的*Moran*散点图

图1左图,横坐标为*INCOME*,代表农村居民平均收入;纵坐标为*W_INCOME*代表维度为31*31的空间权重矩阵与农村居民平均收入矩阵的乘积,反映农村居民平均收入的空间效应。图示可看出两者呈现较强正相关,相关系数为0.6001,故农村居民平均收入具有较强的空间效应,即高收入的省份,其邻接省份收入也较高,主要在东部地区,低收入的省份,其邻接省份收入也较低,主要在中西部地区,这就是典型的高高集聚($H-H$)和低低集聚($L-L$)。同理,图1右图,横坐标为*HUM_CAP*,代表农村人力资本投资(用平均受教育年限衡量);纵坐标为*W_HUM_CAP*,代表维度为31*31的空间权重矩阵与农村人力资本投资矩阵的乘积,反映农村人力资本投资的空间效应。图中可以看出两者呈现正相关,相关系数为0.3838,农村人力资本投资也具有空间效应,同样表现出高高集聚和低低集聚的现象。因此,本文关于核心变量具有空间效应(空间相关性)的假设得到印证。

全局空间自相关说明了解释了研究区域到底有无集聚($H-H,L-L$),而局部空间自回归则解释了其具体空间位置,和集聚的显著度。为了进一步说明集聚的显著程度,本文进一步分析局部空间自相关。

局部空间自相关主要运用*LISA*指标(*Local indications of spatial association*),描述该区域单元变量与周围区域单元的相关性程度(即变量的集聚程度)及显著性程度,与全局空间相关指标成比例[39]。局部空间自相关的计算公式如下:

$$Local\quad Moran's\quad I=\frac{n(X_i-\bar{X})\sum_{i=1}^{n}W_{ij}(X_j-\bar{X})}{\sum_{i=1}^{n}(X_j-\bar{X})^2} \tag{8}$$

如表2所示,在局部空间自相关分析中,黑龙江、安徽、江西、广东的农村居民平均收入呈现

H – *L*或 *L* – *H* 现象，即农村居民平均收入高，而其邻近省份并不表现出一致，农村居民平均收入低，其邻近省份并不低。除这几个省份之外，其余省份均表现出 *H* – *H* 或 *L* – *L* 态势，说明具有空间效应，尤以北京、天津、上海、江苏、浙江、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、新疆较为显著。同理，人力资本投资的局部空间自相关分析，浙江、安徽、福建、湖南、广西、陕西、新疆出现了 *H* – *L* 或 *L* – *H* 现象，其余省份表现出 *H* – *H* 或 *L* – *L* 现象，说明具有空间效应，空间效应显著的省份主要有北京、天津、四川、云南、西藏、青海等省份。这与现实情况大体一致。

从以上分析可以得出，本文研究的核心变量农村居民收入和农村人力资本投资均具有较强的空间效应。从具体的省份来说，空间效应在不同省份显著性有所不同。

表 2　各省区市农村平均收入和人力资本投资局部 *Moran* 统计量及显著水平

省份	农村平均收入 Moran 统计量（p – 值）	人力资本投资 Moran 统计量（p – 值）	省份	农村平均收入 Moran 统计量（p – 值）	人力资本投资 Moran 统计量（p – 值）
北京	1.708***（0.010）	1.557**（0.011）	湖北	0.021（0.880）	0.027（0.859）
天津	1.683**（0.011）	1.188*（0.051）	湖南	0.043（0.833）	–0.025（0.979）
河北	0.038（0.828）	0.563（0.055）	广东	–0.068（0.932）	0.164（0.604）
山西	0.153（0.686）	0.449（0.262）	广西	0.306（0.400）	–0.043（0.979）
内蒙古	0.048（0.786）	0.038（0.804）	海南	–0.016（0.979）	0.151（0.768）
辽宁	0.007（0.941）	0.248（0.577）	重庆	0.239（0.499）	0.050（0.826）
吉林	0.013（0.931）	0.177（0.676）	四川	0.449（0.141）	0.727**（0.015）
黑龙江	–0.001（0.961）	0.140（0.782）	贵州	0.822**（0.034）	0.359（0.301）
上海	3.693***（0.000）	0.082（0.853）	云南	1.042**（0.019）	1.672***（0.000）
江苏	1.352***（0.003）	0.033（0.878）	西藏	0.879**（0.047）	2.898***（0.000）
浙江	1.446***（0.000）	–0.037（0.992）	陕西	0.517*（0.067）	–0.032（0.996）
安徽	–0.199（0.647）	–0.142（0.750）	甘肃	1.045***（0.003）	0.322（0.298）
福建	0.628（0.220）	–0.011（0.964）	青海	1.051**（0.018）	2.134***（0.000）
江西	–0.021（0.973）	0.025（0.865）	宁夏	0.614（0.230）	0.084（0.815）
山东	0.095（0.779）	0.080（0.792）	新疆	0.890*（0.087）	–0.980*（0.060）
河南	0.042（0.836）	0.195（0.504）			

注：表中 *Moran* 统计量由 Stata13.0 基于双侧检验计算而出，括号中为 *P* 值。* 代表 10% 水平下显著，** 代表 5% 水平下显著，*** 代表 1% 水平下显著。

（二）人力资本投资与农村居民收入的空间杜宾模型构建

按照 Elhorst 关于空间面板数据模型的选择方法[40-41]，运用 *Lagrange multiplier*（*LM*）检验农村居民收入的回归结果，可以确定选择何种模型。如表 3 所示，运用 *LM* 检验不含固定效应、空间固定效应、时期固定效应和双向固定效应四种模型，在 5% 的置信水平下，原假设为不含空间滞后效应的 *LM* 检验和不含空间误差效应的 *LM* 检验均被拒绝，不能区别选择何种模型。继续进行稳健性估计，不含空间滞后效应的 *LM* 检验被拒绝，不含空间误差效应的 *LM* 检验没有被拒绝①。因此模型应当选定为空间自回归模型（*SAR*）或空间杜宾模型（*SDM*）。结合上文论述，人力资本投资也具有空间效应，因此宜选择自变量也带有空间效应的空间杜宾模型。不过为了估计的准确性，本文会同时考虑空间自回归模型和空间杜宾模型。

① 关于空间模型的选择，Anselin – Florax[39] 认为，如果在 *LM* 检验时，空间自回归模型比空间误差模型更为显著，则宜选择空间自回归模型，反之亦然。如果同时都显著，则考虑稳健性条件下的 *LM* 检验，如果空间自回归模型显著而空间误差模型不显著，则选择空间自回归模型，反之亦然。

表3 农村居民收入回归模型的 *LM* 检验

	原假设	*LM* 值	*P* 值
面板 *OLS*(*Pooled OLS*)	不含空间滞后效应的 *LM* 检验(*SAR*)	17.1709	0.000
	不含空间误差效应的 *LM* 检验(*SEM*)	3.3757	0.066
	不含空间滞后效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSAR*)	14.2911	0.000
	不含空间误差效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSEM*)	0.4959	0.481
空间固定效应	不含空间滞后效应的 *LM* 检验(*SAR*)	105.1160	0.000
(*Spatial fixed effects*)	不含空间误差效应的 *LM* 检验(*SEM*)	8.8986	0.003
	不含空间滞后效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSAR*)	112.7487	0.000
	不含空间误差效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSEM*)	16.5313	0.000
时期固定效应	不含空间滞后效应的 *LM* 检验(*SAR*)	1.2282	0.268
(*Time – period fixed effects*)	不含空间误差效应的 *LM* 检验(*SEM*)	5.1861	0.023
	不含空间滞后效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSAR*)	10.2864	0.001
	不含空间误差效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSEM*)	14.2443	0.000
空间与时期固定效应	不含空间滞后效应的 *LM* 检验(*SAR*)	16.2797	0.000
(*Spatial and Time – period fixed effects*)	不含空间误差效应的 *LM* 检验(*SEM*)	12.6083	0.000
	不含空间滞后效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSAR*)	5.4573	0.019
	不含空间误差效应的 *LM* 稳健性检验(*robustSEM*)	1.7858	0.181

同时运用 *LR*(*Likelihood ratio*)检验来判断应当选择空间固定、时间固定或双向固定模型。如表4所示,在原假为空间(或时间)固定效应不显著的条件,在1%的置信水平下,*LR* 检验空间固定效应和时间固定效应均显著,因此适合选择空间—时间双向固定的空间杜宾模型。

表4 *LR* 检验

	LR 值	*P* 值
原假设(*H*0):空间固定效应不显著;备择假设(*H*1):空间固定效应显著	624.1095	0.0000
原假设(*H*0):时点固定效应不显著;备择假设(*H*1):时点固定效应显著	311.0091	0.0000

接下来,运用 *Hausman* 检验固定效应和随机效应模型的选择。如表5所示,原假设为模型应采用随机效应估计,在1%的置信水平下,原假设被拒绝。因此,本文的模型进一步确定为时间固定效应的空间杜宾模型。

表5 *Hausman* 检验

Hausman 检验		*P* 值
原假设(*H*0):随机效应显著;备择假设(*H*1):随机效应不显著	24.2752	0.0606

通过前述 *LM* 检验、*LR* 检验和 *Hausman* 检验,本文的空间回归模型应为时点固定效应杜宾模型:

$$INCOME_{it} = \beta_0 + \beta_1 HUM_CAP_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 LOAN_{it} + \beta_4 FISCAL_{it} + \beta_5 INVEST_{it} + \beta_6 POWER_{it} + \beta_7 LAND_{it} + \beta_8 * W * HUM_CAP_{it} + \beta_9 * W * GDP_{it} + \beta_{10} * W * LOAN_{it} + \beta_{11} * W * FISCAL_{it} + \beta_{12} * W * INVEST_{it} + \beta_{13} * W * POWER_{it} + \beta_{14} * W * LAND_{it} + s_i + v_t + \mu_{it} \quad (9)$$

式中,v_t 表示时点固定效应,s_i 表示空间固定效应,μ_{it} 表示随机误差项,W 为空间权重矩阵。公式(9)即为2009 – 2014年期间人力资本投资与农村居民收入的空间回归模型。

（三）人力资本投资对农村居民收入的空间效应及分解

表 6　农村居民收入回归模型

INCOME	固定效应（*FE*）	随机效应（*RE*）	空间自回归模型（*SAR*）	双向固定空间杜宾模型（*SDM*）
HUM_CAP	0.163***（5.01）	0.155***（6.18）	0.007（0.30）	−0.010（−0.44）
LOAN	0.024*（2.02）	0.028*（2.46）	0.005（1.69）	−0.000（−0.13）
FISCAL	0.164***（10.21）	0.148***（10.98）	0.029*（2.53）	0.004（0.47）
INVEST	−0.005（−0.22）	−0.014（−0.89）	−0.022（−1.74）	−0.020（−1.58）
HVALUE	0.276***（12.86）	0.305***（15.36）	0.053***（3.64）	0.092*（2.52）
POWER	−0.074（−1.82）	−0.037（−1.07）	−0.008（−0.33）	0.003（0.14）
LAND	0.024（1.42）	0.004（0.45）	0.005（0.51）	0.000（0.03）
_CONS	3.943***（13.60）	3.646***（15.01）		
Spatial_rho			0.858***（18.57）	0.717***（13.38）
Variance Sigma2_e			0.000***（4.58）	0.000***（4.51）
*W * HUM_CAP*				0.065**（3.08）
*W * LOAN*				0.002（0.23）
*W * FISCAL*				0.030*（2.07）
*W * INVEST*				0.082**（2.76）
*W * HVALUE*				−0.032（−1.09）
*W * POWER*				−0.050（−1.39）
*W * LAND*				0.019（1.24）
N	186	186	186	186
$\bar{R}^2$	0.94		0.562	0.654

注：表中括号里为 t 统计量。* 为 $p<0.05$，** 为 $p<0.01$，*** 为 $p<0.001$。

如表 6 所示，第二列和第三列是未考虑空间效应的传统面板估计。第二列固定效应和第三列随机效应模型显示，人力资本投资、户均农户贷款、财政支农、人均住房价值、家庭经营耕地规模对农村居民收入有正向效应，其估计系数分别为 0.163、0.024、0.164、0.276 和 0.024，除家庭经营规模外，其正向效应均在 5% 的置信水平上显著，人力资本投资、财政支农和人均住房在 0.1% 的置信水平上高度显著，这说明人力资本越丰富、财政支农力度越大和人均住房价值越高的地区，其农村居民收入越高，这与实际情况是相符合的。家庭经济规模越大，农民收入水平提高的水平并不显著。当前，地方政府热衷于通过土地流转扩大土地规模，以期获得规模报酬效应，这种政策是否合理，还有待观察。本文的实证分析并不支持地方政府盲目进行土地流转，因为靠土地规模扩大农民收入的效应并不显著。相反地，农户投资和农业机械总动力对农村居民收入的影响是负向的，影响水平并不显著。总体上来说，传统面板回归估计的回归结果良好，固定效应模型的拟合优度达到 0.94。这是在未考虑空间效应的情况下得出的分析结果。但前述对人力资本和农村居民投资的空间效应分析显示，两者均具有较强的空间相关性，因此第三列和第四列显示出空间面板回归估计结果。

从表 6 中第三列和第四列的空间回归模型可以看出，空间自回归（*SAR*）和双向固定空间杜宾模型（*SDM*）的 *Spatial_rho* 系数（即因变量的空间滞后项 *W * INCOME*）均较显著，可见通过回归模型也印证了农村居民收入存在空间效应，即本地区农村居民收入不但受到本地区经济社会因素制约，同时还会受到邻近省份经济社会因素的影响。一个地区农村居民收入的提高，会间接影响

到邻近地区农村居民收入水平的提高。而对于模型的系数估计,空间自回归模型中财政支农和人均住房价值产生正向作用,且较为显著;人力资本投资和农户贷款、家庭经营规模产生正向作用,但不显著;农业机械总动力和农户投资产生负向作用,但不显著;双向固定空间杜宾模型中,人力资本投资和农户贷款由正向效应变为负向效应、农业机械总动力由负向变为正向效应,除人均住房价值在5%水平上显著外,其余系数均不显著。这是否意味着双向固定空间杜宾模型的估计结果是错误的,因为其估计结果与前面三种模型回归结果有很大差异。

要解释这种偏差,就得理解空间模型和非空间模型估计系数的意义,本质上两者的估计系数是完全不同的。在传统面板模型中,自变量的估计系数表示自变量对因变量的直接影响大小,即直接效应,如果自变量与因变量均取对数,其意义更为明确,表示自变量提高一个百分点,则因变量提高(系数为正)或降低(系数为负)的百分点数,这是一个弹性概念;而空间面板模型中,自变量的估计系数除了包含自变量对因变量的直接效应,还包括自变量对因变量的间接效应。间接效应是指一个地区自变量的空间溢出效应会对相邻地区因变量产生影响,邻近地区因变量所产生的空间溢出效应又会作用于本地区因变量。对于本文来说,本地区人力资本投资会影响到邻近地区农村居民收入,而邻近地区农村居民收入所产生的空间效应又会作用于本地区农村居民收入。故间接效应会受到人力资本的空间滞后项($W*HUM_CAP$)和农村居民收入的空间滞后项($W*INCOME$)的影响。同理,其他控制变量也具有这种间接效应。

对于空间自回归模型(*SAR*)来说,因变量农村居民收入的*Spatial_rho*($W*INCOME$)系数为0.858,在0.1%置信水平上高度显著,对于空间杜宾模型(*SDM*)来说,农村居民收入的*Spatial_rho*($W*INCOME$)系数为0.717在0.1%置信水平上也高度显著,两种模型都说明农村居民收入空间效应极为显著。空间杜宾模型(*SDM*)的自变量空间滞后项,$W*HUM_CAP$系数为0.065,效应为正,且在1%置信水平上显著,这说明人力资本投资对农村居民收入具有正向的空间效应,即本地区人力资本投资会提高邻近地区农村居民收入。同理,$W*LOAN$、$W*FISCAL$、$W*INVEST$、$W*LAND$具有正向空间效应,且$W*FISCAL$在5%的置信水平上显著、$W*INVEST$在1%的置信水平上显著,说明财政支农和农户投资的空间效应显著。而$W*HVALUE$、$W*POWER$对农村居民收入具有负向空间效应,但不显著。

对于空间面板模型来说,为了分析空间效应的大小,还必须分析直接效应和间接效应。

表7 直接效应和间接效应

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	SAR	*SDM*	*SAR*	*SDM*	*SAR*	*SDM*
HUM_CAP	0.008(0.29)	0.006(0.27)	0.015(0.13)	0.180*(2.39)	0.023(0.16)	0.187*(2.03)
LOAN	0.007(1.67)	-0.000(-0.04)	0.028(1.53)	0.000(0.01)	0.036(1.58)	0.000(0.01)
FISCAL	0.042*(2.55)	0.014(1.53)	0.161*(2.27)	0.107**(2.97)	0.204*(2.40)	0.121**(2.99)
INVEST	-0.032(-1.78)	0.001(0.06)	-0.129(-1.55)	0.238*(2.36)	-0.161(-1.61)	0.239*(2.12)
HVALUE	0.078***(5.32)	0.105**(3.27)	0.302***(4.63)	0.105**(3.17)	0.381***(5.50)	0.210***(7.42)
POWER	-0.007(-0.21)	-0.009(-0.32)	-0.025(-0.16)	-0.168(-1.41)	-0.032(-0.17)	-0.176(-1.28)
LAND	0.006(0.37)	0.005(0.45)	0.028(0.37)	0.066(1.43)	0.035(0.37)	0.071(1.46)

注:表中括号里为t统计量。*为$p<0.05$,**为$p<0.01$,***为$p<0.001$。

表7列出了空间自回归(*SAR*)和双向固定空间杜宾模型(*SDM*)的直接效应、间接效应和总效应估计。为了分析的完整性,将*SAR*模型的直接、间接和总效应列出。本文重点分析*SDM*模型的直接、间接和总效应。从表中可以看出,人力资本投资、财政支农、人均住房价值、家庭经营规模的直接效应分别为0.006、0.014、0.105、0.005,而传统固定效应面板模型相应的直接效应(即自变

量估计系数）分别为 0.163、0.164、0.276、0.024，传统固定效应模型中各自变量对农村居民收入的直接影响均被高估，分别高估 26.17%、10.71%、1.63% 和 3.8%。而户均农户贷款和农用机械总动力的直接效应为负，农户投资在固定效应模型中符合相反，均不予分析。从显著性水平来说，除人均住房价值的直接效应在 1% 水平上显著外，其余变量均不显著。农村人力资本投资的直接效应为正，但不显著，说明在 2009－2014 年期间，人力资本对农村居民收入的直接影响有限，也可能是人力资本的作用未得到明显发挥。结合农村的实际情况，农村劳动力中有 2 亿左右的农民工生活在城市，农村出生的人才大多迁移到城市，人力资本对提高农民收入没有直接影响，这与实际情况是相符合的。从政策层面来说，国家应当培养从事农业领域的高级技术人才，让其留在农村。

从双向固定空间杜宾模型（*SDM*）的间接效应[①]来说，农村人力资本、财政支农、农户投资、住房价值和家庭经营土地规模分别为 0.18、0.17、0.238、0.105、0.066，分别占其总效应的 96.26%、88.43%、99.58%、50%、92.96%。[②] 可见，农村人力资本、财政支农、农户投资、住房价值和家庭经营土地规模都具有极强的空间溢出效应。如果以非空间面板计量进行分析，将间接效应纳入进去，必然造成各变量估计过高，产生偏误。从显著性水平来说，农村人力资本投资和农户自有资本投资在 5% 的水平上显著，财政支农和住房价值在 1% 的水平上显著，这说明人力资本投资水平的提高，不仅会增加本地区农民收入水平，还会通过农民收入的溢出效应[③]影响邻近地区农民收入水平，进而又通过农民收入的溢出效应传导到本地区，提高本地区农村居民收入。

五、结论及政策含义

本文基于 2009－2014 年全国 31 个省份的省级面板数据，通过构建人力资本与农村居民收入的空间面板模型，研究人力资本与农村居民收入的空间效应关系问题。结果发现人力资本投资和农村居民收入都具有很强的空间外溢效应，控制变量中的财政支农、农户自有资本投资也具有空间外溢效应。但人力资本投资在剔除了 96.26% 间接效应之后，2009－2014 年间人力资本对农村居民收入的影响并非传统面板数据得出的结论，两者呈正向关系，而人力资本对对农村居民收入表现出了负向关系，但两者关系不显著。具体表现如下：（1）传统非空间面板数据分析人力资本与农村居民收入关系，无论是固定效应还是随机效应，两者均呈现正相关关系，且显著；（2）通过引入空间模型，人力资本与农村居民收入均表现出空间外溢效应，且显著；（3）直接效应和间接效应分析显示，人力资本对农村居民收入的影响，其直接效应比传统面板数据分析的直接效应低 26.17%，空间效应中其间接效应占到总效应的 96.26%。人力资本对农村居民收入的影响并非直接作用，而更多地是通过人力资本的外溢效应产生扩散作用，引起邻近省份农村居民收入的变化，再通过邻近省份农村居民收入的传导反馈到本地区农村居民收入。（4）控制变量中农户投资与财政支农也具有空间效应，其间接效应占到总效应的比例分别为 99.58%、88.43%。

本文的政策含义是，其一，考虑到人力资本投资、农户自有投资、财政支农和住房价值的空间效应显著，政府应当加大人力资本投资，培养农村种养殖大户等技术人才，鼓励高级知识分子走进农村，培育有知识有技术的职业农民，充分发挥他们的智力支撑；扩宽融资渠道，鼓励农户投资；加大政府财政支农政策，完善粮食补贴等惠农政策。其二，对控制变量的分析上，土地经营规模对农村居民收入的影响，农民收入提高的水平并不显著。当前，地方政府热衷于通过土地流转扩大土

① 即空间溢出效应。

② 农户贷款不产生空间溢出效应，农用机械动力的间接效应为负，与实际情况不符，不予分析。

③ 见表 6，因变量农村居民收入的空间滞后系数 *Spatial_rho* 为 0.717，且显著。说明农村居民收入有空间溢出效应。

地规模,以期获得规模报酬效应,这种政策是否合理,还有待观察。其三,人力资本是一个具有扩散和集聚效应的变量,政府应该打破行政壁垒,破除阻隔城乡二元经济的体制机制障碍,推进新型城镇化和人口市民化,让人口向城市集中,从而产生人力资本集聚。政府应当做好顶层设计,推进省管县改革,纠正各地独自为政的发展模式,精简行政机构,让人才能够在城乡之间、地区之间自由流动,充分发挥人力资本的溢出效应。

参考文献:

[1]SOLOW R M. A Contribution to the Theory of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1): 65 - 94.

[2]戴维·罗默. 高级宏观经济学(第四版)[M]. 吴化斌,龚关,译. 上海:上海财经大学出版社,2014.

[3]LIN J Y. Rural Reforms and Agricultural Growth in China.[J]. American Economic Review, 1992, 82(1):34 - 51.

[4]林毅夫. 解读中国经济[M]. 北京:北京大学出版社, 2012.

[5]温涛,王小华,杨丹,等. 新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果[J]. 管理世界, 2015(7):82 - 97.

[6]蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究 2010(4):4 - 13.

[7]刘生龙. 人力资本的溢出效应分析[J]. 经济科学 2014(2):79 - 90.

[8]WHEELER C H. Search, Sorting, and Urban Agglomeration[J]. Journal of Labor Economics, 2001, 19(4): 879 - 899.

[9]GLAESER E L, RESSEGER M G. The Complementarity Between Cities and Skills[J]. Journal of Regional Science, 2010, 50(1):221 - 244.

[10]RAUCH J E. Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities[J]. Journal of Urban Economics, 1993, 34(3): 380 - 400.

[11]GLAESER E L, SCHEINKMAN J A, SHLEIFER A. Economic Growth in a Cross - Section of Cities[J]. Journal of Monetary Economics, 1995, 36(1): 117 - 143.

[12]HENDERSON J V, WANG H G. Urbanization and City Growth [J]. Regional Science & Urban Economics, 2004, 37(3):283 - 313.

[13]MORETTI E. Human Capital Externalities in Cities[J]. Handbook of regional and urban economics, 2004(4): 2243 - 2291.

[14]ZHANG J, WU F, ZHANG D, et al. A Study on Labor Mobility and Human Capital Spillover[J]. China Agricultural Economic Review, 2009, 1(3): 342 - 356.

[15]ABEL J R, ISHITA D, GABE T M. Productivity and the Density of Human Capital[J]. Journal of Regional Science, 2012, 52(4):562 - 586.

[16]范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究,2006(11):72 - 81.

[17]王小鲁,樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究,2004(1):33 - 44.

[18]姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异[J]. 经济研究, 2008 (5):47 - 57.

[19]张文武,梁琦. 劳动地理集中、产业空间与地区收入差距[J]. 经济学(季刊),2011(2):691 - 708.

[20]陈得文,苗建军. 人力资本集聚,空间溢出与区域经济增长——基于空间过滤模型分析[J]. 产业经济研究, 2013(4):54 - 62.

[21]梁文泉, 陆铭. 城市人力资本的分化:探索不同技能劳动者的互补和空间集聚[J]. 经济社会体制比较, 2015(3):185 - 197.

[22]LIU Z. Human Capital Externalities in Cities: Evidence from Chinese Manufacturing Firms[J]. Journal of Economic Geography, 2014, 14(3):621 - 649.

[23]包玉香,王宏艳,李玉江. 人力资本空间集聚对区域经济增长的效应分析——以山东省为例[J]. 人口与经济,2010(3):28 - 33.

[24]刘倩. 农村劳动力迁移的人力资本集聚效应研究[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2012(5):21 -

25.
[25]何旭波，郑延平. 异质型人力资本集聚对地区收入差距的影响研究——来自 2001 – 2011 年省级单位的经验数据[J]. 经济问题探索，2013(11)：12 – 19.
[26]HAYS D，GOLDSMITH T H. Microspectrophotometry of the Visual Pigment of the Spider Crab Libinia Emarginata [J]. Zeitschrift für vergleichende Physiologie，1969，65(2)：218 – 232.
[27]温涛，冉光和，熊德平. 中国金融发展与农民收入增长[J]. 经济研究，2005(9)：30 – 43.
[28]温涛，王煜宇. 政府主导的农业信贷、财政支农模式的经济效应——基于中国 1952 – 2002 年的经验验证[J]. 中国农村经济，2005(10)：18 – 27.
[29]李燕凌，欧阳万福. 县乡政府财政支农支出效率的实证分析[J]. 经济研究，2011(10)：110 – 122.
[30]BOEHLJE M D，LINS D A. Risks and risk Management in an Industrialized Agriculture[J]. Agricultural Finance Review，1998(58)：1 – 16.
[31]BARRO R J. Inequality and Growth in a Panel of Countries[J]. General Information，2000，5(1)：5 – 32.
[32]陆铭，陈钊，万产华. 因患寡，而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J]. 经济研究，2005(12)：4 – 14.
[33]胡瑞法，黄季焜. 农业生产投入要素结构变化与农业技术发展方向[J]. 中国农村观察，2002(15)：9 – 16.
[34]李庆，林光华，何军. 农民兼业化与农业生产要素投入的相关性研究——基于农村固定观察点农户数据的分析[J]. 南京农业大学学报：社会科学版，2013(3)：27 – 32.
[35]速水佑次郎. 发展经济学——从贫困到富裕[M]. 李周，译. 北京：社会科学文献出版社，2003.
[36]黄云鹏. 农业经营体制和专业化分工——兼论家庭经营与规模经济之争[J]. 农业经济问题，2003，24(6)：50 – 55.
[37]向国成，韩绍凤. 农户兼业化：基于分工视角的分析[J]. 中国农村经济，2005(8)：4 – 9.
[38]MORAN P A. A Test for the Serial Independence of Residuals[J]. Biometrika，1950，37(1 – 2)：178 – 181.
[39]ANSELIN L. Local Indicators of Spatial Association – LISA[J]. Geographical analysis，1995，27(2)：93 – 115.
[40]ELHORST J P. Spatial Econometrics：From Cross – sectional Data to Spatial Panels[M]. New York：Springer，2014.
[41]ELHORST J P. Applied Spatial Econometrics：Raising the Bar[J]. Spatial Economic Analysis，2010，5(1)：9 – 28.

A Spatial Econometric Analysis on the Relationship between Human Capital and Rural Residents′ Incomes

LIU Wei[a]，ZHANG Ying-liang[b]，TIAN Hong-yu[a]
(*a. School of Economics and Management*；*b. Research Center of Rural Economics and Management*，*Southwest University*，*Chongqing* 400715，*China*)

Abstract：Based on 2009 – 2014 statistical data of 31 provinces，using statistical methods of Spatial Dubin Model with time-period specific effects (SDM)，we analyzed the spillover effect of the relationship between human capital investment and rural residents′ income. The results show that the human capital and rural residents′ incomes have a strong spillover effects，the impact of human capital investment on rural residents′ income mainly from the spillover effect of human capital investment，spillover effects account for 96.26% of the total effect.

Key Words：human capital investment；rural residents′ income；spatial correlation；spatial heterogeneity