人力资本对新型城镇化的空间溢出效应

姚旭兵[1]，罗光强[2]，吴振顺[1]

（1. 湖南工程学院 管理学院，湖南 湘潭 411104；2. 湖南农业大学 经济学院，湖南 长沙 410128）

摘　要： 基于 1999—2013 年的省级面板数据，利用空间计量模型来研究人力资本对新型城镇化的空间溢出效应，具体测算了粮食主产区人力资本对新型城镇化的直接效应、间接效应和总效应，并与粮食非主产区进行了比较分析。结果表明：人力资本能够显著促进新型城镇化的发展，并且通过空间溢出效应对邻近区域的新型城镇化产生较好的促进作用，但是在粮食非主产区这种空间溢出效应更大；从其他控制变量来看，财政支农支出在全国范围具有较显著的空间溢出效应，并且在粮食主产区其溢出效应更强，而技术创新只在粮食非主产区存在空间溢出效应。

关键词： 人力资本；新型城镇化；空间溢出效应；粮食主产区；技术创新；财政支农

中图分类号： F299.21　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2016)06－0125－16

一、引言

改革开放以来，我国城镇化进程不断加快，数亿中国人从农村走向城镇，实现了人类历史上从未有过的社会大转变，取得了举世公认的成效。然而，伴随着城镇化率的不断提高，各种问题诸如城市空间不断扩张、交通拥挤、环境污染愈发突出等也逐渐凸显，严重阻碍了城镇化的健康可持续发展。因此，必须适时摆脱对传统城镇化发展模式的路径依赖，当机立断地转换到新型城镇化发展模式。与传统城镇化不同的是，新型城镇化注重的是以城乡统筹、生态宜居、和谐发展为基本特征的城镇化，而不再过度追求人口城镇化及土地城镇化。但是，要成功实现城镇化发展模式转换的关键前提是必须先实现动力机制的转换，即从以往过度依靠土地、人口红利、资本等外生动力为主的“要素驱动”和“投资驱动”的传统路径向主要依赖人力资本及其衍生的新知识、新技术等内生力量作为驱动力的新路径转换。在新型城镇化的发展进程中，人力资本将起到至关重要的作用，如何更好地将人力资本进行培育、实现人力资本的积累与优化配置、更好地发挥人力资本对新型城镇化的驱动作用成为当前学术界及各级政府亟待思考及解决的重要问题。

国内外围绕人力资本对城镇化的影响进行了一系列的研究，目前分别取得了一些有价值的成果。美国经济学家 Micha[1] 认为，当农村地区的教育水平提高 10%，会致使 6% ~7% 的农民进入城镇从事非农产业。Jonathan 和 Zvi[2] 开发了一个基于人力资本积累的城市化及增长模型来分析城市增长的演化过程。Duncan 和 Vernon[3] 对人力资本影响城市化发展的机制作了深入的研究。

收稿日期： 2016－10－27　　**DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2016.06.013

基金项目： 国家社会科学基金项目（15BJY094）；湖南省教科规划省级重点课题（XJK014AGD006）；湖南省哲学社科基金项目（15YBB025）

作者简介： 姚旭兵（1973—），男，湖南邵阳人，湖南工程学院管理学院讲师，主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail：yaoxubing@163.com

Curtis 和 Clark[4]研究了英国从 1861—1961 这 100 年间的城市规模扩张进程,发现人力资本积累对推进英国城市化的发展起到了关键性的作用。Maryann[5]认为人力资本的积累能促进城市新兴产业的发展,形成新的城市发展体系。

国内关于人力资本影响城镇化的相关研究起步较晚。黄乾[6]指出人力资本水平的提高会促进农业转移人口的非农化,而且人力资本水平高的转移劳动力人力资本质量越高,越容易在城镇获得稳定就业,对城镇化进程更具有推进作用。王金营[7]认为人力资本结构对城镇化进程的不同阶段所起的作用不同,我国现阶段城镇化的关键驱动力就是对不同产业人力资本的配置进行优化、升级。高文书[8]认为流动人口的人力资本水平越高则稳定就业的机会越大,收入越高,并且有助于农民工在城镇的职业选择和职业等级的提升。刘健[9]通过实证分析后发现促进人力资本积累能够显著缩小中部省份的城乡收入差异,推进新型城镇化发展。王秀芝、孙妍[10]发现转移人口的人力资本异质性对城乡收入差距扩大有正向作用,这种城乡差距的扩大会阻碍新型城镇化的进程。李修彪、齐春宇[11]发现我国人力资本存量与人口城镇化率存在显著空间相关性,空间效应明显,人力资本积累显著推进城镇化进程。

总的来说,通过以上的国内外相关文献可以看出,关于人力资本对城镇化的影响研究已经取得了一些研究成果,但是通过深入分析,发现这一选题的研究还存在一些欠缺:首先,现有文献关于新型城镇化发展的研究大多仅限于理论分析,缺乏实证研究,且多数还是在城镇化的外生动力机制上面做文章,那就很难跳出传统城镇化发展模式的怪圈;其次已有研究也是探讨人力资本对城镇化的影响,而深入分析人力资本对新型城镇化影响的相关研究极少;第三,基于空间模型分析人力资本对城镇化影响的文献过少,而不考虑人力资本的空间溢出效应则会严重影响分析结果的精确度,并且已有的少量基于空间模型研究人力资本对城镇化影响的文献也没有对空间溢出效应严格区分为直接效应与间接效应,从而使研究结论的可靠性打了折扣。

基于此,本研究试图弥补以往研究的缺陷,基于空间溢出效应的视角,针对人力资本内生驱动型新型城镇化发展模式进行深入的实证分析,为我国加速城镇化发展模式转型、促进“人力资本驱动型”的新型城镇化发展提供经验依据。尤其是选择粮食主产区作为特定研究区域深入分析其人力资本对新型城镇化的影响规律,其原因有二:一方面是由于粮食主产区存在大量的农村剩余劳动力,而他们的受教育水平及基本素质比较低,被视为新型城镇化发展的障碍;另一方面是其被国家赋予承担粮食安全的重任使其新型城镇化的发展较之于其他区域受到更多的束缚,相对更慢。但是如果能够采取有效措施使粮食主产区大量低素质的剩余劳动力升级为高素质的人力资本,则将劣势转化为优势,变不利因素为有利因素,更有效地促进其新型城镇化的发展。因此,针对粮食主产区研究其人力资本影响新型城镇化发展的内在规律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

牵涉到局限于某区域性的问题研究中,一个无法回避的问题是区域之间极有可能存在空间相关性,这种现象早在 1970 年就由 Tobler[12]指出。本研究分析人力资本对新型城镇化的影响,无论是各省之间的新型城镇化进程,还是人力资本提升,都极有可能存在相互影响,这就是空间经济学重点关注的空间依赖性,即空间溢出效应,因此我们专门对人力资本影响新型城镇化的空间效应

进行分析。

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，包括全局空间自相关性检验及局域空间自相关性检验；其次，在第一步得到肯定回答之后，就建立相应的空间计量模型来进一步分析其空间效应。

1. 全局空间自相关性检验

判断变量之间的区域间相互影响，特别是关于是否存在空间相关性的判断，一般通过 Moran I 检验来进行。Moran I 检验最早由 Moran[13] 提出，由于其使用简单，采用非线性优化获最小二乘法进行估计即可，因此一直到现在都是关于空间自相关检验使用最广泛的检验方法。Moran I 检验首先对被解释变量进行检验，根据 Moran I 指数值的显著性与否估计检验结果，判断变量是否存在空间自相关，如果显著则进一步构建相应的空间计量模型进行更深入地研究。空间自相关检验包括全局空间相关性及局域空间相关性两种类型的检验，下面分别依次介绍。

全局 Moran I 指数的计算公式为：

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

其中，I 是指数，$S^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2$，$Y = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Y_i$，$Y_i$ 表示第 i 个省份的新型城镇化水平或人力资本水平，$\bar{Y}$ 为其均值，n 表示省份总数，W_{ij} 表示邻近空间权重矩阵，本研究按照空间邻接权重矩阵标准来设定空间权重矩阵 W，即基于 Rook 相邻规则，把有共同边界的区域视为相邻，W_{ij} 的设定原则是：当省份 i 与省份 j 相邻时，$W_{ij}=1$；当省份 i 与省份 j 不相邻时，$W_{ij}=0$。Moran I 的取值范围为 $-1 \leqslant I \leqslant 1$，如果 I 越趋近 1，意味着相邻省份呈现空间正相关，而越趋近 -1 则呈现空间负相关，接近 0 时意味着各省之间无空间相关性。

2. 局域空间自相关检验

为了进一步检验某变量是否存在局部空间集聚，还要进行局域空间自相关检验，目前主要有两种方法：*LISA* 指数、*Moran I* 散点图，*LISA* 指数是由 *Anselin* 首先提出，即局域 *Moran I* 指数，也被称作 *LISA*，用来检验局部地区是否存在相似或相异的观测值聚集在一起。区域 i 的局域 *Moran I* 指数用来衡量区域 i 与它邻近区域之间的关联程度，即与邻近省份的空间相关性，定义为：

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

其中，S^2，Y_i，W_{ij} 与全局相关性的含义一致。当 I_i 大于零时，表示高值被高值所包围，低值被低值所包围，分别表示高 - 高类型或低 - 低类型；当 I_i 小于零时，表示低值被高值所包围，或高值被低值所包围，分别表示低 - 高类型或高 - 低类型。

本文采用第二种方法即 Moran I 散点图对新型城镇化及人力资本进行局部空间自相关检验。Moran I 散点图能够直观地显示出变量的局部空间自相关性，说明变量的观测值在空间上的集聚情况。Moran I 散点图是对空间滞后数据的二维可视化图示表达，以 (z, Wz) 为坐标点（其中 W 为空间权重矩阵，而 $zi = xi - \bar{x}$，是空间滞后因子），Wz 代表对空间区域观察值的空间加权计算。Moran I 散点图四个象限分别对应于四种局部空间相关形式，其中第一象限代表“高 - 高”类型集聚，即高观

测值区域的邻近区域同样也是高观测值区域;与其相反的是第三象限,代表"低-低"类型集聚,即低观测值区域的邻近区域同样也是低观测值区域;第二象限则代表"低-高"类型集聚,指低观测值区域被高观测值区域所包围,第四象限与第二象限相反,则代表"高-低"类型集聚,指高观测值区域被低观测值区域所包围。所以,通过 Moran I 散点图可以清楚地看出变量的局域空间集聚类型。

3. 空间计量模型的选择

空间计量模型有很多种,但是使用最多的是由 Anselili[14] 首先提出的截面空间回归模型,包括空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)两种。空间滞后模型(Spatial Lag Model)主要研究变量在一个地区是否对系统中邻近区域产生影响(溢出效应)。公式如下:

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \varepsilon_t \tag{3}$$

式中:Y_t 为被解释变量,X_t 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵,ρ 为空间回归系数,W 为 $n \times k$ 的空间权重矩阵,本文采用 Rook 邻接矩阵;WY_t 为空间滞后被解释变量,ε_t 为随机误差向量。空间滞后模型用于分析邻近区域被解释变量的加权平均和其他解释变量对本区域被解释变量的影响。

空间误差模型(Spatial Error Model)把空间依赖作用用扰动误差项来表示,主要解释邻近区域被解释变量的误差冲击对本地区观察值的影响程度。公式如下:

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t,\ \varepsilon_t = \lambda W\varepsilon_t + u_t \tag{4}$$

其中,$W\varepsilon_t$ 为邻近区域误差项的加权平均,λ 为 $n \times 1$ 被解释变量向量的空间误差系数,ε_t 为随机误差向量,u_t 为正态分布的随机误差向量。

这两类模型如果仍然采用普通最小二乘法(OLS)方法对以上两种模型进行估计,则其系数估计值极有可能有偏误甚至无效,所以最好采用极大似然法(ML)或者广义最小二乘法(GLS)等方法进行估计。Anselili 建议采用极大似然法(ML)对 SLM 和 SEM 进行分析。需要注意的是,以上模型为截面空间回归模型,而本文使用面板数据,因此需要将两种模型扩充为面板数据模型。Anselili[15] 基于以上两种截面数据模型,也首次提出了面板数据空间计量模型,空间滞后面板数据模型可用下式来表示:

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} + u_i \tag{5}$$

空间误差面板数据模型可用下式来表示:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it},\ \varepsilon_{it} = \lambda W\varepsilon_{it} + u_{it} \tag{6}$$

(二)变量选择

1. 被解释变量

被解释变量为新型城镇化水平(简记为 newcity)。本文以各省新型城镇化水平综合指数作为衡量新型城镇化水平的代理变量。衡量城镇化发展水平的方法目前主要有单一指标法和综合指标法两种。新型城镇化不同于传统城镇化,只是简单的土地城镇化或人口城镇化,而是包括人口、经济、社会、环境保护、城乡统筹等在内的全面、系统的城镇化发展体系,需要基于综合指标体系进行全方位的测度。本文在借鉴陈超凡、蓝庆新[16]、杨智尤[17]、王建康等[18]已有的度量新型城镇化水平相关研究的基础上,从人口城镇化、经济城镇化、绿色城镇化和社会城镇化四个方面构建新型城镇化综合评价指标体系,并以人口城镇化、经济城镇化、绿色城镇化和社会城镇化作为准则层指标,然后根据我国新型城镇化建设的实际情况,选取具有代表性的 12 个指标层指标,具体评价指标体系如下表 1:

表 1　新型城镇化评价指标体系

目标层	准则层	指标层	含义	计量单位	方向
新型城镇化发展水平	人口城镇化	人口城镇化率	指常住人口中居住在城镇地区的人口数与常住人口总数之比	%	正向
		城市人口密度	城市市区人口数与市区总面积的比值	人/平方公里	正向
		非农从业人口百分比	非农从业人口与总人口的比值	%	正向
	经济城镇化	人均 GDP	地区生产总值与常住人口数的比值	元	正向
		城镇家庭人均可支配收入		元	正向
		储蓄率	各省当年年底人均储蓄余额与各省人均可支配收入之比	%	
	绿色城镇化	建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖面积与城市用地总面积的比值	%	正向
		城市生活污水处理率	城市生活污水处理量/城市生活污水排放总量	%	正向
		单位 GDP 耗电量		千瓦时/万元	负向
	社会城镇化	城乡居民人均收入比		%	负向
		城乡居民恩格尔系数	城镇居民家庭恩格尔系数与农村居民家庭恩格尔系数的比值	%	负向
		市区与农村地区财政支出之比		%	负向

然后基于新型城镇化评价指标体系，运用主成分分析法计算得出新型城镇化水平综合指数。

2. 核心解释变量

本文主要目的是研究各省人力资本对于新型城镇化发展进程的真实影响，所以核心解释变量为人力资本，采用人力资本存量水平来表征。现有对人力资本存量的测度，大多使用人均受教育年限来计算，计算人均受教育年限时借鉴陆铭、陈钊[19]的方法，采用五分档的计算方法，按照“不识字、小学、初中、高中、大专及以上学历”的人均受教育年限为“0、6、9、12、16”来计算。本文的人力资本测度以各省 6 岁及 6 岁以上人口的平均受教育年限来表征，具体计算公式如下：

人力资本 =（小学毕业总人口数 ×6 + 初中文化总人口数 ×9 + 高中及中专文化总人口数 ×12 + 大专以上总人口数 ×16）/ 总人口数

计算人均受教育年限的相关数据从历年《中国人口与就业统计年鉴》获得，缺失年份数值采用插值法由前后年平均替代。

3. 控制变量

为了更加精确地衡量人力资本对新型城镇化发展进程的实际影响力，我们加入了一些必要的控制变量。包括财政支农支出、基础设施、技术创新、金融发展水平、对外开放度。

金融发展程度变量用 jirong 表示。用金融机构存贷款总额与 GDP 之比衡量金融发展程度。财政支农支出变量用 ruralrevenue 表示，用各地区财政农业支出来衡量农业支持程度的大小，为了使各时期的财政支农支出能够进行比较，以 1999 年为基期，使用农村居民消费价格指数对其进行缩减得到实际值，以减少通货膨胀的影响。

对外开放度用 open 表示，采用各省的对外直接投资总量与 GDP 之比来衡量各省的对外开放水平。对外直接投资数据来自 2000—2014 年的《中国对外经济统计年鉴》，又因为外商直接投资数据为美元标价，于是采用《中国贸易外经统计年鉴 2015》相应年份的汇率数据换算成人民币，并

将名义值用GDP平减指数换算成以1999年为基年的实际值。基础设施具体采用各省公路里程数与年末总人口数来表示。技术创新具体采用各省发明专利、实用新型专利及外观设计专利三种专利的总授权量表示。对所有解释变量均取自然对数，以尽可能去除可能存在的异方差，使实证结果更稳定。

（三）数据来源

本文选取的经验分析最终样本包括中国内地28个省份，青海、重庆、西藏三个省份因为数据缺失及存在严重极端值原因予以删去。时间跨度为1999—2013年。其中粮食主产区包括辽宁、黑龙江、吉林、山东、江苏、安徽、湖北、湖南、江西、四川、河北、内蒙古、河南13个省份，粮食非主产区包括剩下的15个省份。所有数据来自2000—2014年的《中国人口与就业统计年鉴》、《中国对外经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、各省统计年鉴及国家统计局网站。各变量描述性统计特征如表2。

表2 各变量的统计特征

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
newcity	新型城镇化	0.0015	0.7352	-1.4445	2.2011
ruralrevenue	财政支农支出	126.3882	138.3244	4.3191	754.09
aveedu	人力资本	8.1778	1.0118	5.438	11.836
jichu	基础设施	23.6075	16.3537	3.222	111.549
jirong	金融发展	2.4194	0.9073	0.747	6.502
patent	技术创新	12085.55	27324.41	150	269944
open	对外开放度	0.3408	0.4197	0.032	1.799
aveedu	人力资本	8.0739	0.8179	5.5557	10.582

注：本表及余下所有表格数据均由STATA 13.1计算而来。

三、实证检验及分析

（一）空间自相关检验

1. 全局空间自相关性检验

基于1999—2013年粮食主产区13个省份的新型城镇化及人力资本变量指标计算出Morans I指数见表3、表4，由表可见，大多数变量指标的Morans I指数非常显著，通过了检验，意味着粮食主产区新型城镇化及人力资本存在极强的空间自相关，本地区的新型城镇化水平及人力资本水平会受到邻近区域城镇化水平及人力资本水平的影响，可以采用空间计量模型，对人力资本与新型城镇化的关系进行进一步研究。

2. 局部空间自相关检验

下面用Moran I散点图进一步说明新型城镇化及人力资本在空间分布的局域特性。因为有长达14年的时间跨度，为了更加清楚地理解新型城镇化及人力资本两个变量在这段时间的空间分布的动态变化，选用了5个具有代表性的年份（1999、2002、2006、2009、2012）进行比较分析，具体的Moran I散点图见图1至图10，其中，图1到图5为新型城镇化的Moran I散点图，图6到图10为人力资本的Moran I散点图。

表 3　粮食主产区 1999—2013 年各省新型城镇化指数的空间自相关检验

年份	莫兰氏指数 I(Moran's I)				吉尔里指数 C(Geary's c)			
	Moran I	E(I)	Sd(I)	P - value	Geary C	E(I)	Sd(I)	P - value
1999	-0.193	-0.083	0.179	0.271	1.014	1.000	0.193	0.471
2000	-0.135	-0.083	0.178	0.386	0.968	1.000	0.195	0.435
2001	0.047	-0.085	0.181	0.235	0.776	1.000	0.191	0.119
2002	0.193	-0.083	0.183	0.066	0.569	1.000	0.186	0.010
2003	0.403	-0.083	0.180	0.003	0.366	1.000	0.192	0.000
2004	0.207	-0.083	0.180	0.054	0.561	1.000	0.191	0.011
2005	0.229	-0.083	0.178	0.039	0.505	1.000	0.195	0.006
2006	0.205	-0.083	0.170	0.045	0.537	1.000	0.207	0.013
2007	0.315	-0.083	0.169	0.009	0.454	1.000	0.209	0.004
2008	0.282	-0.083	0.171	0.016	0.501	1.000	0.205	0.007
2009	0.229	-0.083	0.171	0.034	0.514	1.000	0.205	0.009
2010	0.145	-0.083	0.172	0.092	0.575	1.000	0.203	0.018
2011	0.117	-0.083	0.170	0.119	0.586	1.000	0.207	0.023
2012	0.072	-0.083	0.170	0.180	0.641	1.000	0.207	0.041
2013	0.096	-0.083	0.171	0.056	0.676	1.000	0.206	0.035

表 4　粮食主产区 1999—2013 年各省人力资本的空间自相关检验

年份	莫兰氏指数 I(Moran's I)				吉尔里指数 C(Geary's c)			
	Moran I	E(I)	Sd(I)	P - value	Geary C	E(I)	Sd(I)	P - value
1999	0.393	-0.083	0.177	0.004	0.530	1.000	0.196	0.008
2000	0.189	-0.083	0.177	0.061	0.690	1.000	0.197	0.058
2001	0.206	-0.085	0.174	0.048	0.689	1.000	0.200	0.060
2002	0.399	-0.083	0.180	0.004	0.600	1.000	0.192	0.018
2003	0.188	-0.083	0.178	0.063	0.638	1.000	0.195	0.032
2004	0.374	-0.083	0.177	0.005	0.505	1.000	0.196	0.006
2005	0.312	-0.083	0.174	0.012	0.552	1.000	0.200	0.013
2006	0.158	-0.083	0.174	0.083	0.704	1.000	0.201	0.070
2007	0.051	-0.083	0.168	0.212	0.896	1.000	0.209	0.310
2008	0.089	-0.083	0.169	0.154	0.831	1.000	0.208	0.207
2009	0.132	-0.083	0.169	0.101	0.787	1.000	0.209	0.154
2010	0.257	-0.083	0.181	0.030	0.664	1.000	0.190	0.038
2011	0.109	-0.083	0.178	0.140	0.796	1.000	0.195	0.148
2012	0.142	-0.083	0.171	0.094	0.748	1.000	0.205	0.110
2013	0.163	-0.083	0.176	0.066	0.762	1.000	0.201	0.085

由图 1 至图 5 可以看出，除了 1999 年的的 Moran I 散点图落点异常之外，其他年份的大部分省区新型城镇化的落点都在第一、三象限，第一象限为高 - 高类型的集聚，说明新型城镇化相对发达的省份其周围也是新型城镇化水平较高的省份；第三象限为低 - 低类型说明新型城镇化水平相对低的省份其周围也是新型城镇化水平较差的省份，Moran I 散点大多数集聚于第一、三象限说明粮食主产区各省之间的新型城镇化存在较明显的空间相关性，空间溢出效应明显。

同理，由图 6 至图 10 的 1999、2002、2006、2009 及 2012 的人力资本的 Moran I 散点图，可以直观地发现绝大多数的散点落于第一象限及第三象限，而且集聚程度比新型城镇化的 Moran I 散点图更甚，所以同样说明人力资本水平相对高的省份其周围也是人力资本水平较高的省份；人力资

本水平相对低的省份其周围也是人力资本水平较低的省份，Moran I 散点大多数集聚于第一、三象限说明粮食主产区各省之间的人力资本也存在较明显的空间相关性，空间溢出效应明显。

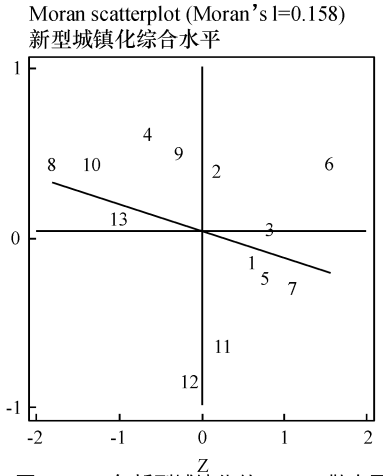


图1 1999年新型城镇化的Moran I散点图

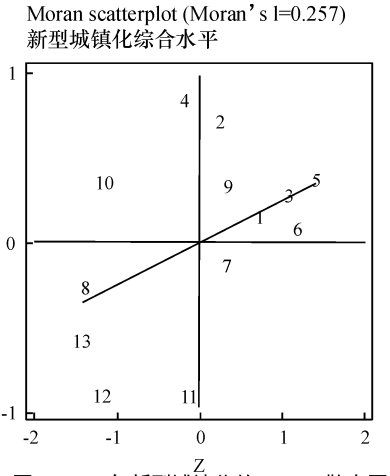


图2 2002年新型城镇化的Moran I散点图

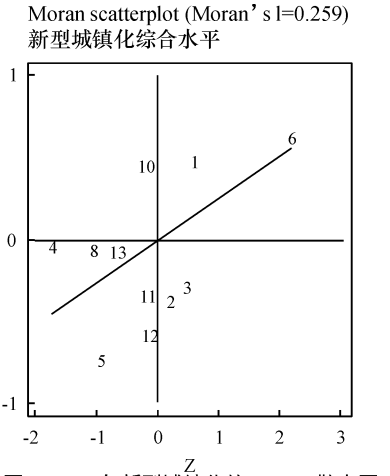


图3 2006年新型城镇化的Moran I散点图

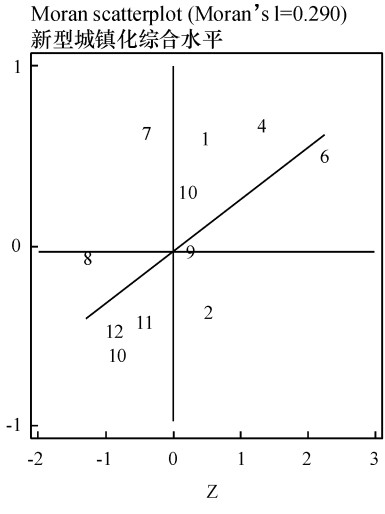


图4 2009年新型城镇化的Moran I散点图

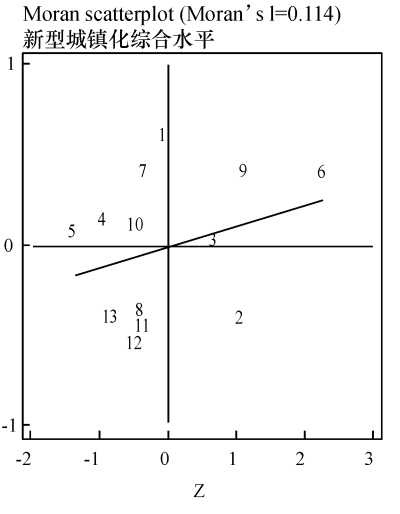


图5 2012年新型城镇化的Moran I散点图

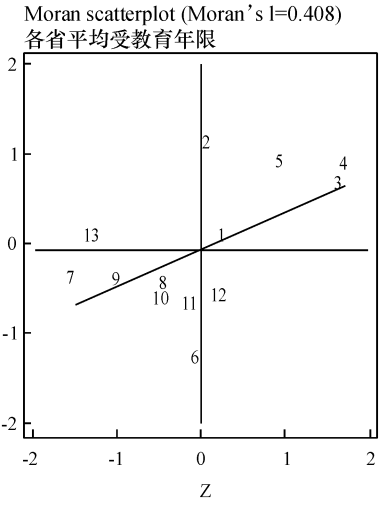


图6 1999年人力资本的Moran I散点图

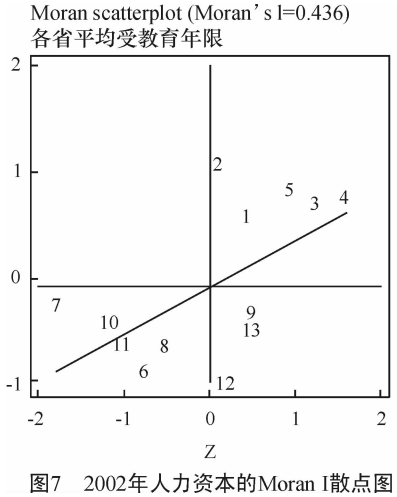


图7 2002年人力资本的Moran I散点图

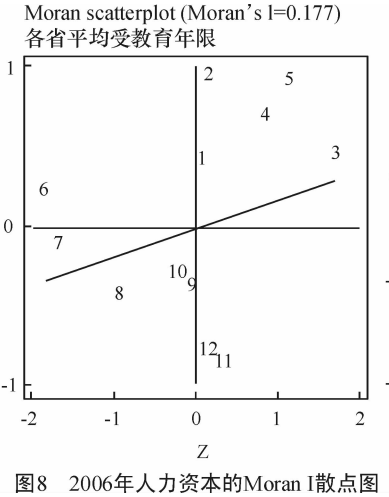


图8 2006年人力资本的Moran I散点图

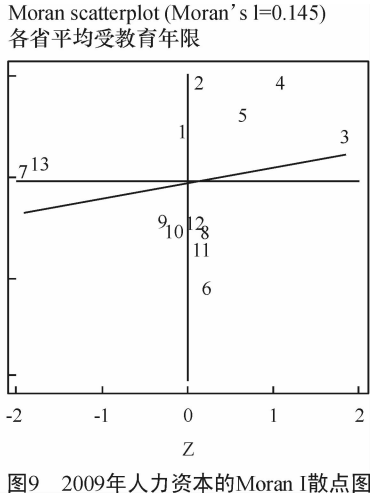


图9 2009年人力资本的Moran I散点图

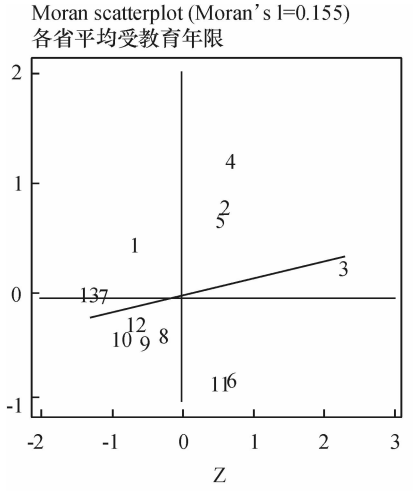


图10　2012年人力资本的Moran I散点图

（二）空间面板模型的实证分析

下面我们基于空间面板模型进行实证分析。

1. 粮食主产区人力资本存量对新型城镇化影响的空间溢出效应分析

我们在前文已经对空间面板模型的具体类型做了详细的理论介绍，但是在实际运用中必须要针对具体变量之间的相互关系选择最合适的模型。所以在对人力资本与新型城镇化的空间溢出效应进行估计之前，首先要对于空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）哪个模型更合适做出正确的判断，Anselin 及 Florax [20] 提出了如下判别准则：在 Moran I 检验为显著的前提下，对变量相互关系的空间依赖性进行检验，如果拉格朗日乘数—滞后检验（LMLAG）的结果比拉格朗日乘数—误差检验（LMERR）在统计上更为显著，且稳健的拉格朗日乘数—滞后检验显著而稳健的拉格朗日乘数—误差检验不显著，则采用空间滞后模型（SLM）；反之，如果稳健的拉格朗日乘数—误差检验（R-LMLAG）显著而稳健的拉格朗日乘数—滞后检验（R-LMLAG）不显著，拉格朗日乘数—误差检验相对于拉格朗日乘数—滞后检验在统计上更加显著，则选择空间误差模型（SEM）。其次，在经过拉格朗日乘数检验确定选择哪种模型之后，还要比较到底采用固定效应还是随机效应才能使空间模型的计量结果最优，这就需要对模型的拟合优度、对数似然函数值进行综合判断考察模型的总体显著性，一般来说，模型的拟合优度 R^2 值越大，对数似然函数值越高则模型的显著性及拟合效果最好。本研究对人力资本与新型城镇化的空间依赖性进行了拉格朗日乘数—滞后检验（LMLAG）、拉格朗日乘数—误差检验（LMERR）、稳健的拉格朗日乘数—滞后检验及稳健的拉格朗日乘数—误差检验，具体检验结果见表 5。

表 5　选择空间模型的诊断性检验

检验方法	检验值（Value）	P 值（P-Value）
拉格朗日乘数 - 滞后检验（LMLAG）	25.5333	0.000
稳健的拉格朗日乘数 - 滞后检验（R-LMLAG）	13.7223	0.000
拉格朗日乘数 - 误差检验（LMERR）	11.8217	0.001
稳健的拉格朗日乘数 - 误差检验（R-LMLAG）	0.0106	0.918

由表 5 所示的检验值及 P 值，可以发现，稳健的拉格朗日乘数—滞后检验显著（P 值为 0），而稳健的拉格朗日乘数—误差检验不显著（P 值为 0.918），结合 Anselin 及 Florax 所提出的判别准则，应该采用面板空间滞后模型（SLM）。由于本研究本来就以粮食主产区的 13 个省份为特定研究对象，样本为特定个体，适合采用固定效应模型，再结合进行豪斯曼检验，结果同样支持采用固定效应模型，因此，最终采用面板空间滞后固定效应模型。

下表 6 为基于空间滞后模型的粮食主产区人力资本对新型城镇化的空间效应估计结果。又因为粮食主产区的面板数据同时包括不同省份的截面个体因素及时间因素，为了更精确地估计各解释变量对新型城镇化的影响，采用空间固定效应模型（模型 1）、时间固定效应模型（模型 2）、空间和时间固定效应模型（模型 3）三个模型分别来进行估计，然后根据各模型在统计意义的显著性

表6 基于空间滞后模型的粮食主产区人力资本对新型城镇化的空间效应

变量名称	空间固定效应模型	时间固定效应模型	空间和时间固定效应模型
	模型1	模型2	模型3
人力资本	0.9711***(3.72)	1.0062***(4.21)	0.8173**(2.05)
财政支农支出	0.4186***(11.90)	0.3078***(4.16)	0.3241***(4.38)
金融发展水平	−0.1111*(−1.74)	−0.1363**(−2.10)	−0.0384(−0.43)
基础设施	0.1176***(2.82)	−0.0503(−0.93)	0.0538(0.79)
技术创新	0.1253***(4.49)	0.0451(1.52)	0.0666**(2.06)
外国直接投资	−0.0768***(−3.19)	−0.0106(−0.44)	−0.0520**(−2.22)
模型 R^2	0.9703	0.9610	0.9680
对数似然值	140.5406	73.1369	160.8921
空间滞后系数(ρ)	0.0433**	0.03**	−0.231*
	直接效应		
人力资本	0.9920***(3.42)	1.0391***(4.03)	0.8564*(1.92)
财政支农支出	0.4183***(14.05)	0.3115***(4.95)	0.3264***(5.05)
金融发展水平	−0.0987*(−1.66)	−0.1290*(−1.89)	−0.0150(−0.24)
基础设施	0.1173***(2.97)	−0.0525(−0.99)	0.0553(0.83)
技术创新	0.1290***(4.65)	0.0480*(1.66)	0.0703**(2.07)
外国直接投资	−0.0755***(−2.90)	−0.0091(−0.35)	−0.0509**(−2.02)
	间接效应		
人力资本	0.0241*(1.99)	0.0254(1.63)	−0.1209(−1.33)
财政支农支出	0.0102*(1.90)	0.0751(1.64)	−0.0480(−1.57)
金融发展水平	−0.0029(−0.64)	−0.0347(−1.18)	0.0006(0.06)
基础设施	0.0028(0.62)	−0.0111(−0.28)	−0.0072(−0.63)
技术创新	0.0031(0.65)	0.0124(1.17)	−0.0102(−1.18)
外国直接投资	−0.0021(−0.65)	−0.0022(−0.28)	0.0068(1.37)
	总效应		
人力资本	1.0161***(3.45)	1.2038***(3.70)	0.7355***(1.91)
财政支农支出	0.4285***(15.93)	0.0366***(4.61)	0.2784***(5.34)
金融发展水平	−0.1016*(−1.65)	−0.1638*(−1.77)	−0.0145(−0.27)
基础设施	0.1202***(2.97)	−0.0636(−0.98)	0.0481(0.84)
技术创新	0.1322***(4.76)	0.0604*(1.66)	0.0601**(2.13)
外国直接投资	−0.0776***(−2.86)	−0.0112(−0.34)	−0.0441*(−1.91)
样本总数	182	182	182

及经济意义上的综合考量，来最终确定采用哪个模型。这样做的优点是既考虑了粮食主产区各省之间的区域个体差异，又能够把历年各时间段对新型城镇化的影响分离出来，可以更好地尽量减少粮食主产区13个省个体之间的差别及时期差异所带来的异方差，有效避免了模型的回归误差，能够得到更真实客观的估计结果。

由表可见，SLM 模型把人力资本及其他控制变量对新型城镇化的影响分为直接效应、间接效应及总效应，这与以往的传统线性回归明显不同。其原因是，传统的线性回归研究的假设前提是各观察值独立，此时估计系数能够视为解释变量影响被解释变量的偏导数。但是，如果通过 Moran I 检验发现被解释变量存在空间相关，则空间模型中的被解释变量还包括临近区域的变量对它的影响，即区域的解释变量不但能够影响本区域的被解释变量，还能够间接影响临近区域的被解释变量，这种影响可能为正效应，也可能是负效应，这样的话系数不能再简单地视为解释变量影响被解释变量的偏导数。幸运的是，现代空间计量模型能够精确估计出空间上相互依赖带来的直接效应、间接效应及总效应。在本研究中，我们前面通过 Moran I 检验发现新型城镇化及人力资本都存在显著的空间效应，即本区域的新型城镇化发展不但受到本区域人力资本及其他控制变量的直接影响，而且还会间接受到来自隔壁省份的人力资本及其他因素的影响，如果这种影响比较显著的话，那么传统的线性回归就会放大或缩小人力资本及其他控制变量对新型城镇化的影响，得到错误的估计结果。因此，本研究引入直接效应及间接效应来更精确地衡量人力资本对新型城镇化的空间溢出效应。

综合比较表 6 的模型 1、模型 2 及模型 3 的模型 R^2、对数似然值、空间滞后系数（ρ），再从经济意义上考虑模型各解释变量对新型城镇化影响的显著性及经济学上的合理性，最终选择模型 1 即空间固定效应模型作为人力资本影响新型城镇化的基本解释模型，下面各解释变量影响粮食主产区新型城镇化的具体分析都是根据模型 1 的估计结果。首先来分析人力资本存量对新型城镇化的影响。由表可知，人力资本对新型城镇化影响的直接效应及间接效应都通过了显著性检验，具体是在直接效应中其影响系数为 0.9920，在 1% 水平上显著；而在间接效应中其影响系数为 0.0241，只在 10% 水平上显著。这表明粮食主产区人力资本水平的提高能够显著促进本区域新型城镇化的发展，而且还能够对邻近省份的新型城镇化进程起到一定的推进作用，尽管这种空间溢出效应比较弱，这个结论与姚鹏，孙久文[21]对人力资本的空间外溢效应比较类似。其原因之一可能是当某省份大力投资促进本省教育水平的发展提高后，人口素质的提高及科技创新能力的增强致使整体发展较快，当然也包括新型城镇化的发展。邻近省份必然会感受到差距的拉大及压力，于是也会模仿复制成功省份的行为促进人力资本的提高，于是也带动了新型城镇化的发展。其原因之二可能是各邻近省份之间会有较多的人力资本外流交换的机会，通过人力资本的相互交流及相互学习，促进了信息及新知识的传递及学习，这种人力资本的正向外溢效应必然会通过合适的路径传递到新型城镇化的建设领域，加速新型城镇化的建设。

其次来看各控制变量对新型城镇化的影响是否存在空间效应。由表显示，虽然粮食主产区各控制变量对新型城镇化的影响在总效应及直接效应上都不同程度表现为显著，与前文在对新型城镇化的线性分析相比除了在影响系数及显著性程度有区别之外，其他情况大致差不多，但是从间接效应来看，除了财政支农支出，其他控制变量对新型城镇化影响的间接效应都不显著，也就是说，金融发展水平、技术创新、基础设施及外国直接投资对新型城镇化的影响虽然显著，但仅仅局限于粮食主产区本区域内，而对区域外基本没有溢出效应，所以我们也仅仅重点分析财政支农支出对新型城镇化的影响。表 6 显示财政支农支出对新型城镇化的直接效应影响系数为 0.4183，在 1% 水平上显著，间接效应影响系数为 0.0102，在 10% 水平上显著，这种结果与人力资本对新型城镇化的影响有些类似，即直接效应远大于间接效应，财政支农支出对本区域新型城镇化发展具有显著的促进作用在前文已经作了较详细的阐述，不再重复。下面对财政支农支出对新型城镇化影

响的间接效应进行分析,其原因可能是财政支农支出大量投资于本区域的农林水事务、水利设施及救济扶贫,促进本区域的新农村硬件及软件的建设,缩小城乡差距,而邻近的省份由于与本区域在交通、农林水事务城乡公共服务等方面有比较紧密的相互往来,于是本区域的这些进步会通过这些交流渠道传递到邻近省份,通过溢出效应帮助邻近省份在相似领域取得发展进步,最终有效推进邻近省份新型城镇化的建设。当然,我们可以看出,粮食主产区的新型城镇化空间溢出效应比较弱,不太显著,这可能与粮食主产区在经济、社会、三农领域及制度建设等方面在全国处于相对落后的现实情况有关。

2. 粮食非主产区人力资本存量对新型城镇化影响的空间溢出效应比较分析

为了对比起见,接着来分析粮食非主产区人力资本对新型城镇化影响的空间效应,估计结果见表7。同样,在进行分析之前,首先得对粮食非主产区人力资本对新型城镇化的空间效应适用于哪种模型进行确认。通过进行拉格朗日乘数检验也确认粮食非主产区适用SLM模型,为了精确起见,也进行空间固定效应模型、时间固定效应模型、空间和时间固定效应模型的比较,在对模型4、模型5及模型6的模型R^2、对数似然值、空间滞后系数(ρ)比较之后,并综合考虑模型各解释变量对新型城镇化影响的显著性及经济学上的合理性,最终选择模型4即空间固定效应模型作为人力资本影响新型城镇化的基本解释模型。

首先来分析粮食非主产区人力资本对新型城镇化的影响,由表7可知,人力资本对新型城镇化的直接效应影响系数为1.1923,在1%水平上显著,间接效应影响系数为0.0903,在5%水平上显著。在与粮食主产区人力资本对新型城镇化的影响进行对比之后发现,其相同点就是无论是直接效应还是间接效应,在两个区域都是显著的,重点分析其不同之处:粮食非主产区人力资本对新型城镇化的直接效应(其系数为1.1923)大于粮食主产区人力资本对新型城镇化的直接效应(其系数为0.9920),粮食非主产区人力资本对新型城镇化的间接效应(其系数为0.0903,在5%水平上显著)大于粮食主产区人力资本对新型城镇化的间接效应(其系数为0.0241,在1%水平上显著),并且粮食非主产区人力资本对新型城镇化的总效应(其系数为1.2825)大于粮食主产区人力资本对新型城镇化的总效应(其系数为1.0161),也就是说,人力资本在粮食非主产区比粮食主产区总是能够产生更高的效率,其原因可能是,粮食非主产区在经济、社会、公共服务、基础设施建设等硬件与软件方面平均都比粮食主产区更加优秀,人力资本在良好的外部环境中能够发挥出更高的潜力及效率,所以在对新型城镇化的直接效应及总效应上,粮食非主产区总是占据优势,而在间接效应上,粮食非主产区人力资本对新型城镇化的影响系数4倍于粮食主产区人力资本对新型城镇化的影响系数,其原因可能是粮食非主产区的人力资本综合素质更高,竞争意识更强,思维更活跃,加之外部环境鼓励人才流动,因此各区域之间的人力资本交流及相互学习的频率远大于粮食主产区的人力资本交流频率,人力资本对区域外的正向外溢效应自然也就更大,所以粮食非主产区的人力资本对新型城镇化的间接效应也会远高于粮食主产区。

其次来看粮食非主产区的财政支农支出对新型城镇化的影响。据表7显示,财政支农支出对新型城镇化的影响无论是直接效应、总效应还是间接效应都表现为显著,但是与粮食主产区比较发现,粮食非主产区的财政支农支出对新型城镇化的各种效应都小于粮食主产区,这种结果与粮食非主产区人力资本对新型城镇化的影响结果恰恰相反,为什么会出现这种反差?其原因可能如下:第一,由于粮食主产区对保障国家粮食安全承担最主要的责任,所以中央政府在安排国家财政预算资金的时候都会尽可能地将财政支农资金予以倾斜,这样粮食主产区省份所得的国家财政支农资金的规模及比例会远大于粮食非主产区省份的国家财政支农资金,再加上粮食主产区各省自

表 7　粮食非主产区人力资本对新型城镇化影响的空间效应

变量名称	空间固定效应模型	时间固定效应模型	空间和时间固定效应模型
	模型 4	模型 5	模型 6
人力资本	1.1640***(3.66)	0.3425**(2.06)	−0.1675(−0.40)
财政支农支出	0.2128***(6.49)	−0.2291***(−5.05)	−0.2017***(−3.26)
金融发展水平	0.0070*(0.05)	0.6050**(10.12)	0.0154(0.13)
基础设施	0.0505*(1.33)	0.0373(1.30)	0.0588*(1.78)
技术创新	0.4239***(9.83)	0.0451(1.52)	0.2695***(5.50)
外国直接投资	0.0009(0.03)	0.1820***(8.73)	0.0026(0.10)
模型 R^2	0.9392	0.8817	0.8654
对数似然值	85.7530	47.7112	60.9352
空间滞后系数(ρ)	0.1582**	−0.0996**	−0.321*
		直接效应	
人力资本	1.1923***(3.41)	0.3540**(2.08)	−0.1400(−0.29)
财政支农支出	0.2130***(7.66)	−0.2308***(−5.91)	−0.2064***(−3.91)
金融发展水平	0.0314*(0.25)	0.6146***(10.99)	0.0393(0.14)
基础设施	0.0506*(1.39)	0.0382(1.38)	0.0601*(1.87)
技术创新	0.4280***(10.09)	0.1918***(9.50)	0.2797***(5.69)
外国直接投资	0.0026(0.09)	−0.0709***(−4.15)	0.0039**(0.14)
		间接效应	
人力资本	0.0903**(2.16)	−0.0182(−0.63)	−0.0443(−0.42)
财政支农支出	0.0169*(1.89)	0.0125(0.73)	−0.0363(−1.23)
金融发展水平	0.0033(0.29)	−0.0295(−0.71)	0.0086(0.34)
基础设施	0.0039(1.08)	−0.0018(−0.52)	0.0110(1.03)
技术创新	0.0036*(1.93)	0.0099(−0.71)	0.0499(1.25)
外国直接投资	0.0003(0.10)	0.0034(0.64)	0.0014(0.20)
		总效应	
人力资本	1.2825***(3.56)	0.3358**(2.09)	−0.1844(−0.33)
财政支农支出	0.2230***(7.58)	−0.2183***(−6.52)	−0.2426***(−3.83)
金融发展水平	0.0348*(0.26)	0.5851***(7.94)	0.0479(0.34)
基础设施	0.0546*(1.39)	0.0364(1.37)	0.0711(1.84)
技术创新	0.4617***(10.99)	0.1819***(9.57)	0.3296***(5.13)
外国直接投资	0.0029(0.09)	−0.0675***(−3.87)	0.0053*(0.16)
样本总数	210	210	210

己基于本省所承担的粮食安全责任也会优先保证财政支农资金的配置及正确使用，而粮食非主产区各省没有必须承担粮食安全责任的硬约束，也不会在财政支农支出方面作出特别的重视及部署。第二，国家为了支持粮食主产区的“三农”发展及新农村建设，针对粮食主产区农民、农业及农村领域给予了一些相对优厚的特殊政策及其他配套资源的大力支持，在这些更加良好的外部环境推进下，财政支农支出的使用效率可能比粮食非主产区更高，快速地改变粮食主产区在“三农”领域的落后局面，缩小其城乡差距，促使粮食主产区城乡统筹和谐发展，最终有效推进粮食主产区新

型城镇化的建设。第三,由于粮食主产区13个省份在地理位置上比较集中,主要分布在我国的长江流域、东北三省及华北区域,本来相互之间在经济、生活、交通及公共服务等各方面互通有无,交流甚多,现在又基于在粮食安全责任上的相同定位,在"三农"领域及农业公共服务流域的各种投资就极有可能通过各省之间的相互交流及联系产生较大的正向外溢效应,因此财政支农支出在"三农"领域及农业公共服务流域的使用也会通过这种溢出效应使区域外的省份受益,基于其特殊性会重点投资于"三农"及乡村领域,而这也是推进新型城镇化建设所重视的领域,因此,财政支农支出通过这种路径间接溢出从而可能显著影响区域外省份的新型城镇化进程。但是粮食非主产区省份由于没有粮食安全责任的定位,所以财政支农支出对新型城镇化的间接效应就会比粮食主产区要小得多。

其他控制变量方面,在对新型城镇化的直接效应上,技术创新、基础设施及金融发展水平对新型城镇化的影响都表现为显著,在10%水平上显著,而对外直接投资对新型城镇化的影响不显著。再看对新型城镇化的间接效应上,基础设施、金融发展水平及对外直接投资对新型城镇化的影响都表现不显著,只有技术创新变量对粮食非主产区新型城镇化间接效应产生显著影响(其影响系数为0.0036,在10%水平上显著),这可能受益于粮食非主产区相对更加发达先进的技术基础与创新环境,所以其技术创新能够更高效地推进本区域的新型城镇化发展,并且能够把技术创新的成果通过与邻近省份交流、共享学习的方式外溢到邻近省份的新型城镇化建设,因此,技术创新的间接效应就表现比较显著。

四、结论及政策建议

人的城镇化是新型城镇化的本质及核心。尤其是新常态背景下推动我国的经济发展与新型城镇化,更加要重视对内生动力的培养,其中一个关键的内生动力培养就是对人的教育及培训,提升人力资本质量。本文选取1999—2013年的省级面板数据,研究了人力资本对新型城镇化发展的影响及其空间溢出效应,得出的主要研究结论如下:首先,人力资本、财政支农支出及技术创新能够有效促进我国的新型城镇化发展,并且这种促进作用具有较显著的空间溢出效应。其次,人力资本、财政支农支出及技术创新的空间溢出效应表现出明显的区域异质性:人力资本的空间溢出效应在粮食非主产区效果更强,财政支农支出的空间溢出效应在粮食主产区效果更强,而技术创新只在粮食非主产区才表现出空间溢出效应。最后,其他控制变量虽然能够不同程度地影响新型城镇化发展,但这种影响效应只局限于本区域,不具有空间溢出效应。

基于实证分析结果,提出如下政策建议:

1.加大人力资本投资力度,培养新型城镇化建设人才

一是构建国家、社会、企业、个人的多元化投资体系,促进对教育、培训、卫生等人力资本投资。实证分析发现人力资本是促进新型城镇化发展作用最大的影响因素,因此,加大对各级人力资本的投资力度,快速促进粮食主产区的人力资本积累,为促进新型城镇化发展准备充足的动力源,随时可以投入使用。当然,投资主体不能由单一的个人、社会或者政府来承担,应该促成国家、社会和个人共同促进教育发展的多元化投资格局。

二是采取有力措施大力促进农村人力资本投资。由于外部环境及自身条件的多方面原因,我国农民受教育程度及平均素质相比于城镇居民来说要低许多,因此,依据木桶原理,占我国总人口60%以上综合素质偏低农村人力资本极有可能成为制约新型城镇化发展的关键短板,必须采取有力措施使这块短板尽快拉长。为此,可以采用的具体措施有:加大政府对农村基础教育投资的力度和总量,大力发展农村教育,优化教育资源配置;重视引导农村人力资本的"双向流动",减少其

投资收益过度向中心城镇“外溢”；加强对农民工人力资本的职业教育培训等。

2. 充分发挥人力资本投资的外溢效应，高效推进粮食主产区与非主产区的新型城镇化高质量、均衡式协同发展

通过实证分析，可知人力资本对新型城镇化的促进作用具有非常显著的空间溢出效应，能够有效促进周边省份的新型城镇化进程。那么，未来的新型城镇化发展过程中应将这种外溢效应继续强化，引导人力资本丰富及新型城镇化发展水平高的省份加强与邻近省份的合作，积极引领新型城镇化发展水平落后的省份协同发展。近期目标是加强粮食主产区内部、非主产区内部各省份之间在新型城镇化发展及人力资本培养的合作及协调，构建省际城镇合作平台，尽可能为包括高素质人才在内的各方面要素合理流动创造优质的外部环境，充分利用新型城镇化的空间效应推动城镇化高质量运行。长远目标是当时机成熟时，应当站在整个国家利益最大化的高度，促进粮食主产区与非主产区在新型城镇化发展及人力资本培养的合作及协调，政府出台强有力的激励政策措施促进粮食非主产区高素质的人力资本向人力资本相对匮乏的粮食主产区自由流动，从而利用人力资本的外溢效应促进我国整体的新型城镇化高质量、均衡式协同发展。

3. 客观分析及利用其他控制变量对新型城镇化的影响来推进我国新型城镇化的高质量、均衡发展

研究结论揭示财政支农支出对新型城镇化的促进作用及空间溢出效应在粮食主产区效率更高，因此，中央政府及相应省份就应该加大对粮食主产区财政支农资金的倾斜式投入，从而加快粮食主产区新型城镇化的发展速度，缩小与粮食非主产区的差距，基础设施及技术创新都能够有效促进新型城镇化的发展，但是基础设施在粮食主产区效率更高，而技术创新在非主产区效率更高，基于促进我国新型城镇化协同发展的需要，就应该找出制约技术创新在粮食主产区发挥其作用的原因，采取有效措施充分释放技术创新对新型城镇化的促进作用。

参考文献：

[1]MICHA G. Schooling and the farm problem[J]. Econometrica,1965,33(3):582 - 592.

[2]JONATHAN EATON, ZVI ECKSTEIN. Cities and growth:Theory and evidence from France and Japan[J]. Regional cience and Urban Economics,1997,27(4):443 - 474.

[3]DUNCAN BLACK, VERNON HENDERSON. A theory of urban growth[J]. Journal of Political Economy,1999,107(2):252 - 284.

[4]CURTIS J,SIMON CLARK NARDINELLI. The talk of the town:Human capital,Information and the growth of English cities,1861 to 1961[J]. Explorations in Economic History,1996,33(6):384 - 413.

[5]MARYANN FELDMAN. Location and innovation:The new economic geography of innovation, spillovers, and agglomeration[M]. New York; Oxford University Press,2000.

[6]黄乾. 城市农民工的就业稳定性及其工资效应[J]. 人口研究,2009,(3):53 - 62.

[7]王金营,王子威. 中国人力资本产业配置在城镇化中的作用研究[J]. 中国人口科学,2014,(5):79 - 87.

[8]高文书. 人力资本与进城农民工职业选择的实证研究[J]. 人口与发展,2009,(3):38 - 43.

[9]刘健. 新型城镇化下劳动力人力资本投资与城乡收入差异分析——以中部六省为例[J]. 企业经济,2013,(5):129 - 133.

[10]王秀芝,孙妍. 我国城镇化进程中“迁移谜题”的解释——人力资本差异视角[J]. 人口与经济,2015,(3):57 - 67.

[11]李修彪,齐春宇. 人力资本积累与城镇化的互动关系研究——基于空间面板联立方程的分析[J]. 南方人口,2015,(4):54 - 68.

[12]TOBLR W. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. Economic Geography,1970, 46(2): 234 - 240.
[13] MORAN P A P. A test for the serial dependence of residuals[J]. Biometrika,1950,37(1):178 - 181.
[14] ASELILI L. Spatial Economitrics:Methods and Models[M]. Dordrecht:Kluwer Academic Publishers,1988.
[15]ASELILI L,VARGA A,ACS Z. Local geographic spillovers between university and high technology innovations[J]. Journal of Urban Economics,1997,42(3):422 - 448.
[16]蓝庆新,陈超凡. 新型城镇化推动产业结构升级了吗? ——基于中国省级面板数据的空间计量研究[J]. 财经研究,2013,(12):57 - 71.
[17]杨智尤,戚晓旭,杨雅维. 新型城镇化评价指标体系研究[J]. 宏观经济管理,2014,(2):51 - 54.
[18]王建康,谷国锋,姚丽,陈园园. 人力资本集聚对我国新型城镇化的影响——以2000 - 2012年省级面板数据为例[J]. 人口与发展,2015,(4):35 - 42.
[19]陈钊,陆铭,金煜. 中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算[J]. 世界经济,2004,(12):25 - 31.
[20]ANSELIN I,BERA A,FLORAX R, YOON M. Simple diagnostic tests for spatial dependence[J]. Regional Science and Urban Economics,1997,43(1):103 - 132.
[21]姚鹏,孙久文. 贸易开放与区域收入空间效应 - 来自中国的证据[J]. 财贸经济,2015,(1):132 - 142.

Research on Spatial Spillover Effect of Human Capital to New Urbanization

YAO Xu-bing[1], LUO Guang-qiang[2], WU Zhen-shun[1]
(1. *School of Management*, *Hunan Institute of Engineering*, *Xiangtan* 411104, *China*;
2. *School of Economics*, *Hunan Agriculture University*, *Changsha* 410128, *China*)

Abstract: Based on the data panel from years 1999 to 2013, the paper uses spatial econometric model to study the impact of human capital on new urbanization, specifically estimates the direct effect, indirect effect and total effect of human capital to new urbanization in main grain producing area and carry on comparative analysis with non-major grain producing area. The results show that human capital can significantly promote the development of new urbanization. Furthermore, it can well promote he development of new urbanization of adjacent areas through space spillover effect, however, the space spillover effect is much larger in non-major grain-producing area. From the view of other control variables, fiscal expenditure in agriculture has significant space spillover effect in the whole country and there exists stronger spillover effect in main grain producing area; but technology innovation only has spillover effect in non-major grain producing area.

Key Words: human capital; new urbanization; space spillover effect; main grain producing area; technology innovation; fiscal support for agriculture