

工业化城镇化对农民增收影响的空间计量分析

——基于安徽省县域数据^{*1}

郇红艳¹ 谭清美² 孙君³

(1. 南京航空航天大学经济与管理学院, 江苏南京 211106;

2. 阜阳师范学院经济与管理学院, 安徽阜阳 236041;

3. 无锡商业职业技术学院工商管理学院, 江苏无锡 214153)

【摘要】：基于 2000–2010 年安徽省县域农民人均纯收入数据，利用探索性空间数据分析方法测度农民收入空间相关性和局部集聚空间格局演变，分别建立 2000 年、2005 年和 2010 年农民收入空间杜宾模型和空间滞后模型，研究工业化城镇化发展对农民增收的影响程度及变化趋势。研究结果表明：安徽农村居民收入存在明显的地域差异，呈正的空间自相关性，低收入集聚区沿安徽西侧边境向西南和西北部转移，高收入集聚区沿皖江城市带从苏皖边境向皖中地区扩张；空间计量模型能够分离出收入空间溢出效应，避免经典回归对工业化城镇化影响程度的高估；工业化发展促进农民增收作用增强，但可能出现虹吸效应；不完全的城镇化发展对农民增收作用减弱，应发挥其扩散效应；农业现代化促进农民增收效果不明显。

【关键词】：工业化，城镇化，农民收入，空间自相关，空间计量模型

【中图分类号】：F291. 1：F014. 4 **【文献标志码】**：A **【文章编号】**：1007–3116 (2014) 02–0075–08

一、引言

自 2004 年以来，中共中央“一号文件”已经连续十年聚焦“三农问题”，强调其作为各项工作“重中之重”的地位，而“三农问题”的核心是农民收入问题。众多学者对促进农民增收的影响因素进行了大量研究，取得了丰硕的研究成果，从生产要素

¹ **基金项目**：江苏省哲学社会科学重点项目《江苏城乡经济一体化系统演进与发展模式研究》(10EYA001)；安徽省哲学社会科学规划项目《现代农业三维目标体系及实现路径研究》(AHSK11–12D224)；安徽省教育厅人文社科基地重点项目《产业转移、农民工流动与区域经济协调发展》(SK2013A134)；江苏社会科学基金项目《用工短缺与江苏产业升级研究》(11EYD045)；安徽质量工程教研项目《基于能力培养的经管类〈统计学〉课程实践教学体系整合与效能评价》(2012jyxm338)

作者简介：郇红艳，女，江苏连云港人，博士生，副教授，研究方向：城市化与可持续发展；谭清美，男，山东临朐人，管理学博士，教授，博士生导师，研究方向：区域经济可持续发展；孙君，女，江苏扬州人，博士生，讲师，研究方向：区域经济学。

收稿日期：2013–05–07；**修复日期**：2013–10–19

角度梳理,包括农村劳动力外出务工与素质提升,农村金融、公共投资与农业科技进步,农地流转与集约化经营以及农业结构升级和农民组织创新等。工业化城镇化发展与上述因素之间均有密切的关系,是促进农民增收的重要途径。

关于城镇化发展与农民收入增长之间的关系,众多学者对城镇化促进农民增收的影响作用进行了研究。蔡昉等认为,城市化发展通过降低农村人口数量和劳动力比例,扩大农产品市场需求等途径促进农民增收^[1];谢松以贵州省1978—2009年统计数据为样本,研究了农村居民人均纯收入增长与城镇化之间的关系,认为二者存在显著的长期均衡关系,具有双向格兰杰因果关系^[2]。可是,占纪文对福建省城镇化发展与农民增收之间关系的实证研究显示,城镇化不是农民收入增长的格兰杰原因,但城镇化发展对农民收入增长有正向影响,且长期影响更为显著^[3];王承宗研究得出河南省城镇化发展存在偏差,对农民收入增长的影响较小^[4]。此外,还有部分学者认为,由于制度措施不具有科学合理性,可能导致城镇化发展与农民增收之间出现负相关关系^[5]。

关于工业化、城镇化发展与农民增收三者之间的关系,也存在多种不同观点。李美洲等运用动态计量经济学方法研究得出,城镇化和工业化是农民增收的重要途径,工业化政策体现较好的短期效应,而城镇化政策偏向长期效应^[6];刘地久等认为,工业化是农民增收的根本途径,应当在走向工业化和非农化的过程中自然而然地实现城镇化^[7];李梦觉也提出,加速工业化进程是提高农民收入的第一推动力,而城镇化进程是第二推动力^[8];但是姚寿福等对中国城镇化、工业化发展与农民收入之间实证分析结果显示,城镇化对增加农民家庭人均纯收入有显著影响,而工业化影响不明显,工业化与城镇化的相关性很低^[9];李文溥等基于福建省漳浦县农村居民收入分析发现,现有的工业化城镇化模式带来的农民收入增长具有较大的不稳定性,只有从根本上转变经济发展方式,调整工业化城镇化模式,并配套相关政策措施,才能实现农民收入稳定增长^[10]。

虽然有文献对工业化、城镇化与农民增收之间关系作了充分的研究,但是仍有一些问题值得探讨:一是对工业化和城镇化在促进农民增收作用中的地位与关系还没有统一认识,各地的实际状况也存在较大差异;二是城镇化对农民增收的影响方式还存在争议,城市体系尚需优化,传统偏重土地的城镇化应该向新型的“以人为本”城镇化转变,统计口径和测度指标的变化可能产生不同的结论^[11];三是研究方法存在局限性,绝大多数研究采用时间序列分析或常规面板数据分析方法,忽视了农民收入和工业化城镇化发展在地理空间上的依赖性 & 经济发展的溢出效应,容易造成模型设定的偏误,难以得出令人信服的结论;四是利用安徽省县域数据,研究工业化城镇化发展对农民增收关系的成果并不多,安徽省是国家许多重大改革的发源地和多项农村综合改革试验区,是研究“三农”问题的优质样板,其结论具有一定的推广价值。

基于上述考虑,本文将引入空间计量分析方法,运用探索性空间数据分析工具对安徽省2000—2010年78个县域的农民收入空间相关性和局部集聚空间格局演变进行分析,在此基础上建立空间杜宾模型和空间滞后模型,从可持续发展角度分别研究2000年、2005年和2010年工业化、城镇化发展对农民收入的影响程度和变化趋势,考察农民收入空间溢出效应,最后提出针对性的政策建议。

二、研究方法

地理学第一定律认为,“任何事物都相关,只是相近的事物关联更紧密”。传统的计量经济学方法并未考虑事物在空间上的依存关系,可能造成分析结果的偏差。空间数据分析方法的兴起,为找出隐藏在空间数据背后的重要信息和规律提供了一种重要手段。

(一)空间统计分析

探索性空间数据分析(ESDA)主要包括全局空间自相关、局部空间自相关和Moran散点图等方法,是空间数据分析的初始步骤,可以揭示事物空间发展模式 and 状态^[12]。

全局空间自相关可以描述研究变量在整个区域空间的分布特征，当不同区域单元的某一属性变量在空间上呈现非随机的规律性分布时，可以认为它们之间存在空间相关性。常用 Global Moran's I、Geary's C 统计量来测度全局空间关联度。Moran's I 的取值范围为[-1, 1]，大于 0 表示正的空间相关性，小于 0 表示空间负相关，若 I 值为 0 时，表明不存在空间自相关，观测值呈独立随机分布。Geary's C 统计量的取值范围一般在 0~2 之间，小于 1 反映正相关，大于 1 反映负相关，等于 1 则表示不相关。

局部空间自相关分析进一步考察观测值局域空间集聚特征，从区域单元与邻近单元观测值之间显著的空间相关关系，识别不同区域单元的空间相关模式、集聚区域和异常值点。常用的度量方法有 Local Moran's I 指标、Moran 散点图和 G 统计量等。当 Local Moran's I 值大于 0 时，表示高高集聚或低低集聚；小于 0 时，表示高低集聚或低高集聚。

(二) 空间计量模型

根据空间效应体现方式不同，空间计量模型有多种设定形式，主要包括空间滞后模型 (SLM)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾模型 (SDM)。空间滞后模型用以探讨相邻区域因变量对本区域的影响，即考察空间溢出效应；空间误差模型可以度量相邻区域有关因变量的误差冲击对本区域观测值的影响；如果除了邻近区域因变量的空间溢出效应，相邻区域的解释变量对区域行为也会产生影响，则要建立空间杜宾模型。三种模型分别表示如下：

空间滞后模型：

$$Y = \rho WY + X\beta + \epsilon \quad (1)$$

空间误差模型：

$$Y = X\beta + \mu \quad (\mu = \lambda W\mu + \epsilon) \quad (2)$$

空间杜宾模型：

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\gamma + \epsilon \quad (3)$$

其中 Y 是一个 $n \times 1$ 维被解释变量向量， $X(n \times k)$ 是外生解释变量矩阵， β 、 γ 均是 $k \times 1$ 维的参数向量， ρ 和 λ 分别是空间滞后回归系数和空间误差回归系数，反映空间因素对本区域的影响， ϵ 和 μ 为随机误差项，且 $\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ， W 为 n 阶空间权重矩阵，空间权重矩阵可以根据邻近关系来设定，相邻区域赋值为 1，其他区域赋值为 0。对模型形式作甄选时，可以依据拉格朗日乘数统计量标准^[13]。

三、安徽农民收入的空间统计分析

安徽省是传统的农业大省，农村人口多，增收难度大，2012 年农村居民人均纯收入仅 7161 元，低于全国平均水平。受政策导向、经济基础、区位条件等诸多因素的影响，农民收入地区间差距逐步拉开。农民收入分布空间异质性和依赖性的存在，可能无法满足建立经典回归模型的 Gauss—Markov 假定条件，从而影响到建模形式和方法的选择。

(一)安徽农民收入全局空间相关分析

基于安徽省 17 市 78 个县级行政单位农村居民人均纯收入数据，分别绘制 2000 年、2005 年和 2010 年四分位地图(见图 1)。从图 1 可以看出，高收入地区和低收入地区具有一定的空间集聚特征，而且随着时间的推移，空间规律愈发明显。高收入和次高收入向省区中、南部集中，次低收入向北部集聚，而低收入分布在西侧。

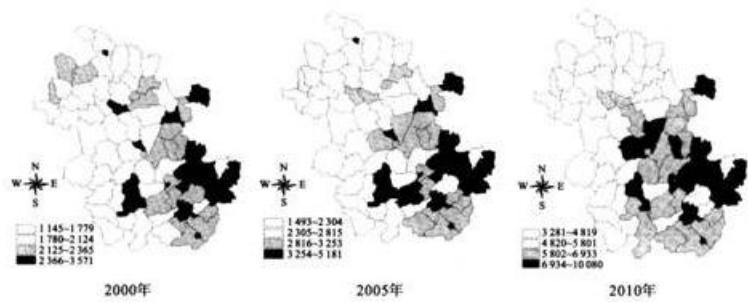


图1 安徽农村居民人均纯收入四分位图(示意图)

为了定量测度安徽农民收入空间分布变化，利用2000—2010年安徽省县域农村居民人均纯收入数据，计算各年的全域自相关Moran's I 指数并做出检验(见表1)。

表1 2000—2010年安徽农民收入空间自相关表

年份	Global Moran's I	年份	Global Moran's I
2000	0.2398	2006	0.4501
2001	0.2309	2007	0.4809
2002	0.2434	2008	0.4844
2003	0.3173	2009	0.4872
2004	0.3464	2010	0.5056
2005	0.3867		

注：所有 Moran's I 指数均通过显著性水平 1%的检验。

运用蒙特卡洛随机模拟方法，经过 999 次运算，在 0.01 的显著性水平下，2000—2010 年 Moran's I 指数均通过了假设检验，并且结果均为正值，说明安徽省各地农村居民收入的空间分布并非呈现完全随机状态，而是存在收入水平的空间集聚状态。农民收入水平较低的县域倾向于和同样是农民收入水平较低的县域临近，高收入地区也相互毗邻，因此从整体来看，安徽省各个县域农民收入水平分布的空间相关性是事实存在的，不能将其假定为独立的均质空间，忽视空间因素的影响。

从空间分布的全局特征变化趋势来看，2000—2010 年安徽农民收入 Global Moran's I 指数值呈现不断上升的趋势，反映出农民收入分布的空间相关性逐渐自我强化，空间依赖性更为显著。

(二)安徽农民收入局部空间相关分析

为了进一步了解局部空间集聚特征的演变，测算 Local Moran's I 值，运用 2000 年、2005 年和 2010 年数据，绘制农民收入分布的 Moran 散点图(见图 2)和局域空间自相关显著性水平图(见图 3)，由此代表性地反映研究期间集聚区域的变化过程。从图 2 可以看出，绝大部分县域集中在第一象限和第三象限，高高集聚和低低集聚类型区域占据主导地位。(1)高高集聚区域的范

围在不断扩张,2000 年高收入的中心区域仅有和县、当涂县和芜湖县 3 地;2005 年扩展到芜湖市区、宣城市区和马鞍山市全境;2010 年进一步扩增至芜湖全境,变化趋势沿着皖江城市带的芜湖、马鞍山和宣城为中心区域,从苏皖边境逐步覆盖到安徽中部地区;(2)低低集聚区域也发生了较为明显的变化,从图 2 可以看出,中心区域从安徽西侧沿边境向西南和西北部两端转移,尤其是皖西北地区,近些年来农民收入增长缓慢,2010 年阜阳市已全境陷入低收入区域。安徽农民高、低收入中心区域的变化都源于共同的经济背景,合肥经济圈和皖江城市带快速发展,带动了皖中地区农民收入提升,而皖西北地区缺乏创新源和项目拉动,发展滞缓,农民增收乏力,由此导致了农民收入空间分布的异质性。

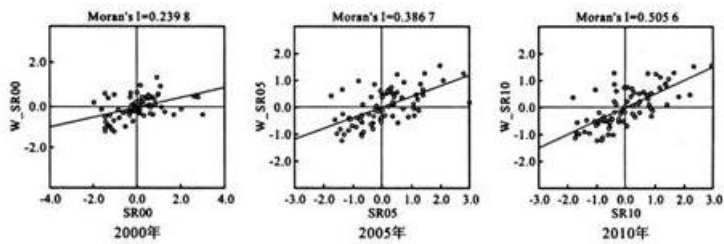


图2 安徽农村居民人均纯收入Moran散点图

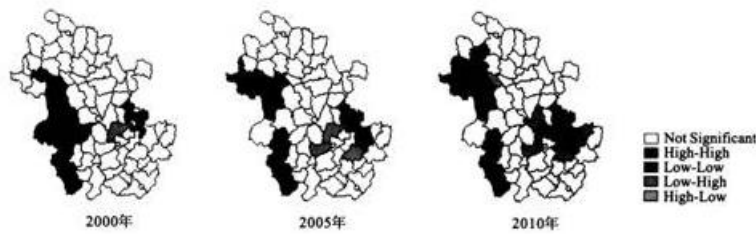


图3 安徽农村居民人均纯收入局域空间自相关性LISA图(p=0.05)

四、安徽工业化城镇化发展与农民增收关系的空间计量模型

由 2000—2010 年安徽省农村居民收入空间相关性的探索性数据分析 (ESDA) 结果可知,农村居民人均纯收入存在明显的空间差异和空间集聚分布特征,因此有必要引入空间计量经济模型进行研究。

(一) 变量选择与数据获取

1. 被解释变量。农民纯收入是农村住户当年从各个来源得到的总收入扣除所发生费用之后的收入总和,能够较好地反映农民实际收入的状况。在计量模型中,以农村居民家庭人均纯收入(PI)作为被解释变量。

2. 解释变量。工业化率(I)。现有文献衡量工业化的指标有多种,既有三次产业结构、工业内部结构的层面,也有经济发展水平和劳动力结构的角。本文从产业发展的角度来界定工业化,利用第二产业增加值在地区生产总值中的比例反映工业化水平。

城镇化率(U)。测度城镇化的指标也有多种,包括人口学、产业构成、人类学和地理学等角度,较为常用的有以居住地统计的城镇化率和以户籍统计的城镇化率。以居住地统计的城镇常住人口,将离乡半年以上的农业户籍人口统计到了城镇人口中,而这部分人口并没有真正享受城镇待遇,以此口径计算容易高估城镇化水平。本文从“人的城镇化”着眼,以户籍统计角度来衡量城镇化,利用非农业人口与总人口比例来反映城镇化水平。

3. 控制变量。在分析过程中控制了一些可能影响农民收入变化、反映农业现代化的其他变量。

农业机械化。农业机械总动力除以乡村从业人数得到人均农业机械总动力(PP)，反映农业机械化水平，指标值越大，说明农业机械化水平越高。

农业结构调整。选择农业总产值占农林牧渔业总产值的比例(RA)来衡量农村产业结构，指标值越小，说明农业结构越优化。

研究数据来自 2001 年、2006 年和 2011 年《安徽统计年鉴》，从中采集了 2000 年、2005 年和 2010 年安徽省 78 个县级行政单位的农村居民人均纯收入、农业人口和总人口、第二产业增加值与地区生产总值、农业机械总动力、乡村从业人数、农业总产值以及农林牧渔总产值数据，计算得到各研究变量的数值。

(二) 模型设定

安徽省农民收入在空间上存在明显的相关性与溢出效应，如果忽视这种空间相关性，可能会造成研究结论的偏误，在纳入空间效应时，考虑模型设定一般性，将本研究模型形式设定为：

$$Y = \rho WY + X\beta + Z\varphi + WX\gamma + \lambda W\mu + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

其中 Y 为被解释变量，表示安徽省各县域农民收入(PI)； X 为解释变量，包括工业化率(I)和城镇化率(U)； Z 为控制变量，包括农业结构调整(RA)和农业机械化(PP)； W 为空间权重矩阵，本文依据邻近原则设定； ρ 反映相邻区域农民收入水平对本区域的影响； γ 反映相邻区域工业化和城镇化对本区域农民收入的影响； λ 是模型因素以外的空间相关性对被解释变量的冲击。实际建立空间计量模型时，各个变量均取对数形式，由此得到模型的具体形式。

普通回归计量模型：

$$\ln PI_i = \beta_0 + \beta_1 \ln I_i + \beta_2 \ln U_i + \alpha_1 \ln RA_i + \alpha_2 \ln PP_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

空间回归计量模型：

$$\ln PI_i = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln PI_j + \beta_0 + \beta_1 \ln I_i + \beta_2 \ln U_i + \alpha_1 \ln RA_i + \alpha_2 \ln PP_i + \gamma_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln I_j + \gamma_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln U_j + \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \mu_j + \varepsilon_i \quad (6)$$

(三) 普通回归模型分析

为了考察安徽省工业化、城镇化发展与农民收入之间的关系，选取 2000 年、2005 年和 2010 年统计数据建立三个农民收入影响因素模型，用于比较分析在“十五”和“十一五”期间安徽工业化和城镇化对农民收入增加的影响方式、作用程度及变化趋势。建立经典模型将其结果与空间回归结果进行对比，有助于选择合适的空间回归模型形式。首先依据式(5)建立经典回归模型，采用最小二乘法进行回归估计，接下来通过残差的 Moran's I 检验和两个 Lagrange 乘数(LM(lag)与 LM(error)来判断建立空间计量模型的具体形式。利用 OpenGeoDa 软件进行回归分析，最小二乘估计结果如表 2 所示。

表2 安徽工业化城镇化发展与农民收入关系模型的OLS估计结果表

解释变量	模型1 (2000年)		模型2 (2005年)		模型3 (2010年)	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值
β_0	6.5248***	0.0000	5.8820***	0.0000	6.6942***	0.0000
LnI	0.0998	0.2468	0.3905***	0.0002	0.4158***	0.0000
LnU	0.1925***	0.0000	0.1375***	0.0051	0.1330***	0.0016
LnRA	-0.0941	0.4849	-0.0682	0.6780	0.1330***	0.2107
LnFP	0.0864*	0.0694	0.0772	0.1647	-0.1506	0.1154
R^2	0.4919		0.4748		0.4659	
$\bar{R}^2$	0.4640	0.0000	0.4461	0.0000	0.4367	0.0000
F	17.6660***		16.5016***		15.9244***	
Loglikelihood	29.7856		16.5118		23.7926	
AIC	-49.5713		-23.0236		-37.5853	
SC	-37.7877		-11.2400		-25.8018	
空间依赖性检验	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值
Moran's (error)	3.6451***	0.00023	3.3858***	0.0007	4.7642***	0.0000
LM (lag)	11.3636***	0.0007	16.8799***	0.0000	30.0682***	0.0000
RobustLM (lag)	2.0062	0.1566	9.5370***	0.0020	13.3071***	0.0003
LM (error)	9.6855***	0.0018	8.3153***	0.0039	17.2448***	0.0000
RobustLM (error)	0.3281	0.5667	0.9725	0.3240	0.4835	0.4868
LM (SARMA)	11.6918***	0.0029	17.8524***	0.0001	30.5518***	0.0000

注：***，**，*分别表示通过1%，5%，10%水平下的显著性检验。

根据表 2 回归结果，普通最小二乘估计的 2000 年、2005 年和 2010 年安徽省农民收入回归模型整体上都是显著的，F 统计量的值较大，而且方程整体都通过了 5%显著性水平的统计检验，但是方程的拟合情况都比较一般，三个模型的统计量均小于 0.5。从各因素对农民增收的影响方式来看，工业化和城镇化的发展都可以促进农民收入增长，农业总产值在农林牧渔业总产值中比例较高不利于农民增收，农业机械化水平提升有助于增加农民收入。

对回归估计残差做空间依赖性检验。Global Moran's I 结果显示，安徽 17 市 78 个县区的农民收入之间具有明显的空间自相关，在显著性水平 1%的条件下存在空间集聚现象。对 OLS 回归估计残差的检验结果也显著表明空间依赖性的存在，这说明直接采用 OLS 法对建立模型进行估计分析存在一定的问题，可能遗漏了重要的变量，或是未考虑各截面单元之间的空间相关性。

(四) 空间回归模型分析

为了进一步确定空间效应的作用形式，根据两个拉格朗日乘数及其稳健性检验(Robust)的结果，从 SDM、SLM 或 SEM 模型中选择合适的形式进行空间计量分析。表 2 检验结果表明，模型 1 的 LM(lag)和 LM(error)都通过了 1%的显著性检验，但是两项稳健性检验指标均未通过 10%水平的显著性检验，再考虑到模型的拟合优度并不高，可能是遗漏了一些重要变量，而且是存在空间相关性的，因此将解释变量的空间滞后影响也放入模型中，结合 LM(lag)检验更为显著的特点，采用空间杜宾模型 SDM 进行估计。对于模型 2 和模型 3，我们发现 LM(lag)、LM(error)和 Robust LM(lag)均通过了 1%显著性检验，而 Robust LM(error)都没有通过 10%水平显著性检验，因此这两个模型采用空间滞后模型(SLM)进行估计，所得空间计量经济模型的估计结果如表 3 所示。

表3 安徽工业化城镇化发展与农民收入关系空间计量模型的估计结果表

解释变量	模型1 (2000年)SDM		模型2 (2005年)SLM		模型3 (2010年)SLM	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值
W_LnPI	0.3937***	0.0032	0.4463***	0.0000	0.5413***	0.0000
β_0	4.5433***	0.0000	2.7025***	0.0065	2.3261**	0.0142
LnI		50.0876		0.0016		0.0001
LnU	0.1361*	0.0000	0.2860***	0.0014	0.3155***	0.0027
LnRA	0.1801***	0.4468	0.1311***	0.9252	0.0967***	0.4416
LnPP	-0.0956	0.4503	-0.0132	0.2813	-0.0737	0.1191
W_LnI	0.0329	0.0486	0.0513		0.0604	
W_LnU	-0.3038**	0.0000				
	0.1119***					
R^2	0.5914		0.5839		0.6410	
Log likelihood	36.8838		23.7479		36.4345	
AIC	-57.7676		-35.4958		-60.8689	
SC	-38.9140		-21.3555		-46.7287	

注：***，**，*分别表示通过1%，5%，10%水平下的显著性检验。

将表2和表3估计结果进行对比，发现空间计量模型的拟合结果较OLS模型更好。由于空间计量模型采用极大似然法估计模型参数，基于残差平方和分解的拟合优度检验意义不大，因此主要比较Log L、AIC和SC统计量的值，数据显示三个空间计量模型的Log L值均高于相应的普通OLS模型，而AIC和SC统计量的值都小于相应的普通OLS模型。由此可见，使用普通回归模型没有考虑变量的空间自相关，造成模型使用和结果分析解释力下降，同时也有力地证明了安徽省各县市区之间的农民收入水平是存在相互影响的。

进一步分析表3中的三个空间计量模型估计结果，考察工业化城镇化发展对农民增收的影响作用，可以得到更为稳健与合理的结论。

第一，农民收入具有明显的空间溢出效应。在三个空间计量模型回归结果中，安徽农民收入空间滞后变量系数分别为0.3937，0.4463和0.5413，均通过了1%水平的显著性检验，说明周边县域的农民收入对当地农民收入的影响作用都比较大，而且具有逐渐增强的趋势。其原因在于安徽农民收入空间分布存在明显的集聚特征并自我强化，农民收入较高区域主要分布在皖江一带，农民收入较低区域位于皖北一片，这种区域特性已经影响到了农民收入的增长，因此在制定农民增收政策时，必须要考虑区域因素，差别对待。

第二，工业化发展对农民增收的作用增强，需要克服虹吸效应的负面影响。在2000年、2005年和2010年的农民收入空间计量模型中，工业化影响弹性系数分别是0.1361，0.2860和0.3155，工业化对农民增收的影响作用逐渐增强，其中2005年和2010年模型中的系数通过了1%的显著性水平检验，但取值较经典回归模型偏小。2000年模型工业化率回归系数仅通过10%的显著性水平检验，但是工业化空间滞后变量的系数为-0.3038，通过5%水平显著性检验，说明周围县域的工业化发展可能抑制当地农民增收。在产业结构趋同的条件下，各地展开了对优质资源的争夺，吸引项目和投资，周边县域的工业化发展可能产生虹吸效应，阻碍当地经济发展和就业机会增加，不利于当地农民收入增长。

第三，城镇化发展对农民增收的影响趋弱，需要发挥扩散效应的拉动作用。在2000年、2005年和2010年的农民收入空间计量模型中，城镇化影响弹性系数分别是0.1801，0.1311和0.0967，模型中的系数通过了1%的显著性水平检验，但取值较经典回归模型偏小，城镇化发展对农民增收的影响作用逐渐减弱。2011年安徽省以居住地统计的城镇人口比重为44.8%，较2000年增加了16.8个百分点，年均增加1.53个百分点，但是这种看似高速的城镇化数据包含了离乡半年以上的农业人口，他们虽然在城市工作、生活，却仍处于兼业化状态，并没有实现从“农民”到“市民”身份的转变。以户籍统计的非农业人口比重在2000年为19.59%，2011年增加到22.93%，11年间仅增长了3.34个百分点，年均增加0.30个百分点，远远小于城镇人口比重

增长。这种不完全的城镇化无法支撑起农民收入的长期增长，难以推动农业现代化发展，因此要走新型城镇化道路，逐步消除城乡二元制度障碍，主要是户籍制度及附着其上的各项福利制度，包括社会保障、教育、就业、医疗和卫生等多个方面，使进城农民真正享有相应的基本保障和公共服务，融入城市生活。

在 2000 年空间计量模型中，城镇化空间滞后变量的系数为 0.1119，通过 1%水平显著性检验，说明周围县域的城镇化发展对当地农民收入增长具有促进作用。相邻地域的城镇化具有示范作用，通过改善基础设施，输出资本人才等方式实现扩散效应，带动本地经济发展和农民增收。

第四，农业现代化发展对农民增收影响微弱。三个模型中表征农业结构调整变量的回归系数均为负值，说明农业产值占农林牧渔业总产值比重越高，农业结构多样性越差，越不利于农民收入增长；表征农业机械化变量的回归系数均为正值，说明人均机械化水平提高有助于农民增收。但是在三个模型中，这两个变量的系数均未通过显著性检验，说明安徽农业现代化难以有效促进农民增收。安徽省农业现代化水平不高，农业基础设施薄弱，有些村庄机井、道路、沟渠都还是 20 世纪 70 年代水平，水利设施严重滞后，导致旱涝不保收；机械化装备水平不高，科技推广应用能力低；农民的组织化程度偏低，有各类农民专业合作社 2.2 万个，较周边的河南、山东省还有较大差距，而且许多农民专业合作社在面对市场时还存在规模小、实力弱、抵御风险能力不强等问题；安徽省的农产品加工业还不发达，2011 年农产品加工业产值与农业产值比率仅为 1.2 :1，刚刚达到 2007 年的全国平均水平，发展滞后全国 4 年。这些问题都导致安徽农业现代化发展无法起到有效促进农民增收的作用。

第五，从各因素对农民增收的影响程度来看，工业化最高，城镇化次之，农业现代化最弱。工业化、城镇化和农业现代化之间是相互影响、相辅相成的关系，三者相互协调使得系统有效运作，带动农民增收。工业化、城镇化可以装备引领农业现代化，农业现代化能够支撑保障工业化和城镇化发展，通过全方位推进“三化”融合，实施“三化联动”战略，促进农民增收。以工业化为基础、产业为支撑构建合适的城镇体系，以城镇发展为手段提升工业化承载力，走新型城镇化道路；以工业化理念挖掘农业发展潜力，提高农业科技水平，调整农业结构，建立农业现代产业体系；以城镇化方式拓展农业升级空间，提高现代农业发展水平，走现代农业发展道路。

五、结论与政策建议

运用探索性空间数据分析技术(ESDA)对安徽省县域农村居民收入的空间相关性及其集聚特征进行时空分析，建立空间计量模型研究工业化城镇化发展对农民增收影响，考虑区域空间地理关联收入模型避免了普通多元线性回归模型对工业化城镇化作用的高估，更为贴近客观实际。

第一，安徽省县域农民收入存在明显的空间正自相关性，2000—2010 年呈现不断自我强化趋势。高收入集聚区沿皖江城市带从苏皖边境向安徽中部地区扩展，范围不断扩张，目前主要分布在芜湖全境、马鞍山全境和宣城市区；低收入集聚区沿安徽西侧边缘逐渐向西北部和西南部转移，特别是皖西北地区农民收入增长乏力，阜阳市已经全境落入低收入区域，因此在促进安徽省农民增收工作中应该因地制宜，以低收入区为重点难点攻克，加强区域交流合作，发挥高收入区的辐射带动作用。

第二，工业化对农民增收的带动作用最强，影响程度不断增大，但是工业化发展可能出现对周围地区的虹吸效应，抑制农民收入提高，因此要走新型工业化道路，转变单纯依靠增加投入、追求数量的粗放型经济增长方式，通过技术进步，强化科学管理，提高资源利用效率，提升劳动力素质水平，避免重复建设和过度竞争，弘扬地区特色，实现差异化发展。

第三，不完全的城镇化对农民增收的带动作用较强，影响程度逐渐减弱，不过充分发挥城镇化发展的扩散效应，有利于农民增收，因此要走新型城镇化道路，提高城镇化质量，关注人的城镇化，优化城市体系，重点抓好农业转移人口市民化工作，消除农民乡城转移障碍。建立城乡一体化制度体系，以改革户籍和农村用地制度为突破口，完善城乡用工和社会保障制度，建

立统一开放、竞争有序的劳动力市场。以承接长三角地区产业转移为契机，依托县城和中心镇发展二、三产业，不断吸引特色产业集聚，拓宽农民非农就业空间。

第四，农业现代化对农民增收的带动作用极其微弱，农业现代化发展的滞后和“三化”关系的不协调影响农民增收效果，因此要促进“三化”融合与协调发展，实施“三化联动”战略。以工业理念推广先进生产管理技术经验，提高农产品生产组织化规范化程度，延长农业产业链，提高农业生产效率；以城镇化发展扩大居民对农产品需求，提高农产品价格，完善农村市场体系建设；以现代农业发展保障和支撑新型工业化与城镇化发展，从而实现农民增收。

参考文献：

- [1] 蔡昉, 王德文, 王美艳. 渐进式改革进程中的地区专业化趋势[J]. 经济研究, 2002(9).
- [2] 谢松. 贵州农民收入增长与城镇化发展的关系[J]. 贵州农业科学, 2010, 38(10).
- [3] 占纪文. 福建省城镇化发展、农业现代化与农民收入增长关系的动态计量经济分析[J]. 中国农学通报, 2011, 27(30).
- [4] 王承宗. 河南农民收入影响因素的实证分析[J]. 中国农学通报, 2012, 28(20).
- [5] 程洪宝. 城镇化与农民增收的负相关分析[J]. 学术论坛, 2005(12).
- [6] 李美洲, 韩兆洲. 城镇化和工业化对农民增收的影响机制[J]. 财贸研究, 2007(2).
- [7] 刘地久, 李东旺, 肖六亿. 工业化：农民增收的根本途径[J]. 陕西师范大学学报：哲学社会科学版, 2003, 32(6).
- [8] 李梦觉. 工业化城市化发展与农民收入增长的实证分析[J]. 经济纵横, 2008(6).
- [9] 姚寿福, 张华. 我国城镇化、工业化的发展历程及对农民收入的影响[J]. 学术交流, 2012(4).
- [10] 李文溥, 卢盛荣, 王燕武. 工业化、城市化模式与农民稳定增收途径探讨——基于漳浦县农村居民收入调查的思考[J]. 东南学术, 2011(1).
- [11] 余吉祥, 段玉彬. 集聚经济与中国城市体系优化——跨省迁移视角的研究[J]. 统计与信息论坛, 2013, 28(4).
- [12] 杨振山, 蔡建明. 空间统计学进展及其在经济地理研究中的应用[J]. 地理科学进展, 2010, 29(6).
- [13] Anselin L, Rey S. Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models[J]. Geographical Analysis, 1991(23).