华南农业大学学报(社会科学版)
2013年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 3 2013
(第12卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 12)

江苏省农业生产要素弹性分析

伽红凯, 王树进

(南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095)

摘 要: 以江苏省62个农业区域为研究单元,利用2011年农业投入产出的截面数据,运用Moran散点图、LISA聚集图分析了江苏省农业产出的空间依赖性和空间异质性,并借助GWR模型估计测算了江苏省各地区农业生产要素弹性。结果表明:江苏省农业产出在整体和局部均表现出了显著的空间正相关性;农业生产要素对农业产出增长的弹性存在明显的空间异质性,即各要素弹性在不同区域间具有较大差异,苏南地区大多数区域农业产出的增长主要依靠资本要素投入,劳动力和土地要素弹性较小,苏中地区大多区域农业产出的增长主要依靠资本和劳动力要素投入,土地要素弹性为负或不显著,苏北地区大多数区域农业产出依靠劳动力要素投入,其次为资本要素和土地要素。

关键词: 农业生产要素弹性; 农业产出; 空间效应; GWR模型

中图分类号: F304 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2013)03-0033-09

一、引 言

农业产出的增长主要取决于农业生产要素投入的增加和效率的提高,其中,农业生产要素投入的贡献是促进农业产出稳定增长的关键。因此,对农业生产要素弹性进行科学定量的测算就成为了一个重要的研究领域。目前学术界利用生产函数对农业产出增长来源进行了丰富的研究,但是由于选取的生产要素的指标、研究时间段以及区域不同,导致所获得的结论并不一致[1-8]。吴玉鸣指出我国区域间农业生产要素较大的空间流动性以及农业产出明显的跨区域流动性,导致区域间农业生产表现出显著的空间效应[9]。同时,由于各地区农业生产的自然条件、社会和经济条件的空间差异,又会使得各生产要素弹性在不同地区上存在着非均衡性,使用忽视空间效应的最小二乘法(OLS)作为估计农业生产函数的基本模型,会引起模型的设定偏差问题,其参数估计与统计推断的结果自然有待商榷。

近年来,空间计量分析方法已经逐渐成为经济学研究中重要的分析工具。Fotheringham等[10]提出的地理加权回归(Geographically Weighted Regression,GWR)模型能够有效解决被观测点的空间依赖性和空间异质性问题,该模型是在线性回归模型的基础上假定回归系数是被观测点所处地理位置的函数,即得到的回归系数随空间局部地理位置的变化而变化。

"十五"期间江苏省正式明确划分为苏南、苏中、苏北三大区域①,至今江苏省各区域经济发展的梯度特征依旧明显,地方差异较大。农业区域发展差距与经济的持续快速增长,一直是江苏省

收稿日期: 2013-05-03

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金(12YJA790162)

作者简介: 伽红凯(1986—),男,河南许昌人,南京农业大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为农业经济与农村发展.

① 本文中苏南地区包括:南京、苏州、镇江、无锡和常州5市14县(含县级市),苏中地区包括:扬州、泰州和南通3市12县(含县级市),苏北地区包括:徐州、宿迁、盐城、连云港和淮安5市23县(县级市)。

经济社会发展的一个重要现实,经济增长中的地方农业发展差异过大所产生的消极作用,是地方政府和农业经济学者所共同认识到的。因此,本文以江苏省的62个区域(市郊区、县域)作为基本空间单元,采用纳入了地理空间效应的空间变系数的地理加权回归(GWR)模型,测算各地区农业生产要素弹性,揭示各要素投入在不同空间位置上对农业产出的弹性,旨在为深入、全面地提高农业产出水平和制定因地制宜的农业发展政策提供较为科学的依据。

二、研究方法

(一)空间自相关分析方法

空间计量经济学理论认为,一个地区空间单元的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元的同一现象或属性值是相关的[11],即存在空间依赖性或空间自相关性。全域 Moran's I 指数是常用于检验空间数据是否具有自相关性的方法,该统计量计算公式如下:

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

式(1)中,$S^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})$,$\bar{Y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Y_i$,$Y_i$ 为第 i 个空间单元的观测值,n 为空间单元个数,W_{ij} 为二进制的邻近空间权值矩阵,其目的是定义空间单元的相互邻近关系,一般采用邻近标准或距离标准。Moran's I 的取值在 -1 ~ 1 之间,如果 Moran's I < 0 表示全域空间负相关,即在地理空间分布中不同的属性值趋向于聚集在一个区域;Moran's I = 0 表示不相关;Moran's I > 0 表示全域空间正相关,即相似的属性值趋向于聚集在一个区域。

全域 Moran's I 指数在整体上揭示了空间依赖程度,但无法科学揭示每一方向的局域空间相关性和异质性。Anselin[12]建议用局域空间自相关(Local Indicators of Spatial Association,LISA)方法来度量某一区域与邻近地区之间的空间差异程度及显著性,一般采用局域 Moran's I 指数来测度,计算公式如下:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^{n} W_{ij} Z_j \quad (i \neq j) \tag{2}$$

式(2)中,Z_i 和 Z_j 分别为空间单元 i 和 j 的观测值的标准化值。在给定显著性水平下,$I_i > 0$ 表示存在正的局域空间自相关;$I_i < 0$ 表示存在负的局域空间自相关。LISA 显著性水平与 Moran 散点图结合形成的 LISA 聚集图,可以用于识别局域空间集聚的"热点"和"冷点"。

(二)地理加权回归模型

1. 基本模型

经典的全域线性回归模型的一般形式可表示为:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^{p} \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \tag{3}$$

式(3)中,回归系数 β_k 被假定是一个常数,一般采用普通最小二乘法(OLS)估计得到。GWR 模型是全域线性回归模型的扩展,其一般形式可表示为:

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \tag{4}$$

式(4)中,(u_i, v_i) 是第 i 个空间单元的坐标,回归系数 $\beta_k(u_i, v_i)$ 是一个变数,随空间单元所处的地理位置的变化而变化,具体表示如下:

$$\hat{\beta}(u_i,v_i)=(X^TW(u_i,v_i)X)^{-1}X^TW(u_i,v_i)Y \tag{5}$$

式(5)中，$X=\begin{matrix}1 & x_{11} & \cdots & x_{1p}\\ 1 & x_{21} & \cdots & x_{2k}\\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots\\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np}\end{matrix}$，$Y=\begin{matrix}y_1\\ y_2\\ \cdots\\ y_n\end{matrix}$，$W(u_i,v_i)=\begin{matrix}w_{i1} & 0 & \cdots & 0\\ 0 & w_{i2} & \cdots & 0\\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots\\ 0 & 0 & \cdots & w_{in}\end{matrix}$，

$$\beta(u,v)=\begin{matrix}\beta_0(u_1,v_1) & \beta_1(u_1,v_1) & \cdots & \beta_p(u_1,v_1)\\ \beta_0(u_2,v_2) & \beta_1(u_2,v_2) & \cdots & \beta_p(u_2,v_2)\\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots\\ \beta_0(u_n,v_n) & \beta_1(u_n,v_n) & \cdots & \beta_p(u_n,v_n)\end{matrix}$$

空间权值矩阵 $W(u_i,v_i)$ 的确定至关重要，决定了 $\hat{\beta}(u_i,v_i)$ 的估计结果。

2. 权重函数与带宽确定

空间权值矩阵 $W(u_i,v_i)$ 中的权重 w_{ij} 通常采用高斯函数来确定，表示方法如下：

$$w_{ij}=e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2} \tag{6}$$

式(6)中，h 是带宽，如果观测点 i 的数据被观测，则其余点的权重将根据高斯曲线随着距离 d_{ij} 的增加而减少。给定带宽 h，距离 d_{ij} 越大，位置 j 所赋予的权重越小，距离足够远时其权重将趋于 0。带宽 h 可以采用交叉实证方法(Cross to Validation)确定。如果 h 的值过大，会使得除观测点 i 外其它观测值点的权重接近 0，从而在参数估计中失去作用，因此 h 不宜取值太大。一般选择一个较小的 h，根据式(6)计算加权矩阵 $W(u_i,v_i)$，通过加权最小二乘方法获得参数的估计值 $\hat{h}_i$。通过式(7)计算得到 CV 值：

$$\mathrm{CV}(h)=\sum_{i=1}^{n}\left(Y_i-Y_{\neq i}\hat{}(h)\right)^2 \tag{7}$$

式(7)中，$Y_{\neq i}\hat{}(h)$ 表示观测点 i 的观测值不参与估算过程得到的 Y_i 的估计值。重新选择一个 h 重复上述过程得到 m 个不同的 CV 值，通过式(8)来确定最合适的带宽 h：

$$\mathrm{CV}=\min(\mathrm{CV}_1,\mathrm{CV}_2,\cdots,\mathrm{CV}_m) \tag{8}$$

三、模型构建与数据来源

(一)区域农业生产函数的 GWR 模型

自 Solow[12] 采用总量生产函数开拓性地进行经济增长核算研究以来，新古典经济增长理论主要从生产要素投入的角度研究经济增长的源泉，认为劳动和资本两个生产要素主要决定了经济增长，而技术进步仅是外生地发挥作用。本文参考 Echevarria[13] 的研究，将新古典增长模型进行了拓展，假定某个区域的农业产出水平由土地、劳动力和资本三个农业生产要素决定，模型的具体形式表示为：

$$Y_i=A_iS_i^{\alpha}L_i^{\beta}K_i^{\gamma}e^{\varepsilon_i} \tag{9}$$

式(9)中，Y_i 为第 i 个区域的农业产出水平，用农林牧渔业总产值(亿元)衡量；S_i 为第 i 个区域的农业土地投入量，用农作物总播种面积(千公顷)衡量；L_i 为第 i 个区域的农业劳动力投入量，用农林牧渔业从业人员(万人)衡量；K_i 为第 i 个区域的农业资本投入量，用农林牧渔全社会固定资产投资(亿元)衡量；A_i 为第 i 个区域的农业技术水平，即农业全要素生产率，反映农业产出中除投入要素以外的所有因素的作用；e^{ε_i} 为随机干扰项，衡量其他未观测到的因素对农业产出水平的影响；α 为土地产出弹性，β 为劳动力产出弹性，γ 为资本产出弹性。

将式(9)两边取对数,可得:

$$\ln Y_i = \ln A_i + \alpha \ln S_i + \beta \ln L_i + \gamma \ln K_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

根据 GWR 构建原理及方法,本文构建如下模型:

$$\ln Y_i = \ln A_i(u_i, v_i) + \alpha(u_i, v_i) \ln S_i + \beta(u_i, v_i) \ln L_i + \gamma(u_i, v_i) \ln K_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

(二)空间单元与数据来源

本文选取江苏省的62个区域(市郊区、县域)作为基本空间单元。农林牧渔业总产值、农作物播种面积、农林牧渔业从业人员等数据均来源于《江苏省统计年鉴2012》。需要说明的是,《江苏省统计年鉴2012》并没有62个区域的农林牧渔全社会固定资产投资的统计数据,仅有全社会固定资产投资的数据,而各市年鉴对该指标的统计存在口径不一致甚至部分缺失的情况,因此,本文采用类比法进行了补充与修正①。各指标的描述性统计如表1所示。

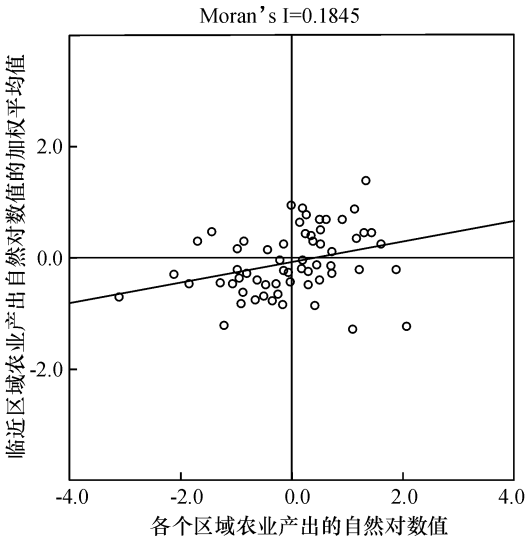
表1 江苏省农业生产要素描述性统计结果

变量	均值	中位数	标准差	最小值	变异系数	最大值
ln*Y*	4.2637	4.3381	0.4825	2.7781	11.3176	5.2596
ln*S*	2.3883	2.3678	0.7238	0.4187	30.3082	3.8108
ln*L*	4.6641	4.7386	0.6480	2.9349	13.8942	5.7276
ln*K*	3.0629	3.2103	0.5691	1.3872	18.5793	4.2514

四、实证分析

(一)农业产出的全域空间自相关分析

本文利用GeoDa软件对江苏省62个区域的农业产出数据进行全域空间自相关分析,结果如图1所示。



连云港市郊区、响水、金湖、仪征、无锡市郊区、海门 L-H	丰县、沛县、徐州市郊区、邳州、新沂、宿迁市郊区、东海、沭阳、泗阳、涟水、阜宁、建湖、响水、滨海、射阳、宝应、盐城市郊区、大丰、东台、海安、如东 H-H
灌南、盱眙、泰州市郊区、洪泽、姜堰、镇江市郊区、泰兴、扬中、句容、丹阳、靖江、溧水、高淳、溧阳、金坛、宜兴、江阴、张家港、常熟、太仓、苏州市郊区、昆山、吴江 L-L	赣榆、灌云、泗洪、淮安市郊区、高邮、兴化、扬州市郊区、南京市郊区、常州市郊区、如皋、南通市郊区、启东 H-L

图1 2011年江苏省区域农业产出的Moran散点图及四象限分布图

① 本文采用某区域全社会固定资产投资额乘以该区域农林牧渔业总产值占地区总产值的比重代替农林牧渔业全社会固定资产投资。

从图 1 中可知，江苏省的大部分区域落在第一象限和第三象限内，全域 Moran’s I 指数为 0.1845，且显著性水平为 1.6%，说明这些区域具有较大的空间正相关性，即表示江苏省 62 个区域（市郊区、县域）的农业产出在空间上不是分散分布的，或者说没有处于完全随机状态，而是表现出空间相似值的空间聚集，农业产出较大的区域趋于与农业产出较大的区域相邻（主要为苏北地区），农业产出较低的区域趋于与农业产出较低的区域相邻（主要为苏南和苏中地区）。

（二）农业产出的局域空间自相关分析

全域 Moran’s I 指数显示了江苏省各个区域的农业产出在整体上具有显著空间自相关性，为进一步揭示农业产出是否存在局域的空间集聚，以及哪个区域对于全域空间自相关的贡献更大，本文利用 GeoDa 软件生成 LISA 聚集图。

如图 2 所示，2011 年江苏省各个区域农业产出已表现出较为明显的分异格局，主要表现为：（1）高—高集聚（High-High），即空间差异较小、区域自身和周边农业产出均较高的区域相邻，显著的有苏北地区的盐城市郊区、大丰县和新沂市。（2）低—低集聚（Low-Low），即空间差异较小、区域自身和周边农业产出均较低的区域相邻，显著的有苏南地区的金坛市、溧阳市、镇江市郊区、丹阳市和苏中地区的泰兴市。由此可见，江苏省农业产出具有明显的空间正相关性和空间异质性。

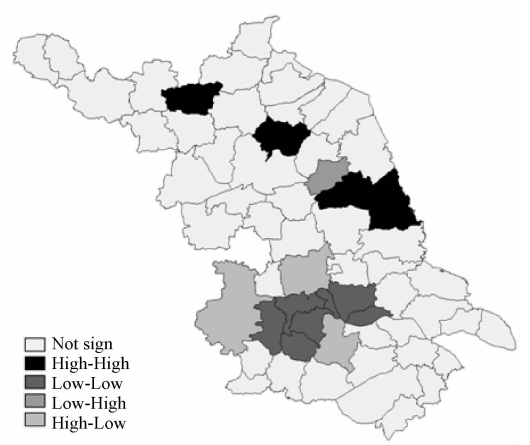


图 2　2011 年江苏省各区域农业产出的 LISA 聚集图

（三）基于 GWR 的空间计量经济估计与分析

上述分析已说明江苏省各个区域的农业产出具有空间相关性，表现出显著的空间聚集，若采用忽视空间效应的 OLS 对农业生产要素的弹性进行测算，会导致分析结果和推论不够准确和可靠，因此本文利用 SAS9.2 软件，对（11）式构建的 GWR 模型进行加权最小二乘法（WLS）的局域估计，结果见表 2、3、4。通过比较可以发现，每个区域的农业生产要素弹性差异较大，本文将对苏南、苏中、苏北三大区域分别做进一步分析。

依据表 2 所示，在苏南地区的大多数区域中，对农业产出增长的弹性表现出资本要素 > 劳动要素 > 土地要素的规律（高淳县和溧阳县除外），而土地要素弹性仅有不到一半的区域显著。农业资本要素投入全部通过了显著性水平为 1% 的检验，其弹性平均为 0.4889，即资本要素投入增加 1 个百分点，农业产出将增长 0.4889 个百分点；劳动力要素投入仅溧阳县、宜兴市和高淳县未能通过显著性水平为 10% 的检验，其余区域劳动要素弹性平均为 0.2041，即劳动力要素投入增加 1 个百分点，农业产出将增长 0.2041 个百分点；土地要素投入大多数区域不显著，显著的七个区域中，南京市郊区、溧水县、高淳县和溧阳市的弹性为正，常熟市、张家港市和太仓市的弹性为负，弹性平均为 0.0818，即土地要素投入增加 1 个百分点，农业产出将增长 0.0818 个百分点。此外，各个区域的常数项均显著为正说明了农业技术水平对农业产出增长起到了重要的作用。

随着苏南地区产业结构的调整，第二、三产业比重迅速上升，相应的第一产业比重不断下降。苏南地区经济发达，为发展农业提供了强大的后盾，在农业现代化的进程中领先于全省，工业反哺农业特征明显，依靠合理增加资本和技术投入是其实现农业产出增长的有效途径；劳动力要素投入对农业产出的弹性较小，原因是农村劳动力的老龄化和转移引起劳动力供给的不足，从而导致劳动力的作用越来越小；土地要素投入对农业产出增长的弹性较小，个别区域为负，原因是该地区

土地资源稀缺,对农业产出的边际贡献已经非常有限。因此,保持未来农业稳定增长的立足点应是提高要素的生产率以及增加资本、技术的投入。

表2 苏南区域农业生产要素弹性的GWR估计结果

序数	苏南区域	常数项	$\ln S(\alpha)$	$\ln L(\beta)$	$\ln K(\gamma)$	R^2
1	南京市郊区	1.0615***	0.1812**	0.2863**	0.4590***	0.9205
2	溧水县	1.5601***	0.2639***	0.2292*	0.3349***	0.8522
3	高淳县	1.9757***	0.34468***	0.1400	0.2749***	0.8260
4	无锡市郊区	1.9931***	-0.0557	0.1366**	0.5816***	0.7340
5	江阴市	1.6696***	-0.1343	0.20026***	0.6522***	0.7694
6	宜兴市	2.0255***	0.1317	0.0748	0.5191***	0.7516
7	常州市郊区	1.5476***	-0.0177	0.17951**	0.6311***	0.7912
8	溧阳市	1.9815***	0.2713***	0.0778	0.4198***	0.7941
9	金坛市	1.5043***	0.1359	0.1767*	0.5269***	0.8289
10	苏州市郊区	2.3750***	-0.0887	0.1200***	0.5044***	0.7539
11	常熟市	2.1966***	-0.1658**	0.1549***	0.5694***	0.7841
12	张家港市	1.8426***	-0.2082**	0.2053***	0.6438***	0.7787
13	昆山市	2.4757***	-0.0750	0.1177***	0.4647***	0.8214
14	吴江市	2.5521***	-0.0270	0.1002***	0.4298***	0.7869
15	太仓市	2.3639***	-0.1145**	0.1397***	0.4993***	0.8432
16	镇江市郊区	0.8357***	0.0217	0.3503***	0.5592***	0.8933
17	丹阳市	1.1942***	0.0356	0.2496**	0.5920***	0.8499
18	扬中市	0.9692***	-0.0460	0.3164***	0.6265***	0.8599
19	句容市	1.1047***	0.1340	0.3026**	0.4633***	0.8823

注:“*”、“**”、“***”分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表3 苏中区域农业生产要素弹性的GWR估计结果

序数	苏中区域	常数项	$\ln S(\alpha)$	$\ln L(\beta)$	$\ln K(\gamma)$	R^2
1	南通市郊区	1.8661***	-0.2383***	0.2194***	0.6372***	0.8028
2	海安县	0.7655***	-0.1891**	0.4468***	0.6100***	0.8670
3	如东县	1.4672***	-0.290***	0.3436***	0.6175***	0.8381
4	启东市	2.0533***	-0.1722***	0.2111***	0.5408***	0.9010
5	如皋市	1.3003***	-0.2275**	0.3179***	0.6657***	0.8214
6	海门市	2.0484***	-0.2084***	0.2084***	0.5712***	0.8594
7	扬州市郊区	0.6326**	0.0057	0.4047***	0.5501***	0.9126
8	宝应县	-0.0487	-0.0465	0.6405***	0.4354***	0.9460
9	仪征市	0.6856**	0.0552	0.3733***	0.5395***	0.9245
10	高邮市	0.2383	-0.0198	0.5312***	0.4971***	0.9379
11	泰州市郊区	0.5696**	-0.0794	0.4481***	0.5774***	0.8946
12	兴化市	0.0304	-0.0879	0.6417***	0.4534***	0.9319
13	靖江市	1.3895***	-0.1432	0.2515***	0.6726***	0.8004
14	泰兴市	1.0372***	-0.1086	0.3173***	0.6568***	0.8416
15	姜堰市	0.6218**	-0.1089	0.4418***	0.5968***	0.8844

注:“*”、“**”、“***”分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

依据表 3 所示，在苏中的大多数区域中，资本要素投入在农业产出增长中的弹性要大于劳动要素，个别地区如宝应县、高邮市和兴化市，其劳动要素投入弹性大于资本要素，而土地要素弹性在三要素中最小，仅有 40% 的区域显著且均为负值。资本和劳动要素投入全部通过了显著性水平为 1% 的检验，资本要素弹性平均为 0.5748，即资本要素增长 1 个百分点，农业产出将增长 0.5748 个百分点；劳动要素弹性平均为 0.3865，即劳动力要素增长 1 个百分点，农业产出将增长 0.3865 个百分点；土地要素投入仅南通整个地区显著，且均为负值，其弹性平均为 -0.2209。绝大多数地区的常数项显著为正（宝应县、高邮市和兴化市除外）说明了农业技术水平对农业产出增长起到了重要的作用。

苏中地区经济发展水平在全省处于中等，作为带动江苏经济发展的第二梯队，是将苏南地区经济辐射、扩散和带动苏北地区的空间地带结构，随着农村劳动力老龄化现象的加剧以及不断向城镇转移的趋势，依靠劳动力投入增加农业产出不是长久之计，因此增加资本和技术投入是实现农业产出增长的有效途径。

表 4　苏北区域农业生产要素弹性的 GWR 估计结果

序数	苏北区域	常数项	$\ln S(\alpha)$	$\ln L(\beta)$	$\ln K(\gamma)$	R^2
1	徐州市郊区	1.7139***	-0.1552***	0.3867***	0.4013***	0.9125
2	丰县	1.9673***	-0.1745***	0.3174***	0.4544***	0.9967
3	沛县	1.9707***	-0.1608***	0.3050***	0.4584***	0.9856
4	睢宁县	0.7888***	0.0964	0.4743***	0.2918***	0.8785
5	新沂市	1.2977***	0.3812***	0.2101**	0.2818***	0.8247
6	邳州市	0.7327***	0.0596	0.4720***	0.3458***	0.8223
7	连云港市郊区	2.1269***	0.4395***	0.2729***	-0.1013	0.8113
8	赣榆县	3.1131***	0.6893***	-0.0694	-0.1098	0.8196
9	东海县	2.1194***	0.6087***	0.0102	0.1351	0.8119
10	灌云县	1.2584***	0.3078***	0.4392***	0.0261	0.8284
11	灌南县	0.5596*	0.1776***	0.5857***	0.1311	0.8593
12	淮安市郊区	0.0689	-0.0170	0.6262***	0.3916***	0.9361
13	涟水县	0.2429	0.0727	0.6367***	0.2419***	0.9013
14	洪泽县	1.0324***	0.1284**	0.2529**	0.5362***	0.9342
15	盱眙县	1.6848***	0.2519***	0.0087	0.5995***	0.9347
16	金湖县	0.4771*	0.0336	0.4159***	0.5465***	0.9430
17	盐城市郊区	-0.3098	-0.0894*	0.7621***	0.3702***	0.9371
18	响水县	0.0786	0.1243**	0.7025***	0.1485*	0.8459
19	滨海县	-0.4862	0.0237	0.8260***	0.2184**	0.8594
20	阜宁县	-0.3332	-0.0407	0.7838***	0.2944***	0.9144
21	射阳县	-0.6963***	-0.0730	0.8770***	0.2902***	0.8950
22	建湖县	-0.4089*	-0.0826*	0.7954***	0.3388***	0.9333
23	东台市	0.4550**	-0.1701**	0.5494***	0.5348***	0.8935
24	大丰市	-0.0334	-0.0972*	0.6757***	0.4322***	0.9242
25	宿迁市郊区	1.2644***	0.2781***	0.3029***	0.2458***	0.8860
26	沭阳县	1.3566***	0.3351***	0.3163***	0.1501**	0.8636
27	泗阳县	1.1486***	0.2199***	0.3408***	0.2795***	0.9169
28	泗洪县	1.7252***	0.3371***	0.1398**	0.3035***	0.9275

注：“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

依据表4所示,在苏北的大多数区域中,劳动要素投入对农业产出增长的弹性要大于资本要素,部分地区如徐州市郊区、丰县、沛县、新沂市、洪泽县、盱眙县、金湖县和泗洪县,其资本要素投入弹性大于劳动要素,资本与劳动要素投入不显著的区域占苏北总体的17.86%和10.71%,土地要素的弹性差异较大,在土地要素投入显著的71.43%区域中,30%的区域土地要素弹性最大,60%的区域土地要素弹性最小,10%的区域土地要素弹性处于中间位置。除去不显著区域,资本要素弹性为0.3549,即资本要素增长1个百分点,农业产出将增长0.3549个百分点;劳动要素弹性平均为0.5194,即劳动力要素增长1个百分点,农业产出将增长0.5194个百分点;土地要素弹性为0.1675,即土地要素增长1个百分点,农业产出将增加0.1675个百分点。大多数区域常数项显著为正说明了农业技术水平是农业产出增长的一个重要因素。

苏北地区是江苏省的重要板块,经济较为落后,第二、三产业发展较慢,第一产业仍然是苏北地区的基础产业,大多数区域农村劳动力资源相对较为丰富,劳动力要素投入是目前该地区农业产出增长的主要动力,然而要保持未来农业稳定增长,关键是要加强资本、技术的投入和要素生产率的提高。

五、结论及启示

本文以江苏省62个区域(市郊区、县域)为研究单元,利用2011年农业投入产出的截面数据,运用Moran散点图、LISA聚集图分析了江苏省农业产出的空间依赖性和空间异质性,并借助GWR模型估计测算了江苏省各地区农业生产要素弹性。得到以下结论:(1)江苏省62个区域的农业产出在整体和局部均表现出了显著的空间正相关性。(2)农业生产要素对农业产出增长的弹性存在明显的空间异质性,即各要素弹性在不同区域间具有较大差异。(3)苏南地区大多数区域农业产出增长的来源中资本要素弹性最大,劳动力和土地要素弹性较小;苏中地区大多区域农业产出的增长主要依靠资本和劳动力要素投入,土地要素弹性为负或不显著;苏北地区大多数区域劳动力要素对农业产出增长的弹性最大,其次为资本要素和土地要素。

因此,在制定农业政策时,一方面应重视江苏省各区域农业产出的空间效应,需考虑相邻区域之间农业生产的空间依赖性与异质性,建立区域有效的区域农业生产合作与统筹协调的农业分工机制;另一方面应重视农业生产要素对农业产出增长的弹性在区域间的异质性,需因地制宜地引导各个区域合理地投入农业生产要素,提高要素的配置效率,并加强农业技术的研究开发与推广普及。

参考文献:

[1] 朱希刚.农业技术进步及其在"七五"期间贡献份额的测算分析[J].农业技术经济,1994,(2):2-10.

[2] 顾焕章,王培志.农业技术对农业经济增长贡献的定量研究[J].农业技术经济,1994,(5):11-15.

[3] HUANG J K, ROZELLE S. Technological Change: The Re-Discovery of the Engine of Productivity Growth in China's Rice Economy[J]. Journal of Development Economics,1996, 49(2): 337-369.

[4] 张元红.改革以来中国农业的增长与要素贡献[J].中国农村经济,1996,(5):7-13.

[5] FAN S, PARDEY P. Research Productivity and Output Growth in Chinese Agriculture[J]. Journal of Development Economics, 1997, 53 (1): 115-137.

[6] HU B D, MCALEER M. Estimation of Chinese Agricultural Production Efficiencies with Panel Data [J]. Mathematics and Computers in Simulation, 2005, 68(5-6): 474-483.

[7] 辛翔飞,刘晓昀.要素禀赋及农业劳动生产率的地区差异[J].世界经济文汇,2007,(5):1-18.

[8] 石 慧,王怀明,孟令杰.要素累积、全要素生产率与中国农业增长地区差异[J].农业技术经济,2009,(3):17-26.

[9] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证[J]. 中国农村经济，2010，(6)：25－48.

[10] FOTHERINGHAM A S, CHARLTON M E, BRUNSDON C. The Geography of Parameter Apace: an Investigation of Spatial Nonstationarity [J]. International Journal of Geographical Information Systems, 1996, 10(5): 605－627.

[11] ANSELIN L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988: 3－18.

[12] ANSELIN L. Local Indicators of Spatial Association——LISA [J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93－115.

[13] SOLOW R M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3):312－320.

[14] ECHEVARRIA C. A Three-Factor Agricultural Production Function: The Case of Canada [J]. International Economic Journal, 1998, 12(3): 63－75.

Elasticity of Agricultural Production Factors in Jiangsu Province

JIA Hong-kai, WANG Shu-jin

(*College of Economics and Management*, *Nanjing Agricultural University*, *Nanjing* 210095, *China*)

Abstract: The paper used 62 agricultural counties in Jiangsu province as the research unit. Based on the data of agricultural input and output in 2011, the paper used Moran scatter plot and LISA aggregation figure to analyze spatial dependence and spatial heterogeneity of agricultural output, then calculated elasticity of agricultural production factors with the aid of GWR model. The results showed that: agricultural output had a significant spatial positive correlation in the whole and local area of Jiangsu Province; elasticity of agricultural production factors on agricultural output growth had obvious spatial heterogeneity; capital was the main factor on agricultural output growth in most regions of the southern Jiangsu province; capital and labor were main factors on agricultural output growth in most regions of the middle Jiangsu province; while labor was the main factor on agricultural output growth in most regions of the northern Jiangsu province.

Key Words: agricultural production factors; agricultural output; spatial effect; GWR model