

长三角城市群现代农业发展效率评价

——考虑社会和工程功能的 PCA-DEA 模型的研究¹

开燕华、王霞、曾铖²

(1. 同济大学, 上海 200092; 2. 复旦大学, 上海 200433)

【摘要】：城市化进程推动我国农业生产格局演变，高效率、集成化、可持续发展的现代农业得以形成。本文基于 PCA-DEA 方法分析了长三角城市群 1993–2014 年现代农业发展效率的跨时波动，以及 2014 年上海和江苏、浙江 24 个地级市现代农业发展效率的地域差异，从而揭示江浙沪区域现代农业发展效率的时空演变特征。研究结果表明：（1）上海现代农业发展效率总体呈现出上升态势，DEA 有效样本占总体的 68.18%，其中在 1993–1997 年快速提升至有效，1998–2014 年则趋于平稳。（2）2014 年江浙沪区域的现代农业发展效率总体不高，DEA 有效样本仅占总体的 40%；上海相对其他城市具有明显优势，资金投入和人员安排的效率较高，但是对于水资源和农业用品的利用存在过度冗余，有优化空间；（3）区域分布上，表现出以上海、杭州和南京三个城市为极点的扩散态势，空间分异格局显著，虽存在空间扩散作用，但难以形成区域均衡发展。

【关键词】：长三角城市群；现代农业；发展效率；DEA；空间相关分析

自 20 世纪中后期，随着工业化、城市化、农业生产工业化（机械化、化学化）的发展，农业经营体的数量和农业人口以及农地面积急剧减少，改变了原有的农业生产格局。尽管如此，农业依然承担着为城市提供粮食、维系生态、社会平衡的功能（王鹏飞，2016）^[1]。近年来，农业发展面临着农产品供求结构失衡、要素配置不合理、资源环境压力大等问题（宋洪远，2016；Xu et al., 2017；和龙等，2017）^[2–4]。为此，北京、上海等大都市相继提出农业供给侧改革的系列举措，2017 年中央 1 号文件明确要求协调推进农业现代化，提高农业综合效益和竞争力。如何提升农业生产效率、优化资源配置是农业供给侧改革的关键问题（孔祥智，2016；孙蕊，2017）^[5–6]。

值得关注的是，现代农业体系是广域宏观体系的一部分，存在着时间演化和空间差异的多样化特征。鉴于此，本文尝试从时间维度（1993–2014 年）分析长三角城市群代表即上海现代农业发展效率的跨时波动，从空间维度（上海和江苏、浙江 24 个地级城市）分析江浙沪区域现代农业发展效率的地域差异，并探讨这种时空差异的形成原因，以期揭示现代农业发展的真实效果和提出针对性的政策建议。

一、文献回顾

农业发展效率是现代农业研究的一个核心问题。国内外学者从宏观和微观角度进行广泛探讨。Toma et al., (2015)^[7]以

¹**【作者简介】**：开燕华（1990–），女，江苏盐城人，同济大学经济与管理学院博士研究生，研究方向：城市发展与管理；王霞（1966–），女，河南许昌人，同济大学经济与管理学院教授、博士生导师，研究方向：城市发展与管理；曾铖（1984–），男，福建福州人，复旦大学管理学院博士后，研究方向：城市发展与管理。

【基金项目】：教育部人文社科基金一般项目“密集社区应急疏散中的自组织行为仿真与疏散系统的优度评价”（14YJA630061），主持人：王霞。

区域地理模式为基准对 36 个国家进行分类测算，得出仅有 14 个达到有效率，并且工作效率低下和农产品价值低是导致农业发展效率低下的主要原因。Dong et al., (2016)^[8]对美国中西部大豆产出系统生产效率进行测算，表明虽时序上总体效率平均增长不明显，但最低效率值显著提升，具有发展的潜力。Kea et al., (2016)^[9]基于调查数据，测算柬埔寨省域大米种植的技术效率，研究认为，通过优化水资源管理、增加政府资产性投入和提升农业从业者技能等措施对提高技术效率具有帮助。Mu et al., (2016)^[10]、Chen et al., (2014)^[11]对中国农业水资源利用效率的非效率问题进行研究，同样得出加强水资源系统优化、并以区域为单位进行调配协调促进农业效率提升的结论。

近年来随着农业的地位、载体和功能等方面的实践和经验演变，农业发展效率研究呈现出以城市中心为导向、融入绿色发展的新动向，表现为 2 方面：

(1) 从系统理论和产业关联理论出发，认为现代农业是城市巨系统的组成部分，应考虑其社会贡献（周培，2014）^[12]。例如李卫芳等（2012）^[13]对北京、关海玲等（2012）^[14]对太原的都市型现代农业的经济、社会和生态 3 个系统功能效率进行了评价分析，张莉侠等（2016）^[15]对北京、上海、天津的现代农业科技创新效率进行了测算。(2) 基于可持续发展理论，绿色发展成为必然，农业生产的碳排放引起重视（Rebolledo - Leiva et al., (2017)；张广胜等（2014）；尧波等（2014））^[16-18]。吴贤荣等（2014）^[19]将碳排放纳入农业经济测算体系，构建含有非期望产出的 DEA 模型，测算中国 2000-2011 年 31 个省市区区的农业生产效率，分析其时间趋势、空间特征和影响因素。李博等（2016）^[20]利用泰尔指数分解法和灰色关联度法分析了农业生产效率差异的结构性原因，并将外部影响因素按关联度进行排序。

综上可知，不同学者从各个角度测算了现代农业的发展效率并提出问题和解决建议，然而存在两点有待改进：（1）已有文献指标选取偏重于农业自身发展，虽突出其现代化特征和生态功能，但是对其社会功能和工程功能指标不显著；（2）横向比较对象以省市区域为基准，空间跨度大，地理模式和经济结构有较大差异，较少将中观城市圈作为考察对象。

已有文献研究和实践表明，中国城市的现代农业发展效率在时间和空间上呈现出不同的变化趋势和异质化特征。作为长三角地区中联动发展的江浙沪 25 个城市，其现代农业的自身发展和社会功能具有典型意义。本文以上海作为主要研究对象对其现代农业发展效率进行时序实证研究，并将其与江浙 24 个城市进行横向比较，创新之处在于：（1）指标体系构建充分考虑了现代农业的多功能和城市圈的地理特征和经济社会需求；（2）结合主成分分析法（PCA）和数据包络分析（DEA），选取不同方法处理非期望产出指标，提高效率测算精确度；（3）对江浙沪地区的现代农业发展效率进行探索性空间相关分析，体现城市圈中现代农业发展空间特征。

二、评价模型与数据来源

（一）评价指标体系构建与数据来源

借鉴已有研究（关海玲等（2012），Chen et al., (2014)；郭华等（2012））^{[14][21][22]}，本文从资源、劳动力、资本、科技四个方面选取现代农业系统的投入指标，分别是农业用水占比、人均农田面积、除涝面积、农业水利工程、能源消耗占比、化肥施用量、农药施用量、农业从业人员。从经济、社会、生态和工程四个维度选取现代农业系统的产出指标，产出指标分为期望产出和非期望产出，其中，期望产出选取建成区绿化覆盖率、农业生产率、农业商品率、农业出口率、农村居民家庭人均生活消费支出和城乡居民收入比。非期望产出借鉴已有研究^[19]，选用农业碳排放总量作为指标，计算公式为：

$$e = \sum e_i = \sum s_i \cdot c_i \quad (1)$$

其中，e 为农业碳排放总量；s_i 为各种碳源的量；i 为碳源种类；c_i 为各种碳源的排放系数。碳源为四个方面：农用物资引

致的碳排放量、水稻生长发育引致的碳排放量、翻耕土地引致的碳排放量和动物养殖引致的碳排放量。

表 1 现代农业投入产出评价指标

指标类型	指标	计算公式	指标单位
投入（I）	农业用水占比 X1	农业用水总量/用水总量	%
	化肥施用强度 X2	化肥施用量（折纯量）/化肥施用面积	吨/平方米
	农药施用强度 X3	农药施用量（折纯量）/农药施用面积	吨/平方米
	农业能源消耗占比 X4	农业能源终端消耗量/农产品产值	%
	人均农田面积 X5	农田面积/常住人口	平方米/人
	除涝面积 X6		千公顷
	农业水利工程 X7	农田水利工程投资额	万元
	农业从业人员 X8	农林牧渔从业人员	万人
产出（O）	建成区绿化覆盖率 Y1	—	%
	农业生产率 Y2	农业增加值/农业用地面积	%
	农业商品率 Y3	农业商品产值/农业总产值	%
	农产品出口率 Y4	农产品出口总额/农产品产值	%
	农村居民家庭人均生活消费支出 Y5	—	%
	城乡居民收入比 Y6	城镇居民可支配收入/农村居民人均纯收入	—
非期望产出（Bad O）	农业碳排放总量 Y7	计算公式见上式（1）	Kg

区别于已有研究，本文虽从上述维度选取指标，但未将总系统分为若干个子系统，评价各个子系统的投入产出效率。原因有二：第一，系统虽然可根据评价维度划分，但各维度子系统的效率无法直接合成综合效率；第二，将总系统效率以子系统进行分析，部分原因是为了避免使用 DEA 模型时投入产出指标的个数与决策单元个数不匹配，本文将使用主成分分析法对指标进行降维，从而解决该技术上的问题。具体指标体系如表 1 所示。

数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《上海年鉴》、《上海统计年鉴》、《江苏统计年鉴》、《浙江统计年鉴》、国民经济和社会发展统计公报以及水资源公报，并参考了各城市农业委员会网站、统计网站和相关书籍。上海数据时间跨度为 1993–2014 年，江苏和浙江 24 个城市数据为 2014 年。需要说明的是，上海农业用水总量 1994、1995 年数据缺失，采用插值法进行处理；农林牧渔从业人员包括农业企业从业人员。

（二）指标体系评价模型 1. 主成分分析法和数据包络分析方法主成分分析法（principal components analysis, PCA）通过对原始变量相关矩阵或协方差矩阵内部结构关系的研究，利用原始变量的线性组合形成数个综合指标（主成分），在保留原始变量主要信息的前提下达到降维的目的（Hotelling, 1933）^[23]。

数据包络分析方法（data envelopement analysis，DEA）由 A.Chames, W.W.Cooper 和 E.Rhodes 于 1978 年提出用于评价决策单元相对有效性，形成第一个模型 C2R^[24]。然而，传统的 DEA 模型未考虑产出中包含非期望产出的情况，并且无法对决策单元进行排序从而进一步分析。Tone（2006）^[25]提出非期望产出的 SBM 模型，为解决产出中包含非期望产出的问题提供方法。

[SBM-Undesirable]:

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (2)$$

$$s. t. \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0^g = Y^g\lambda - s^g \\ y_0^b = Y^b\lambda - s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0. \end{cases} \quad (3)$$

其中， ρ^* 是目标效率值； x 、 y^g 与 y^b 分别是投入、期望产出与非期望产出； s^- 、 s^g 与 s^b 分别是投入的松弛量、期望产出的松弛量与非期望产出的松弛量； λ 是权重。当 $\rho^*=1$ 时，松弛量均为0，表示所评价的决策单元有效；当 $\rho^*<1$ 时，表示所评价的决策单元无效。

Tone (2002)^[26]在SBM模型基础上提出的SBM超效率模型使得测算的效率值可以大于1，从而将具有效率的决策单元进一步进行排序并鉴别差别程度，是目前测算效率的主要方法。

[super-SBM]:

$$\min \rho_{SE} = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{x_i}{x_{ik}}}{\frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \frac{y_r}{y_{rk}}} \quad (4)$$

$$s. t. \begin{cases} \sum_{j=1, j \neq k}^n x_j \lambda_j \leq x; \sum_{j=1, j \neq k}^n y_j \lambda_j \leq y \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n x_j \lambda_j + s_i^- = x_{ik} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n y_j \lambda_j - s_r^+ = y_{rk} \\ \sum_{j=1, j \neq k}^n \lambda_j = 1, x \geq x_k, y \leq y_k, \\ j = 1, 2, \dots, n (j \neq k) \\ y \geq 0, \lambda \geq 0, s_i^- \geq 0, s_r^+ \geq 0 \end{cases} \quad (5)$$

其中， ρ_{SE} 是相对效率值， x 、 y 分别是投入与产出， (x, y) 是决策变量的参考点， s_i^- 、 s_r^+ 分别是投入、产出的松弛量， λ 是权重。当 $\rho_{SE} \geq 1$ 时，松弛量均为0，表示所评价的决策单元有效；当 $\rho_{SE} < 1$ 时，表示所评价的决策单元无效。

2. 探索性空间数据分析 (ESDA)

探索性空间数据分析着重探索数据在空间的模式，产生与地理相关的假设，并进行相关分析（武建，杨爱婷（2010））^[27]。其中，全局空间自相关分析，分析区域总体的空间关联和空间差异程度。采用Global Moran's I统计量，计算公式如下：

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z'Wz}{z'z} \quad (6)$$

其中， n 是空间观测单元数量， z 是观测值与均值的离差向量， W 是二值（0，1）空间权重矩阵， $S_0 = \sum \sum w_{ij}$ 。当区域 i 与

j 是邻居关系， $w_{ij}=1$ ；反之， $w_{ij}=0$ 。且有 $w_{ii}=0$ 。本文采用公共边界原则定义城市之间的空间关系。

在一定的显著性水平下，局部空间自相关分析度量每个城市与周边城市之间的局部空间关联和空间差异程度，研究其空间分布规律。采用 Local Moran's I 统计量，计算同时如下：

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \tag{7}$$

其中， z_i 和 z_j 是区域 i 和 j 上观测值的标准化， w_{ij} 是空间权重， $\sum_j w_{ij}=1$ 。Moran 散点图则描述变量 z 与其空间滞后向量 (Wz) 之间的相关关系，将局部空间模式可视化。

三、数据处理与结果分析

（一）数据预处理

本文将 22 个年份作为决策单元 (DMU)，采用不同的 DEA 方法进行对比分析。根据 2.2 中所示方法，运用 SPSS20.0 对投入和期望产出指标分别进行主成分分析检验，结果如表所示。

表 2 Kaiser-Meyer-Olkin 度量及 Bartlett 球形度检验结果

指标组	KMO 度量	Bartlett 的球形度检验		
		近似卡方	自由度	显著性
投入指标	0.667	191.939	28	0
期望产出指标	0.780	97.466	15	0

对指标的原始数据进行 z-score 标准化处理，继而以 25 作为收敛迭代上限，提取主成分，结果如表 3 所示。根据方差贡献度和特征值，投入指标组可选取 3 个主成分，方差贡献度分别为 55.692%、22.492%和 11.594%，累计方差贡献率为 89.778%；期望产出组可选取 2 个主成分，方差贡献度分别为 68.566%和 15.710%，累计方差贡献率为 84.276%。提取的主成分基本反映了指标的全部信息。

表 3 指标主成分特征值及方差贡献率

	主成分	特征值	贡献率	累计贡献率
投入指标 (I)	PC1 (X)	4.455	55.69%	55.69%
	PC2 (X)	1.799	22.49%	78.18%
	PC3 (X)	1.028	11.59%	89.78%
期望产出指标 (O)	PC1 (Y)	4.114	68.57%	68.57%
	PC2 (Y)	1.143	15.71%	84.28%

综合指标通过将旋转后的得分系数矩阵加权求和得到。具体主成分和综合指标如下所示。

$$\begin{cases}
PC_1(X) = 0.099 x_1 - 0.649 x_2 + 0.005 x_3 + 0.967 x_4 + 0.872 x_5 - 0.943 x_6 + 0.903 x_7 + 0.790 x_8 \\
PC_2(X) = 0.433 x_1 + 0.597 x_2 + 0.889 x_3 + 0.158 x_4 + 0.155 x_5 - 0.205 x_6 + 0.307 x_7 - 0.529 x_8 \\
PC_3(X) = 0.884 x_1 - 0.269 x_2 - 0.094 x_3 - 0.015 x_4 - 0.166 x_5 + 0.037 x_6 - 0.162 x_7 + 0.100 x_8 \\
X = 55.692\% PC_1(X) + 22.492\% PC_2(X) + 15.710\% PC_3(X) \\
PC_1(Y) = 0.943 y_1 + 0.887 y_2 + 0.791 y_3 + 0.574 y_4 - 0.770 y_5 + 0.944 y_6 \\
PC_2(Y) = -0.048 y_1 + 0.212 y_2 + 0.546 y_3 - 0.761 y_4 + 0.127 y_5 - 0.043 y_6 \\
Y = 68.566\% PC_1(Y) + 15.710\% PC_2(Y)
\end{cases}$$

对 25 个城市的数据进行相同的预处理。将经过主成分分析提取的投入指标和期望产出指标运用 DEA-SOLVER Pro5，以投入导向分别选取不同的 DEA 模型进行效率测算分析。

（二）数据结果分析

1. 上海现代农业发展效率的跨时波动

对比不同 DEA 模型的测算结果可知，决策单元样本个数较少时，投入产出指标通过主成分分析降维预处理得到新指标再进行 DEA 测算的精度更高，并且 SBM 超效率模型进一步将各年份的效率差别化，从而明晰地得出上海现代农业生产效率随时间的变化趋势。

表 4 上海现代农业发展效率评价

DMU	DEA		PCA-DEA					
年份	CCR	Undesirable outputs	CCR	Undesirable outputs	Super-efficient	rank	Super-SBM	rank
1993	1.0000	1.0000	0.4884	0.1162	0.4884	22	0.2468	22
1994	1.0000	1.0000	0.6283	0.0713	0.6283	21	0.3479	21
1995	1.0000	1.0000	0.7822	0.1537	0.7822	19	0.4851	19
1996	1.0000	1.0000	0.9081	0.2399	0.9081	18	0.6830	18
1997	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.4250	4	1.1752	4
1998	1.0000	1.0000	1.0000	0.1304	1.0691	11	1.0194	12
1999	1.0000	1.0000	1.0000	0.2777	1.0233	13	1.0082	13
2000	1.0000	1.0000	1.0000	0.5336	1.0938	7	1.0440	7
2001	1.0000	1.0000	1.0000	0.7299	1.0168	15	1.0060	15
2002	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	2.0439	1	1.3260	1
2003	1.0000	1.0000	1.0000	0.4146	1.0713	10	1.0341	9
2004	1.0000	1.0000	0.9239	0.3170	0.9239	17	0.7842	17
2005	1.0000	1.0000	1.0000	0.4379	1.0824	8	1.0396	8
2006	1.0000	1.0000	0.7007	0.3696	0.7007	20	0.4005	20
2007	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0741	9	1.0219	11
2008	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.6836	3	1.3176	2
2009	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0502	12	1.0245	10
2010	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0191	14	1.0063	14
2011	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.1214	6	1.0450	6

2012	1.0000	1.0000	0.9886	0.6912	0.9886	16	0.8651	16
2013	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.1711	5	1.0809	5
2014	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.7316	2	1.1926	3

表 4 可知，上海现代农业的生产效率总体呈现上升趋势，其发展分为 3 个阶段，1993-1997 年，现代农业发展初始，依靠资金投入和现代化农用机械的使用，生产效率大幅提升由最低点的 0.2468 上升至 1.172；1998-2005 年，生产效率基本有效（其中，2004 年为 0.7842），处于持平稍有波动的状态，主要原因是农业机械化红利逐渐稳定，加之大量化肥、农药的使用造成生态环境的下降，使得在农业经济水平节节攀升的情况下，现代农业的生产效率并未如预期般得到提升；2006-2014 年，基于《上海市中长期科学和技术发展规划纲要（2006-2020 年）》，上海推进现代农业园区建设，由农业产业化龙头企业和农业专业合作社带动农户共同发展，提高农业组织化程度，社会维度产出大幅提高，推行有机农业和品牌农业，使得生态、工程维度产出与经济维度产出同步增长，保持整体生产效率的有效性和增长态势。

2. 江浙沪 25 个城市现代农业发展效率的地域差异

投入产出指标通过主成分分析进行降维预处理后再进行 DEA 测算的精度更高，并且 SBM 超效率模型进一步将各城市的效率差别化，避免了对发展效率值的高估，错误地进行政策指导。表中的效率值可以看出，大部分城市的现代农业仍处于农业非效率状态，地区之间的差异明显，现代农业发展效率的整体水平亟需提高。其中，上海、杭州、南通、南京和苏州分别位于前 5 名，与其经济产量相匹配（南通 GDP 在 25 个城市中排第 7 名，其余排在前 5 位），间接表明现代农业的发展依托城市，城市经济发展、科技进步推动现代农业发展，并且，该 5 个城市现代农业在经济总量中占比高于平均水平，一定程度上表现出现代农业反哺城市建设的成效。

表 5 江浙沪 25 个城市现代农业发展效率评价

DMU	DEA		PCA-DEA					
	CCR	Undesirable outputs	CCR	Undesirable outputs	Super-efficient	rank	Super-SBM	rank
上海	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	3.1282	1	1.9839	1
南京	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.4134	6	1.2010	5
无锡	1.0000	1.0000	1.0000	0.8027	1.2751	8	1.1244	8
徐州	1.0000	1.0000	1.0000	0.3704	1.4253	5	1.1540	7
常州	0.9617	0.6884	0.9942	1.0000	0.9942	11	0.8083	12
苏州	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.3161	7	1.1907	6
南通	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.7862	3	1.2873	3
连云港	1.0000	1.0000	0.7160	0.3054	0.7160	19	0.5629	17
淮安	0.8934	0.3890	0.6180	0.3323	0.6180	24	0.3122	24
盐城	1.0000	1.0000	0.9912	0.3649	0.9912	12	0.5147	19
扬州	0.9856	0.5412	0.9024	0.5696	0.9024	15	0.5812	16
镇江	1.0000	1.0000	0.9627	0.6320	0.9627	13	0.8665	11
泰州	1.0000	1.0000	0.7279	0.3937	0.7279	18	0.5821	15
宿迁	0.8956	0.5318	0.6596	0.3979	0.6596	22	0.3842	23
杭州	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	2.4054	2	1.4127	2
宁波	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.6119	4	1.2053	4

温州	0.9610	0.7342	0.6895	0.4143	0.6895	21	0.4487	21
嘉兴	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0427	10	1.0196	10
湖州	1.0000	1.0000	0.6187	0.4314	0.6187	23	0.4023	22
绍兴	1.0000	1.0000	0.7972	1.0000	0.7972	16	0.6328	14
金华	1.0000	1.0000	0.7678	0.2719	0.7678	17	0.5011	20
衢州	1.0000	1.0000	0.5779	0.2898	0.5779	25	0.1707	25
舟山	1.0000	1.0000	1.0000	0.6174	1.1522	9	1.0627	9
台州	1.0000	1.0000	0.7094	0.5762	0.7094	20	0.5344	18
丽水	1.0000	1.0000	0.9458	0.8722	0.9458	14	0.7146	13

DMU	投入冗余			
	资金人员	农用品	水资源	碳排放
城市				
上海	0.0000	0.0576	0.0827	0.1911
南京	0.1831	0.0000	0.0346	0.0000
无锡	0.0186	0.0000	0.0000	0.0000
徐州	0.0000	0.2335	0.0000	0.0000
常州	0.1191	0.0029	0.0000	0.1357
苏州	0.1265	0.1203	0.0000	0.0000
南通	0.0950	0.0000	0.0000	0.0346
连云港	0.2914	0.0000	0.5203	0.0000
淮安	0.3299	0.0916	0.2174	0.0000
盐城	0.0000	0.0000	0.0389	0.0000
扬州	0.0000	0.0772	0.0000	0.0226
镇江	0.1753	0.0000	0.0283	0.0000
泰州	0.0000	0.0626	0.0758	0.1694
宿迁	0.3543	0.0000	0.2721	0.0101
杭州	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
宁波	0.0310	0.0751	0.0000	0.0000
温州	0.3197	0.0000	0.4445	0.0000
嘉兴	0.0000	0.0120	0.0000	0.0000
湖州	0.2511	0.0000	0.3410	0.0740
绍兴	0.2246	0.0000	0.2727	0.3631
金华	0.1410	0.0000	0.3487	0.0368
衢州	0.4361	0.0000	0.5466	0.0810
舟山	0.0000	0.0324	0.0000	0.0000
台州	0.2662	0.0000	0.3313	0.1241
丽水	0.0000	0.0000	0.1849	0.2668

从投入冗余角度看，上海在资金利用、劳动力方面效率高，但水资源和农用品消耗过高，存在过度冗余，具有较大的优化空间，这也是导致上海现代农业效率虽然相对其他城市较高，然而一直未有较大提升的主要原因之一。江浙区域地级城市普遍

在资金人员投入上存在利用效率低的现象，资金投入大部分用于基础农业的建设和购置农业固定资产，投资回报较低；同时，农业基础建设的非完备性使得农业从业人员工作低效率，未形成专业、有组织的生产团队。江浙处于长三角平原，作为双季稻作区，必然水资源的需求总量大，但是以农业增加值耗水量作为水资源利用率指标，江浙地区与上海相比仍有较大差距，存在巨大的节水空间，需要建立有效的节水机制。在农业用品的施用上，一方面化肥农药等污染流失影响土壤水质，另一方面，农膜等产品使用以碳排放的形式影响空气。品牌农业和有机农业的推广毅力有效抑制对农用产品的施用，杭州、宁波等城市在此方面取得了较为显著的成效。

将现代农业发展效率值进行四分位划分，标注如图 1 所示，从区域分布上看，表现为以上海、杭州、南京为极点的扩散状态，距离三点距离越远，现代农业生产效率越低。总体呈现出“沿海高，内陆低”的态势，沿海城市的优势明显，但各个城市差异较大，而内陆城市低于平均水平。

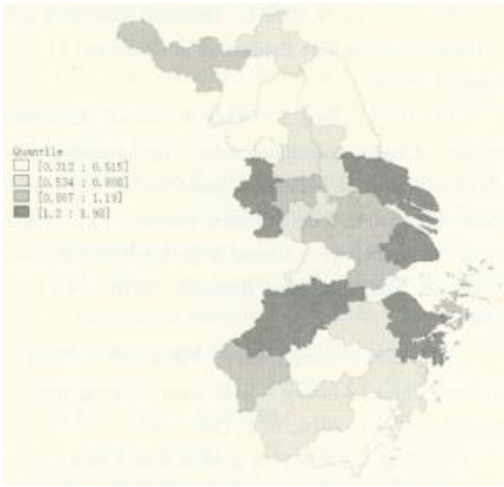


图 1 （a）江浙沪 25 个城市现代农业生产效率值分布



图 1 （b）江浙沪 25 个城市现代农业生产效率值的 Moran 散点地图

3. 江浙沪城市现代农业效率空间相关分析

运用 GeoDa-1.8.16 计算 Global Moran's I 统计量和 Local Moran's I 统计量 (Anselin et al., (2006))^[28], 并绘制 Moran 散点图, 具体结果如表 6 所示。

表 6 江浙沪城市现代农业发展效率 DEA 值的 Global Moran's I 估计值

Global Moran's I	标准化值	P 值
0.7731	11.242	0.0000

在 5% 的显著性水平下, Global Moran's I 统计量显著为正, 且接近于 1, 由此可知, 江浙沪地级市区域现代农业效率的总体空间差异较小, 而效率值的变异系数 $CV=0.5148$, 属于中等变异度。结合两者分析, 近年来, 上海、宁波、杭州等地推进农业生态循环、信息建设, 从而进入高效的农业现代化, 然而江苏北部以及浙江西南城市则相对处在农业基础设施建设、机械化更新的状态, 发展效率与上述城市相比形成较大的差距, 效率值相近的城市在空间上集聚, 使得全局空间差异较小, 因此, Global Moran's I 估计值并不能说明区域内农业发展均衡, 反而间接表明呈现空间分异的状态。

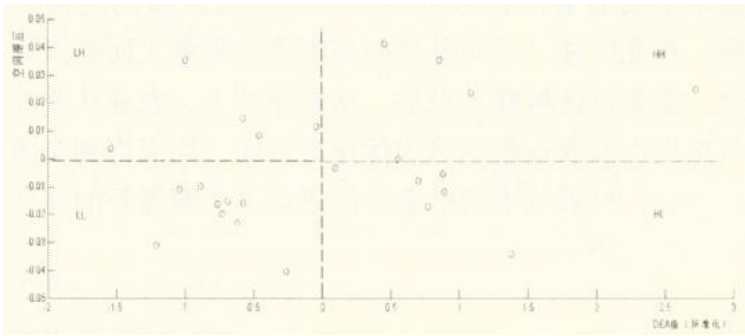


图 2 江浙沪 25 个城市现代农业发展效率值的 Moran 散点图

从图 1 (b)、图 2 可见, 江浙沪城市现代农业效率表现出明显的空间分异格局。总体上分为四种类型: (1) 空间差异较小, 城市与周边区域效率均较高, 以上海、苏州、南通和舟山为代表; (2) 空间差异较小, 城市与周边区域效率均较低, 分布在苏北 (除徐州) 和浙南地区, 占总样本的 36%; (3) 空间差异大, 城市效率高, 而周边较低, 以杭州、南京、无锡和宁波为代表, 自身推进农业科技成果转化, 但未对周边区域产生溢出效应; (4) 空间差异大, 城市效率低, 而周边较高, 分布在省会周边的地区。城市中超过半数属于 HH 或 LL, 且出现显著区域, 表明该区域出现扩散作用, 表现出空间正自相关, 出现空间依赖性, 然而 HH 性相对较少, 范围局限, 不利于整个区域协同发展, 而在极化作用下, 苏北和浙南地区发展陷入低谷, 加大城市现代农业发展的差距。

四、结 论

本文研究表明, 上海现代农业的发展效率在 1993-2014 年总体呈现上升趋势, 自 2007 年来处于有效状态 (其中, 2012 年为 0.8651)。与江苏省、浙江省的城市相比, 上海现代农业生产效率具有较大优势, 尤其是资金投入和从业人员效率方面。总体来说, 水资源利用和碳排放成为江浙沪区域的普遍性问题。区域内农业生产效率不仅差异大, 而且形成空间分异的格局, 极易形成极化作用, 只有上海、杭州、南京等效率突出, 而苏北和浙南地区增长极消失, 无法实现区域均衡发展。随着城市化的推进, 农业资源趋紧, 水资源总量不足且分配不均。需要提升农田灌溉水有效利用系数, 形成整个区域集成化协调调配并给予优

化的系统。非期望产出即碳排放量过高，表明对农业资源利用强度高，面源污染加重的趋势，投入减量、绿色替代成为必然，在考虑满足城市需求的基础上，粗腰调整农林牧渔的比例和空间位置，促进生态导向型农业的发展。在长三角城市圈的现代农业发展中，以上海为代表的经济体量较大的城市为现代农业发展提供大量资金、技术，推动其效率的提升，然而未形成显著的扩散效应，带动周边区域的均衡发展。长此以往，空间分异的差距将愈来愈大而难以弥合。需要以区域联动发展，从农业技术、农业从业人员培训以及农业组织形式优化等方面，均应得到交流和互助，打破城市间壁垒，形成效率共同提升的现代农业城市圈。

[参考文献]:

- [1]王鹏飞.大城市近郊地域的农业[M].北京:商务印书馆,2016.3-14
- [2]宋洪远.关于农业供给侧结构性改革若干问题的思考和建议[J].中国农村经济,2016(10):18-21.
- [3]Xu B, Lin B. Factors affecting CO₂ emissions in China's agriculture sector: Evidence from geographically weighted regression model[J]. Energy Policy, 2017, 104: 404-414.
- [4]和龙,葛新权,刘延平.我国农业供给侧结构性改革:机遇、挑战及对策[J].农村经济,2016(7):29-33.
- [5]孔祥智.农业供给侧结构性改革的基本内涵与政策建议[J].改革,2016(2):104-115.
- [6]孙蕊.都市农业供给侧结构性改革动力机制优化研究——基于2000-2014年京津沪面板数据的实证[J].农村经济,2017(1):86-91.
- [7]Toma E, Dobre C, Dona I, et al. DEA Applicability in Assessment of Agriculture Efficiency on Areas with Similar Geographically Patterns[J]. Agriculture & Agricultural Science Procedia, 2015, 6: 704-711.
- [8]Dong F, Mitchell P D, Knuteson D, et al. Assessing sustainability and improvements in US Midwestern soybean production systems using a PCA - DEA approach[J]. Renewable Agriculture & Food Systems, 2016, 31(6): 524-539.
- [9]Kea S, Li H, Pich L. Technical Efficiency and Its Determinants of Rice Production in Cambodia[J]. E-conomies, 2016, 4.
- [10]Mu L, Fang L, Wang H, et al. Exploring Northwest Chinas agricultural water-saving strategy: a-nalysis of water use efficiency based on an SE-DEA model conducted in Xian, Shaanxi Province. [J]. Water Science & Technology A Journal of the International Association on Water Pollution Research, 2016, 74(5): 1106.
- [11]Chen, Sicheng, Wang, Yahua, Zhu, Tingju. Exploring China's farmer-level water-saving mecha-nisms[J]. Water, 2014, 6(3): 547-563.
- [12]周培.都市现代农业结构与技术模式[M].上海:上海交通大学出版社,2014.342-346
- [13]李卫芳,陈建成.基于DEA的北京都市型现代农业效率评价[J].技术经济,2012,31(2):51-55.

-
- [14]关海玲, 陈建成. 基于数据包络分析方法的太原市都市农业效率评价[J]. 生态经济 (中文版), 2012 (7): 141-144.
- [15]张莉侠, 俞美莲, 王晓华. 农业科技创新效率测算及比较研究[J]. 农业技术经济, 2016 (12): 84-90.
- [16]Rebolledo-Leiva R, Angulo - Meza L, Iriarte A, et al. Joint carbon footprint assessment and data envelopment analysis for the reduction of greenhouse gas e-missions in agriculture production[J]. Science of the Total Environment, 2017, s593-594: 36-46 .
- [17]张广胜, 王珊珊. 中国农业碳排放的结构、效率及其决定机制[J]. 农业经济问题, 2014, 35 (7): 18-26.
- [18]尧 波, 郑艳明, 胡 丹, 等. 江西省县域农业碳排放的时空动态及影响因素分析[J]. 长江流域资源与环境, 2014, 23 (3): 311-318.
- [19]吴贤荣, 张俊飏, 田云, 等. 中国省域农业碳排放: 测算、效率变动及影响因素研究——基于 DEA-Malmquist 指数分解方法与 Tobit 模型运用[J]. 资源科学, 2014, 36 (1): 129-138.
- [20]李博, 张文忠, 余建辉. 碳排放约束下的中国农业生产效率地区差异分解与影响因素[J]. 经济地理, 2016, 36 (9): 150-157.
- [21]ChenZ.D., Dikgwatlhe, S.B., Xue, J. F. , Zhang, H. L. , Chen, F., Xiao, X. P. 2014 . Tillage impacts on net carbon flux in paddy soil of the Southern China[J]. Journal of Cleaner Production.103: 70-76 .
- [22]郭华, 任国柱. 弹性城市目标下都市农业多功能性研究[J]. 工程研究-跨学科视野中的工程, 2012, 4 (1): 49-56.
- [23]Hotelling H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. [J]. British Journal of Educational Psychology, 1933, 24 (6) : 417 - 520.
- [24]Chames A, Cooper W W, Rhodes E. Measuring the efficiency of decision making units. [J]. European Journal of Operational Research, 1978, 2 (6) : 429-444.
- [25]Tone K, Tsutsui M. : An Efficiency Measure of Goods and Bads in DEA and its Application to US Electric Utilities, presented at Asia Pacific Productivity Conference , Korea, 2006.
- [26]Tone K. A slacks - based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2002 , 143 (1) : 32-41 .
- [27]武剑, 杨爱婷. 基于 ESDA 和 CSDA 的京津冀区域经济空间结构实证分析[J]. 中国软科学, 2010 (3): 111-119.
- [28]Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis[J]. Geographical Analysis, 2006, 38 (1) : 5-22.