

城市建设用地利用效率及其影响因素探究

——以江苏省 13 个城市为例^{*1}

詹国辉

（南京农业大学公共管理学院，江苏南京 210095）

【摘要】：文章通过梳理土地利用的既有文献，借助三阶段 DEA 模型对江苏省 13 个地级市的数据进行实证测度，研究发现，江苏省域内只有南京市与苏州市的土地利用效率处于高度有效，而其余 11 个地级城市则处于中度和低度的土地利用效率范围之内。同时，建构面板数据回归模型，以土地、劳动力以及资本等投入要素对土地利用效率进行面板回归及协整检验，研究表明，在投入因素方面，建设用地面积、固定资产投资总额、财政支出和第二产业从业人数均对江苏省域的土地利用效率产生显著性的正向效应，但第三产业从业人数并无显著影响。为此，结合江苏省的实际状况，提出相应的对策路径，以期提高江苏省土地利用的有效性。

【关键词】：城市发展；建设用地；三阶段 DEA；效率

【中图分类号】：F061.6；F061.5 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1007-5097（2017）06-0011-05

一、问题提出

自 1978 年改革开放以来，随着市场经济的深入发展，中国城镇化率得到显著提升。城镇化率从 1978 年的 17.92% 发展到 2016 年的 57.35%，增长了 3.21 倍。而江苏省域城镇化率转变更为明显，2016 年城镇化率为 67%，是 1978 年城镇化率（13.7%）的 4.89 倍，远远高于全国平均增长率。囿于江苏省“人多地少”的集约型困境，过快的城镇化已然暴露出建设用地资源的紧缺以及建设用地利用的低效。因此，如何有效把握新型城镇化过程中建设用地利用有效性已成为当下城镇化改革的现实命题。为此，本文基于江苏省域的统计数据，借助计量模型方法，有效探求在转型期的改革进程中江苏省域的建设用地利用效率，同时测度出影响建设用地利用效率的因素，以期推动江苏省建设用地要素的集约转型。

国外关于城市土地利用的研究已从原生态空间演绎拓展到土地利用过程的决策发生机理及动力机制等内容。随着城市的扩张，城市土地规划的集体行动对土地利用效率产生外部性影响^[1]，有学者指出不同地域土地支付能力的异质化，引致了各地地价的差异^[2]。此外，更多国外研究重点集中在城市土地利用的合理配置、集约化的再利用及测度方法和应用上^[3-4]。基于国外研究的基础，国内学者对城市土地利用效率展开相应研究。其中，测度指标已从初始研究的单一化指标转变为多维度内容的测度指标体系^[5]，研究方法拓展为主成分分析法（FCA）、灰色关联模型、DEA 模型、SBM-Undesirable 模型等^[6-7]，研究对象从单一城市、城市群区域延伸到全国范围^[8-9]。但囿于诸多学术研究的研究方法、计量指标体系等的异质化，致使测度结果差异性较大。此外，少数文献对土地利用的时空特征进行了研究^[10]。尽管学界人士通过多种实证分析法对土地利用效率进行了测度，

¹ 收稿日期：2016-12-10

基金项目：国家社会科学基金项目（14BGL150）；江苏省普通高校研究生科研创新计划项目（KYLX16_1002）

作者简介：詹国辉（1989-），男，江西婺源人，博士研究生，研究方向：土地政策与公共服务。

其仍未有效弥补模型测度和效率测算的既有缺陷，为此本文通过初始的三阶段 DEA 模型来有效测度土地利用效率，并进一步地借助协整检验与面板回归模型来判定各项投入要素对土地利用效率的影响效应。

二、初始模型设定与检验

（一）模型建构

本文建构三阶段 DEA 模型测度方法程序如下：

第一阶段，传统 DEA 模型。基于城市建设用地利用的外在复杂性和多变性，采用了可变规模报酬的 BC2 模型。DEA 模型公式表示为：

$$\begin{cases} \min \theta; \\ \text{s.t.} \sum_{j=1}^t \lambda_j x_j \leq \theta x_0; \sum_{j=1}^t \lambda_j y_j \geq y_0; \\ I\lambda = 1; \lambda_j \geq 0; j = 1, 2, \dots, t \end{cases} \quad (1)$$

第二阶段：SFA 模型。建构 SFA 结构模型的关键环节在于厘清出模型应有的松弛变量，并将其作为外部环境投入要素。松弛变量的模型表达方式为：

$$s_{ij} = x_{ij} - x_{ij}^*, i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

其中， s_{ij} 即松弛变量，且满足于 $s_{ij} \geq 0$ ； x_{ij} 是第 i 个决策单元中第 j 项要素所要投入的实际值， x_{ij}^* 是其理想值。对于 s_{ij} 而言，由 DEA 模型所测算得到。 z_i （环境解释变量）作为自变量，以其投入值建构 SFA 模型：

$$\begin{aligned} s_{ij} &= f_j(z_i, \beta) + v_{ij} + u_{ij}, \\ i &= 1, 2, 3, \dots, m; j = 1, 2, 3, \dots, n \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $z_i = [z_{i1}, z_{i2}, z_{i3}, \dots, z_{ik}]$ 表示为实证样本内存有 k 个环境变量， β 是其回归系数， $f_j(z_i, \beta)$ 则表示环境变量与初始设定 s_{ij} 之间的影响关系， $f_j(z_i, \beta) = z_i \beta$ 。而 $v_{ij} + u_{ij}$ 是误差的综合形式，这两者均服从于正态分布 $N(\mu, \sigma_{ni}^2)$ ，且 v_{ij} 和 u_{ij} 是相互独立不相关的。利用相关软件（Frontier4.1）对（3）式进行极大似然估计，最终求解出模型中的各项参数（ β 、 σ^2 、 γ 等）。其中，根据 γ 值的大小，可判定哪些是主导因素。其估算方式为：

$$\hat{E}(u_{ni} | v_{ni} + u_{ni}) = \frac{\gamma \sigma}{1 + \gamma^2} \left(\frac{\phi(\gamma e_i)}{\Phi(\gamma e_i)} + \gamma e_i \right) \quad (4)$$

其中，变量 ϕ 和 Φ 表示密度函数与分布函数， e_i 则是模型的系统性误差。与此同时，随机误差 v_{ij} 的估计模型为：

$$\hat{E}(v_{ni}|v_{ni}+u_{ni})=s_{ij}-z_i\hat{\beta}-\hat{E}(u_{ni}|v_{ni}+u_{ni}) \quad (5)$$

由此，对 x'_{ij} 的优化求解是：

$$x'_{ij}=x_{ij}+\left[\max_i\left\{z_i\hat{\beta}\right\}-z_i\hat{\beta}\right]+\left[\max_i\left\{v_{ij}\right\}-v_{ij}\right] \quad (6)$$

第三阶段：再调整的 DEA 模型。调整后投入项 x'_{ij} 替代原先的 x_{ij} ，并将调整后 x'_{ij} 与原先 x_{ij} 并行带入 BC² 模型中，实现再调整的 DEA 模型测度与检验。

（二）指标数据的选取

具体指标以及说明见表 1 所列。

表 1 指标体系

一级指标	二级指标	指标说明
投入	土地投入	在城市发展过程中所占用地面积中的各项建设用地面积(JYM)
	物质资本投入	一是指全社会固定资产投资总额(GZI) 二是指地方财政支出(CZ)
	劳动力投入	第二产业从业人数(L ₁)、第三产业的从业人的数量(L ₃)
产出	土地活动的经济效益	基于现行城市土地活动所引发的第二、三产业的产值
外部变量： 经济运行变量	交通基础设施	城市人均道路面积(RD)来衡量交通基础设施的运行能力
	科技环境(KH)	科技支出占地方财政支出的比重
	外贸依存度(WY)	进出口贸易总额占 GDP 的比重

（三）实证检验

为了有效反映各项经济运行变量在松弛项中的具体影响，需要对其进行独立回归检验，从而有效地表征其具体的作用。倘若其回归系数是为正值，则说明经济运行变量值的变化程度会显著提高投入变量的实际值。

基于上文模型的建构，SFA 回归的带估计和参数检验结果见表 2 和表 3 所列。

表2 第二阶段SFA回归待估计参数结果

松弛变量	C	RD	KH	WY
JYM	9.315 6*** (3.236 1)	5.258 4*** (4.152 7)	-1.612 7** (-2.284 8)	7.362 5*** (5.091 3)
GZT	16 357.324 7*** (269.5573)	-768 43.415 9*** (-18.412 7)	235 167.361 7*** (46.248 9)	195 452.236 19 (20.6913)
CZ	18 527.334 5*** (89.278 9)	-95 528.207 3*** (-84.158 3)	16 142.856 1*** (42.564 2)	20 894.107 5*** (94.128 5)
L_1	-4.428 1 (-0.663 4)	6.512 7** (2.056 7)	-0.226 9 (-0.164 8)	0.851 6 (0.456 7)
L_2	2.734 6 (0.391 4)	-4.614 9** (-1.554 3)	0.145 3 (0.076 1)	-0.678 5 (-0.556 4)

表3 第二阶段SFA回归参数检验结果

松弛变量	Sigma-squared	Gamma	Log likelihood	LR test of the one-sided error
JYM	294.187*** (2.945)	0.812 5*** (34.523 6)	-668.354 5	146.238 5
GZT	2 658.6213*** (2.5613)	0.991 6** (30.586 9)	-613.231 8	105.612 9
CZ	1 569.324 8*** (3.610 2)	0.513 8*** (4.345 6)	-2 585.015 6	145.567 2
L_1	1 156.278 5 (2.389 6)	0.913 6 (31.473 1)	-788.347 6	109.310 5
L_2	53.568 9 (10.858 3)	0.083 1 (0.982 6)	761.354 8	162.053 8

表2和表3的数据值反映出如下内容：一是人均道路面积（RD）。其对JYM、GZT、CZ在0.01置信水平下通过显著性检验， L_1 、 L_2 在0.05置信水平下通过显著性检验。而固定资产总额、财政支出数额以及第三产业从业人数对建设用地效率是一种负向关系。对于建设用地面积、第二产业从业人数以及人均能占用的道路面积与其呈现正向关系，但影响系数并不大。二是科技环境（KH）。GZT、CZ在0.01置信水平下通过显著性检验，JYM在0.05置信水平下得到负向显著性检验，但数值较小。足见科技环境对土地利用效率是负向关系。三是外贸依存度（WY）。JYM、GZT、CZ在1%的置信水平下得到了显著性检验，同时还可以观察到其相关系数均表现出正值，这说明对外依存度的提高有助于江苏省的土地利用和开发，并且这种利用效率还是比较高的。

（四）调整后的再检验

根据上文并参照（6）式得出检验结果见表 4 所列。

表 4 调整后的检验结果

城市	TE	PTE	SE	规模报酬
南京	1.000 0	1.000 0	1.000 0	
淮安	0.726 9	0.995 6	0.752 7	irs
徐州	0.815 6	0.965 3	0.831 6	irs
常州	0.645 2	0.962 8	0.665 6	irs
扬州	0.893 6	0.991 5	0.796 4	irs
南通	0.936 7	1.000 0	0.915 7	irs
连云港	0.568 9	0.763 8	0.605 7	irs
盐城	0.615 9	0.865 9	0.698 5	irs
苏州	1.000 0	1.000 0	1.000 0	
无锡	0.931 5	1.000 0	0.935 6	irs
镇江	0.456 9	1.000 0	0.456 9	irs
泰州	0.591 8	1.000 0	0.591 8	irs
宿迁	0.523 6	1.000 0	0.523 6	irs

表 4 显示的是有关江苏省土地开发与利用效率值的分配图景。江苏省土地利用效率的 TE、PTE、SE 已由初始的 0.961 2、0.976 9 和 0.966 7 下降到现在的 0.765 8、0.982 6 和 0.782 7。显而易见，PTE 值呈现下降趋势，但 STE 下降幅度更为明显，最终引致了 TE 值的进一步下降，且下降幅度比较显著。

为此，就需要对江苏省域内的具体地级市进行分析，得出江苏省 13 个地级市的土地利用效率变动境况如下：一是效率值没有发生明显变动，苏州和南京市各项效率指标数值均为 1.000，且规模报酬（Returns to Scale）是保持不变的，这足以证明这两个城市的土地利用效率在整个样本区内的有效性更为显著；二是其他城市的土地利用效率均在第三阶段中明显存在下降的态势，其中，变动情况较小的城市有南通、无锡、徐州以及扬州等四个城市，其降幅不大，始终保持在 0.8 数值节点以上，这表明了南通、无锡、徐州以及扬州等城市的土地利用效率仍旧属于“中度有效”趋势范围之内。此外，其他七个地级市（淮安、常州、连云港、盐城、镇江、泰州、宿迁）的土地利用效率呈现出明显下降趋势。

三、进一步分析与探讨

下文尝试从土地资本、劳动力等要素提取投入因子来计算土地利用的效率值，以期测度出江苏省域内土地利用效率的影响效应。依据江苏省域内的 13 个城市土地利用效率得分，并将所调整的各个投入要素因子进行一定的计量分析，同时还要剔除相关的外部环境变量因素。将本节中所要测度的建设用地面积、固定资产投资、地方财政支出、第一产业从业人数和第三产业从业人数作为被解释变量，分别表示为 x_1 、 x_2 、 x_3 、 x_4 和 x_5 。与此同时，将土地利用效率的得分数值作为被解释变量 y 。借助 Eviews7.2 软件测度相应的投入要素的因子系数。其具体的模型如下：

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + c$$

（一）序列平稳性检验

借助统计分析软件，得到检验结果见表 5 所列。

表 5 单位根检验结果

项 目	Statistic	<i>p</i> - value
同根检验		
LLC检验	6.583 6	1.000
不同根检验		
IPS检验	7.752 6	1.000
ADF - Fisher检验	7.515 7	1.000
PP - Fisher检验	5.668 9	1.000

表 5 的单位根结果表明了接受“存在单位根”之原假设，进一步证明了关于建设用地面积的数据序列呈现出“非平稳”态势。为此，再对该序列变量进行一阶差分，得到检验结果见表 6 所列。

表 6 一阶差分后单位根检验的最终结果

项 目	Statistic	<i>p</i> - value
同根检验		
LLC检验	-6.581 9	0.000
不同根检验		
IPS检验	-5.315 8	0.000
ADF - Fisher检验	92.542 6	0.000
PP - Fisher检验	128.423 7	0.000

表 6 的结果显示其拒绝了原先的假设，这一变量序列已呈现出平稳的状态，同时亦证明了变量 x_1 的序列呈现一阶单整。同理可对其他变量进行平稳性检验，所得结果是：被解释变量序列 y 和解释变量序列 x_2 、 x_4 、 x_5 均呈现出一阶单整，而对于解释变量序列 x_3 则为二阶单整。倘若数据中的变量是存在非同阶单整，则不能对此序列进行协整检验，此时最为关键性的工作在于如何对变量序列进行差分抑或是进行对数转化，最终使得变量序列转换为同阶序列。因此，为了使各项变量能够有效地呈现出可行性，就需要对进行 x_3 一阶差分检验，结果反衬出 x_3 仍然属于“一阶单整序列”，此时即可进行后续的协整检验。

（二）序列协整检验

本文所采用的检验方法是以 Grange 两步法为基础的面板协整检验，检验结果见表 7 所列。

表 7 协整检验结果

检验方法	检验假设	统计量名称	统计量值(P 值)
Kao 检验	$H_1: \rho = 1$	ADF	-2.158 9*** (0.007 8)
Pedron 检验	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho = \rho) < 1$	Panel v-statistic	-33.689 2 (1.000 0)
		Panel rho-statistic	2.586 4 (0.995 5)
		Panel PP-statistic	-5.689 5*** (0.000 0)
		Panel ADF-statistic	-5.186 9*** (0.000 0)
	$H_0: \rho = 1$ $H_1: (\rho = \rho) < 1$	Group rho-statistic	4.589 4 (1.000 0)
		Group PP-statistic	-13.652 3*** (0.000 0)
		Group ADF-statistic	-6.586 9*** (0.000 0)

由表 7 可见，基于现行前提假设存在“无协整关系”，为此，在对变量序列进行 Kao 检验中，ADF 在 1%置信水平下得到显著性检验，其拒绝了原假设。与此同时，在 Pedron 检验法中囊括了七种方法，只有四种检验方法是在 1%置信水平下拒绝了原假设。由此可以得出，江苏省域土地开发与利用效率值与各项投入要素的变量因子之间存在协整关系。

（三）回归模型建立与检验

无论选择何种回归模型检验，都必须对其进行豪斯曼检验，以便确定能够选择何种模型来分析。豪斯曼检验结果见表 8 所列。

表 8 Hausman1/4检验结果

Hausman	CHI	P值
FE	9.869 5	0.09

从表 8 的检验结果来看，由于检验的 P 值=0.09<0.10，即土地利用效率模型在 10%的置信水平下是拒绝原假设的，进一步确定了应以固定效应模型来分析。为了检验调研数据适用于何种回归面板模型，本文借助于协方差方法来进行分析，具体如下：

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n \quad (7)$$

$$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_n; \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n \quad (8)$$

如若所测度的样本数据接受 H_2 ，则可以判断出其数据分布是符合不变参数模型，而这不需要进一步的回归检验；如若拒绝了 H_2 ，后续需要对 H_1 进行检验。一旦后续会拒绝 H_1 ，则其符合可变参数模型。如上检验数据是以 F 统计量为中间测度变量，模型方程为：

$$F_2 = \frac{(S_1 - S_2)/[(N-1)(k+1)]}{S_2/[NT - N(k+1)]} \sim F \left[\frac{(N-1)(k+2)}{N(T-k-1)} \right] \quad (9)$$

但须明确的是，在 H_2 存在的境况下， F_2 统计量是必然要服从于以上相应自由度下的 F 分布状况。同理可得，在 H_1 的境况下 F_1 统计量亦服从 F 分布。最终 F_1 统计量的模型方程为：

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_2)/[(N-1)(k+1)]}{S_2/[NT - N(k+1)]} \sim F \left[\frac{(N-1)k}{N(T-k-1)} \right] \quad (10)$$

基于上文模型以及 F 统计量的建构，将残差平方和的数值代入到（9）式中，检测出的统计量 $F_2 = 0.246$ 。因此，在 5% 的显著性水平下， $F_2 < F_{2, n}$ ，可以界定其是接受 H_2 ，由此判定江苏省土地利用效率的样本区域以及数据池适合应用不变参数模型。最终检验得出的回归结果见表 9 所列。

表 9 模型回归估计结果

变量	系数估计值	T 统计量	伴随概率
C	0.416	4.586	0.000***
x_1	0.003**	6.351	0.000***
x_2	8.94E+06	2.885	0.007***
x_3	5.89E+08	2.916	0.005***
x_4	0.025	1.968	0.046**
x_5	2.13E-06	0.063	0.965
R -squared	0.586	F 检验	10.565***
Adjusted R -squared	0.543	DW 检验	2.168

表 9 的回归结果显示，拟合优度达到 0.586，而经过调整后的拟合优度也才 0.543，但足见其模型拟合较为良好。而在 5% 的置信水平下，未能通过显著性检验的是解释变量仅有 x_5 ，其他变量都能通过显著性检验。此外还能看出这一拟合模型在整体

维度上呈现出良好检验之势。而当应用调整后的模型进行再次回归测度后，其 DW 检验的数值达到 2.168。更为关键的是，在自由度下 $DU < 2.168 < 4 - DL$ 的测度结果下，可将此模型判断为不存在一阶自相关（First Order Autocorrelation）。由此可以认为，经过调整后的不变参数模型的回归检验过程有助于诠释和解读江苏省域内土地利用效率的实践之需。

与此同时，需要将各项解释变量（ x_1 、 x_2 、 x_3 、 x_4 、 x_5 ）对被解释变量（ y ）的影响效应进行实证诠释，具体如下：一是土地投入要素。 x_1 对 y 在 5% 的置信水平下得到显著性检验，并且这两者之间存在正相关性检验，相关系数为 0.003，证实了建设用地面积与土地利用效率之间是正向关系，建设用地面积的增加有助于提升土地利用效率。二是资本投入要素。 x_2 和 x_3 对 y 的正向影响作用是显著性的，但其影响系数比较小。三是劳动力的投入要素。 x_4 对 y 有显著性影响，而 x_5 对 y 则表现无显著性影响。

四、结论与政策启示

随着城镇化进程的不断加快，地方政府面临着 GDP 绩效考核的压力，城乡发展的空间规模在不断扩张，与此同时，中央政府对地方政府在城镇化发展方面的常态化要求，两者之间构成了发展“悖论”。而这一政策行为所带来的问题是挑战了现行的建设用地制度，城镇化发展过程中的建设用地资源日益短缺。本文借助于三阶段 DEA 模型，通过计算和分析江苏省 13 个地级市在 2000-2016 年的建设用地利用效率得分，发现多数地级市的建设用地利用效率处于中低度以及中度状态，而只有苏州和南京市是处于高度有效性状态。此外，建设用地面积和第二产业从业人数均对江苏省建设用地利用效率产生了显著性的正向效应，但是第三产业从业人数对建设用地利用效率在统计学上尚无显著性，劳动力投入的综合效力对建设用地利用效率提高有促进作用。

基于上文的实证分析，结合江苏省域内的实际境况，本文尝试提出相应的政策路径：一是制定合理的建设规划方案，实现建设用地面积的合理化，实现城市扩张的有序化。对于新增城市建设用地，合理引导和规划用地布局，同时需要结合地级市的发展规划，逐步搬迁和改善工业园区用地，实现建设用面积的集约型利用。二是推动二、三产业的技术升级，从而改变土地利用结构。传统土地利用的生产模式集中为高能耗、高投入、低技术特征，无法发挥土地利用的产业优势。因此，要推动产业的技术升级尤其是第二产业的技术升级，整合外部高层次人才，减少工业劳动力的高消耗，实现人力资本与工业能源资本的优化与配置，最终改善城市建设用地的利用效率。三是优化财政支出的结构，提升地级市用地的利用效率。在各个地级市土地集约利用的同时，应当优化财政支出结构，严格审批建设用地投资事项，在保证“少投入、高利用”原则下实现江苏省域地级市用地的利用效率。四是集约式利用建设用地资源。各个地级市必须提高集约式建设用地的效率，严格把控审批权，尤其是对农地、耕地、林地、矿区等的审批。与此同时，还应有效盘活现有建设用地面积，充分挖掘建设用地存量的内在潜力，对荒地、废弃地以及海边盐碱地等再度利用，实现建设用地利用的有效性。

参考文献：

- [1] Yeh A G O, Wu F. The New Land Development Process and Urban Development in Chinese Cities [J]. International Journal of Urban and Regional Research, 1996, 20 (2): 330-353.
- [2] Alonso W. A Theory of the Urban Land Market [J]. Papers in Regional Science, 1960, 6 (1): 149-157.
- [3] Fisch O. Optimal Allocation of Land to Transportation in a Non-Optimal Urban Structure [J]. Regional Science and Urban Economics, 1982, 12 (2): 235-246.
- [4] Su D Z. GIS-Based Urban Modeling: Practices, Problems and Prospects [J]. International Journal of Geographical Information Science, 1998, 12 (7): 651-671.

-
- [5] 王海涛, 娄成武, 崔伟. 辽宁城市化进程中土地利用结构效率测评分析 [J]. 经济地理, 2013, 33 (4): 132-138.
- [6] 张志辉. 中国城市土地利用效率研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, 30 (7): 134-149.
- [7] 杨勇, 郎永建. 开放条件下内陆地区城镇化对土地利用效率的影响及区位差异 [J]. 中国土地科学, 2011, 25 (10): 19-26.
- [8] 梁流涛, 许立民. 生计资本与农户的土地利用效率 [J]. 中国人口. 资源与环境, 2013, 23 (3): 63-69.
- [9] 吴九兴. 土地利用政策: 市场效率与社会效率——以建设用地为例 [J]. 经济体制改革, 2010, 27 (5): 12-17.
- [10] 梁流涛, 赵庆良, 陈聪. 中国城市土地利用效率空间分异特征及优化路径分析——基于 287 个地级以上城市的实证研究 [J]. 中国土地科学, 2013, 27 (7): 48-54.