

引用格式: 严思齐, 彭建超, 吴群. 中国工业土地利用效率收敛特征[J]. 资源科学, 2018, 40(6): 1163-1174. [Yan S Q, Peng J C, Wu Q. The convergence characteristics of industrial land use efficiency in China[J]. *Resources Science*, 2018, 40(6): 1163-1174.] DOI: 10.18402/resci.2018.06.07

中国工业土地利用效率收敛特征

严思齐, 彭建超, 吴群

(南京农业大学公共管理学院, 南京 210095)

摘要: 研究工业土地利用效率的收敛特征对于推动区域均衡发展、促进全域性的工业土地利用效率提升具有重要意义。本文在科学界定工业土地利用效率内涵的基础上, 基于随机前沿分析框架测度了中国大陆各省级行政区 2000—2015 年间的工业土地利用效率, 采用空间计量方法进行了 β 收敛分析和俱乐部收敛分析, 并考察了影响工业土地利用效率提升和稳态形成的因素。研究表明: ①工业土地利用效率存在着 β 收敛和 σ 收敛, 收敛速度为 0.143, 且地区间工业土地利用效率增长存在着显著的相互影响; ②经济发展水平、研发投入和对外开放水平等因素对工业土地利用效率的提升和稳态的形成具有显著影响; ③基于 Moran 散点图的探索性空间数据分析将各省级行政区划分为 HH 组、LL 组和 LH 组这 3 个区域组, 工业土地利用效率在各区域组内均存在着俱乐部收敛, 收敛速度分别为 0.289、0.149 和 0.196, 均快于中国大陆整体的收敛速度。

关键词: 工业土地利用效率; 收敛特征; 随机前沿生产函数; 空间计量模型; 中国

DOI: 10.18402/resci.2018.06.07

1 引言

中国目前正处于工业化快速发展阶段, 2000—2015 年间工业总产值的复合年均增长率达到 17.5%^[1]。在工业经济快速增长的同时, 也存在着资源利用方式粗放、利用效率低的问题, 并且这一问题在工业土地利用方面表现得尤为突出。2015 年中国城市工业用地面积为 10 298.65 km², 占城市建设用地面积的 19.9%^[2], 而在许多重点城市工业用地面积的占比则更高, 例如, 2015 年上海、苏州和宁波的工业用地面积占比分别为 25.1%、28.4% 和 36.6%。与此形成对比的是, 发达工业化国家主要城市的工业用地面积占比大多在 15% 以内^[3,4], 且容积率、产出强度等指标远高于中国城市的水平。在工业转型升级的背景下, 促进工业土地利用效率提升对于推动工业经济由规模速度型向质量效益型转变具有重要意义。中国幅员辽阔, 不同地区要素

禀赋、工业结构和发展水平差异很大, 势必导致工业土地利用效率存在着显著的地区间差距。这种差距是否随着时间的推移而缩小, 呈现出收敛特征? 是否存在落后地区对先进地区的“追赶效应”? 如果存在收敛, 收敛速度如何, 影响稳态形成的因素有哪些? 不同区域组之间的收敛速度是否存在着差异? 回答上述问题对于推动区域均衡发展、促进全域性的工业土地利用效率提升具有重要意义。

收敛分析是一种应用广泛的考察经济变量地区间差距动态演进规律的分析工具。该方法源自于新古典增长模型中对经济增长收敛性的考察^[5,6], 其后被应用于金融发展^[7]、创新效率^[8]、资源利用效率^[9]等诸多领域, 具体分析方法包括 β 收敛分析、 σ 收敛分析和俱乐部收敛分析等^[10,11]。近年来, 已有学者尝试对中国工业土地利用效率的收敛特征进行分

收稿日期: 2017-09-06, 修订日期: 2018-03-19

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(71603120); 南京农业大学中央高校基本科研业务费青年科技创新基金项目(KJQN201714); 国家自然科学基金面上项目(71673140)。

作者简介: 严思齐, 男, 山东济南人, 博士, 讲师, 主要研究方向为土地经济与政策。E-mail: yansiqi@njau.edu.cn

通讯作者: 吴群, E-mail: wsyq41@gmail.com

析。例如,罗能生等通过测度工业土地利用效率的变异系数,分析了全国和东、中、西部地区内部工业土地利用效率差距的变动趋势^[12];谢花林等基于SBM型数据包络分析模型和Malmquist指数分析了中国6个主要经济区工业土地利用效率的空间差异,并通过构建和估计计量模型进行了 β 收敛分析^[13];陈伟等基于数据包络分析模型测度了中国各省级行政区的工业土地利用效率,并分析了工业土地利用效率地区间差距的变动趋势^[14]。

虽然既有研究取得了一定进展,但仍存在着如下几方面的缺陷。一是工业土地利用效率测度的科学性、准确性方面存在着不足。部分学者采用简单的地均产出指标表征工业土地利用效率^[12],忽略了工业生产中的其他投入要素。其他一些学者虽然在全要素框架下进行分析,却并未分解出土地投入在产出增长中的单独效率贡献^[13],实质上测度出的是“考虑工业用地投入的工业生产效率”,而非真正意义上的工业土地利用效率。二是在进行 β 收敛分析时往往忽视了工业土地利用效率可能存在的空间相关性,从而可能产生计量模型估计偏误,进而影响分析结果的准确性。三是在进行俱乐部收敛分析时通常采用主观性较强的外生区域分组方法,存在着人为预设指标缺乏科学性、地理区划分组与经济特征分组不一致等缺陷。

有鉴于此,本文在科学界定工业土地利用效率内涵的基础上,基于随机前沿分析框架测度中国大陆各省级行政区的工业土地利用效率,采用空间计量方法进行 β 收敛分析和俱乐部收敛分析,考察影响工业土地利用效率提升和稳态形成的因素,并根据实证分析结果提出缩小地区间工业土地利用效率差距、促进落后地区向先进地区收敛的政策建议。

2 研究方法 with 数据来源

2.1 研究方法

2.1.1 工业土地利用效率的测度

既有研究主要采用二种方法测度工业土地利用效率:一是基于数据包络分析(Data Employment Analysis, DEA)的非参数方法,二是基于随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)的参数方法。非参数方法的问题在于,许多研究只是在传统的全要素框架下加入了土地投入,而并未分解出土

地投入在产出增长中的单独效率贡献。例如,基于CCR、BCC、DF、DDF等类型的DEA模型计算效率时,通常将工业用地存量作为一种投入变量加入到模型中,进而测度生产单元利用多要素实现产出最大化的能力和程度。在这种情况下测度出的效率值实质上是“考虑工业用地投入的工业生产效率”,而非真正意义上的工业土地利用效率。张少华等指出,通过对Russell型和SBM型DEA模型进行扩展,构建基于投入冗余的全要素生产率指数,可以将单个投入要素的利用效率从全要素框架下分离出来^[15,16],但目前这种方法的应用相对较少。参数方法的优点在于,通过对随机前沿生产函数的推导和估计,便于度量具有明确经济含义的单要素利用效率。此外,随机前沿分析在构造生产前沿面时可以有效分离随机因素的影响,进而减少由测量误差及其他随机性误差造成的估计偏误^[16]。

本研究借鉴Reinhard等提出的单要素利用效率定义及随机前沿分析框架下的测算方法^[17],来界定工业土地利用效率的内涵并分析其测度方法。工业土地利用效率最高的生产者具有这样的特征,即在维持产出水平和其他要素投入量不变的情况下,工业用地投入量最小。因而,工业土地利用效率可以定义为,在给定的产出水平和其他要素投入水平下,生产单元可能达到的最小工业用地投入量(也称为目标工业用地投入量)与实际工业用地投入量的比值:

$$LE = \frac{TLI}{ALI} \quad (1)$$

式中 LE 表示工业土地利用效率; TLI 和 ALI 分别表示目标工业用地投入量和实际工业用地投入量。由于 ALI 总是大于或者等于 TLI ,因而 LE 的取值在0和1之间。实际工业用地投入量与目标工业用地投入量越接近,工业土地利用效率越高。

在随机前沿分析框架下测度工业土地利用效率,首先需要确定随机前沿生产函数的函数形式。本研究采用超越对数生产函数,其原因主要包括两个方面:①与Cobb-Douglas生产函数和常替代弹性(Constant Elasticity of Substitution, CES)生产函数相比,超越对数函数能够更好地反映投入要素之间、投入要素与技术进步之间的相互作用关系^[18];②若选用Cobb-Douglas生产函数,由于所有投入要素

2018年6月

的产出弹性都是不变的,因而测算出的工业用地利用效率排名将与工业生产效率排名完全一致,仍然无法将工业用地利用效率从全要素框架下分离出来。采用投入要素产出弹性可变的超越对数函数,则可克服这一缺陷。超越对数随机前沿生产函数的具体形式为:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ij} + \beta_l \ln L_{it} \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln X_{ij} \ln X_{ik} \\ & + \sum_j \beta_{jl} \ln X_{ij} \ln L_{it} + \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln L_{it})^2 \\ & + V_{it} - U_i \end{aligned} \quad (2)$$

式中下标 i 和 t 分别表示省份和年份; Y_{it} 表示工业产出水平; X 表示除土地外的其他要素投入量,下标 j 和 k 是要素标志 ($j=1,2; k=1,2; \beta_{jk}=\beta_{kj}$), X_{it1} 和 X_{it2} 分别表示劳动力投入和资本投入; L_{it} 表示工业用地面积; V_{it} 为随机误差项,表示生产中不可控因素(如突发事件、自然灾害等)和测量误差的影响, V_{it} 服从 $N(0, \sigma_v^2)$; U_i 为非负随机变量,表示由技术非效率造成的实际生产点偏离生产前沿面的情况, U_i 服从 $N^+(\mu, \sigma_u^2)$ 。

保持公式(2)中产出水平和其他要素的投入水平不变,当不存在技术非效率($U_i=0$)时,工业用地投入量达到不存在冗余的最优水平:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ij} + \beta_l \ln L_{it}^F \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln X_{ij} \ln X_{ik} \\ & + \sum_j \beta_{jl} \ln X_{ij} \ln L_{it}^F + \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln L_{it}^F)^2 + V_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式中 L_{it}^F 即为在给定的产出水平和其他要素投入水平下,可能达到的最小工业用地投入量(即目标工业用地投入量)。

通过将公式(2)和公式(3)联立,进一步推导可以得出工业用地利用效率的参数表达式:

$$LE_{it} = \exp \left[(-\eta_{it} + \sqrt{\eta_{it}^2 - 2\beta_{ll} U_i}) / \beta_{ll} \right] \quad (4)$$

其中, η_{it} 表示工业用地的边际产出,其表达式为:

$$\eta_{it} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln L_{it}} = \beta_l + \sum_j \beta_{jl} \ln X_{ij} + \beta_{ll} \ln L_{it} \quad (5)$$

1) 当达到稳态时,各地区的发展水平和增长率均会趋于一致。

2.1.2 工业用地利用效率的收敛

由于经济活动存在着广泛的空间联系,采用空间计量方法进行收敛分析已经成为一种趋势^[7,8,10,11]。其基本做法是:首先检验空间自相关性,若存在空间自相关,则可通过构建和估计空间计量模型进行收敛检验。本部分主要分析介绍各类收敛定义及空间计量框架下的实证检验方法。

(1) β 收敛。 β 收敛指的是落后地区比先进地区具有更高的增长率,即某一经济变量的增长率和该变量的初始水平之间存在着负相关关系^[10,19]。研究者大多通过构建和估计计量模型进行 β 收敛分析。由于最终的稳态¹⁾往往受到经济体结构特征的影响,因而通常在模型中加入相关控制变量进行条件 β 收敛检验^[8,9,20]。基于年度数据,条件 β 收敛模型可以表示为:

$$\ln \left(\frac{LE_{it}}{LE_{it-1}} \right) = \alpha + \beta \ln(LE_{it-1}) + \gamma X + c_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中 LE_{it} 和 LE_{it-1} 分别表示 i 地区第 t 年和第 $t-1$ 年的工业用地利用效率; X 表示一组影响稳态的控制变量, γ 表示控制变量的影响系数; c_i 和 η_t 分别表示不随时间变化的地区效应和不随地区变化的时间效应; ε_{it} 表示误差项。若 β 的估计值为负且在统计上显著,则表明工业用地利用效率的增长率与其初始水平之间存在着负相关关系,即存在条件 β 收敛,而收敛速度为 $b = -\ln(1 + T\beta)/T$ (T 为时间跨度,使用年度数据时取 1),收敛的半衰期(与稳态的差距缩小一半所需经历的时间)为 $\tau = -\ln(2)/\ln(1 + \beta)$ ^[21]。

值得注意的是,由于技术和知识的扩散、区域间的要素流动^[21],以及相邻地区政府在土地利用政策制定方面的策略互动行为,工业用地利用效率可能存在着显著的空间相关性。如若忽视这种空间效应,可能导致估计偏误,进而影响 β 收敛分析的准确性。因而在回归分析前,应首先检验工业用地利用效率是否存在空间自相关性,而 Moran's I 指数是一种应用广泛的检验方法。若 Moran's I 指数的测算结果表明工业用地利用效率存在着显著的空间自相关性,则应采用空间计量方法进行 β 收敛检验,实证分析中通常考虑如下 2 种空间计量模型^[7,8,21]:

① 空间滞后模型:

$$\ln\left(\frac{LE_{it}}{LE_{i,t-1}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{LE_{it}}{LE_{i,t-1}}\right) + \beta \ln(LE_{i,t-1}) + \gamma X + c_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中 ρ 为空间自回归系数,用来衡量地区间工业用地利用效率增长的相互影响。

② 空间误差模型:

$$\ln\left(\frac{LE_{it}}{LE_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln(LE_{i,t-1}) + \gamma X + c_i + \eta_t + \mu_{it}, \mu_{it} = \lambda W \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中 λ 为空间误差系数,用来衡量误差项的空间相关程度。Elhorst分析了基于拉格朗日乘数(Lagrange Multiplier, LM)检验的空间面板计量模型选择策略:若空间滞后效应LM检验统计量(或空间滞后效应稳健LM检验统计量)较之空间误差效应LM检验统计量(或空间误差效应稳健LM检验统计量)更加显著,则应选择空间滞后模型;反之,则应选择空间误差模型^[22]。

(2) σ 收敛。 σ 收敛指的是某一经济变量的地区间差距随着时间的推移而缩小^[19]。 β 收敛和 σ 收敛存在着紧密的联系。Sala-i-Martin及Young等证明, β 收敛是 σ 收敛的必要条件,因为只有在增长率存在差异的情况下,落后地区才有可能追赶上先进地区;但 β 收敛并非 σ 收敛的充分条件,因为地区间差距是否缩小还会受到随机冲击(random shocks)的影响^[6,23]。研究者通常通过测度经济变量的变异系数进行 σ 收敛分析^[19,24,25]:

$$CV_t = \frac{\sigma_t^{LE}}{\overline{LE}_t} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (LE_{it} - \overline{LE}_t)^2 / \overline{LE}_t} \quad (9)$$

式中 CV_t 表示第 t 年工业土地利用效率的变异系数; σ_t^{LE} 和 \overline{LE}_t 分别表示第 t 年工业土地利用效率的标准差和平均值。

(3)俱乐部收敛。俱乐部收敛侧重于考察不同区域组之间收敛特征的差异性,认为初始条件和结构特征相似且空间上相邻的一组区域可能形成收敛俱乐部^[26],而各收敛俱乐部具有不同的收敛速度。俱乐部收敛分析的第一步是进行区域分组。相较于外生区域分组方法,内生区域分组方法能够有效克服人为预设指标存在主观性、地理区域划分与经济特征分组不一致等缺陷,具有更强的科学性。内生区域分组方法又包括探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA)、分类

回归树分析(Classification and Regression Tree Analysis, CARTA)、聚类分析(Cluster Analysis, CA)等多种类型^[11,27],其中只有基于Moran散点图的探索性空间数据分析法充分考虑了空间效应^[11],而该方法在实证研究中也得到了广泛的应用。Moran散点图的横坐标和纵坐标分别表示观测值与其空间滞后,图中的4个象限分别对应于4种不同的局域空间相关模式:位于第I象限的HH组表示高值地区被其他高值地区围绕;位于第II象限的LH组表示低值地区被其他高值地区围绕;位于第III象限的LL组表示低值地区被其他低值地区围绕;位于第IV象限的HL组表示高值地区被其他低值地区围绕。Moran散点图回归线的斜率即为Moran's I指数。在利用Moran散点图进行区域分组后,可以采用前述的方法考察各收敛俱乐部内部的收敛特征。

2.2 变量选择和数据来源

2.2.1 工业投入产出指标选择和数据来源

本文以2000—2015年为研究期,以中国大陆的30个省级行政区作为数据观测单元。需要说明的是,由于数据获取困难,本次研究不包括香港、台湾、澳门和西藏。与前人的研究相比,本文在投入要素的选取上既考虑了土地投入,也考虑了劳动力和资本投入,并借助随机前沿生产函数的推导将工业土地利用效率从全要素框架下分离出来。采用工业总产值度量工业产出水平,分别利用工业行业城镇单位从业人员数和工业用地面积衡量劳动力投入水平和土地投入水平。参考张海洋和姚志毅等的方法,采用工业部门固定资产净值度量资本投入水平(即工业行业资本存量)^[28,29]。分别采用分地区工业生产者出厂价格指数和固定资产投资价格指数将工业总产值和工业部门固定资产净值折算为2000年不变价。工业总产值、工业行业城镇单位从业人员数和工业部门固定资产净值数据来源于历年的《中国城市统计年鉴》^[1],工业用地面积数据来源于历年的《中国城市建设统计年鉴》^[2],分地区工业生产者出厂价格指数和固定资产投资价格指数来源于历年的《中国统计年鉴》^[30]。

2.2.2 条件 β 收敛检验的控制变量选择和数据来源

实证研究中通常选取研究对象的相关影响因素作为条件 β 收敛检验中关涉稳态的控制变量^[8,20,24]。通过对既有研究的梳理^[14,31],影响工业土地利用效

2018年6月

率的因素主要包括如下几个方面:

(1)地区经济发展水平。地区经济发展水平越高,各类生产要素的利用效率通常也越高。

(2)高技术产业占比。高技术企业具有产品附加值高、单位面积土地产出高的特征,因而高技术产业占比的提升有助于提高区域整体的工业用地利用效率。

(3)研发投入水平。研发投入的增加有助于促进企业的技术创新、提升行业的技术水平,进而推动工业用地利用效率的提高。

(4)外资(含港澳台资)企业产值占比。外资企业通常具有较高的技术和管理水平,其工业用地利用效率往往也较高。

(5)土地市场规范程度。土地市场规范程度越高、市场秩序越好,越有利于通过市场机制提高土地资源的配置和利用效率。

地区经济发展水平用人均地区生产总值(*pcgdp*)来度量,高技术产业占比(*htratio*)用高技术产业主营业务收入占地区工业企业主营业务收入的比重来表示。研发投入水平(*rad*)用R&D经费占主营业务收入的比重来衡量,外资企业产值占比(*fratio*)用外资企业工业总产值占地区工业总产值的比重来表示。参考赵爱栋等的研究,采用土地违法案件涉及土地面积占行政辖区面积的比重来逆向反映土地市场规范程度(*illegal*)^[31]。该数值越小,表明目标地区土地违法现象越少,土地市场规范程度越高。相关数据来源于历年的《中国统计年鉴》^[30]《中国城市统计年鉴》^[1]《中国高技术产业统计年鉴》^[32]《中国科技统计年鉴》^[33]和《中国国土资源统计年鉴》^[34]。

3 结果及分析

3.1 工业用地利用效率的测算结果与演进趋势

本文采用Stata14.0软件估计随机前沿生产函数,估计结果如表1所示。 γ 表示技术非效率的方差占总方差的比例($\gamma = \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_{\mu}^2)$),其值为0.900,并且在1%的统计水平上显著,表明工业生产过程中存在着显著的效率损失,因而采用随机前沿模型是合适的。利用随机前沿生产函数参数估计结果和要素投入量的观测值,基于公式(4)和公式(5)测算出2000—2015年各省级行政区各年份的工业用地利用效率,典型年份的测算结果如表2所示。从空

表1 随机前沿生产函数参数估计结果

Table 1 The parameter estimation results of stochastic frontier production function

待估参数	估计值	标准误	待估参数	估计值	标准误
β_1	0.210	0.620	β_{1l}	-0.021	0.043
β_2	2.482***	0.681	β_{12}	0.028	0.099
β_l	-1.819***	0.646	β_{1l}	0.031	0.064
β_{11}	-0.055	0.086	β_{2l}	0.119***	0.048
β_{22}	-0.160***	0.056	σ_v^2	0.021***	0.001
γ	0.900***	0.040	σ_{μ}^2	0.188**	0.083

注:下标1、2、*l*分别对应于劳动力、资本和土地投入,下标11、22、*ll*分别对应于劳动力、资本和土地投入的平方项;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

表2 2000—2015年典型年份中国大陆各省级行政区的工业用地利用效率

Table 2 Industrial land use efficiency in various provincial-level administrative divisions in mainland China in selected years from 2000 to 2015

	2000年	2005年	2010年	2015年
北京	0.853	0.856	0.864	0.866
天津	0.982	0.982	0.983	0.984
河北	0.705	0.716	0.732	0.740
山西	0.514	0.526	0.547	0.562
内蒙古	0.652	0.673	0.698	0.709
辽宁	0.760	0.765	0.776	0.776
吉林	0.794	0.797	0.808	0.816
黑龙江	0.570	0.580	0.596	0.600
上海	0.893	0.893	0.896	0.897
江苏	0.922	0.925	0.930	0.933
浙江	0.952	0.956	0.958	0.960
安徽	0.707	0.719	0.742	0.753
福建	0.885	0.889	0.897	0.899
江西	0.691	0.694	0.721	0.737
山东	0.863	0.868	0.876	0.879
河南	0.665	0.670	0.688	0.702
湖北	0.723	0.739	0.749	0.753
湖南	0.760	0.762	0.782	0.788
广东	0.969	0.970	0.972	0.973
广西	0.708	0.719	0.743	0.753
海南	0.639	0.648	0.661	0.682
重庆	0.804	0.803	0.823	0.837
四川	0.776	0.777	0.793	0.798
贵州	0.577	0.578	0.588	0.601
云南	0.763	0.762	0.774	0.789
陕西	0.652	0.649	0.669	0.694
甘肃	0.595	0.611	0.631	0.651
青海	0.429	0.416	0.466	0.510
宁夏	0.472	0.497	0.531	0.540
新疆	0.556	0.596	0.621	0.631
全国平均	0.728	0.734	0.750	0.760

间维度上看,工业土地利用效率存在着显著的地区差异,东部省份的效率水平明显高于中西部省份。从时间维度上看,各省份和全国平均的效率水平均呈现逐渐上升趋势。

进一步采用核密度分布图对工业土地利用效率的演进趋势进行描述,结果如图1所示。在样本期内核密度分布曲线的中心逐渐向右移动,表明工业土地利用效率的总体水平不断提高。分布曲线的波峰逐渐变得陡峭,变化区间逐步缩小,说明工业土地利用效率的地区间差距存在着减小的趋势,有必要对此进行更加规范的收敛分析。

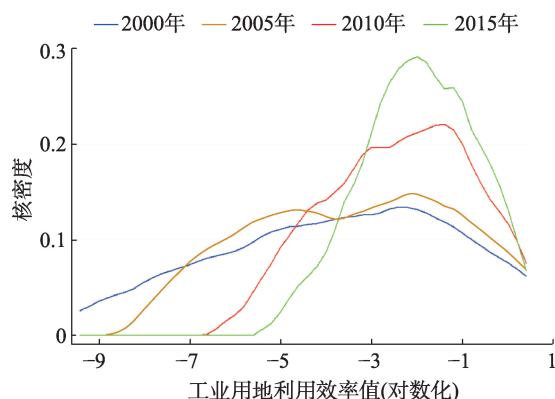


图1 2000—2015年间中国大陆工业土地利用效率核密度分布

Figure 1 The kernel density estimation for the industrial land use efficiency in mainland China from 2000 to 2015

3.2 工业土地利用效率的收敛分析

3.2.1 β 收敛分析

在进行 β 收敛分析前,使用Geoda软件,通过计算Moran's I指数检验工业土地利用效率是否存在空间自相关性。本文基于Queen邻接标准原则,构建基于地理邻近的二进制空间权重矩阵。如果区域*i*与区域*j*有共同的边界,则 $w_{ij}=1$;反之,则 $w_{ij}=0$ (w_{ij} 为空间权重矩阵*W*的(*i*,*j*)元素)。Moran's I指数的测算结果(参见表3)表明,工业土地利用效率存在着显著的的正的空间自相关性,因而各地区并不是相互独立发展的封闭经济体,应采用空间计量方法进行 β 收敛分析。

本文采用MATLAB(R2010b)软件进行空间计量分析,空间面板计量模型选择的相关检验结果如表4所示。从表中可以看出,空间滞后效应LM检验统计量和空间误差效应LM检验统计量均显著,

表3 2000—2015年间中国大陆工业土地利用效率空间自相关性检验结果

Table 3 The results of the test for spatial autocorrelation in industrial land use efficiency in mainland China from 2000 to 2015

年份	Moran's I	Z值	P值	年份	Moran's I	Z值	P值
2000	0.214	2.178	0.027	2008	0.268	2.593	0.012
2001	0.216	2.313	0.022	2009	0.297	2.846	0.010
2002	0.217	2.236	0.031	2010	0.303	3.048	0.007
2003	0.218	2.335	0.024	2011	0.291	2.748	0.013
2004	0.212	2.178	0.025	2012	0.305	2.841	0.010
2005	0.243	2.394	0.023	2013	0.299	3.035	0.009
2006	0.257	2.432	0.021	2014	0.288	2.781	0.013
2007	0.262	2.558	0.021	2015	0.308	3.088	0.006

表4 空间面板计量模型选择相关检验结果(全样本)

Table 4 The results of the test for the selection of spatial panel data models (full sample)

检验	统计量	P值
空间滞后效应LM检验	16.857	0.000
空间滞后效应稳健LM检验	5.268	0.022
空间误差效应LM检验	12.909	0.000
空间误差效应稳健LM检验	1.319	0.251

但空间滞后效应稳健LM检验统计量显著而空间误差效应稳健LM检验统计量不显著,因而应选择空间滞后模型进行 β 收敛分析。根据Hausman检验的结果(检验值为10.072,自由度为3,P值为0.018),应采用固定效应模型。回归结果(参见表5)显示,在不同时空效应下, β 系数均为负且在1%的统计水平上显著,表明样本期内中国大陆工业土地利用效率存在着 β 收敛。根据时空固定效应下的估计结果,收敛速度为0.143。空间自回归系数 ρ 在大多数模型中具有统计显著性,表明地区间工业土地利用效率增长存在着显著的相互影响。控制变量中,人均地区生产总值变量的系数为正且在10%的统计水平上显著,表明经济发展水平的提高促进了工业土地利用效率的提升,相应地地区间经济发展差距的缩小会促进工业土地利用效率的收敛。自21世纪初以来,国家相继实施了西部大开发、振兴东北地区等老工业基地、促进中部地区崛起等一系列区域协调发展战略,逐步形成地区间相互促进、共同发展的新格局。近年来,许多中西部省份的GDP增速超过了东部省份,在拉近经济发展差距的同时为工业土地利用效率的收敛创造了基础。R&D经费

2018年6月

表5 条件 β 收敛检验的空间计量模型估计结果Table 5 The estimation results of spatial econometric models of the test for conditional β convergence

回归系数	时间固定效应	空间固定效应	时空固定效应	时空固定效应(纠偏)
α	-1.215 (-0.905)	-2.179* (-1.601)	-2.410 (-1.598)	-2.407 (-1.595)
β	-0.060*** (-7.395)	-0.105*** (-4.722)	-0.133*** (-5.492)	-0.133*** (-5.493)
ρ	0.152** (2.290)	0.039 (0.593)	0.160** (2.381)	0.156** (2.320)
$pcgdp$	1.402 (1.177)	2.002* (1.690)	2.199* (1.649)	2.196* (1.647)
$htratio$	0.067 (0.364)	0.079 (0.423)	0.010 (0.056)	0.011 (0.061)
rad	0.488*** (2.454)	0.520*** (3.413)	0.451** (2.312)	0.451** (2.313)
$fratio$	0.816*** (6.392)	0.914*** (6.846)	0.844*** (6.699)	0.844*** (6.702)
$illegal$	-0.039 (-1.720)	-0.046 (-2.003)	-0.050 (-2.251)	-0.050 (-2.250)
收敛速度	0.062	0.111	0.143	0.143
corr-squared	0.183	0.153	0.167	0.167
σ^2	0.496	0.541	0.460	0.460
log-likelihood	-458.504	-468.982	-449.441	-449.441

注:括号内为t检验值;表中第4列数据是根据Lee等的纠偏方法^[35]得到的时空固定效应下的估计结果;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

占比变量和外资企业产值占比变量的系数为正且在1%或5%的统计水平上显著,表明研发投入水平和对外开放水平的提高对工业用地利用效率的提升产生了正向影响,这些方面地区间差距的缩小相应也会促进工业用地利用效率的收敛。随着经济发展方式的转变和创新驱动发展战略的实施,技术进步对经济增长的促进作用日益凸显,无论是东部地区还是中西部地区均加大了R&D经费投入、财政科技支出的力度,成为工业用地利用效率收敛的重要原因。对外开放方面,在坚持全方位对外开放思想的指导下,中国逐渐形成了东中西部齐头并进、沿海与内陆兼顾的开放格局(多个自由贸易试验区、国家级新区落户中西部地区),促进了工业用地利用效率的收敛。

3.2.2 σ 收敛分析

图2显示了2000—2015年间中国大陆工业用地利用效率变异系数的变动情况。从图中可以看出,样本期内工业用地利用效率的变异系数总体呈现下降趋势,表明工业用地利用效率存在着 σ 收

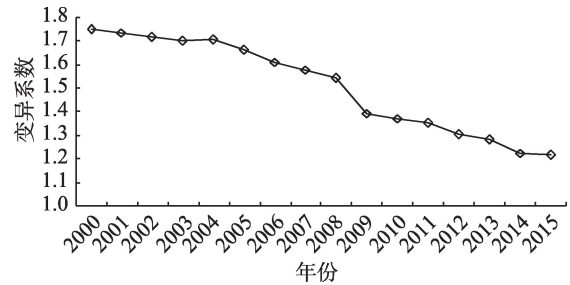


图2 2000—2015年间中国大陆工业用地利用效率变异系数的变动情况

Figure 2 The change in coefficient of variation of industrial land use efficiency in mainland China from 2000 to 2015

敛。经济发展、研发投入加大和对外开放水平提高等因素不但促使落后地区比先进地区具有更高的工业用地利用效率增长率,而且使得地区间的工业用地利用效率差距随着时间的推移而缩小。进一步观察可以看出,工业用地利用效率地区间差距的缩小速率在不同时期有所不同:2000—2004年间,工业用地利用效率的变异系数由1.748较缓慢地下降至1.703;2004—2009年间则出现了较为快速地下降,由1.703降至1.393;2009—2015年间,工业用地利用效率的变异系数又呈现出缓慢下降的趋势,由1.393降至1.217。

3.2.3 俱乐部收敛分析

图3和表6分别显示了典型年份中国大陆工业用地利用效率的Moran散点图和区域分组结果(图3中的a、b、c、d这4幅子图分别对应于2000年、2005年、2010年和2015年)。样本期内大多数省级行政区分布在HH组和LL组(分别位于Moran散点图的第I、Ⅲ象限),且区域分组结果在时间上具有高度稳定性。将样本期内始终位于某一象限的省级行政区归入相应的区域组,并考虑地理空间上的临近性,确定出最终的俱乐部分组。其中,HH组包括山东、江苏、上海、浙江和福建;LL组包括辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河南、山西、陕西、湖北、四川、贵州、云南、宁夏、甘肃、青海和新疆;LH组包括安徽、江西、湖南、广西。由于样本期内各年份均只有1~2个省级行政区位于Moran散点图的第Ⅳ象限,因而最终未考虑HL组。根据前述的空间面板计量模型选择策略及相关检验结果(参见表7,见第1171页),确定出适合分析各俱乐部内部收敛特征的空间计

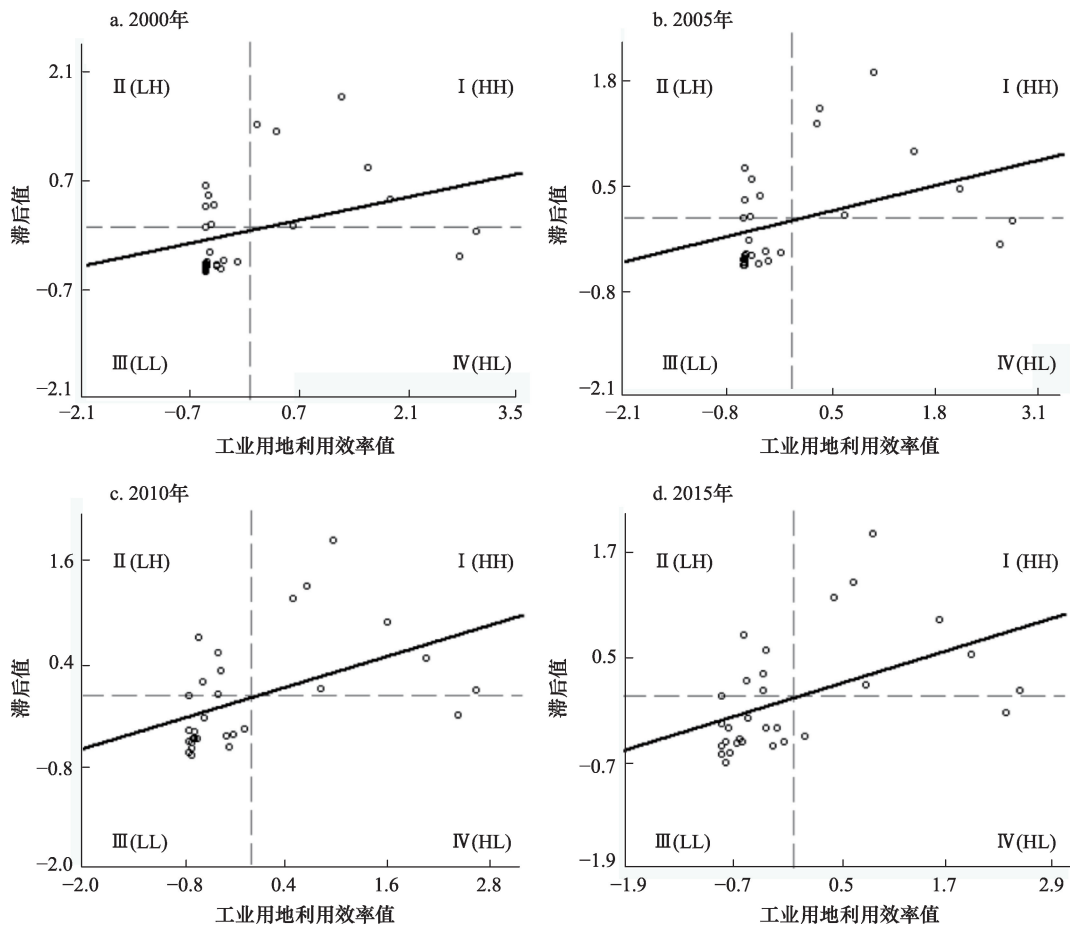


图3 2000—2015年中国大陆各省典型年份工业用地利用效率的Moran散点图

Figure 3 The Moran scatter plots of industrial land use efficiency of provinces of China from 2000 to 2015 in selected years

注: Moran散点图中的横坐标值相对于标准差进行了标准化。

表6 2000—2015年中国大陆各省典型年份工业用地利用效率的区域分组结果

Table 6 The results of regional classification of industrial land use efficiency of various provinces of China from 2000 to 2015 in selected years

区域分组结果		区域分组结果	
2000年	HH组: 北京、山东、江苏、上海、浙江、福建	2010年	HH组: 北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建
	LH组: 河北、安徽、江西、湖南、广西		LH组: 河北、安徽、江西、湖南、广西
	LL组: 辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河南、山西、陕西、湖北、重庆、四川、贵州、云南、宁夏、甘肃、青海、新疆		LL组: 辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河南、山西、陕西、湖北、重庆、四川、贵州、云南、宁夏、甘肃、青海、新疆
	HL组: 天津、广东		HL组: 广东
2005年	HH组: 北京、山东、江苏、上海、浙江、福建	2015年	HH组: 北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建
	LH组: 河北、安徽、江西、湖南、广西		LH组: 河北、安徽、江西、湖南、广西
	LL组: 辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河南、山西、陕西、湖北、重庆、四川、贵州、云南、宁夏、甘肃、青海、新疆		LL组: 辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河南、山西、陕西、湖北、重庆、四川、贵州、云南、宁夏、甘肃、青海、新疆
	HL组: 天津、广东		HL组: 广东、重庆

量模型: HH组和LH组适合采用空间误差模型, 而LL组适合采用空间滞后模型。

俱乐部收敛检验的回归结果(参见表8)显示,

各区域组的 β 系数均为负且在统计上显著, 表明工业用地利用效率在各区域组内均存在着俱乐部收敛, 且各区域组的收敛速度均快于中国大陆整体的

2018年6月

表7 空间面板计量模型选择相关检验结果(子样本)

Table 7 The results of the test for the selection of spatial panel data models (subsample)

区域组	检验	统计量	P值
HH组	空间滞后效应LM检验	3.043	0.081
	空间滞后效应稳健LM检验	0.783	0.376
	空间误差效应LM检验	4.942	0.026
	空间误差效应稳健LM检验	2.683	0.101
LL组	空间滞后效应LM检验	5.763	0.016
	空间滞后效应稳健LM检验	6.813	0.009
	空间误差效应LM检验	2.815	0.093
LH组	空间误差效应稳健LM检验	3.865	0.049
	空间滞后效应LM检验	9.833	0.002
	空间滞后效应稳健LM检验	5.037	0.025
	空间误差效应LM检验	14.900	0.000
	空间误差效应稳健LM检验	10.105	0.001

收敛速度(HH组、LL组和LH组的收敛速度分别为0.289、0.149和0.196)。产生上述结果的原因在于,虽然各区域组内的收敛速度较快,但不同区域组之间在要素禀赋及对技术、人才、资本的吸引力上仍

存在着明显的差距、既有的发展格局并未被完全打破,导致落后区域组向先进区域组收敛的速度较慢,影响了中国大陆整体的收敛速度。为进一步推动工业用地利用效率的全域性提升,应注重促进落后区域组向先进区域组的收敛。此外,与全样本的回归结果基本一致,经济发展水平、工业结构(高技术产业占比)、研发投入水平和对外开放水平等因素对工业用地利用效率的提升和稳态的形成具有显著影响。

4 结论与政策启示

4.1 结论

本文在科学界定工业用地利用效率内涵的基础上,基于随机前沿分析框架测度了中国大陆各省级行政区2000—2015年间的工业用地利用效率,采用空间计量方法进行了 β 收敛分析和俱乐部收敛分析,并考察了影响工业用地利用效率提升和稳态形成的因素。研究结果显示,工业用地利用效率的增长率与其初始水平呈显著负相关关系,表明工业用

表8 俱乐部收敛检验的空间计量模型估计结果

Table 8 The estimation results of spatial econometric models of the test for club convergence

回归系数	HH组		LL组		LH组	
	时空固定效应	时空固定效应(纠偏)	时空固定效应	时空固定效应(纠偏)	时空固定效应	时空固定效应(纠偏)
α	-0.519*** (-2.770)	-0.519*** (-2.770)	-1.664 (-0.591)	-1.664 (-0.591)	-8.390*** (-2.746)	-8.390*** (-2.746)
β	-0.251*** (-7.013)	-0.251*** (-7.013)	-0.138*** (-4.421)	-0.138*** (-4.421)	-0.178** (-2.290)	-0.178** (-2.290)
ρ	-	-	-0.206*** (-2.453)	-0.206*** (-2.453)	-	-
λ	-0.278*** (-2.547)	-0.277*** (-2.547)	-	-	-0.236** (-2.265)	-0.236** (-2.265)
$pcgdp$	0.155*** (3.276)	0.156*** (2.769)	1.455 (0.580)	1.455 (0.580)	5.042** (2.340)	5.042** (2.340)
$htratio$	0.105* (1.876)	0.105* (1.876)	0.028 (0.119)	0.028 (0.119)	1.618* (1.805)	1.618* (1.805)
rad	0.027 (0.785)	0.027 (0.785)	0.636*** (2.447)	0.636*** (2.447)	0.677** (2.213)	0.677** (2.213)
$fratio$	0.020 (0.255)	0.020 (0.255)	1.078*** (6.474)	1.078*** (6.474)	0.088 (0.292)	0.088 (0.292)
$llegal$	0.007 (1.318)	0.007 (1.318)	-0.053 (-1.732)	-0.053 (-1.733)	-0.022 (-0.343)	-0.022 (-0.343)
收敛速度	0.289	0.289	0.149	0.149	0.196	0.196
corr-squared	0.373	0.373	0.213	0.213	0.193	0.193
σ^2	0.001	0.001	0.652	0.652	0.346	0.346
log-likelihood	171.464	171.464	-308.685	-308.685	-34.223	-34.223

注:括号内为t检验值;表中第2、4、6列数据是根据Lee等的纠偏方法^[35]得到的时空固定效应下的估计结果;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

地利用效率存在着 β 收敛,收敛速度为0.143,且地区间工业用地利用效率增长存在着显著的相互影响。经济发展水平、研发投入和对外开放水平、工业结构等因素对工业用地利用效率的提升和稳态的形成具有显著影响。样本期内工业用地利用效率的变异系数呈现下降趋势,表明工业用地利用效率亦存在着 σ 收敛。基于Moran散点图的探索性空间数据分析将各省级行政区划分为HH组、LL组和LH组这3个区域组,工业用地利用效率在各区域组内均存在着俱乐部收敛,收敛速度分别为0.289、0.149和0.196,均快于中国大陆整体的收敛速度。

4.2 政策启示

根据实证分析的结论,本文提出如下政策建议:

(1)由于实证分析表明研发投入水平是工业用地利用效率的重要影响因素,因而为提升相对落后地区的工业用地利用效率,应加大财政科技支出和研发投入力度。相对落后地区地方政府应进一步增加用于基础研究、应用研究、技术研发等方面的公共支出,并充分利用研发补贴、研发费用税前抵扣等财税激励政策促进企业开展研发活动。

(2)由于实证分析表明对外开放水平的提高对工业用地利用效率的提升具有正向影响,因而应采取多种措施提升相对落后地区的对外开放水平,促进工业用地利用效率收敛。相对落后地区应进一步改善外商投资环境,并注重培育本地配套企业并提高其技术吸收能力,以便充分发挥外资的技术溢出效应,促进工业用地利用效率的提升。

(3)由于实证分析表明高技术产业占比的提高有利于促进工业用地利用效率的提升,因而应积极推动相对落后地区的产业转型升级。相对落后地区地方政府应采取差别化的财税政策和供地政策,促进本地区产业结构优化,推动产业发展动力由要素驱动型向效率驱动型和创新驱动型转变。

(4)由于实证分析表明工业用地利用技术和行为存在着空间相关性,因而应强化先进地区与相对落后地区的科技合作,以提升相对落后地区的工业用地利用效率。应加强先进地区对相对落后地区的科技援助,依托地区间科技合作项目进一步深化双方在人才引进培养、科技项目联合攻关等方面的合作,并注重减少市场壁垒,促进人才和技术的流动。

参考文献(References):

- [1] 中华人民共和国国家统计局城市社会经济调查司. 中国城市统计年鉴(2001-2016)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2016. [Department of Urban Surveys, National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China City Statistical Yearbook (2001-2016)[M]. Beijing: China Statistics Press, 2001-2016.]
- [2] 中华人民共和国住房和城乡建设部. 中国城市建设统计年鉴(2001-2015)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001-2016. [Ministry of Housing and Urban-Rural Development of the People's Republic of China. China Urban Construction Statistical Yearbook (2001-2015)[M]. Beijing: China Statistics Press, 2001-2016.]
- [3] 石忆邵, 彭志宏, 陈华杰, 等. 国际大都市建设用地变化特征、影响因素及对上海的启示[J]. 城市规划学刊, 2008, (6): 32-39. [Shi Y S, Peng Z H, Chen H J, et al. Features of land use change and impact factors of construction land of international metropolises and significances to Shanghai[J]. Urban Planning Forum, 2008, (6): 32-39.]
- [4] 唐健, 谭永忠, 徐小峰. 中国商住用地价格倒挂及其产生机理[J]. 中国土地科学, 2011, 25(1): 22-29. [Tang J, Tan Y Z, Xu X F. Study on the inversion between commercial and residential land prices in China and its forming mechanism[J]. China Land Science, 2011, 25(1): 22-29.]
- [5] Barro R J, Sala-i-Martin X X. Convergence[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(2): 223-251.
- [6] Sala-i-Martin X X. Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence[J]. European Economic Review, 1996, 40(6): 1325-1352.
- [7] 王昱, 王昊, 成力为. 中国区域金融发展的动态内生俱乐部收敛分析[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2017, 38(1): 52-60. [Wang Y, Wang H, Cheng L W. The analysis of dynamic endogenous club convergence in Chinese regional financial development[J]. Journal of Dalian University of Technology (Social Sciences), 2017, 38(1): 52-60.]
- [8] 马大来, 陈仲常, 王玲. 中国区域创新效率的收敛性研究: 基于空间经济学视角[J]. 管理工程学报, 2017, 31(1): 71-78. [Ma D L, Chen Z C, Wang L. Research on convergence of regional innovation efficiency in China: based on the perspective of spatial econometric[J]. Journal of Industrial Engineering/Engineering Management, 2017, 31(1): 71-78.]
- [9] 臧正, 邹欣庆. 中国大陆水资源强度的收敛特征检验: 基于省际面板数据的实证[J]. 自然资源学报, 2016, 31(6): 920-935. [Zang Z, Zou X Q. Test on convergence trait of water resource intensity in mainland China: an empirical research based on panel data at provincial level[J]. Journal of Natural Resources, 2016, 31(6): 920-935.]
- [10] 洪国志, 胡华颖, 李郁. 中国区域经济发展收敛的空间计量分析

2018年6月

- [J]. 地理学报, 2010, 65(12): 1548–1558. [Hong G Z, Hu H Y, Li H. Analysis of regional growth convergence with spatial econometrics in China [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(12): 1548–1558.]
- [11] 张伟丽, 覃成林, 李小建. 中国地市经济增长空间俱乐部趋同研究—兼与省份数据的比较[J]. 地理研究, 2011, 30(8): 1457–1470. [Zhang W L, Qin C L, Li X J. Study on spatial club convergence of prefectural economic growth: in comparison with provincial data [J]. *Geographical Research*, 2011, 30(8): 1457–1470.]
- [12] 罗能生, 彭郁. 中国城市工业用地利用效率时空差异及地方政府竞争影响[J]. 中国土地科学, 2016, 30(5): 62–70. [Luo N S, Peng Y. The space-time analysis of urban industrial land use and the effects of the local government competition in China[J]. *China Land Science*, 2016, 30(5): 62–70.]
- [13] 谢花林, 王伟, 姚冠荣, 等. 中国主要经济区城市工业用地效率的时空差异和收敛性分析[J]. 地理学报, 2015, 70(8): 1327–1338. [Xie H L, Wang W, Yao G R, *et al.* Spatial and temporal differences and convergence of China's main economic zones[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2015, 70(8): 1327–1338.]
- [14] 陈伟, 彭建超, 吴群. 中国省域工业用地利用效率时空差异及影响因素研究[J]. 资源科学, 2014, 36(10): 2046–2056. [Chen W, Peng J C, Wu Q. Spatial and temporal differences in industrial land use efficiency in China[J]. *Resources Science*, 2014, 36(10): 2046–2056.]
- [15] 张少华, 蒋伟杰. 基于 ISP 指数的中国能源生产率再测度与分解研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (6): 55–73. [Zhang S H, Jiang W J. Re-estimating and decomposing of energy productivity[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2014, (6): 55–73.]
- [16] 张少华, 蒋伟杰. 能源效率测度方法: 演变、争议与未来[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (7): 3–24. [Zhang S H, Jiang W J. Energy efficiency measures: comparative analysis[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2016, (7): 3–24.]
- [17] Reinhard S, Lovell C A K, Thijssen G. Econometric estimation of technical and environmental efficiency: an application to Dutch dairy farms[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1999, 81(1): 44–60.
- [18] 郑照宁, 刘德顺. 考虑资本—能源—劳动投入的中国超越对数生产函数[J]. 系统工程理论与实践, 2004, 24(5): 51–54. [Zheng Z N, Liu D S. China's trans-log production function using capital, energy and labor as input[J]. *Systems Engineering—Theory & Practice*, 2004, 24(5): 51–54.]
- [19] 田旭, 于晓华, 张晓恒. 中国粮食生产潜能分析: 一个基于“俱乐部收敛”的视点[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2016, 46(5): 112–128. [Tian X, Yu X H, Zhang X H. Grain output potential in China: a perspective from club convergence[J]. *Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences)*, 2016, 46(5): 112–128.]
- [20] Higgins M J, Levy D, Young A T. Growth and convergence across the United States: evidence from country-level data[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4): 671–681.
- [21] Dall'erba S. Productivity convergence and spatial dependence among Spanish regions[J]. *Journal of Geographical Systems*, 2005, 7(2): 207–227.
- [22] Elhorst J P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels[M]. Berlin: Springer, 2014.
- [23] Young A T, Higgins M J, Levy D. Sigma convergence versus beta convergence: evidence from US county-level data[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2008, 40(5): 1083–1093.
- [24] 张子龙, 薛冰, 陈兴鹏, 等. 中国工业环境效率及其空间差异的收敛性[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(2): 30–38. [Zhang Z L, Xue B, Chen X P, *et al.* Convergence in spatial difference of industrial environmental efficiency in China[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(2): 30–38.]
- [25] 郑文升, 姜玉培, 曾菊新, 等. 安徽省县域经济增长的空间相互作用与区域收敛分析[J]. 经济地理, 2016, 36(5): 40–45. [Zheng W S, Jiang Y P, Zeng J X, *et al.* Analysis of regional economic growth spatial interaction between counties, cities and regional convergence in Anhui province[J]. *Economic Geography*, 2016, 36(5): 40–45.]
- [26] 覃成林, 刘迎霞, 李超. 空间外溢与区域经济增长趋同—基于长江三角洲的案例分析[J]. 中国社会科学, 2012, (5): 76–94. [Qin C L, Liu Y X, Li C. Spatial spillover and the convergence of regional economic growth: a case study of the Yangtze River Delta [J]. *Social Sciences in China*, 2012, (5): 76–94.]
- [27] 覃成林, 张伟丽. 中国区域经济增长俱乐部趋同检验及因素分析—基于 CART 的区域分组和待检影响因素信息[J]. 管理世界, 2009, (3): 21–35. [Qin C L, Zhang W L. The test of the club convergence of regional economic growth in China and the analysis of affecting factors: Based on CART regional categorization and the information of affecting factors to be tested[J]. *Management World*, 2009, (3): 21–35.]
- [28] 张海洋. R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长[J]. 经济研究, 2005, (5): 107–117. [Zhang H Y. Two faces of R&D, activity of FDI and the growth of productivity of domestic manufacturing in China[J]. *Economic Research Journal*, 2005, (5): 107–117.]
- [29] 姚志毅, 张亚斌, 李德阳. 参与国际分工对中国技术进步和技术效率的长期均衡效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (6): 72–83. [Yao Z Y, Zhang Y B, Li D Y. To participate the international division of labor to the Chinese long-term balanced effect of technology advancement and the technical efficiency[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2010, (6): 72–83.]
- [30] 中华人民共和国国家统计局. 中国统计年鉴(2001–2016)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001–2016. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. *China Statistical Yearbook (2001–2016)*[M]. Beijing: China Statistics Press, 2001–2016.]
- [31] 赵爱栋, 马贤磊, 曲福田. 市场化改革能提高中国工业用地利用效率吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 118–126. [Zhao A D, Ma X L, Qu F T. Does market reform increase industrial land use efficiency in China?[J]. *China Population, Resources*

- and Environment*, 2016, 26(3): 118–126.]
- [32] 中华人民共和国国家统计局社会科技和文化产业统计司. 中国高技术产业统计年鉴(2001–2016)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001–2016. [Department of Social Science and Technology, and Cultural Statistics, National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Statistics Yearbook on High Technology Industry (2001–2016) [M]. Beijing: China Statistics Press, 2001–2016.]
- [33] 中华人民共和国国家统计局. 中国科技统计年鉴(2001–2016) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2001–2016. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Statistical Yearbook on Science and Technology (2001–2016) [M]. Beijing: China Statistics Press, 2001–2016.]
- [34] 中华人民共和国国土资源部. 中国国土资源统计年鉴(2001–2016)[M]. 北京: 地质出版社, 2001–2016. [The Ministry of Land and Resources of the People's Republic of China. China Land and Resources Statistical Yearbook (2001–2016)[M]. Beijing: Geological Publishing House, 2001–2016.]
- [35] Lee L, Yu J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2010, 154(2): 165–185.

The convergence characteristics of industrial land use efficiency in China

YAN Siqi, PENG Jianchao, WU Qun

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Examining the convergence characteristics of industrial land use efficiency is of great significance when promoting regional balanced development and increasing industrial land use efficiency in China. Based on the scientific definition of industrial land use efficiency, we measured industrial land use efficiency of various provincial-level administrative divisions in mainland China from 2000–2015 using a stochastic frontier analysis framework. We also conducted β convergence analysis and club convergence analysis using spatial econometric methods, and explored factors affecting improvements in industrial land use efficiency and formation of steady state. Since there is widespread spatial interaction of economic activities, it is more appropriate to conduct convergence analysis using spatial econometric methods than using traditional econometric methods. The results suggest that there is β convergence and σ convergence in industrial land use efficiency, and the convergence speed is 0.143. There is significant regional interaction in the growth of industrial land use efficiency. The level of economic development, level of research and development input and degree of openness has a significant impact on improvements in industrial land use efficiency and formation of steady state. The exploratory spatial data analysis based on Moran scatter plots categorizes various provincial-level administrative divisions into three regional groups: HH group, LL group and LH group. The HH group, LL group and LH group include 5 provincial-level administrative divisions, 15 provincial-level administrative divisions and 4 provincial-level administrative divisions, respectively. There is club convergence in industrial land use efficiency within each of the three regional groups. The convergence speed is 0.289, 0.149 and 0.196, respectively, which is higher than that of mainland China as a whole.

Key words: industrial land use efficiency; convergence characteristics; stochastic frontier production function; spatial econometric models; China