长三角城市生产率地区差异及收敛性研究[1]

孔令池[1,2] 高 波[1,3]

（1. 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心，江苏 南京 210093；

南京大学长江产业经济研究院，江苏 南京 210093；

3. 南京大学经济学院，江苏 南京 210093）

【摘 要】：长三角城市生产率收敛对经济增长收敛起着重要推动作用，关系到长三角一体化高质量发展大局。构建“测算—分解—空间分异—收敛识别”逐层递进的研究框架，揭示长三角城市生产率增长的阶段性特征、动态演化规律、区域差异及收敛特征。研究发现：2000～2018年，长三角全要素生产率驱动的城市集约型经济增长动力不足。从分解结果来看，长三角城市生产率的变化更多依靠的是技术效率提升的“水平效应”，缺乏技术进步的“增长效应”。长三角江浙皖三省城市生产率的总体差异呈现涨跌互现的波动情形，超变密度是总体差异的主要来源，但其贡献程度呈现稳中有降态势。当前长三角城市生产率还不具备典型的收敛特征。对于推动长三角一体化高质量发展和实现区域协调可持续发展具有独特的标杆价值和示范意义。

【关键词】：城市生产率；指数分解；区域差异；收敛；长三角一体化

【中图分类号】：F127 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1004-8227(2022)11-2393-11

【DOI】：10.11870/cjlyzyyhj202211006

面积约4%的地域，集中了全国约16%的常住人口以及近1/4的经济总量，长三角是引领我国经济高质量发展的重要示范区。近年来，面对国际上保护主义、单边主义抬头以及新冠疫情冲击，经济全球化遭遇逆流，长三角经济发展的外部环境发生了深刻变化，内部支撑条件也受到人口红利消退、劳动成本上升、资本回报率下降、资源环境约束加强等限制，以投资和出口为主的经济增长模式难以为继，迫切需要将发展方式从规模速度型粗放增长转向质量效率型集约增长。质量型增长的本质是全要素生产率驱动型经济，未来地区之间的竞争也将更多体现为全要素生产率之间的竞争。那么，长三角城市生产率增长的现状如何?呈现怎样的演化趋势?这正是本文试图回答的研究问题。

自1982年12月，国务院成立“上海经济区”以来，长三角区域经历了快速的一体化发展过程，但由于区域外延不断扩展，不同城市间资源禀赋、经济结构、发展方式等因素分化日益凸显，城市间的发展差距愈来愈明显，这给新时期长三角区域经济

[1] **【收稿日期】**：2021-11-25；**【修回日期】**：2022-01-20

【基金项目】：2020年度“南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心”暨“区域经济转型与管理变革协同创新中心”联合招标重大项目(CYD-2020004)；国家自然科学基金青年项目(72003087)

【作者简介】：孔令池(1990～)，男，助理研究员，主要研究方向为区域创新与可持续发展. E-mail: lingchi@nju.edu.cn

的协调发展带来了严峻的挑战。2020 年 8 月，习近平总书记在扎实推进长三角一体化发展座谈会上强调，一体化的一个重要目的是要解决区域发展不平衡问题，增强欠发达区域高质量发展动能，推动这些地区跟上长三角一体化高质量发展步伐。提高全要素生产率是推动经济高质量发展的关键，而创新基础、创新机制、创新体系与新旧动能转换的空间不平衡将加剧全要素生产率的地区差距，给区域协调发展带来新的压力和挑战[1]。因此，持续缩小长三角城市生产率地区差距，促使城市生产率空间收敛成为推动长三角高质量一体化发展的必要条件。那么，长三角城市生产率的区域差异究竟如何?差异来自于省内还是省际间?差异化发展是否存在某种收敛机制?

TFP 在解释地区经济发展差距方面具有非常重要的地位[2,3]。故而，从 TFP 收敛性的视角去揭示经济增长的收敛性得到广泛关注，形成了一批具有学术价值和应用参考价值的成果[4,5,6,7]。关于 TFP 收敛的影响因素，学者从生产率异质性企业的定位选择、企业竞争、产业集聚、经济外向度、环境因素、城市规模、城市蔓延、经济发展水平、财政能力、地方经济增长目标约束等展开研究[8,9,10,11,12]。针对长三角，张小蒂等[13]通过 1978～2003 年长三角地区产出与投入数据的回归分析，研究了长三角地区全要素生产率与索洛剩余的变化及其对经济增长的贡献。张学良[14]运用空间统计与空间计量的分析方法，根据长三角 132 个县市区的统计数据，进行了区域经济增长收敛性的实证研究。

尽管有关 TFP 的研究文献非常丰富，为相关研究提供了很好的经验借鉴，但也存在有待进一步探讨的问题，主要表现为：一是现有估算全要素生产率的研究主要针对全国或省域层面，涉及市域层面较少，考察特定区域的研究也相对较少，且从研究的时间尺度来看，从收敛角度研究长三角经济发展的地区差距问题，主要集中在改革开放到 2005 年之前，很少文献涉及 2008 年国际金融危机以来，难以从长期、动态视角识别长三角城市生产率增长的阶段性特征、增长源泉和演化规律。二是多数文献偏重于测算生产率及其要素投入对经济增长的贡献，比较地区间全要素生产率增长差异的文献并不多见且不够深入，并未对差异进行分解，也没有分析其收敛性，尚未建立“测算—分解—空间分异—收敛识别”逐层递进的研究框架，难以全景式的揭示与解释高质量发展背景下长三角区域一体化发展。

1 研究方法与数据来源

1.1 全要素生产率的测算方法

对全要素生产率的测算，在方法上主要有增长核算法、参数方法和非半参数方法多种，其经济意义和解释途径也不尽相同。目前，测算区域或行业层面 TFP 的主流方法是数据包络分析(DEA)和随机前沿分析(SFA),前者中的 Malmquist 指数近乎占据相关文献中的“半壁江山”。作为一种非参数估计方法，采用 DEA 计算时并不需要设定生产函数形式，而 Malmquist 指数又具备减少条件限制等特点，因而成为学者们的优选方法[15]。Malmquist 指数主要是将投入或产出距离函数作为定义 TFP 相对变化情况的依据。在考虑产生距离函数的情况下，设(xt,yt)和(xt+1,yt+1)分别为 t 期与 t+1 期的投入产出向量组合，Dtoot 和 Dt+1oot+1 为各期的产出距离函数，Malmquist 生产率指数(TFPMalmquist)可以定义为：

$$TFP_{\text{Malmquist}}^{t,t+1}=\left[\frac{D_o^t(x_{t+1},y_{t+1})}{D_o^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}\times\frac{D_o^t(x_t,y_t)}{D_o^{t+1}(x_t,y_t)}\right]^{\frac{1}{2}}\times\frac{D_o^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}{D_o^t(x_t,y_t)} \quad (1)$$

进一步地，采用径向距离的 Malmquist 指数可以分解为技术进步变化指数(TC)和技术效率变化指数(EC)。后者还可以进一步分解为规模效率变化指数(SEC)和纯技术效率变化指数(PEC)。可以用公式(2)表达为：

$$TFP_{\text{Malmquist}} = EC \times TC = PEC \times SEC \times TC \qquad (2)$$

1.2 Dagum 基尼系数及其分解

测算区域差距的方法较为常见的有基尼系数(Gini)、变异系数(GV)、泰尔指数(Theil)、综合熵指数(GE)、阿特金森指数(Atkinson)、最大最小值之比和方差等。为了有效解决地区差距的来源问题以及子样本间的交叉重叠问题[16],设定衡量长三角城市生产率的基尼系数公式为:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^{k}\sum_{h=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|E_{ji} - E_{hr}|}{2n^2\overline{E}} \qquad (3)$$

式中:G 是总体基尼系数;j、h 代表省份的个数;i、r 代表省内地级市的个数;k 代表省份的总数;n 代表地级市的总数;nj(nh)代表 j(h)省内的地级市个数;Eji(Ehr)代表第 j(h)省的地级市 i(r)的全要素生产率水平;$\overline{E}$代表全要素生产率水平的算术平均值。基尼系数越大,代表全要素生产率的空间差异程度越大。

进一步采用 Dagum 提出的基尼系数分解方法[17],将空间差异分解为 3 个部分:区域内差异的贡献 Gw、区域间差异的贡献 Gnb 和超变密度差异的贡献 Gt,它们之间的关系满足 G=Gw+Gnb+Gt。

地区 j 的基尼系数可表示为:

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_j}|E_{ji} - E_{jr}|}{2n^2\overline{E_j}} \qquad (4)$$

地区 j 和地区 h 之间的基尼系数可表示为:

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|E_{ji} - E_{hr}|}{n_j n_h(\overline{E_j} + \overline{E_h})} \qquad (5)$$

进一步定义如下变量:

$$p_j = \frac{n_j}{n} \quad (6)$$

$$s_j = \frac{n_j \overline{E_j}}{n \overline{E}} \quad (7)$$

$$d_{jh} = \int_0^{\infty} dF_j(E) \int_0^{E} F_j(E - x)\, dF_h(x) \quad (8)$$

$$p_{jh} = \int_0^{\infty} F_h(E) \int_0^{E} F_j(E - x)\, dF_j(x) \quad (9)$$

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (10)$$

式中：Djh 表示地区 j 和地区 h 之间全要素生产率增长的相对影响；Fj(Fh)表示第 j(h)个地区的累积分布函数；djh 表示地区间全要素生产率增长的差值，可以理解为地区 j 和 h 中所有的 Eji-Ehr>0 的样本值加总的数学期望；pjh 代表超变一阶矩，表示区域 j 和 h 中所有 Ehr -Eji>0 的样本值加总的数学期望。

综上，地区内差异 Gw、地区间差异 Gnb 和超变密度 Gt 可以表示为：

$$G_w = \sum_{j-1}^{k} G_{jj} p_j s_j \quad (11)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} D_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) \quad (12)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (1 - D_{jh}) (p_j s_h + p_h s_j) \quad (13)$$

1.3 收敛模型

收敛的概念来源于新古典主义经济学，它运用这一工具来分析地区间人均收入的差异。本文借鉴这一方法，对长三角城市生产率的差距进行收敛性分析。收敛通常有两种类型，即σ收敛和β收敛，β收敛还包括绝对收敛和条件收敛[18]。

1.3.1 σ收敛

根据公式(14),若变异系数(标准差与算术平均数的比值)随着时间的推移出现不断下降的趋势，则存在σ收敛，这意味着城市间全要素生产率差距在逐渐缩小。具体计算公式为：

$$\sigma_t = \frac{\sqrt{\left[\sum_{i=1}^{n}\left(\ln E_{it} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln E_{it}\right)^2\right]/n}}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln E_{it}} \quad (14)$$

1.3.2 β收敛

通过公式(15)可以观察到绝对β收敛的测量方法，意味着在其他因素不变的情况下，当系数β显著为负时，长三角城市的全要素生产率都收敛到同一的稳态，即全要素生产率低的城市相比全要素生产率高的城市具有较快的增长速度。通过公式(16)可以观察到条件β收敛的模型方程，意味着在绝对β收敛模型基础上增加若干控制变量，当系数β显著为负时，长三角城市生产率水平最终会收敛到各自的稳态水平。

$$\frac{1}{T}\ln(E_{i,t+T}/E_{i,t}) = \alpha_0 + \beta_0 \ln E_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$\frac{1}{T}\ln(E_{i,t+1}/E_{i,t}) = \alpha_1 + \beta_1 \ln E_{i,t} + \sum_{j=1}^{J}\gamma_j x_{i,t}^{j} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

式中：α0和α1为常数，i=1,…,n表示城市；E表示城市生产率；xji,ti,tj为第i个城市在t时间段内的第j个影响因素；t为研究时间段；εi,t为随机误差。因此，如果绝对或条件收敛系数显著为负(β<0),则绝对或条件正收敛存在。

内生增长理论认为经济变量收敛因地区或国家外部条件不同而存在差异。为此，在构建条件β收敛模型时，加入一系列控制变量。主要有：经济增长水平采用地区人均实际GDP衡量，且以2000年为不变价格测算。人力资本采用普通高等学校在校生数与城市年末总人口的比值加以衡量；基础设施采用国际互联网用户数加以衡量；政府科教投入采用科学和教育支出占地方财政一般预算内支出的比重加以衡量；对外开放度采用当年实际使用外资金额占地区生产总值的比重加以衡量；产业结构升级采用第三产业增加值占GDP比重加以衡量；金融发展采用年末金融机构各项贷款余额占地区生产总值的比重予以衡量。

1.4 数据来源与说明

无论选用何种方法计算，准确地设定投入和产出变量是测度TFP的重要环节。投入变量考虑资本存量和劳动力。前者采用确定基期资本后以固定资产投资作为续入并考虑折旧的永续盘存法进行测算，城市的固定资产投资按所在地区的省际固定资产投资价格指数进行平减，折旧率选用张军等设定的9.6%[19];后者选用全社会从业人员，即《中国城市统计年鉴》中的单位从业人员和私营个体从业人员之和，需要说明的是，对个别城市因统计口径造成的从业人员大幅波动的问题，以所在省份的统计年鉴相应数据进行修正。最后，以2000年不变价处理后的实际GDP作为产出变量，其中平减指数选用城市所在地区的省际GDP平减指数，未直接采用地级市GDP增长指数进行平减的原因是该数据无法处理行政区划调整带来的影响。

需要进一步说明的是城市基期资本存量如何确定，以及样本时间内发生的地级市间行政区划变动问题的处理方法。城市层面资本投入的历史数据缺失严重，造成资本存量的估计不像省际层面有着较为完备的策略，一些学者选用基年时城市 GDP 或固定资产投资占所属省份总量的占比与当年全省资本存量的乘积作为基年时城市的资本存量。显然，仅以一年的情况进行估计不够有效。本文借鉴黄群慧等的处理方法[17],选用更早于样本估计的基年(1999 年)的历史数据确定城市的基期资本存量。具体而言，以 1991 年为基期，城市层面的基期资本存量由所在地区的省际固定资本存量按当年该市占全省的全社会固定资产投资的比例来确定，当年省际资本存量采用了张军等测算的 2000 不变价数据[20]。

考虑样本城市在测算时期内发生了三次地级市间的行政区划变动，分别是 2011 年巢湖市撤销地级市建制分划到合肥市、芜湖市和马鞍山市；2015 年原属安庆市的枞阳县划分至铜陵市；2015 年原属六安市的寿县划分至淮南市，这些行政区划的变动对投入产出指标的原始统计数据均做了适当处理，以提升测算结果的准确性。考虑到名义 GDP、城市从业人数指标均会按照新的行政区域进行统计，故重点考虑受区划调整影响以上城市的资本存量变化。对于“三分巢湖”,首先按照前文叙述的资本存量计算方法测算巢湖市 2010 年的资本存量；之后，计算此前 5 年巢湖市下辖的居巢区、庐江县、无极县、和县和含山县的固定资产投资占全市的平均比重，以此作为将原巢湖市资本存量分别加至 2011 年合肥市(居巢区、庐江县)、芜湖市(无极县)和马鞍山市(和县、含山县)的资本存量之中的比例。对于 2015 年安徽省地级市行政区划两次调整，也按同样方法对相应的城市资本存量进行处理，但不同于“三分巢湖”,此两次行政区划变动还需要对原属地级市的资本存量做扣减。

上述变量的数据主要来自于 1991～2019 年《中国城市统计年鉴》,个别城市缺失数据通过查阅所在省份统计年鉴或 Wind 数据库尽量予以补全，其他无法获得的数据采用线性插值法逐一补全。因统计信息数据不完整，筛除掉了池州市，最终样本城市为上海市与江苏省、浙江省和安徽省的 39 个地级市，共计 40 个城市。

2 长三角城市生产率测算与分解结果

如下表 1 所示，整个样本期内长三角全要素生产率总体表现为下降趋势。从全要素生产率的分解结果来看，技术进步的年均增长率为 -2.1%,技术效率的年均增长率为 1.7%。其中，规模效率年均增长率为 1.3%,纯技术效率年均增长率为 0.5%。不难看出，长三角全要素生产率的变化更多依靠的是技术效率提升的“水平效应”,缺乏技术进步的“增长效应”。技术效率和技术进步二者之间的关系不是此消彼长，而应是互促互进，依靠单因素驱动的全要素生产率增长模式可能会造成增长的不稳定和不可持续。从表 1 可以看出，2016 年以前(除 2001 年),长三角全要素生产率的增长均是依靠单因素驱动。近两年来，技术进步与技术效率均表现为正增长，长三角全要素生产率增长实现了技术效率和技术进步的双因素驱动，推动长三角经济高质量发展步入“快车道”。

图 1 报告了 2000～2018 年长三角 40 个城市全要素生产率增长及分解的时空特征。从图 1a, 我们不难发现，整个样本期内绝大多数城市的 TFP 均呈现不同程度的下降。其中，上海 TFP 年均增长率最高(5.2%),宿州 TFP 年均增长率最低(-10.6%)。进一步观察，图 1b 显示技术进步出现显著下降，图 1c 显示大部分城市的技术效率在整个样本期内得到了显著改善，再次印证了长三角城市群全要素生产率的变化更多依靠的是技术效率提升的“水平效应”,缺乏技术进步的“增长效应”。从省级均值来看，江苏(-1.6%)、浙江(-2.2%)、安徽(-3.2%)的 TFP 平均增长率均呈现不同程度的下降，生产力始终远低于上海的前沿水平。

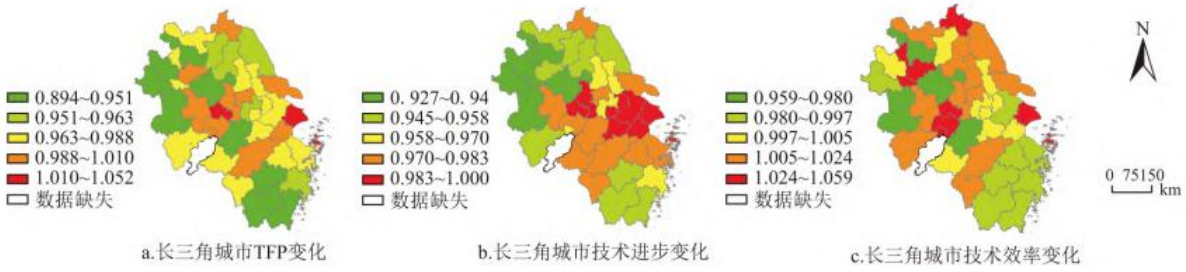
图 2 报告了江浙皖省内城市全要素生产率增长的时空特征。从江苏省内城市来看，苏南城市的全要素生产率增长总体优于苏中、苏北城市；从浙江省内城市来看，浙东北城市的全要素生产率增长总体优于浙西南城市；从安徽省内城市来看，皖南城市的全要素生产率增长总体优于皖北城市。综上，长三角江浙皖省内城市存在较为明显的生产率差异，有待进一步研究。

表 1 长三角 Malmquist TFP 指数及其分解　导出到 EXCEL

年份	TFP 变化	技术进步变化	技术效率变化		
			技术效率变化	规模效率变化	纯技术效率变化
2000	1.061	1.113	0.958	0.968	0.990
2001	1.031	1.026	1.007	1.003	1.005
2002	1.016	0.943	1.077	1.063	1.016
2003	0.918	0.793	1.156	1.073	1.082
2004	1.028	0.934	1.100	1.084	1.017
2005	0.955	0.944	1.012	0.996	1.016
2006	0.983	1.048	0.940	0.964	0.975
2007	1.033	0.950	1.086	1.077	1.010
2008	0.992	0.988	1.004	1.006	0.999
2009	0.984	0.981	1.002	1.005	0.998
2010	1.002	0.989	1.014	1.010	1.004

2011	0.994	0.965	1.031	1.010	1.021
2012	0.998	0.988	1.010	1.005	1.005
2013	0.930	0.951	0.979	1.013	0.967
2014	0.975	0.997	0.978	0.985	0.993
2015	0.995	0.994	1.001	0.997	1.005
2016	1.002	1.017	0.985	0.988	0.997
2017	1.004	1.003	1.001	1.008	0.993
2018	1.007	1.008	1.002	1.002	1.001
平均	0.995	0.979	1.017	1.013	1.005

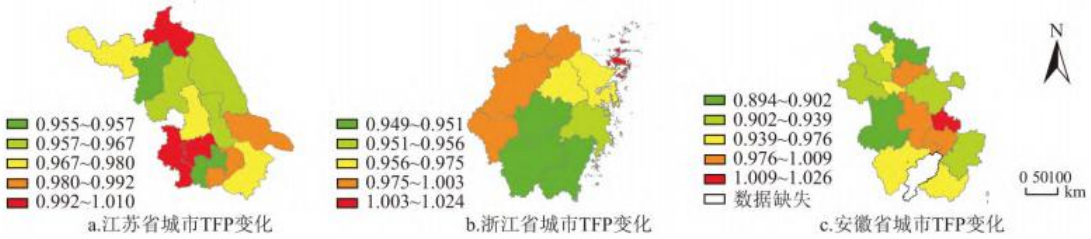
注：Malmquist TFP 指数是乘数型指数，故采用几何平均法进行动态平均数的计算.



注：同表 1.

图 1　长三角 40 个城市 Malmquist TFP 指数及其分解的时空特征

Fig. 1　Spatio-temporal characteristics of Malmquist TFP index and its decomposition in 40 cities in Yangtze River Delta



注：同表 1.

图 2　江浙皖省内城市 Malmquist TFP 指数的时空特征

Fig. 2　Spatio-temporal characteristics of Malmquist TFP index in Jiangsu, Zhejiang and Anhui Provinces

3 江浙皖城市生产率的区域差异分析

为了进一步量化长三角城市生产率总体及区域差异，运用 Dugum 基尼系数及其分解方法对江浙皖 2000～2018 年城市生产率进行测算和分解。需要说明的是，上海市作为中国直辖市，全要素生产率增长遥遥领先于长三角其他城市，且在统计学上，上海与江苏、浙江、安徽不在同一量级，加之 Dugum 基尼系数需要分析不同子群(子样本)对总体差异的影响。因而下文仅对江苏、浙江、安徽三省的总体差异、省内差异、省际间差异和超变密度进行测度。

3.1 总体差异

为了刻画长三角三省之间的总体差异，本文绘制了图 3。根据图 3,不难发现 2000～2018 年江浙皖三省全要素生产率的总体差异呈现涨跌互现的波动情形，仍然存在较为显著的空间非均衡特征。具体来看，2000～2002 年江浙皖三省的基尼系数呈现明显的下降趋势，2004～2012 年出现了一个有总体下降态势的波动期，这表明江浙皖城市生产率差异处于持续改善过程中。2013～2014、2015～2017 年总体基尼系数均有所上升，存在较为明显的扩大趋势。这意味着江浙皖不同城市在一定程度上获得了区域一体化发展的溢出效应，但江浙皖城市的经济高质量发展仍存在分化的可能。

3.2 省内差异

进一步绘制了样本期内江浙皖省内差异的演变趋势(图 4)。根据图 4,不难看出，无论基尼系数数值大小还是发展趋势，江浙皖全要素生产率的省内差异均存在较为明显的差距。从观测期内基尼系数走势来看，江苏省全要素生产率的基尼系数的整体下行趋势较为明显，虽然其中个别年份有一定波动，但并未改变省内差异缩小的总体特征。浙江省内差异演变趋势与江浙皖全

要素生产率总体差异类似。安徽基尼系数波动较为频繁。此外，我们进一步观察发现，2011 年以来，除个别年份，江浙皖全要素生产率的基尼系数走势曲线均未出现交叉，由上至下依次为安徽、浙江、江苏，可见安徽的区域内差异最为突出，其次是浙江，而江苏区域内差异最小。

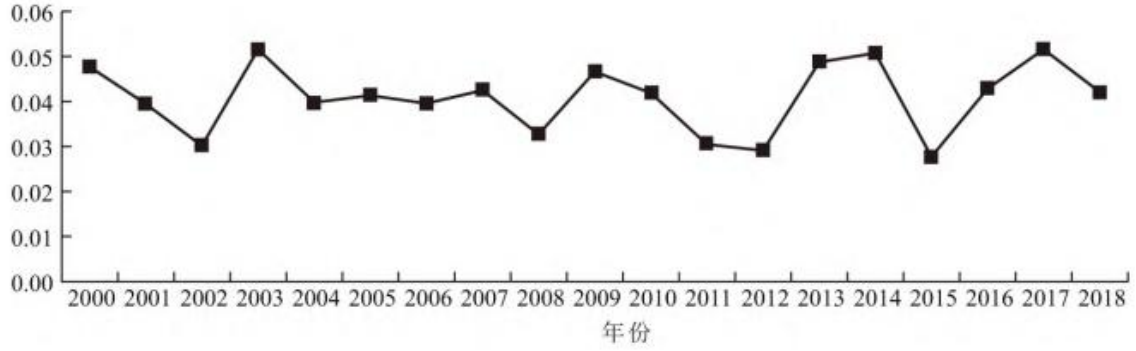


图 3　江浙皖全要素生产率的总体差异

Fig. 3　Overall difference of total factor productivity between Jiangsu, Zhejiang and Anhui Provinces

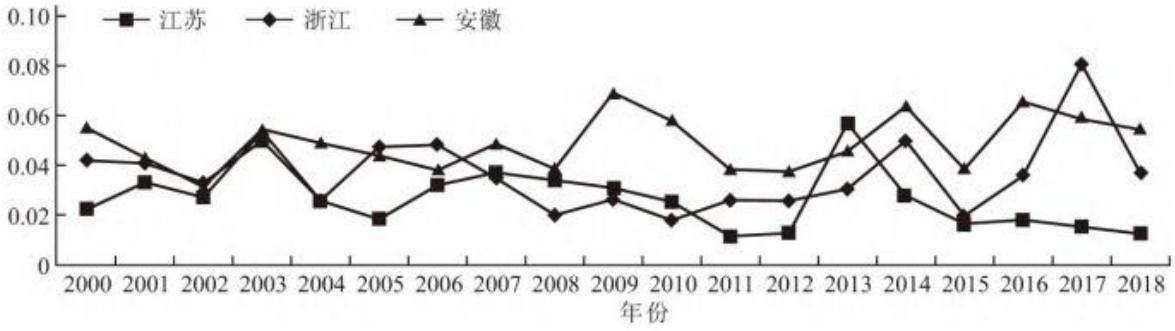


图 4　江浙皖全要素生产率的省内差异

Fig. 4　Provincial differences of total factor productivity in Jiangsu, Zhejiang and Anhui Provinces

3.3 省际间差异

接下来，本文根据 Dagum 模型计算出江浙皖三省之间的基尼系数，并绘制了江浙皖全要素生产率省际间差异的演变趋势。从图 5 可以看出，江浙皖三省之间两两组成三对省际间差异曲线，其全要素生产率的不平衡性表现出涨跌互现的发展状态，样本观测末期的基尼系数均低于样本观测初期，随着时间的推移，省际间差异呈现波动下降的发展特点。从全要素生产率省际间基尼系数的对比来看，总体表现为浙江与安徽的省际间差距最大，江苏与安徽的省际间差距次之，江苏与浙江的省际间差距最小。

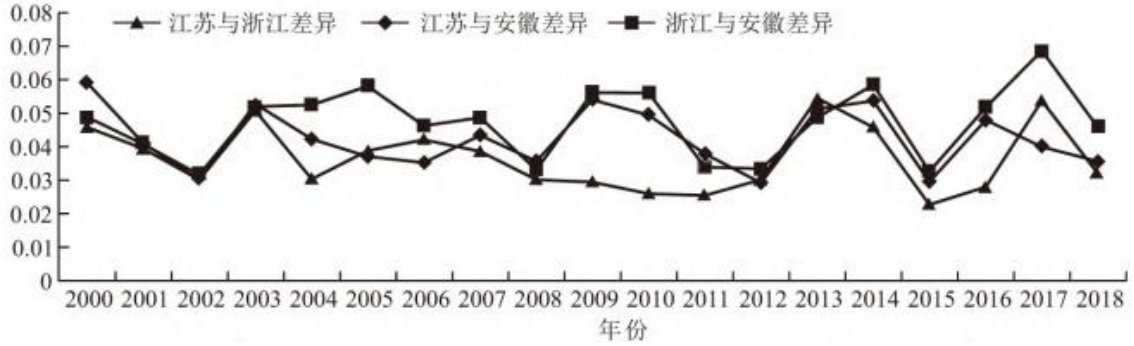


图 5　江浙皖全要素生产率的省际间差异

Fig. 5　Inter-provincial differences of total factor productivity in Jiangsu, Zhejiang and Anhui Provinces

3.4 差异来源及贡献

文进一步根据 Dagum 基尼系数分解公式，将总体差异继续分解为省内差异、省际间差异、超变密度差异，从而可以分析不同子样本对总体地区差距的贡献(表 2)。从贡献率大小来看，观测期内，除初始的 2000 年，省内差异、省际间差异、超变密度差异的变化曲线在样本期内未发生交叉。由此可见，江浙皖三省总体差异的第一来源是超变密度差异，其次是省内差异，最后是省际间差异，且大部分年份，后两者之和均不及超变密度差异。从三类差异来源的具体演变趋势来看，样本期内江浙皖省内差异维持在 30%上下平稳变化，意味着对于单独省份而言，其内部的全要素生产率增长整体上较为稳定。省际间差异贡献在样本观测区间内有一定幅度波动，整体演变呈现微弱上扬的态势。就超变密度的变化来看，其贡献率演变呈现稳中有降的态势，说明总体差异中来自于不同省份间交叉重叠的贡献越来越小。

表 2 江浙皖全要素生产率空间差异的来源分解　导出到 EXCEL

年份	贡献			贡献率(%)		
	省内差异	省际间差异	超变密度差异	省内差异	省际间差异	超变密度差异
2000	0.0132	0.014 0	0.020 5	27.64	29.45	42.91
2001	0.012 7	0.004 5	0.022 3	32.20	11.43	56.37
2002	0.009 9	0.002 4	0.017 9	32.76	7.90	59.34
2003	0.017 3	0.001 5	0.032 8	33.42	2.97	63.60
2004	0.011 8	0.007 8	0.020 1	29.74	19.68	50.58

2005	0.011 8	0.010 0	0.019 5	28.49	24.24	47.27
2006	0.012 5	0.003 0	0.024 1	31.59	7.46	60.95
2007	0.013 5	0.000 8	0.028 2	31.69	1.89	66.42
2008	0.010 6	0.001 9	0.020 2	32.52	5.83	61.65
2009	0.015 1	0.003 8	0.027 7	32.29	8.22	59.49
2010	0.012 2	0.004 7	0.025 0	29.01	11.34	59.65
2011	0.008 6	0.005 3	0.016 6	28.14	17.44	54.41
2012	0.008 6	0.005 8	0.014 6	29.71	19.94	50.35
2013	0.014 7	0.009 0	0.025 0	30.17	18.47	51.36
2014	0.015 7	0.007 5	0.027 5	30.99	14.80	54.20
2015	0.008 8	0.004 4	0.014 5	31.67	15.97	52.36
2016	0.014 0	0.003 3	0.025 5	32.67	7.75	59.57
2017	0.016 2	0.010 6	0.024 8	31.44	20.56	48.00
2018	0.012 9	0.007 9	0.021 4	30.58	18.67	50.76

图 6 呈现了省内差异、省际间差异、超变密度差异对总体差异贡献率的变动趋势。由图 6 可知，在观测期内，省际间差异曲线与超变密度差异曲线基本呈现反方向变动，说明超变密度的变化主要被江浙皖省际间差异所吸收。

4 长三角城市生产率收敛性分析

在对长三角全要素生产率动态演进分布、要素分解和地区差异特征进行详细分析基础上，本节使用收敛模型对长三角全要

素生产率的收敛特征做更深入讨论。

4.1　σ收敛

文基于变异系数法，对2000～2018年长三角40个城市的全要素生产率的σ收敛特征进行刻画。图7绘制了长三角及江浙皖全要素生产率变异系数的变化趋势。从演变趋势看，长三角全要素生产率的变异系数呈现波动变化过程，与基尼系数的走势基本保持一致。长三角全要素生产率增长并未表现出明显的σ收敛趋势，城市间高质量发展的不平衡仍然是个长期问题。这与对长三角现实情境的感觉基本一致。从江浙皖三省的演变特征来看，江苏的变异系数与浙江、安徽存在明显差异，其总体呈现稳定下降的趋势，一定程度上支持σ收敛假说，其σ收敛特征较为明显。浙江和安徽的变异系数与前文的差异分析结果基本一致，不支持σ收敛假说。

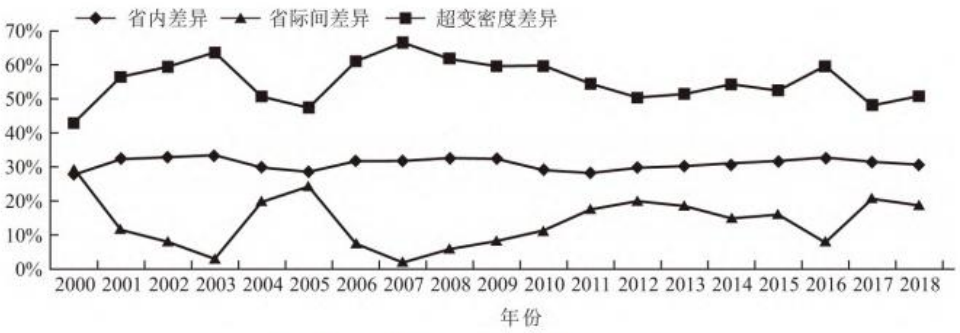


图6　江浙皖全要素生产率空间差异的来源分解

Fig. 6　Source decomposition of spatial difference of total factor productivity in Jiangsu, Zhejiang and Anhui Provinces

4.2　β收敛分析

4.2.1 绝对β收敛分析

采用面板固定效应模型对长三角及江浙皖各城市全要素生产率进行β收敛机制检验。根据表3的结果，本文发现长三角、江苏、安徽的β值均为正值，且通过统计性显著检验，这说明长三角、江苏、安徽的全要素生产率增长并不存在β绝对收敛。在面板固定效应模型下，浙江全要素生产率的β值也为正值，但并未通过10%统计性显著检验，因此收敛的假设不能被接受，说明浙江也不存在β绝对收敛。结果表明，长三角及江浙皖三省均不存在城市生产率的β绝对收敛性特征，存在分异化特征。

4.2.2 条件β收敛分析

由于没有考虑地区经济社会发展的异质性，绝对β收敛给出的证据相对薄弱，研究结论的可信度不强。为此，本文接下来检验长三角全要素生产率的条件β收敛机制，相关结果如表3所示。研究发现，长三角及浙江、安徽的收敛系数β均通过显著性检验，且均为正值，这表明在控制了一系列地区经济发展异质性信息的变量后，长三角及浙江、安徽全要素生产率增长仍未呈现收敛现象，具有发散特征。只有江苏存在一定的条件β收敛现象，β估计系数均至少在10%统计水平下显著为负，为条件β收敛在江苏的成立提供了一定证据支持。

表 3 长三角全要素生产率的β条件收敛检验结果　导出到 EXCEL

	长三角		江苏		浙江		安徽	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
β	0.253 3*** (6.77)	0.113 2** (2.52)	0.233 3*** (3.85)	-0.139 0* (-1.94)	0.201 4** (2.56)	0.133 3** (2.17)	0.277 1*** (4.52)	0.100 7*** (6.83)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
常数项	-0.022 3*** (-6.76)	0.687 6*** (11.91)	-0.022 5*** (-4.83)	0.878 7*** (9.19)	-0.019 5*** (-3.05)	0.749 2*** (9.36)	-0.028 6*** (-4.64)	0.791 2*** (6.37)
R2	0.062 0	0.152 9	0.059 2	0.138 1	0.029 0	0.120 4	0.071 2	0.147 0
F 值	45.85***	3.62***	14.84***	2.14**	6.55**	2.55**	20.46***	3.43***

注：***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著水平；括号内为 t 统计值. 下表同.

4.3 稳健性检验

考虑到城市生产率水平会存在不同程度的空间依赖度，采用传统的 OLS 模型或 FE 模型估计可能会存在偏误，因此本文构建衡量β收敛的空间计量模型，采用空间杜宾模型(SDM)进行检验，以期得到更为可信的估计结果，检验结果见表 4。由表 4 不难看出，空间滞后系数ρ均通过了显著性检验，表明长三角及江浙皖地区空间相关性是城市生产率增长β收敛的因素之一。空间计量下长三角及浙江、安徽全要素生产率的收敛系数β值均为正，江苏全要素生产率的绝对收敛系数β显著为正，条件收敛系数β显著为负，意味着本文的收敛结论具有相当大程度的可靠性。

表 4 空间计量下长三角全要素生产率的β收敛检验结果　导出到 EXCEL

	β绝对收敛			β条件收敛		
	β	ρ	R2	β	ρ	R2
长三角	0.182 6*** (3.16)	-1.048 4*** (-7.72)	0.046 2	0.134 6*** (2.88)	-1.032 3*** (-6.82)	0.102 1
江苏	0.159 8*** (4.52)	-1.032 2*** (-5.46)	0.038 7	-0.101 5*** (-3.60)	-1.063 7*** (7.28)	0.122 7

浙江	0.122 3** (2.22)	-0.675 2* (-1.92)	0.007 6	0.091 0 (1.57)	-0.098 4*** (8.59)	0.148 4
安徽	0.220 3*** (3.67)	-1.040 9*** (4.12)	0.0812	0.161 8* (1.84)	-1.110 7*** (9.21)	0.130 1

5 结论与讨论

5.1 结论

文根据2000～2018年长三角40个城市数据，运用DEA方法中的Malmquist指数对长三角城市生产率进行测算及分解。在此基础上，采用 Dagum 基尼系数及其分解方法对长三角城市生产率增长的空间差异进行分解，并利用σ收敛和β收敛对长三角城市生产率增长的收敛机制进行识别研究。主要研究结论如下：

(1)从全要素生产率测算及其分解结果来看，样本期内长三角城市生产率年均增长 -0.5%,全要素生产率驱动的城市集约型经济增长动力不足。从全要素生产率的分解结果来看，长三角城市生产率的变化更多依靠的是技术效率提升的“水平效应”,缺乏技术进步的“增长效应”。

(2)从江浙皖城市生产率的空间差异及其来源看，考察期内江浙皖三省城市生产率的总体差异呈现涨跌互现的波动情形。从省内差异看，观测期内江苏省全要素生产率的基尼系数的整体下行趋势较为明显，安徽基尼系数波动较为频繁，区域内差异最为突出。从省际间差异来看，浙江与安徽的省际间差距最大，江苏与浙江的省际间差距最小。根据贡献率大小来看，江浙皖三省总体差异的第一来源是超变密度差异，其次是省内差异，最后是省际间差异。

(3)在收敛特征方面，长三角全要素生产率增长并未表现出明显的σ收敛，只有江苏在一定程度上支持σ收敛假说。就绝对β收敛来看，长三角及江浙皖的收敛系数均为正，难以为绝对β收敛机制提供显著证据支持。就条件β收敛来看，长三角及浙江、安徽全要素生产率增长仍未呈现收敛现象，反而具有发散特征，只有江苏的城市生产率支持条件β收敛。

5.2 讨论

本文从区域差异和空间收敛视角把脉长三角城市生产率的增长规律，有助于识别新时代长三角不平衡不充分发展的主要矛盾，为推动长三角高质量一体化发展提供一定的理论参考。当前，面对日趋严峻的内外环境，中国经济面临着巨大的竞争压力和可持续增长压力。那么，如何寻求经济增长的新动力，转换经济增长方式，强化国家竞争潜力，对于长三角地区乃至中国今后的发展至关重要。全要素生产率增长是经济质量效益和生产效率提升的重要标志，不但可以反映经济发展水平，也可以反映经济成长潜力，同时也为分析经济增长差异提供了一条重要的研究途径。

基于上述研究结论与讨论，本文的主要政策内涵在于：第一，当前，我们要清晰认识到我国正从规模速度型粗放增长转向质量效率型集约增长，充分重视全要素生产率增长的重要性和紧迫性。第二，长三角城市生产率的地区差异是长三角经济增长区域差异的主要来源，应结合不同城市的战略区位、资源与产业基础以及科技力量，明确各地区在区域范围内的定位和在创新产业链中的定位。第三，在更大范围、更广领域和更高层次上整合和优化创新资源，处理好局部利益和整体发展的关系，努力从区域协同创新发展大局出发，谋划重大改革举措、关键体制机制创新，从制度层面为创新要素流动和空间合理配置提供保障。第四，推动长三角区域一体化高质量发展不是一蹴而就的，需要分步完成，重视省际间差距固然重要，但更应从缩小省内差距做起，而这并不意味着消极对待一体化的努力。

参考文献

[1] 刘华军，彭莹，裴延峰，等.全要素生产率是否已经成为中国地区经济差距的决定力量?[J].财经研究，2018(6):50-63.LIU H J,PENG Y,PEI Y F,et al.Has total factor productivity become the determinant of regional economic disparities in China?[J].Journal of Finance and Economics,2018(6):50-63.

[2] 吕大国，耿强，简泽，等.市场规模、劳动力成本与异质性企业区位选择——中国地区经济差距与生产率差距之谜的一个解释[J].经济研究，2019(2):36-53.LV D G,GENG Q,JIAN Z,et al.Market size,labor cost and location choice of heterogeneous firms:An explanation of the puzzle of regional economic gap and productivity gap in China [J].Economic Research Journal,2019(2):36-53.

[3] WILLIAM E,ROSS L.It’s not factor accumulation:Stylized facts and growth models[J],The World Bank Economic Review,2001(2):177-219.

[4] MILLER S,UPADHYAY M.Total factor productivity and the convergence hypothesis[J],Journal of Macroeconomics,2002(2):267～286.

[5] 苏治，徐淑丹.中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J].中国社会科学，2015(7):4-25,205.SU Z,XU S.Measuring the convergence of technological progress and economic growth in China:From the perspective of innovation and efficiency [J].Social Sciences in China,2015 (7):4-25,205.

[6] AROCA P,Bosch M,Maloney W F.Spatial dimensions of trade liberalization and economic convergence:Mexico 1985-2002[J].The World Bank Economic Review,2005(3):345-378.

[7] REY S J.Spatial empirics for economic growth and convergence[J].Geographical Analysis,2001(3):195-214.

[8] 范剑勇.产业集聚与地区间劳动生产率差异[J].经济研究，2006(11):72-81.FAN J Y.Industrial agglomeration and regional labor productivity differences [J].Economic Research Journal,2006(11):72-81.

[9] 孙传旺，刘希颖，林静.碳强度约束下中国全要素生产率测算与收敛性研究[J].金融研究，2010(6):17-33.SUN C W,LIU X Y,LIN J.Measurement and convergence of China’s total factor productivity under carbon intensity constraints [J].Financial Research,2010(6):17-33.

[10] COMBES P,DURANTON G,GOBILLON L,et al.The productivity advantages of large cities:Distinguishing agglomeration from firm selection[J].Econometrica,2012(6):2543-2594.

[11] 简泽，段永瑞.企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J].管理世界，2012(8):15-29.JIAN Z,DUAN Y R.Heterogeneity,competition,and convergence of total factor productivity [J].Management World,2012 (8):15-29.

[12] 魏守华，陈扬科，陆思桦.城市蔓延、多中心集聚与生产率[J].中国工业经济，2016(8):58-75.WEI S H,CHEN Y K,LU S H.Urban sprawl,polycentric agglomeration and productivity [J].China Industrial Economics,2016 (8):58-75.

[13] 张小蒂，李晓钟.对我国长三角地区全要素生产率的估算及分析[J].管理世界，2005(11):59-66.ZHANG X D,LI X Z.Estimation and analysis of total factor productivity in Yangtze River Delta [J].Management World,2005(11):59-66.

[14] 张学良.中国区域经济收敛的空间计量分析——基于长三角1993-2006年132个县市区的实证研究[J].财经研究，2009(7):100-109.ZHANG X L.Spatial econometric analysis of regional economic convergence in China:Based on an empirical study of 132 counties and districts in Yangtze River Delta from 1993 to 2006 [J].Journal of Finance and Economics,2009(7):100-109.

[15] FARE R,GROSSKOPF S,PASURKA C.A.Environmental production functions and environmental directional distance functions[J].Energy,2007(7):1055-1066.

[16] 刘华军，杜广杰.中国经济发展的地区差距与随机收敛检验——基于2000～2013年DMSP/OLS夜间灯光数据[J].数量经济技术经济研究，2017(10):43-59.LIU H J,DU G J.Regional disparities and stochastic convergence test of Economic development in China:Based on DMSP/OLS nighttime light data from 2000 to 2013 [J].Journal of Quantitative and Technical Economics,2017(10):43-59.

[17] BARRO R J,SALA-I-MARTIN X.Economic growth(second edition)[M].Cambridge,Massachusetts:MIT Press,2004.

[18] DAGUM C.A New Approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio [J].Empirical Economics,1997(4):515-531.

[19] 张军，吴桂英，张吉鹏.中国省际物质资本存量估算：1952-2000[J].经济研究，2004(10):35-44.ZHANG J,WU G Y,ZHANG J P.Estimation of China’s provincial physical capital stock:1952-2000[J].Economic Research Journal,2004(10):35-44.

[20] 黄群慧，余泳泽，张松林.互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验[J].中国工业经济，2019(8):5-23.HUANG Q H,YU Y Z,ZHANG S L.Internet development and manufacturing productivity improvement:Internal mechanism and China’s experience [J].China Industrial Economics,2019(8):5-23.