

# 生产性服务业集聚与绿色全要素生产率增长

## ——基于地区与行业差异的视角

张纯记

(宁波财经学院 国际经济贸易学院, 浙江 宁波 315175)

**摘要:**采用2000—2014年我国30个省区的面板数据,构建了动态面板数据模型,运用系统广义矩估计方法,研究了生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的影响。研究表明:第一,生产性服务业集聚具有促进绿色全要素生产率增长的作用;第二,生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的影响具有非线性特征,符合“威廉姆森假说”;第三,生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的促进作用存在明显的地区差异和行业差异。

**关键词:**生产性服务业集聚;绿色全要素生产率增长;动态面板数据模型;系统广义矩估计

**中图分类号:**F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2019)12-0113-08

### 1 文献回顾与问题提出

改革开放以来,中国经济快速发展,创造了较长时间保持经济高速增长的“中国奇迹”。在经济高速增长的同时,中国也面临着越来越大的资源环境压力。传统的经济增长方式需要较多的要素投入,消耗了大量的能源资源,产生了过量的污染物排放,越来越难以为继。

为提高经济增长的可持续性,中国正大力推进经济发展方式转变,大力推进绿色发展。绿色发展和绿色经济增长引起众多学者的广泛关注,绿色全要素生产率研究是其中一个主要研究方向。由于工业是资源消耗和污染物排放较多的生产部门,工业生产绿色转型引起较多的关注。李斌等的研究发现,2001—2010年间中国工业分行业的绿色全要素生产率非但没有出现增长,反而出现一定的倒退,中国工业增长方式越发显现粗放和外延性特征<sup>[1]</sup>。万伦来和朱琴<sup>[2]</sup>实证检验了企业自主研发、国外技术引进、国内技术转移三种研发投入方式对中国工业绿色全要素生产率的影响,认为中国工业经济增长实现绿色转型还存在着较大空间。在促进经济增长方式绿色转型中,节能减排无疑是主要的路径。湛莹和张婕<sup>[3]</sup>认为碳排放增长会降低绿色全要素生产率,减排技术较高的地区对应较高的绿色全要素生产率增长水平。王兵和刘光天<sup>[4]</sup>研究发现,1999—2012年中国绿色全要素生产率平均增长

率为1.33%,其中节能减排是生产率增长的核心动力,节能减排主要通过推动技术进步促进绿色全要素生产率增长,进而实现环境和绿色经济的双赢。影响绿色全要素生产率增长的因素是多方面的,学者们从环境规制、对外开放、对外直接投资等方面进行了有益的探索和分析<sup>[5-6]</sup>。

中国经济已经进入中高速增长的新常态时期,经济结构不断优化升级,经济增长的创新驱动力不断增强。在产业结构升级过程中,服务业尤其是生产性服务业发挥着十分重要的作用。生产性服务业的集聚具有显著的空间差异性,呈现出从我国东北、中西部地区向东部沿海地区集聚的态势<sup>[7]</sup>。宣烨<sup>[8]</sup>认为生产性服务业主要集聚于具有较大市场规模和更优经济地理位置的中心城市,不同区域引致生产性服务业集聚的关键性因素存在差异,东部城市表现为本地市场规模优势,而中西部城市则是交易成本优势。生产性服务业产生于为制造业提供服务,生产性服务业的发展又推动了与制造业的发展,二者之间存在相互促进的发展关系。孙晓华等<sup>[9]</sup>的研究表明,生产性服务业产出增加100%可带来制造业产出提高219.5%。李敬子等<sup>[10]</sup>研究发现,整体上城市服务业对工业发展具有正向技术外溢效应。

发展生产性服务业是否有利于促进经济增长方式转变和绿色发展?生产性服务业的集聚对于绿色全要素生产率的增长有何影响?已有文献中

收稿日期:2019-10-20

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金“产业结构优化升级对区域绿色发展效率的影响机制与政策研究”(19YJA790112)

作者简介:张纯记(1972—),男,河南夏邑人,博士,宁波财经学院国际经济贸易学院副教授,研究方向:区域经济发展。

关于绿色全要素生产率增长的研究较少考虑到生产性服务业集聚的影响,而我国经济结构已经演变成以服务业为主,服务业尤其是生产性服务业对于经济增长的贡献正在不断增强,研究生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的影响具有较大的理论价值和现实意义。本文首先从理论上分析生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的影响;其次介绍实证模型和变量;然后对实证结果进行分析;最后部分是结论和政策启示。

## 2 理论分析与假说

内生经济增长理论把经济增长的来源归结为内生的技术进步,而技术进步又主要来自于知识溢出<sup>[11-12]</sup>。知识溢出比较容易在空间相互邻近的企业间发生,这也是集聚经济得以发挥作用的内在机理。这种集聚经济被称为动态外部性,具体可分为三种类型的外部性:MAR外部性、Jocabs外部性和Potter外部性<sup>[13]</sup>。

生产性服务业集聚本身具有集聚经济效应,这种集聚经济效应既有促进经济增长的作用<sup>[14-15]</sup>,也具有较弱的生产率促进效应<sup>[16-17]</sup>,从而对于绿色全要素生产率增长具有促进作用。此外,生产性服务业集聚还具有产业结构优化升级效应、技术创新效应、节能减排效应等,这些效应共同促进绿色全要素生产率增长。生产性服务业集聚带动第三产业的发展,促进产业结构优化升级。生产性服务业直接为制造业提供研发设计、环境治理等生产服务,有利于促进技术创新和节能减排。基于以上分析,本文提出以下待验假说:

生产性服务业集聚具有促进绿色全要素生产率增长的作用(假说1)。

在产业集聚与区域经济增长关系上有比较著名的“威廉姆森假说”:产业集聚在早期会促进经济增长,发展到一定的阶段拥挤效应显现,对经济增长的效应会降低<sup>[18]</sup>。规模效应与拥挤效应是产业集聚“一枚硬币的两面”,生产性服务业集聚也会导致集聚效应由规模效应向拥挤效应转变,集聚度与全要素生产率存在着倒U型关系<sup>[19]</sup>。除了生产性服务业集聚本身的因素外,生产性服务业与制造业的协同共生特性也是其集聚效应呈现非线性特征的一个重要成因。在生产性服务业集聚的早期阶段,产业结构以制造业为主,生产性服务业的发展有利于提升制造业生产率,随着生产性服务业集聚度的增加,生产性服务业与制造业协同发展,对于

区域绿色全要素生产率增长的促进作用也不断增强。但发展到生产性服务业集聚的后期阶段,生产性服务业相对于制造业过度发展,二者协同程度出现下降的趋势,对于区域绿色全要素生产率增长的促进作用也随之降低。由于不同地区的生产性服务业集聚度与集聚效应不同,对于绿色全要素生产率增长的影响必然存在地区差异。基于以上分析,本文提出以下待验假说:

生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的影响具有非线性特征(假说2.1);

生产性服务业集聚的绿色全要素生产率增长效应存在地区差异(假说2.2)。

生产性服务业的不同行业具有不同的产业经济特性,在生产技术、生产效率、利润率等方面存在差别,集聚后产生的动态外部性和集聚效应也会不同,表现为不同的区域经济增长效应与生产率效应。此外,生产性服务业和不同行业的产业关联存在差异,对制造业的影响程度与作用机理不同,绿色全要素生产率增长效应必然存在差异。基于以上分析,本文提出以下待验假说:

生产性服务业集聚的绿色全要素生产率增长效应存在行业差异(假说2.2)。

## 3 研究设计

### 3.1 模型构建

假设各省区生产符合基本的柯布-道格拉斯生产函数:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中: $i$ 表示省区; $t$ 表示年份; $Y$ 表示省区的国内生产总值; $K$ 和 $L$ 分别表示省区的物质资本投入量和劳动力投入量; $\alpha$ 和 $\beta$ 分别表示省区物质资本投入和劳动力投入的弹性系数, $A$ 表示希克斯中性技术进步的效率函数。

我们认为,生产性服务业集聚和人力资本均是影响绿色全要素生产率的变量,因此在式(1)的基础上得到扩展模型:

$$Y = A(prse, HR, t) \cdot F(K, L) \quad (2)$$

其中: $A(\cdot)$ 为考虑能源投入和非期望产出的绿色全要素生产率; $prse$ 代表生产性服务业集聚; $HR$ 代表人力资本。

为了研究的方便,借鉴Hulten等<sup>[20]</sup>的做法,假定式(2)中的 $A(\cdot)$ 及其组成部分是多元组合的,即

$$A(prse, HR, t) = A_{i0} e^{\lambda_1 t} prse_{it}^{\theta_1} HR_{it}^{\theta_2} \quad (3)$$

对式(3)两边取对数,得到:

$$\ln GTFP_{it} = \ln A_{i0} + \lambda_i t + \gamma_i \ln prse_{it} + \theta_i \ln HR_{it} \quad (4)$$

其中: $TFP$ 表示绿色全要素生产率。在式(4)的基础上,参考已有的研究文献,引入研发投入、外商直接投资、基础设施等相应的控制变量,并对所有指标进行对数化处理。本文认为,绿色全要素生产率增长具有滞后效应,受到自身的前期值的影响,因此得到本文基本的面板数据计量模型:

$$\ln GTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 L \ln GTFP_{it} + \beta_2 \ln prse_{it} + \beta_3 \ln huca_{it} + \beta_4 \ln infr_{it} + \beta_5 \ln rdin_{it} + \beta_6 \ln fdpr_{it} + \epsilon_{it}; \quad (5)$$

其中: $GTFP_{it}$ 代表绿色全要素生产率; $prse_{it}$ 代表生产性服务业集聚; $huca_{it}$ 代表人力资本; $infr_{it}$ 代表基础设施; $rdin_{it}$ 代表研发投入; $fdpr_{it}$ 代表外商直接投资; $\epsilon_{it}$ 代表误差项。

## 3.2 变量说明

### 3.2.1 被解释变量

绿色全要素生产率( $GTFP$ ),采用考虑非期望产出的非径向非角度(SBM)效率测度模型及结合全局 Malmquist-Luenberger 生产率指数来测算绿色全要素生产率。期望产出为实际 GDP,为剔除价格变动因素,各省区各年的名义 GDP 均使用 GDP 平减指数调整为以 2000 年为基年的实际 GDP。非期望产出为污染物排放量,考虑到数据的连续性和可获得性,使用工业二氧化硫排放量作为污染物排放量的表征指标。要素投入为资本与劳动,劳动投入使用年末从业人员数,资本核算采用永续盘存法<sup>①</sup>,2000 年各省的资本存量取自张军等<sup>[21]</sup>的估计值,折旧率设为 9.6%,投资采用以 2000 年不变价格核算的固定资本形成总额进行估算。能源投入用能源消费总量指标测度,各种能源消费量均折算为标准煤后再行加总。由于有的年份测算出的  $GTFP$  值为负,无法直接进行对数变换,参考 Managi 和 Jena<sup>[22]</sup>的做法,将  $GTFP$  加 1 后再进行逐年累乘,转换为以 2000 年为基期的累积生产率指数。

### 3.2.2 核心解释变量

生产性服务业集聚度( $prse$ )。本文把生产性服务业界定为以下 5 个细分行业:交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,

租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业。使用各行业的从业人员数据,运用区位熵<sup>②</sup>指标测度各省区的生产性服务业总集聚度与分行业的集聚度。

### 3.2.3 控制变量

人力资本( $huca$ )。人力资本的估算采用平均受教育年限方法,把各省区人口中未上过学、小学、初中、高中、大专及以上学历的教育年限分别取 0、6、9、12、16 年为权重进行加权平均测算。

基础设施( $infr$ )。为了避免有的省区某一种设施占主要地位所产生的偏误,参考吴延瑞<sup>[23]</sup>的做法,用百平方千米土地面积上公路长度与铁路长度的几何平均值测度。

研发投入( $rdin$ )。用研究与试验发展(R&D)内部经费支出占 GDP 比重测度。

对外开放水平( $fdpr$ )。用实际利用外资总额<sup>③</sup>占 GDP 比重测度。

## 3.3 样本与数据来源

本文选取 2000—2014 年中国 30 个省区<sup>④</sup>的面板数据,数据来源于历年的《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》等,主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的统计特征

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$GTFP$	420	0.9667	0.1640	0.3980	1.6683
$prse$	450	1.0359	0.3321	0.5999	2.7417
$huca$	450	8.5401	1.0999	5.89	12.185
$infr$	450	10.7938	7.5709	0.5384	38.9441
$rdin$	450	0.0123	0.0103	0.0016	0.0628
$fdpr$	450	0.0265	0.0214	0.0007	0.1049

## 4 实证结果分析

### 4.1 生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的影响

为探索合适的模型估计方法,首先尝试对模型(5)分别进行了固定效应、随机效应和面板混合回归<sup>⑤</sup>,回归结果如表 2 中(1)~(3)列所示。从估计结果看,虽然被解释变量的滞后项  $L \ln GTFP$  的回归

① 永续盘存法的计算公式: $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$ ,其中  $K_{it}$  为当年的资本存量; $K_{it-1}$  为上一年度的资本存量; $\delta_{it}$  为折旧率; $I_{it}$  为投资。

② 区位熵的计算公式为: $LQ_{ij} = (q_{ij}/q_j)/(q_i/q)$ ,其中  $LQ_{ij}$  是  $j$  省区的  $i$  产业在全国的区位熵; $q_{ij}$  为  $j$  地区的  $i$  产业的就业人员数; $q_j$  为  $j$  地区的所有产业的总就业人员数; $q_i$  为全国的  $i$  产业的就业人员数; $q$  为全国所有产业的就业人员数。

③ 利用 2000—2014 年的人民币对美元年平均汇价(中间价),把以美元为货币单位的实际利用外资总额换算成以人民币为货币单位的实际利用外资总额。

④ 在 34 个省级行政区中,未包含港澳台地区,西藏自治区数据缺失非常严重,故也未纳入。

⑤ 本文的模型估计均借助于计量经济学软件 stata12.0 完成。

系数在1%水平上显著,  $R^2$ 也保持较高水平,但核心解释变量和控制变量的不显著极大地削弱了模型的解释力,随机效应和面板混合回归的核心解释变量  $\ln prse$ 的系数虽然显著,但和预期严重背离。

事实上,由于本文的基本模型(5)属于加入被解释变量滞后项的动态模型,传统的静态模型估计方法会存在较大的估计偏误。动态面板模型需要解决模型的内生性问题,工具变量法是更为合适的估计方法,对于这个问题,Arellano和Bond<sup>[24]</sup>提出用一阶差分广义矩估计方法(DIF-GMM)来解决。但是,DIF-GMM估计方法容易受到弱工具变量的影响而得到有偏的估计结果,系统广义矩估计方法(SYS-GMM)是更加有效的方法<sup>[25]</sup>。

本文用DIF-GMM估计方法对模型(5)进行了估计,估计结果见表2中(4)列,从估计结果来看,虽然其他解释变量的系数均显著,但是核心解释变量系数不显著导致模型估计缺乏解释力。用SYS-GMM估计对模型(5)进行了估计,估计结果见表2中(5)列,从估计结果来看,各变量系数均在1%水平上显著,Sargan过度识别检验不能拒绝原假设,且Arellano-Bond序列自相关检验表明差分后的残差存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,表明模型设定合理,因此本文最终采用的模型估计方法为SYS-GMM估计。从估计模型的系数来看,被解释

变量的滞后项  $L.\ln GTFP$ 的系数为0.6373,说明绿色全要素生产率增长具有较强的滞后效应,受到前期绿色全要素生产率增长的显著影响,前期绿色全要素生产率增长每提高1个百分点,可促进当期绿色全要素生产率增长提高0.6373个百分点。核心解释变量  $\ln prse$ 的系数为0.1016,说明生产性服务业集聚具有促进绿色全要素生产率增长的作用,生产性服务业集聚度每提升1个百分点,可促进绿色全要素生产率提高0.1016个百分点,从而证实了假说1。在控制变量中,人力资本的系数高达0.4759,说明人力资本的提升是促进绿色全要素生产率增长的重要因素,研发投入、基础设施、对外开放也对绿色全要素生产率增长起到正向的促进作用,但其贡献度依次降低。

为验证生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的影响是否具有非线性特征,考虑在模型(5)的基础上加入核心解释变量的平方项  $\ln prse^2$ ,并用SYS-GMM方法进行估计,估计结果见表2中(6)。模型估计通过相关检验,各变量系数均很显著,且本文最为关心的核心变量  $\ln prse$ 的系数为0.1019,核心解释变量的平方项  $\ln prse^2$ 的系数为-0.1156,说明生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的影响具有非线性特征,从而证实了假说2.1。

表2 生产性服务业集聚对绿色全要素生产率影响模型估计结果

解释变量	被解释变量 $\ln GTFP$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	RE	POOL OLS	DIF-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
$L.\ln GTFP$	0.5448*** (12.59)	0.711*** (20.03)	0.711*** (20.21)	0.2728*** (6.14)	0.6373*** (57.58)	0.6346*** (41.46)
$\ln prse$	0.0256 (0.29)	-0.0948*** (-3.00)	-0.09481*** (-3.03)	-0.0007 (-0.01)	0.1016*** (3.01)	0.1019*** (3.24)
$\ln prse^2$						-0.1156*** (-2.74)
$\ln huca$	0.2187 (1.58)	0.1811** (2.53)	0.1811** (2.55)	0.4999*** (2.97)	0.4759*** (14.47)	0.4682*** (14.03)
$\ln infr$	0.0874** (2.56)	0.0048 (0.40)	0.0048 (0.41)	0.2364*** (5.62)	0.0749*** (5.32)	0.0906*** (7.93)
$\ln rdin$	0.0204 (0.59)	0.0371*** (2.63)	0.0371*** (2.65)	0.1177** (2.41)	0.0862*** (8.45)	0.0892*** (9.06)
$\ln fdpr$	0.0058 (0.40)	-0.0022 (-0.31)	-0.0022 (-0.32)	0.0693*** (3.26)	0.0583*** (12.79)	0.053*** (6.18)
$_{-cons}$	-0.5647 (-1.61)	-0.2535 (-1.45)	-0.2535 (-1.47)	-0.8041* (-1.73)	-0.5642*** (-7.25)	-0.586*** (-8.44)
$R^2$	0.5237	0.6437				
AR(1)					0.0093	0.0089
AR(2)					0.1876	0.1810
Sargan(p)					0.9879	0.9584
N	390	390	390	360	390	390

注:①括号内为估计系数对应的z检验值(模型(1)括号内为估计系数对应的t检验值),\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;  
②AR与Sargan检验均为P检验值。

## 4.2 生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长影响的地区差异

运用区位熵指标分别测算出各省区的生产性服务业集聚度,发现生产性服务业集聚存在比较显著的地区差异(图1),东部地区<sup>⑥</sup>的2000—2014年生产性服务业集聚平均值为1.1433,中部地区为

0.9349,西部地区为1.0019。

以Malmquist指数值测度绿色全要素生产率,发现绿色全要素生产率的增长存在明显的地区差异(图2),东部地区的2000—2014年绿色全要素生产率的增长平均值为年均2.75%,中部地区和西部地区分别为-2.22%和-6.17%。

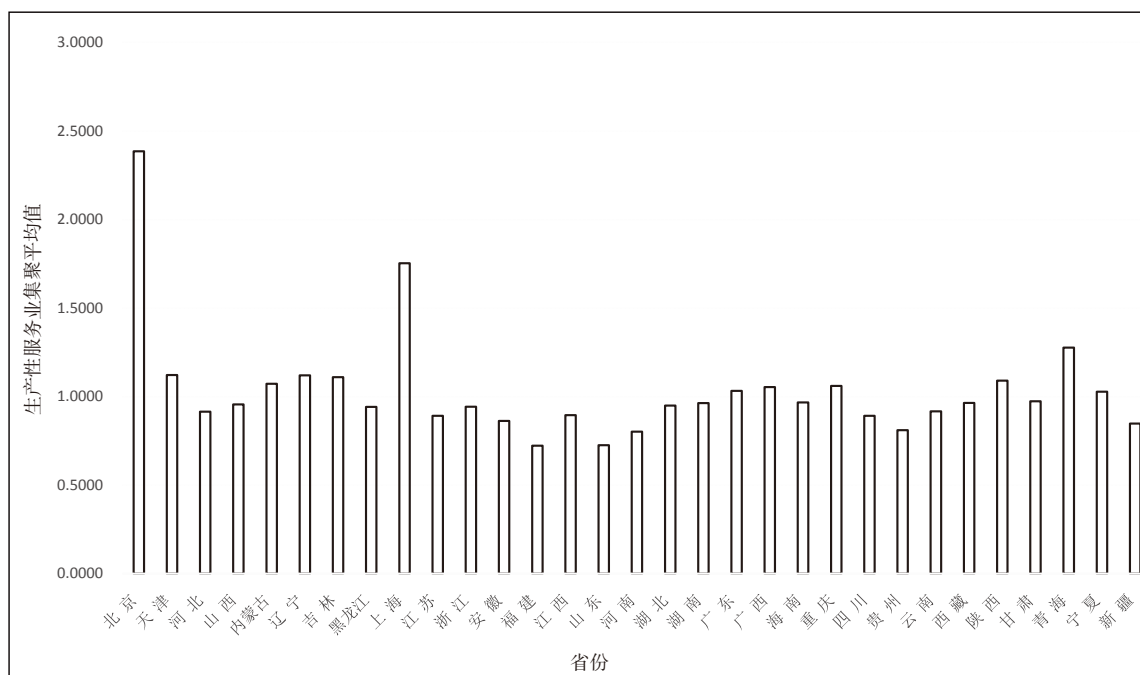


图1 各省区2000—2014年生产性服务业集聚平均值

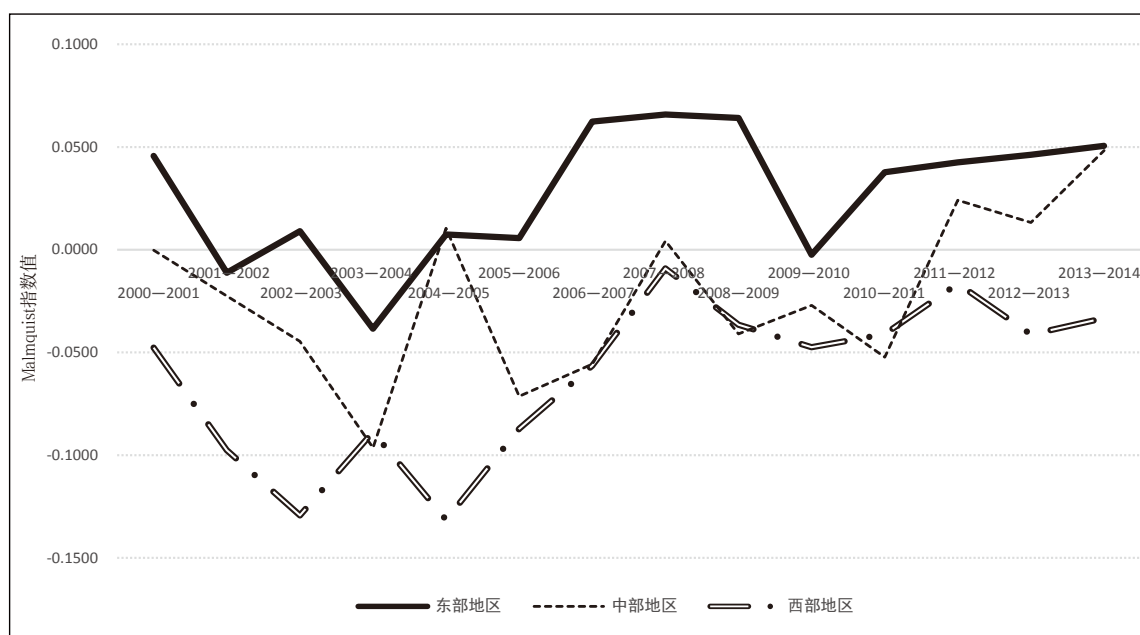


图2 东、中、西地区绿色全要素生产率 Malmquist 指数值

⑥ 本文的东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南,中部地区包括:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部地区包括:广西、内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

为检验生产性服务业集聚的绿色全要素生产率增长效应是否存在地区差异,用SYS-GMM估计方法对模型(5)进行了估计,估计结果见表3,模型估计通过AR与Sargan等相关检验。从估计结果来看,核心解释变量生产性服务业集聚的增长效应仅在中部地区显著,进一步印证了生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长影响的非线性特征,同时假说2.2得到证实。从解释变量系数的显著性与大小来看,东部地区绿色全要素生产率增长的主要促进因素是人力资本,中部地区绿色全要素生产率增长的主要促进因素是研发投入与生产性服务业集聚,西部地区绿色全要素生产率增长的主要促进因素则是基础设施。

### 4.3 生产性服务业集聚对绿色全要素生产率影响的行业差异

为检验生产性服务业集聚的绿色全要素生产率增长效应是否存在行业差异,运用区位熵指标分别测算出生产性服务业5个细分行业的集聚度,用SYS-GMM估计方法对模型(5)进行了估计,估计结果见表4,模型估计通过相关检验,各变量系数均很显著,表明模型具有较强的稳健性。从估计结果可以看出,生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的促进效应最为显著的行业是交通运输、仓储

表3 分地区生产性服务业集聚对绿色全要素生产率影响模型估计结果

解释变量	被解释变量lnGTFP		
	东部地区	中部地区	西部地区
L.lnGTFP	0.5172*** (7.28)	0.3529*** (3.66)	0.5013*** (7.56)
lnprse	-0.0541 (-0.52)	0.4063* (1.67)	-0.1072 (-0.52)
lnhuca	0.4869* (1.91)	-0.1198 (-0.34)	0.1972 (0.84)
lninfr	0.0659 (1.38)	-0.0321 (-0.31)	0.2422*** (4.05)
lnrdin	-0.0697 (-1.09)	0.4289*** (3.37)	0.0335 (0.46)
lnfdpr	-0.0398 (-0.79)	-0.0369 (-0.75)	0.0313 (1.4)
_cons	-1.6597** (-2.16)	2.1809* (1.90)	-0.5291 (-0.86)
AR(1)	0.0108	0.0362	0.0111
AR(2)	0.3378	0.2141	0.4901
Sargan(p)	0.9865	0.9372	0.9653
N	132	96	132

注:①括号内为估计系数对应的z检验值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;②AR与Sargan检验均为P检验值。

和邮政业,系数高达0.1549,高于生产性服务业总体;其次是金融业,系数为0.0979;再其次是信息传输、软件和信息技术服务业,科学研究和技术服务业;租赁和商务服务业对绿色全要素生产率增长具有阻碍作用。也就是说,假说3得到证实。

表4 分行业生产性服务业集聚对绿色全要素生产率影响模型估计结果

解释变量	被解释变量lnGTFP				
	交通运输、 仓储和邮政业	信息传输、软件和 信息技术服务业	金融业	租赁和商务服务业	科学研究和技术服务业
L.lnGTFP	0.6395*** (77.80)	0.6672*** (35.89)	0.6279*** (53.51)	0.6468*** (35.38)	0.6134*** (33.57)
lnprse	0.1549*** (6.98)	0.0357*** (3.38)	0.0979*** (4.42)	-0.0275*** (-3.36)	0.0186*** (1.12)
lnhuca	0.4386*** (11.76)	0.455*** (11.10)	0.4875*** (20.08)	0.4633*** (10.76)	0.4302*** (13.00)
lninfr	0.0738*** (7.48)	0.0918*** (6.31)	0.0668*** (5.34)	0.0833*** (9.91)	0.0652*** (4.78)
lnrdin	0.0813*** (10.22)	0.0638*** (4.30)	0.0889*** (9.53)	0.0861*** (9.91)	0.0821*** (14.71)
lnfdpr	0.057*** (9.85)	0.0564*** (11.79)	0.0603*** (10.40)	0.0586*** (8.63)	0.0476*** (6.27)
_cons	-0.5182*** (-5.98)	-0.6732*** (-8.28)	-0.5558*** (-7.34)	-0.5679*** (-8.69)	-0.5207*** (-7.92)
AR(1)	0.0092	0.0091	0.0097	0.0094	0.0093
AR(2)	0.1805	0.1880	0.1929	0.1802	0.1889
Sargan(p)	0.9439	0.9233	0.9881	0.9495	0.9712
N	390	390	390	390	390

注:①括号内为估计系数对应的z检验值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;②AR与Sargan检验均为P检验值。

## 5 结论与启示

本文采用2000—2014年30个省区的面板数

据,构建了动态面板数据模型,运用系统广义矩估计方法(SYS-GMM),研究了生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的影响。得到的主要结

论是:第一,绿色全要素生产率增长具有较强的滞后效应,受到前期绿色全要素生产率增长的显著影响,前期绿色全要素生产率增长每提高1个百分点,可促进当期绿色全要素生产率增长提高0.6373个百分点。第二,生产性服务业集聚具有促进绿色全要素生产率增长的作用,生产性服务业集聚每提升1个百分点,可促进绿色全要素生产率提高0.1016个百分点,人力资本、研发投入、基础设施、对外开放也对绿色全要素生产率增长起到正向的促进作用。第三,生产性服务业集聚对绿色全要素生产率增长的影响具有非线性特征,符合“威廉姆森假说”;生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的促进作用存在明显的地区差异,生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的促进作用仅在中部地区显著。第四,生产性服务业集聚对于绿色全要素生产率增长的促进作用存在明显的行业差异,促进效应最为明显的是交通运输、仓储和邮政业,以及金融业;其次是信息传输、软件和信息技术服务业,科学研究和技术服务业;租赁和商务服务业为负效应。

根据研究结论,可以得到以下有益的启示:

第一,促进绿色全要素生产率增长,提高经济增长的质量与效益,转变经济增长方式,实现可持续经济增长。践行绿色发展理念,加大节能减排力度,降低单位GDP能耗,大力发展资源节约、环境友好的绿色经济,建设生态文明。

第二,加快发展生产性服务业,推动产业结构优化升级,促进经济提质增效。提高生产性服务业的服务水平,推动生产性服务业与制造业融合发展。

第三,贯彻落实科教兴国战略,加大教育投入,推进教育现代化建设,提升全民教育水平,为经济与社会发展提供充足的人才动力。

第四,大力发展交通运输、仓储和邮政业,加快交通基础设施建设,建立便捷高效的现代化交通网络,提高物流管理水平和运行效率,大力发展现代物流业。大力发展金融业,增强金融服务实体经济的能力与水平,推进金融创新,发展绿色金融。

### 参考文献

- [1] 李斌,彭星,欧阳铭珂.环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(4):56-68.
- [2] 万伦来,朱琴.R&D投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业1999—2010年的经验数据[J].经济学动态,2013(9):20-26.
- [3] 湛莹,张捷.碳排放、绿色全要素生产率和经济增长[J].数量经济技术经济研究,2016(8):47-63.
- [4] 王兵,刘光天.节能减排与中国绿色经济增长——基于

- 全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2015(5):57-69.
- [5] 原毅军,谢荣辉.对外开放、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于Luenberger指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(8):84-93.
- [6] 胡琰欣,屈小娥,董明放.中国对外直接投资的绿色生产率增长效应——基于时空异质性视角的经验分析[J].经济学家,2016(12):61-68.
- [7] 盛龙,陆根尧.中国生产性服务业集聚及其影响因素研究——基于行业和地区层面的分析[J].南开经济研究,2013(5):115-129.
- [8] 宣烨.本地市场规模、交易成本与生产性服务业集聚[J].财贸经济,2013(8):117-128.
- [9] 孙晓华,翟钰,秦川.生产性服务业带动了制造业发展吗?——基于动态两部门模型的再检验[J].产业经济研究,2014(1):28-31.
- [10] 李敬子,毛艳华,蔡敏容.城市服务业对工业发展是否具有溢出效应?[J].财经研究,2015(12):129-140.
- [11] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [12] LUCAS R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [13] GLAESER E L, KALLAL H D, SCHEINKMAN J A, et al. Growth in cities[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6): 1126-1152.
- [14] 韩峰,王琢卓,李玉双.生产性服务业集聚与城市经济增长——基于湖南省地级城市面板数据分析[J].产业经济研究,2011(6):19-27.
- [15] 于斌斌.中国城市生产性服务业集聚模式选择的经济增长效应——基于行业、地区与城市规模异质性的空间杜宾模型分析[J].经济理论与经济管理,2016(1):98-112.
- [16] 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.
- [17] 张萃.生产性服务业集聚对中国城市生产率增长的影响——基于城市等级体系视角的分析[J].城市问题,2016(6):61-69.
- [18] WILLIAMSON J G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns[J]. Economic Development & Cultural Change, 1965, 13(4): 1-84.
- [19] 周圣强,朱卫平.产业集聚一定能带来经济效率吗:规模效应与拥挤效应[J].产业经济研究,2013(3):12-22.
- [20] HULTEN C R, BENNATHAN E, SRINIVASAN S. Infrastructure, externalities, and economic development: a study of the indian manufacturing industry[J]. World Bank Economic Review, 2006, 20(2): 291-308.
- [21] 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.
- [22] MANAGI S, JENA P R. Environmental productivity and Kuznets curve in India[J]. Ecological Economics, 2008, 65(2): 432-440.
- [23] 吴延瑞.生产率对中国经济增长的贡献:新的估计[J].经济学(季刊),2008(3):827-842.
- [24] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations[J]. Review of Economic Studies, 1991, 58(2): 277-297.
- [25] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Economics Papers, 1995, 87(1): 115-143.

(下转第125页)

## 参考文献

- [1] 杨帆,周沂,贺灿飞.产业组织、产业集聚与中国制造业产业污染[J].北京大学学报,2016(5):563-573.
- [2] 尚海洋,毛必文.基于IPAT模型的产业集聚与环境污染的实证研究[J].生态经济,2016(6):77-81.
- [3] 闫逢柱,苏李,乔娟.产业集聚发展与环境污染关系的考察——来自中国制造业的证据[J].科学学研究,2011(1):79-83.
- [4] VERHOEF E T, NIJKAMP P. Externalities in urban sustainability environmental versus localization-type agglomeration externalities in a general spatial equilibrium model of a single-sector monocentric industrial city[J]. Ecological Economics, 2002(2): 57-72.
- [5] 王涛.工业专业化、多样化集聚与碳排放[J].工业技术经济,2019(6):131-138.
- [6] 李顺毅,王双进.产业集聚对我国工业污染排放影响的实证检验[J].统计与决策,2014(8):128-130.
- [7] PORTER M. E. Clusters and the new economics of Competition[J]. Harvard Business, 1998(6): 77-91.
- [8] 路正南,朱新朗.政府干预视角下产业集聚对碳排放强度的影响分析[J].工业技术经济,2018(2):121-127.
- [9] 刘小铁.我国制造业产业集聚与环境污染关系研究[J].江西社会科学,2017(1):72-79.
- [10] 杨仁发.产业集聚、外商直接投资与环境污染[J].经济管理,2015(2):11-19.
- [11] 原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究:基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,2014(8):57-69.
- [12] 李金凯,程立燕,张同斌.外商直接投资是否具有“污染光环”效应?[J].中国人口·资源与环境,2017(27):74-83.
- [13] 许和连,邓玉萍.外商直接投资导致了中国的环境污染吗——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J].管理世界,2012(2):30-43.
- [14] 王锋,吴丽华,杨超.中国经济发展中碳排放增长的驱动因素研究[J].经济研究,2010(2):123-136.
- [15] HANSEN E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999(93): 345-368.

## Industrial Agglomeration, Foreign Direct Investment and Carbon Emission Reduction: Based on the Mediation Effect and Threshold Model Analysis

Xie bo, Xu qi

(Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650093, China)

**Abstract:** As the country with the world's largest carbon emissions, China is developing a green and low-carbon economy and taking a good road of sustainable development. Based on the inter-provincial panel data of 2004, 2017, and the external effect of industrial agglomeration, the mediation effect analysis method was used to study the impact of industrial agglomeration on carbon emissions, and foreign direct investment was used as a threshold variable to further analyze the relationship between the two. The following conclusions are drawn. ① Foreign direct investment plays a partial mediating role in the process of industrial agglomeration affecting carbon emissions, with a mediating effect value of 31.1%. ② There is a double threshold effect between industrial agglomeration and carbon emissions, and the relationship between the two is inverted U-shaped. When foreign direct investment is at a low level, industrial gatherings increase carbon emissions. When foreign direct investment levels cross a higher threshold, the positive externalities of industrial agglomeration are highlighted, and carbon emissions are suppressed. ③ The level of economic development and energy structure have a significant positive impact on carbon emissions, and industrial structure optimization can inhibit the increase of carbon emissions. ④ According to the Kuznets curve test, the relationship between industrial agglomeration and carbon emissions is an inverted U-shape, and the critical value of industrial agglomeration is 2.389.

**Keywords:** industrial agglomeration; carbon emission; mediation effect; threshold effect

(上接第119页)

## The Influences of Agglomeration of Producer Services on Growth of Green Total Factor Productivity in China

Zhang Chunji

(School of International Economics and Trade, Ningbo University of Finance and Economics, Ningbo 315175, Zhejiang, China)

**Abstract:** This paper adopts the panel data of 30 provinces in China from 2000 to 2014 to construct a dynamic panel data model, and uses system generalized moment estimation method to study the influences of producer services agglomeration on the growth of green total factor productivity. The main conclusions are as follows. Firstly, the agglomeration of producer services has the effect of promoting the growth of green total factor productivity. Secondly, the impact of producer services agglomeration on the growth of green total factor productivity is nonlinear, which is in accordance with the "Williamson Hypothesis". Finally, there are obvious regional and industry differences in the role of productive services agglomeration in promoting the growth of green total factor productivity.

**Keywords:** agglomeration of producer services; growth of green total factor productivity; dynamic panel data model; system GMM