

# 产业结构变迁对城市经济效率的影响

——以中国 285 个城市为例

卫 平 余奕杉

**摘 要** 从长期看,产业结构调整是提升经济效率的重要途径,但是短期内产业结构合理化与高级化对城市经济效率的影响存在差异。基于中国 285 个城市的面板数据,从产业结构合理化和高级化两个维度,构建了产业结构与城市全要素生产率的计量模型,运用系统广义矩估计(GMM)方法分析了产业结构合理化与高级化对城市经济效率的影响。结果显示:产业结构合理化对城市经济效率提高具有显著正向作用,而产业结构高级化对城市经济效率的影响则受城市规模的制约;城市产业结构高级化的经济效率提升效应因产城关系的不匹配而存在人口规模门槛,城市需跨越一定的规模门槛后方能从产业结构高级化中获得效率增长效益;从区域层面看,中西部地区城市经济效率从产业结构高级化中获得结构红利的城市规模门槛高于全国平均水平。

**关键词** 产业结构合理化;产业结构高级化;经济效率;城市规模;门槛

**中图分类号** F299.22 **文献标识码** A

## 一 引言

城市产业结构是城市经济投入产出的资源转化器,其调整方向和组合类型决定了城市的总体经济效率<sup>[1]</sup>。然而,对产业结构变迁是否能带来地区经济效率提升效应,现实和理论界尚无确定答案。产业结构优化是高级化与合理化的综合体现,但多数研究与现实中的决策多偏向产业结构某一维度的优化。第三产业份额不断上升成为产业结构变迁的重要趋势,对于这一趋势对地区经济效率的影响,学术界存在“结构红利”和“鲍莫尔成本病”两个相互矛盾的理论假说。一个典型事实是,我国城市市辖区

三次产业占总体国民经济比重由 2003 年的 4.5%、51.6% 和 43.9% 转变为 2015 年的 2.9%、43.8% 和 53.3%,也即产业结构不断高级化,但反映经济增长质量的全要素生产率(TFP)及其对潜在经济增长的贡献率近年来却呈下降趋势<sup>[2]</sup>。究其原因,主要是由于我国第三产业整体 TFP 不高,知识密集型高端服务业发展不足,服务业占比快速提高与其低效率不相匹配,导致了产业结构“逆库兹涅茨化”、产业间联动效应难以发挥,从而制约了服务业对实体经济升级的支撑作用<sup>[3]</sup>。此外,地方政府竞相出台“退二进三”的产业发展规划,通过行政资源配置推动地区产业结构高级化,然而部分城市产业结构与城市规模不相匹配,资源配置效率损失

**作者简介** 卫 平(1952—),男,山西阳城人,华中科技大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向为产业经济、区域经济;余奕杉(1987—),女,湖北武汉人,华中科技大学经济学院博士研究生,研究方向为城市经济、产业经济。

**基金项目** 中国科学技术协会项目(2015DCYJ07-2)。

**收稿日期** 2018-02-08

**修回日期** 2018-04-16

较大<sup>[4]</sup>。产业发展与城市化发展相互依存,城市产业结构应与城市功能相匹配,而对于不同人口规模等级的城市,其产业结构的调整路径也应有所区别。因此,探讨不同的产业结构变迁路径对经济效率提高的异质性影响具有理论合理性和现实必然性。

本研究的边际贡献在于:其一,在数据选取上考虑到中国省内各市并非同质化单元,采用了285个地级及以上城市的面板数据,在城市层面检验“结构红利假说”,得出的结论会比省级数据更加可靠;其二,在研究视角上,从产业结构合理化与高级化的综合视角,分析了城市规模因素制约下产业结构变迁对提升城市全要素生产率的异质性影响;其三,在研究方法上,在理论阐述产业结构影响经济效率提升的作用机理及依赖条件的基础上,构建了动态面板模型,并采用系统广义矩估计方法控制内生性问题。

## 二 文献回顾

关于城市经济效率,既有文献中通常选取城市劳动生产率或全要素生产率两种方式衡量。劳动生产率是单一要素利用效率,而全要素生产率是整体资源配置效率,其更能综合反映一段时期内投入转化为产出的总体经济效率。许多学者对提高城市经济效率的影响因素进行了探讨,研究视角主要集中于考察城市最优规模或城市基础设施建设水平<sup>[5-6]</sup>。国内外也有一些文献讨论了产业结构变迁对地区经济效率的影响,其主要研究成果包括以下两个方面。

### 1. 关于产业结构变迁影响劳动生产率的研究

在产业结构与经济增长效率关系的研究中,大部分文献使用劳动生产率来衡量地区经济效率。围绕劳动生产率增长是否符合“结构红利”假说,国外学者的研究存在较多争议。奥尔德里奇和科里斯特通过偏离份额法研究发现1995-2009年巴西的结构调整对劳动生产率增长贡献高达70.3%,存在显著的结构红利效应<sup>[7]</sup>。但也有一些学者采用不同样本研究并发现这种影响不存在或很小,如蒂默和西尔马伊对亚洲四小龙制造业结构变迁影响生产率的实证研究<sup>[8]</sup>。国内相关研究多数支持结构红利假说,如刘伟和张辉认为资源要素在三次产业间的转移对生产率提升存在正向作用<sup>[9]</sup>;杨天宇和曹志楠构建了产业层面的经济增长核算框架,分析了中

国三次产业结构变化对劳动生产率的影响,发现劳动力的产业间流动仍然是促进经济增长的因素,不宜将我国经济增速放缓的原因归结为结构性减速<sup>[10]</sup>;毛丰付和潘加顺的研究在城市产出总量函数中引入产业结构变量,认为产业结构对中国城市劳动生产率的作用为正且呈倒U型变动<sup>[11]</sup>;柯善咨和赵曜研究了产业结构高度化对城市劳动生产率的影响,认为产业发展应该与城市规模相匹配<sup>[12]</sup>。而另一方面,也有研究表明产业结构服务化的系统性因素会导致劳动生产率的减速,如袁富华提出了经济增长中的“结构性减速”观点,认为劳动从制造业流向服务业可能导致劳动再配置效率下降<sup>[13]</sup>。然而,以上研究并未判断产业结构变迁对城市综合要素整体配置效率的影响。

### 2. 关于产业结构变迁影响全要素生产率的研究

研究产业结构变迁对全要素生产率影响的文献相对较少,理论上认为产业结构变迁能够改善整体资源配置效率<sup>[14]</sup>。有学者从全要素生产率角度证实了产业结构调整“结构红利”效应,如温杰和张建华在考虑三次产业要素产出弹性可变的基础上,测算了我国三次产业结构变化的资源再配置效应<sup>[15]</sup>;张军则基于中国工业结构变动对相应生产率增长的贡献进行了研究,认为结构调整和要素配置对整体资源配置效率提高有显著的促进作用<sup>[16]</sup>。另一方面,王鹏和尤济红利用TFP分解法的研究发现我国2013年三次产业劳动边际产出率差异较大,认为产业内部增长效应才是TFP增长的主要源泉<sup>[17]</sup>;李翔和刘刚采用偏离份额法分解经济增长速度,指出我国在2001年后用TFP量化的经济增长速度与第三产业份额之间存在明显负相关关系,第三产业份额提升出现了结构和速度负相关的“成本病”现象<sup>[18]</sup>。但是,上述产业结构影响综合要素配置效率的研究,仅局限于产业结构高级化,没有涉及产业结构合理化,且使用的数据为省级层面数据。

综上所述,产业结构影响地区经济效率的现有研究有以下两点不足:其一,现有文献尚未系统地从产业结构高级化与合理化两个维度深入剖析产业结构变迁的全要素生产率增长效应;其二,鲜有研究使用地级市层面数据在全要素生产率视角下验证“结构红利”假说,尚未揭示多种因素制约下产业结构变迁对城市全要素生产率影响的异质性。因此,本研究立足于以上两方面加以拓展,分析产业结构变迁在城市经济效率提升中的作用,以期为我国城市选择差异化产业结构调整路径、促进城市经济效率

提升提出有益的建议。

### 三 理论机制分析与研究假说

许多学者认为产业结构变迁与地区全要素生产率提高是一致的,因为长期内技术进步是产业结构变迁的根本动力,在要素充分流动的情况下,新兴产业不断出现,落后产业逐渐被淘汰,资源从低效率产业流向高效率产业,资源配置效率改善,理论上必然促进地区经济效率提升<sup>[19]</sup>。但是,我国产业结构变迁具有政府主导的特征,在一定时期内,产业结构变迁不一定伴随着技术进步,各种投入要素也不一定能在产业间充分流动以实现要素结构转换,从而可能改变城市产业结构变迁的经济效率提升效应。此外,产业结构优化包括合理化与高级化两个方面,二者既可能一致也可能背离。

#### 1. 产业结构合理化对城市经济效率的影响

产业结构合理化指的是产业之间的聚合质量,它一方面是产业间协调程度和关联水平的反映,在城市市辖区范围内则突出反映为二产与三产的协调程度、制造业与服务业的协调程度;另一方面是资源有效利用程度的反映,即要素投入结构与产出结构耦合程度的衡量<sup>[20]</sup>。产业结构变迁可以通过市场配置与政府引导两种方式来完成。如果地方政府的产业发展规划与城市资源禀赋结构、市场需求结构相协调,则政府推动的产业结构变迁与基于市场需求和技术积累内生的产业结构变迁方向一致。在外生技术进步和政府主导产业依次推动产业结构变迁的过程中,不同产业存在产出效率差异,劳动等投入要素从边际产出率低的行业流向边际产出率高的行业,低生产率行业因要素流出而边际产出上升,当要素从低效率或低效率增长产业转移到高效率或高效率增长产业时,资源再配置效率提高,由此带来的“结构红利”就是产业结构合理化促进总体经济效率提升的核心原因。

基于上述分析,提出理论假设1:产业结构合理化通过产业间“关联效应”与“要素重置效应”提升城市经济效率,即产业结构合理化与城市经济效率之间存在正相关关系。

#### 2. 产业结构高级化对城市经济效率的双重效应

服务业在国民经济中的比重不断增加是产业结构高级化的一种重要表现。产业结构高级化通过两种途径对城市经济效率产生促进效应:其一,发展高端服务业促进了服务业自身的TFP增长,

高端服务业具有知识密集型和专业化程度高的特点,其科技含量与创新能力领先;其二,服务业会带动其它产业生产率提高从而实现整体经济效率的提升,即生产性服务业通过技术溢出和外部性特征促进制造业的转型升级与效率提升。然而,产业结构高级化对城市经济效率提升的促进效应受城市资源条件、工业化阶段、人力资本结构及市场需求结构等因素的制约,产城关系的不匹配将导致产业结构高级化对城市经济效率提升产生阻滞效应。

城市人口规模作为一个城市的显著特性,其很大程度上是上述诸多制约因素的外部表现,与结构红利效应的发挥存在关联。不同规模等级城市的高效率产业与低效率产业不尽相同,产城关系的不匹配势必会促使有限的资源从高效率的产业流向低效率的产业。一方面,与制造业相比,服务业更加依赖于本地市场,大城市集聚了生产性服务密集型的制造业,这些制造业由于后向关联产生了对生产性服务业的需求,所以大城市发展高端服务业,有利于改善结构的不平衡<sup>[21]</sup>。另一方面,高效率的服务业如高级生产性服务业依赖于高素质人才,从而受到人才归类效应的影响。高端服务业如偏离核心城市需要付出很大代价才能吸引知识密集型的人力资本要素<sup>[22]</sup>。因此,中小城市缺乏发展高端服务业的外部基础条件,服务业占比过高可能导致产业结构与需求结构不平衡,资源和要素过度集中于低效率的服务业,资源配置扭曲,反而会降低中小城市的经济效率。

基于上述分析,提出理论假设2:产城之间存在复杂联动关系,产业结构高级化的城市经济效率提升效应因产城关系的不匹配而存在“门槛效应”,即城市需跨越一定的规模门槛,方能从产业结构高级化中获得效益。

### 四 模型设定与变量选择

#### 1. 变量设定和数据来源

根据研究目的,本研究重点关注产业结构高级化与产业结构合理化对城市经济效率产生的差异化影响。相关文献已表明城市经济效率还受到城市规模、城市基础设施、人力资本、外资参与度和政府干预程度等因素的影响,故将这些变量作为控制变量引入。详细的变量设置与计算方法见表1。

表 1 变量设置与计算方法

	变量	计算方法
被解释变量	城市全要素生产率( TFP)	基于 DEA - Malmquist 指数法计算
核心解释变量	产业结构合理化 ( TL)	泰尔指数
	产业结构高级化 ( TS)	城市市辖区三产与二产总产值之比( 或从业人员数之比)
控制变量	城市规模 ( Size)	城市市辖区年末总人口( 万人)
	信息基础设施 ( Inf)	城市每万人接入互联网数
	交通基础设施 ( Road)	市辖区人均道路面积( 平方米)
	人力资本水平 ( Hum)	市辖区每万人中高等学校在校生人数( 人)
	外资参与度 ( Fdi)	市辖区实际使用外资金额占 GDP 的比重
	政府干预程度 ( Gov)	市辖区财政支出占财政收入的比重

### (1) 被解释变量

城市全要素生产率( *TFP*)。本研究以城市全要素生产率表征城市经济效率,通过比较分析全要素生产率测算中的参数与非参数估计方法,选取非参数方法中的 DEA - Malmquist 指数分析法,其既不需要特定的生产函数和无效率项的分布假设,也不需要市场竞争状况进行假设,因此具备参数方法所不具备的优势。产出指标由城市市辖区实际 GDP 表示,以 2003 年为基期,根据各城市所在省份的 GDP 平减指数进行平减,以消除价格因素的影响。投入指标包含劳动力投入与资本投入,分别使用市辖区城镇从业人员加总数和固定资产资本存量衡量。资本存量采用永续存盘法估计,计算公式为:  $K_{it} = (1 - \delta) K_{i,t-1} + I_{it}$ ,其中  $i$  和  $t$  表示地区和年份, $K$ 、 $I$  分别表示资本存量和新增社会固定资产投资。用基期年固定资产投资总额除以 10% 作为基期资本存量, $\delta$  表示固定资产折旧率,参考单豪杰的处理方法,设定折旧率为 10.96%<sup>[23]</sup>。

### (2) 核心解释变量

产业结构合理化指数( *TL*)。产业结构合理化的衡量依据是要素投入结构和产出结构的耦合程度。产业的产出结构或资本结构和就业结构一致,资源在产业间的配置是有效率的,产业结构是合理的。考虑到各城市不同产业的相对重要性存在差异,本研究借鉴干春晖的方法,用泰尔指数测度产业结构合理化<sup>[20]</sup>。泰尔指数的计算公式如下:

$$TL = \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)$$

式中, $TL$  表示产业结构均衡度的泰尔指数,计算的是各城市三大产业在样本期内的产值  $Y_i$  与从业人员数  $L_i$  之间比值的均衡程度; $Y$  表示城市地区总产值, $L$  表示城市总从业人员数;下标  $i$  表示第  $i$  个产业, $n$  表示产业部门数; $Y_i/Y$  表示产出结构; $L_i/L$  表示就业结构; $TL$  反映了产出结构和就业结构

的耦合度。根据古典经济学假设,经济处于理想均衡状态时各产业生产率水平相同,即  $Y_i/L_i = Y/L$ ,从而  $TL = 0$ 。一般情况下,泰尔指数取值大于零,且该值越大,表明产业结构偏离均衡状态越明显,产业结构越不合理;反之,泰尔指数越趋近于零,产业结构越合理,即该泰尔指数是产业结构合理化变量的反向指标。

产业结构高级化指数( *TS*)。鉴于经济服务化是产业结构高级化的重要特征,本研究采用城市市辖区内第三产业地区生产总值和第二产业地区生产总值的比重来衡量产业结构高级化,即:

$$TS_{it} = TI_{it} / SI_{it}$$

式中, $TS$  表示产业结构高级化指数,该指数越大代表城市产业结构越高级。此外,由于就业人数是产业结构升级的重要影响因素,本研究在稳健性检验部分,使用城市市辖区第三产业与第二产业的从业人员数之比、生产性服务业与制造业从业人员数之比来分别代替产业结构高级化指标。

### (3) 控制变量

城市规模( *Size*)。经典城市经济学实证研究通常选用城市规模来表征城市集聚程度。对城市集聚经济和集聚不经济的大量研究表明,城市经济效率可能会随着城市规模的增长呈现先增后减的倒 U 型变化。鉴于市辖区更能准确反映一个城市的范围,本研究使用市辖区年末总人口衡量城市规模。

基础设施( *infra*)。改善基础设施尤其是交通基础设施与信息基础设施,能够显著降低生产要素的运输成本,加速知识和信息的传播,降低交易费用,有助于形成城市经济集聚效应。本研究以城市人均道路面积衡量交通基础设施( *Road*),并使用每万人接入互联网数来反映城市信息基础设施水平( *Inf*)。

人力资本( *Hum*)。作为经济内生增长的主要动力之一,人力资本的积累是影响城市全要素生产

率的重要因素,是实现经济增长从依靠“人口红利”向释放“人才红利”转变的关键。本研究使用每万人中高等学校在校生人数衡量人力资本水平。

外资参与度(*Fdi*)。外资的流入不仅可以增加当地资本存量,还能促进当地先进技术的应用与管理水平的提高,通过技术关联和知识溢出影响城市全要素生产率。本研究以年度实际使用外资金额占GDP的比重来反映一个城市的外商直接投资水平,并将外资金额按历年人民币汇率的平均价格进行折算。

政府干预程度(*Gov*)。采用财政支出占财政收入的比重来表示地方政府对经济的介入程度。

本研究选取的样本是2003-2015年中国285个地级及以上城市的面板数据。原始数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和《中国统计年鉴》。考虑到2011年至2013年间,国务院撤销了安徽巢湖市,在贵州升格了毕节和铜仁两个地级市,并在海南成立三沙市及在青海设立海东市,为保证数据的完整性,本研究涉及的城市是除拉萨、巢湖、毕节、铜仁、三沙和海东之外的中国285个地级及以上城市,个别城市的缺失数据采用插值法补充。为缓解异方差和多重共线性问题,对文中相关变量进行了对数化处理。

## 2. 模型设定与说明

根据上文分析,构建计量模型检验产业结构合理化与产业结构高级化对城市经济效率的不同影响。考虑到前期的城市经济效率可能对后期的城市经济效率存在动态累积效应,实证模型中被解释变量表现出自回归,静态面板估计结果可能是一致的,但不是无偏的。因此,构建如下动态面板模型:

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TFP_{it-1} + \beta_2 \ln TL_{it} + \beta_3 \ln TS_{it} + \sum \beta_j^* \ln X_{it} + c_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (1)$$

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln TFP_{it-1} + \beta_2 \ln TL_{it} + \beta_3 \ln TS_{it} + \beta_4 (\ln TS_{it}) * (\ln Size_{it}) + \sum \beta_j^* \ln X_{it} + c_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (2)$$

式中,*i*和*t*分别表示城市和年份;*TFP<sub>it</sub>*代表城市经济效率;*TL<sub>it</sub>*和*TS<sub>it</sub>*分别表示产业结构合理化与高级化; $\beta$ 为系数矩阵;*X<sub>it</sub>*为控制变量,包括城市规模及其二次项、人力资本水平、基础设施水平、政府干预程度、外资参与度等影响城市经济效率的其他因素;*c<sub>i</sub>*和*η<sub>t</sub>*表示地区和时间非观察效应; $\xi_{it}$ 表示随机扰动项。为验证理论假设2,式(2)在式(1)的基础上引入了产业结构高级化与城市规模的交互项,考察城市规模因素制约下产业结构高级化

对城市经济效率的双重效应。

显然,在动态面板模型中,由于解释变量含被解释变量的一阶滞后项,从而与扰动项相关,同时全要素生产率与产业结构还可能存在双向因果关系,变量存在内生性,此时LSDV和GLS方法的估计都是有偏且不一致的。系统GMM估计方法融合了差分GMM与水平GMM方法,采用因变量一阶差分的滞后项作为水平方程中因变量滞后项的工具变量,能在有限样本中得出比差分GMM估计量更小的偏差。因此,本研究使用系统GMM方法对上述动态面板模型进行估计,以控制内生性问题。

## 五 实证结果与讨论

### 1. 全国样本的面板系统GMM估计结果

运用系统矩估计方法,总体样本中动态面板模型的估计结果见表2。表2中模型(a)和模型(b)分别以城市市辖区第三产业与第二产业地区总产值之比、市辖区三产与二产从业人员数之比来衡量产业结构高级化指数,其中列Eq(2)和Eq(4)是考虑了产业结构高级化与城市规模交互作用的情形。矩估计通过了Sargan检验,说明工具变量的选择是有效的。从AR(1)和AR(2)的P值来看,随机扰动项存在一阶序列相关,不存在二阶序列相关,符合GMM方法有效性的假定。

本研究重点考察了产业结构合理化和产业结构高级化对城市经济效率的影响。在不引入交互项的情况下,如列Eq(1)和Eq(3)所示,基于泰尔指数测算的产业结构合理化指数回归系数在1%的水平上显著为负,而作为产业结构合理化的反向指标,该指数越小,产业结构越合理,因此实际产业结构合理化的影响在1%的水平上显著为正;产业结构高级化指数的估计参数不显著,与我国产业结构中服务业比重不断增加,但服务业总体效率却不高的事实相吻合。这一方面意味着产业结构的合理化变迁与城市经济效率提升具有稳定的正向关系,我国在现阶段仍应注重产业结构的聚合质量,关注城市产出结构与要素禀赋结构之间的协调;另一方面表明我国各地区经济发展状况及城市化水平差异较大,推动产业结构高级化需要以当地产业结构的合理化调整为必要基础。如果地方政府运用行政配置资源方式盲目追求产业结构高级化,可能不利于基于市场需求和技术积累所内生的产业结构合理化进程,反而会限制城市经济效率的拓展空间。

表 2 全国层面城市经济效率动态面板数据系统 GMM 回归结果

变量	模型( a)		模型( b)	
	Eq( 1)	Eq( 2)	Eq( 3)	Eq( 4)
产业结构合理化指数	-0. 1162*** [-4. 03]	-0. 1153*** [-3. 97]	-0. 1157*** [-4. 01]	-0. 1146*** [-3. 98]
产业结构高级化指数	0. 0275 [0. 86]	-0. 3047*** [-9. 55]	0. 0263 [0. 87]	-0. 3004*** [-9. 59]
城市规模	1. 1024*** [6. 01]	0. 8735*** [4. 37]	1. 1032*** [5. 85]	0. 8691*** [4. 34]
城市规模的平方项	-0. 0968*** [-3. 34]	-0. 0763*** [-2. 39]	-0. 0975*** [-3. 25]	-0. 0759** [-2. 42]
城市交通基础设施	0. 0361** [2. 26]	0. 0357** [2. 23]	0. 0364** [2. 28]	0. 0359** [2. 24]
城市信息基础设施	0. 0413*** [3. 02]	0. 0409*** [3. 01]	0. 0425*** [3. 12]	0. 0423*** [3. 09]
人力资本水平	0. 0683*** [4. 57]	0. 0679*** [4. 56]	0. 0695*** [4. 63]	0. 0692*** [4. 61]
外资参与度	0. 0601*** [7. 79]	0. 0597*** [7. 74]	0. 0612*** [7. 91]	0. 0609*** [7. 88]
政府干预程度	0. 0792 [1. 53]	0. 0807 [1. 55]	0. 0769 [1. 49]	0. 0771 [1. 48]
交叉相乘项( 交互项)		0. 0628*** [2. 83]		0. 0619*** [2. 87]
被解释变量滞后一阶	0. 7607*** [40. 03]	0. 7603*** [39. 91]	0. 7692*** [38. 47]	0. 7687*** [40. 48]
常数项	0. 2251** [2. 32]	0. 2213** [2. 28]	0. 2502** [2. 58]	0. 2463** [2. 54]
Sargan 检验	0. 365	0. 379	0. 371	0. 382
AR( 1)	0. 006	0. 002	0. 005	0. 003
AR( 2)	0. 853	0. 891	0. 869	0. 875

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著; 括号里为 t 统计量; Sargan 检验和 Arellano - Bond 给出显著性概率 P 值。

在引入交互项后, 如列 Eq( 2) 和 Eq( 4) 所示, 产业结构高级化指数的回归系数为负, 而与城市规模交互项的系数显著为正, 这说明产业结构高级化对城市经济效率的影响存在城市规模门槛, 即当城市人口规模较小时, 产业结构高级化不利于城市经济效率提升; 只有当城市人口规模达到一定水平, 产业结构高级化才能对城市经济效率产生正向影响。因为在拥有足够市场需求的大城市, 服务业更易于与上下游企业产生紧密联系, 城市规模越大, 高端服务业通过产业前后向关联效应、知识溢出效应及中间产品本地市场效应, 对城市全要素生产率提升的正向影响就越大; 而中小城市制造业基础薄弱, 市场规模和人力资源不足, 对知识密集型的高端服务业的内在需求不足, 低附加值的服务业又无法与实体经济产生实际关联, 资源和要素过度集中于低效率的服务业, 资源配置扭曲, 阻碍了城市经济效率的提升。具体可根据表 2 的参数估计结果计算出在我国城市产业结构调整的水平下, 产业结构高级化对城市经济效率产生促进效应的门槛规模:  $\partial(\ln TFP) / \partial(\ln TS) = -0. 3047 + 0. 0628 \ln Size$ , 我国城市从产业结构高级化获得效率增长的门槛规模大致为 128 万人, 低于该人口规模的城市大力提高服务业比重反而会城市经济效率提升产生不利影响。

从控制变量看, 模型( a) 和模型( b) 中城市规模的二次项回归系数在 1% 的水平下显著为负, 一次项系数显著为正, 验证了城市规模对经济效率的影响呈倒 U 型结构; 人力资本对城市经济效率的影响显著为正, 表明教育能够有效促进知识的生产与人

力资本的积累; 交通基础设施和通信基础设施对城市经济效率的正向影响在 5% 的水平上显著, 表明加强城市基础设施建设能够有效降低交易成本, 促进城市经济发展; 外商直接投资对城市经济效率的促进作用也得到了验证; 政府干预程度的回归系数不显著, 表明地方政府在培育城市经济潜力方面仍有待改进。政府在经济转型时期的作用固然重要, 但这种重要性不是表现在政府去干预企业投资决策, 而是在避免扭曲市场机制的前提下优化公共支出结构, 疏通知识过程的建设渠道。

## 2. 基于东中西部地区分组的分析

中国区域经济发展长期采取的是非均衡发展策略, 因而不同区域的产业结构变迁在城市经济效率提升中的作用可能存在差异, 分区域层面的回归结果见表 3。其中, 列 Eq( 1) 至 Eq( 6) 分别表示不含和包含交叉相乘项的情况。采用系统 GMM 估计方法, 各列的相关检验值均显示模型不存在二阶自相关和过渡识别等偏误。

分区域层面, 东中西部地区产业结构变迁对城市经济效率的影响方向与全国层面总体样本基本一致, 产业结构合理化变迁对城市经济效率提升的“结构红利效应”仍然存在。产业结构高级化并不是提高所有城市经济效率的灵丹妙药, 在人口规模较小的城市, 产业结构高级化不利于城市经济效率提升, 只有当城市规模达到一定水平, 产业结构高级化才能对城市经济效率产生促进效应。根据表 3 中产业结构高级化指数及其与城市规模交互项的参数估计结果计算, 中部和西部地区的城市从产业

表 3 分区域层面城市经济效率动态面板数据系统 GMM 回归结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	Eq(1)	Eq(2)	Eq(3)	Eq(4)	Eq(5)	Eq(6)
产业结构合理化指数	-0.0792***	-0.0785***	-0.0841***	-0.0836***	-0.1127***	-0.1123***
产业结构高级化指数	0.0207	-0.2472**	0.0153	-0.3104**	0.0132	-0.3147***
城市规模	0.9502**	0.6847**	1.1025**	0.8643**	1.3615**	1.1305**
城市规模的平方项	-0.0828**	-0.0621**	-0.0971*	-0.0776*	-0.1201**	-0.0997**
交互项		0.0526**		0.0631***		0.0635***
城市交通基础设施	0.0265**	0.0263**	0.0313**	0.0311**	0.0632***	0.0629***
城市信息基础设施	0.0327**	0.0323**	0.0416**	0.0413**	0.0608**	0.0603**
人力资本水平	0.0913***	0.0911***	0.0752**	0.0748**	0.0468**	0.0463**
政府干预程度	0.0371*	0.0365*	0.0807	0.0815	-0.0302*	-0.0297*
外资参与度	0.1037***	0.1033***	0.0417**	0.0406**	0.0374*	0.0386*
被解释变量滞后一阶	0.8782***	0.8759***	0.7297***	0.7281***	0.8218***	0.8213***
常数项	1.3263	0.8291	-1.0730	0.2064	-1.2150	-1.1537
Sargan 检验	0.471	0.463	0.421	0.397	0.439	0.452
AR(1)	0.001	0.001	0.012	0.009	0.010	0.008
AR(2)	0.813	0.827	0.738	0.751	0.842	0.856

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著；Sargan 检验和 Arellano-Bond 给出显著性概率 P 值；东部地区包含北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括山西、湖北、湖南、河南、江西、安徽、黑龙江、吉林；其他省份为西部地区。

结构高级化获得效率增长的门槛规模大致为 136 万人和 142 万人，高于全国总体样本的规模门槛，而东部样本门槛规模约为 110 万人。可能的原因是，在非均衡区域发展的作用下，东部地区经济起步较早，其同等规模的城市产业结构质量明显优于中西部地区，虽然在中部崛起和西部大开发等区域一体化战略的影响下，中西部通过承接产业转移和优化内部产业结构等方式加快了产业结构变迁，但短期内产业结构高级化对城市经济效率的双重效应受到城市化发展阶段、市场需求结构和人力资本结构等长期因素的限制，即便进行高强度的产业结构调整，也需要跨越更高的城市规模门槛，才能对城市全要素生产率提升产生促进效应。为确保估计结果的稳健性，将模型中产业结构高级化指数的度量方式替换为生产性服务业与制造业单位从业人员数之比，得到的主要估计结果仍然稳健，且多数控制变量的估计结果与理论预期相符。

## 六 结论及建议

### 1. 结论

第一，产业结构合理化对提升城市经济效率具有显著促进作用，即产业间要素投入结构和产出结构的耦合协调程度与聚合质量的改善对城市全要素生产率增长存在内在推动力。

第二，产业结构高级化对城市经济效率的影响受城市人口规模的制约，城市需要达到一定的门槛

规模，方能从产业结构高级化中获得经济效益；对于市辖区人口尚未达到门槛规模的城市，不宜过早“去工业化”，在产业格局的选择上盲目追求产业结构服务化将导致资源空间错配，反而不利于城市经济效率的提升。

第三，分地区来看，不同区域产业结构变迁路径对城市经济效率的影响存在差异，中西部地区城市从产业结构高级化获得效率增长的城市规模门槛高于全国总体样本和东部城市的规模门槛。

第四，控制变量估计结果显示，城市的外资参与度、交通基础设施及信息基础设施水平，特别是人力资本水平的提高有助于城市经济效率提升。

### 2. 建议

第一，对尚未跨越规模门槛的中小城市而言，需理性看待产业结构高级化，应将产业结构合理化放到更为重要的位置。产业结构调整战略应以改善城市经济效率为导向，选择与城市资源禀赋特征、市场需求结构及城市化阶段相匹配的产业发展次序。中小城市首先要推进制造业集聚和特色产业的专业化发展，才能吸引高效率服务业的集聚，应避免过度追求产业结构高级化而导致的产业结构不合理。

第二，主要大城市特别是国家中心城市应着力提升“中国服务”的竞争力，加快发展现代服务业，重点发展知识密集型的高端服务业，并通过扩散效应辐射带动周边城市群中小城市制造业的转型升级。在城市群或都市圈内应增强产业之间的关联度及互补性，形成城市间产业发展的合理梯度与协作

网络,最终构建服务业与工业融合共生、效率导向的城市现代产业体系。

第三,要促进人力资本结构升级与产业结构升级相匹配,重塑以知识生产配置和人力资本要素为核心的效率模式。应完善城市人力资本体系建设,加快劳动力中等教育比重的提升及高端人力资本的储备,为城市化的知识过程建设开拓空间。

**【Abstract】** Industrial structure changing is an important way to improve the urban economic efficiency, but in the short term, the effect of rationalization of industrial structure and upgrading of industrial structure is different. Based on the panel data of China's 285 cities in 2003 - 2015, from two perspectives of rationalization and upgrading, this essay builds econometric models of industrial structure and urban TFP, which tested by SYS - GMM to analyze the effect of industrial structure on the growth of urban economic efficiency. The results show that: Firstly, the rationalization of industrial structure has a significant positive influence on urban economic efficiency, but the influence of upgrading of industrial structure is restricted by the size of the city; Secondly, the influence of industrial structure on urban economic efficiency increasing has a size threshold due to the mismatching of city - industry relations, and only the cities surpass over a certain threshold size, can they get efficiency growth benefit from the upgrading of industrial structure; Thirdly, for regions, the size threshold of structural bonus in central and western areas are higher than the national average level.

**【Key words】** rationalization of industrial structure; upgrading of industrial structure; economic efficiency; urban scale; threshold

### 参考文献

- [1] 于斌斌. 产业结构调整如何提高地区能源效率[J]. 财经研究, 2017(1): 86 - 97
- [2] 华民. 中国经济增长中的结构问题[J]. 探索与争鸣, 2017(5): 118 - 122
- [3] 宋建, 郑江淮. 产业结构、经济增长与服务业成本病——来自中国的经验证据[J]. 产业经济研究, 2017(2): 1 - 13
- [4] 孙叶飞, 夏青, 周敏. 新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(11): 23 - 40
- [5] 陶爱萍, 江鑫. 城市规模对劳动生产率的影响——以中国 267 个城市为例[J]. 城市问题, 2017(8): 15 - 21
- [6] 王佳, 陈浩. 交通设施、人口集聚密度对城市生产率的影响——基于中国地级市面板数据的分析[J]. 城市问题, 2016(11): 53 - 60
- [7] Aldrighi D, Colistete R P. Industrial Growth and Structural Change: Brazil in a Long - Run Perspective [R]. Working Papers Department of Economics, 2013
- [8] Timmer M P, Szirmai A. Productivity growth in Asian manufac-

- ture: the structural bonus hypothesis examined [J]. Structural Change & Economic Dynamics, 2000(4): 371 - 392
- [9] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究, 2008(11): 4 - 15
- [10] 杨天宇, 曹志楠. 中国经济增长速度放缓的原因是“结构性减速”吗[J]. 中国人民大学学报, 2015(4): 69 - 79
- [11] 毛丰付, 潘加顺. 资本深化、产业结构与中国城市劳动生产率[J]. 中国工业经济, 2012(10): 32 - 44
- [12] 柯善咨, 赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 经济研究, 2014(4): 76 - 88
- [13] 袁富华. 长期增长过程中的“结构性加速”和“结构性减速”: 一种解释[J]. 经济研究, 2012(3): 49 - 59
- [14] Baumol W. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis [J]. American Economic Review, 1967(3): 415 - 426
- [15] 温杰, 张建华. 中国产业结构变迁的资源再配置效应[J]. 中国软科学, 2010(6): 57 - 67
- [16] 张军等. 结构改革与中国工业增长[J]. 经济研究, 2009(7): 4 - 20
- [17] 王鹏, 尤济红. 产业结构调整的要害配置效率——兼对“结构红利假说”的再检验[J]. 经济学动态, 2015(10): 70 - 80
- [18] 李翔, 刘刚, 王蒙. 第三产业份额提升是结构红利还是成本病[J]. 统计研究, 2016(7): 46 - 54
- [19] 傅元海, 叶祥松, 王展祥. 制造业结构变迁与经济增长效率提高[J]. 经济研究, 2016(8): 86 - 100
- [20] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011(5): 4 - 16
- [21] 金晓雨. 中国生产性服务业发展与城市生产率研究[J]. 产业经济研究, 2015(6): 32 - 41
- [22] 张浩然. 生产性服务业集聚与城市经济绩效——基于行业 and 地区异质性视角的分析[J]. 财经研究, 2015(5): 69 - 77
- [23] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 - 2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17 - 31

(责任编辑: 李小敏)