

doi:10.3969/j.issn.1671-9247.2022.05.003

# 地区人才贡献的估算与比较研究

朱克朋

(安徽工业大学 商学院,安徽 马鞍山 243032)

**摘要:**用人才流动作为生产率扰动的代理变量,对地区生产函数进行参数估计,估算和比较各地大专及以上学历人才资源对地区生产总值的贡献,并对影响各地人才贡献变化的因素进行分解。研究发现,各地人才贡献具有较大差异,变化方向也不相同。长三角地区2010年沪苏浙三地的人才贡献远高于安徽省的人才贡献,而随着时间的推移,沪浙两地大专及以上学历人才资源的贡献下降,安徽省相同人才资源的贡献上升。安徽省人才贡献的上升主要归功于该地全要素生产率的增长和固定资本存量的增加,而沪浙两地人才贡献的下降主要受制于人才资源的边际收益递减规律。

**关键词:**人才贡献;地区生产函数;长三角地区;人才流动

**中图分类号:**F242;F129.9

**文献标识码:**A

**文章编号:**1671-9247(2022)05-0010-05

## Estimation and Comparative Research on the Contribution of Regional Talents

ZHU Kepeng

(School of Business, AHUT, Ma'anshan 243032, Anhui, China)

**Abstract:** Using talent flow as the proxy variable of productivity disturbance, and estimating the parameters of the regional production function, this paper estimates and compares the contribution of talent resources with college degree and above to the regional GDP, and decomposes the factors that affect the change of talent contribution in various regions. Research has found that there are significant differences in the contributions of talents from different regions, and the direction of change is also different. In 2010, the talent contribution of Shanghai, Jiangsu, and Zhejiang in the Yangtze River Delta region was much higher than that of Anhui province. However, over the time, the contribution of talent resources with associate degrees or above in Shanghai and Zhejiang decreased, while the contribution of similar talent resources in Anhui province increased. The increase of talent contribution in Anhui province is mainly attributed to the growth of total factor productivity and the increase of fixed capital stock, while the decline of talent contribution in Shanghai and Zhejiang is mainly subject to the law of diminishing marginal revenue of talent resources.

**Key words:** talent contribution; regional production function; the Yangtze River Delta region; talent mobility

## 一、引言

随着中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段,人才资源对地区经济发展起着越来越重要的作用。各地对人才的争夺日趋激烈,相继出台相应的人才政策,以吸引更多的人才资源。经济实力较强的省份,在人才引进中占据优势,过去十多年中积聚起丰富的人才资源。以长三角地区为例,根据《中国劳动统计年鉴》的数据推算,2020年苏沪两地的就业人数相比2010年增加了611万人,而安徽省的就业人数相比2010年减少604万人。总体上,长三角地区大专及以上学历就业人员占全国比重在上升,从2010年的20.6%上升到2020年的22.2%。但是,位于长三角地区的安徽省,该比重却从2010年的3.8%下降到2020年的3.6%。比重的变化反映了过去十多年间人才资源向发达省份聚集的情况。

与此相关的问题是,既然人才资源向发达省份集聚,那么人才资源在发达省份的贡献是否就高于在其他省份的贡献呢?如果答案是肯定的,那么这种集聚从整体经济的角度来说合理的;但如果答案是否定的,那这种集聚意味着人才资源的错配。所以,估算人

才资源在不同地区的贡献,是评判人才资源向发达省份集聚合理性的关键。对人才贡献进行估算的文献颇多。一类文献注重对特定专门人才贡献的评价<sup>[1-3]</sup>。这类研究虽然一定程度上能够识别特定专门人才对经济的贡献,但对人才资源总体上的贡献并没有给出明确结果。另一类文献估算了人力资本对经济增长的贡献<sup>[4-6]</sup>。这类研究虽然能够测度随着教育程度的提高人力资本在经济增长中贡献的变化,但未能对人才资源的贡献和普通劳动力的贡献作出区分。相对于现有文献,本文可能的边际贡献在于:首先,对生产函数估计方法进行了调整,用人才流动作为生产率扰动的代理变量,以适合地区层面的数据,纠正估计过程中的内生性偏差问题;其次,对地区人才资源的贡献和普通劳动力的贡献进行了区分,估算了大专及以上学历人才资源的贡献;最后,对2010—2019年间不同省市人才贡献的变化进行了分解,以判断是何种因素导致人才贡献的上升或下降。

## 二、研究方法

本文用人才资源对地区生产总值的边际产出来估算该地区的人才贡献,它是边际上增加一单位人才资

收稿日期:2022-03-04

基金项目:教育部人文社会科学青年基金项目;地方竞争视角下人才流动的福利效应与协调机制研究(18YJC90244);安徽省高校人文社会科学重点项目;地方竞争视角下安徽科技人才政策的激励机制研究(SK2019A0056);安徽省高校优秀人才支持计划项目(gxyqZD2021008)

作者简介:朱克朋(1982—),男,安徽望江人,安徽工业大学商学院副教授,硕士生导师,博士。

源所增加的地区生产总值。把地区生产总值作为产出指标,投入指标为该地区的固定资本存量、普通劳动力数量和人才资源数量。地区生产函数为柯布-道格拉斯形式:

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta H_i^\gamma \quad (1)$$

其中, $Y_i$ 为地区*i*的产出, $K_i$ 、 $L_i$ 和 $H_i$ 分别为地区*i*的固定资本投入、普通劳动力投入和人才资源投入, $A_i$ 为地区*i*的全要素生产率水平。地区*i*人才资源的边际产出为:

$$MPH_i = \gamma A_i K_i^\alpha L_i^\beta H_i^{\gamma-1} \quad (2)$$

由此可知,人才资源的边际产出与该地区的全要素生产率水平、固定资本存量、普通劳动力数量和人才资源数量有关。随着时间的推移,人才资源的边际产出不是固定不变的,人才贡献会发生变动。如果投入产出弹性 $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 的值介于0与1之间,则人才资源的边际产出随全要素生产率水平、固定资本存量和普通劳动力数量的增加而上升,而因边际收益递减规律随人才资源数量的增加而下降。把(2)式两边取对数,人才资源边际产出从*t*-1期到*t*期的变动可分解为<sup>①</sup>:

$$\ln MPH_{i,t} - \ln MPH_{i,t-1} = (\ln A_{i,t} - \ln A_{i,t-1}) + \alpha (\ln K_{i,t} - \ln K_{i,t-1}) + \beta (\ln L_{i,t} - \ln L_{i,t-1}) + (\gamma - 1) (\ln H_{i,t} - \ln H_{i,t-1}) \quad (3)$$

上式把人才资源边际产出的变动分解为全要素生产率增长的影响、固定资本增长的影响、普通劳动力增长的影响和人才资源边际收益递减的影响。

定量测算各地区人才资源的边际产出,需要对地区生产函数的参数进行估计。但由于生产率与要素投入之间的相关性,在估计过程中易产生内生性偏差问题。为了解决这个问题,Olley et al<sup>[7]</sup>建议把投资作为生产率扰动的代理变量来对生产函数进行估计,而Levinsohn et al<sup>[8]</sup>建议用中间投入作为生产率扰动的代理变量。与他们在企业层面的估计不同,本文所估计的是地区层面的生产函数。在地区层面,需要寻找新的变量作为生产率扰动的代理变量。Levinsohn et al<sup>[8]</sup>认为,一个较好的代理变量具有以下性质:第一,这个变量的数据能够获得;第二,这个变量能反映生产率的扰动;第三,这个变量不是状态变量。在地区层面,因缺少中间投入的数据,所以不能把中间投入作为生产率扰动的代理变量。在地区层面,投资与生产率的相关性不明显,投资反映不了生产率的扰动,因此也不能把投资作为生产率扰动的代理变量。在本文所建立的数据库中,人才流动这个变量反映了地区生产率的扰动。在过去的十多年里,广东、上海和江苏等经济发达省市,吸引了大批人才资源,而这些省市正是生产率水平相对较高的地区。同时,人才流动是存量的变化值,

它不是一个状态变量。所以,本文把人才流动作为生产率扰动的代理变量,对生产函数进行估计,以适合地区层面的数据,纠正参数估计的内生性偏差。具体估计方法如下:

把地区生产函数转化为对数形式,并加入扰动项:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha \ln K_{i,t} + \beta \ln L_{i,t} + \gamma \ln H_{i,t} + \omega_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $\omega$ 为生产率扰动项, $\varepsilon$ 为随机扰动项。

一个地区的人才流动用该地区人才资源占全国比重的变化来衡量,把从*t*-1期到*t*期这一比重的变化记为 $m_{i,t}$ ,它可能正值也可能是负值。正值意味着人才的净流入,负值意味着人才的净流出,其依赖于该地区的状态变量 $\ln K_{i,t}$ 和生产率 $\omega_{i,t}$ :

$$m_{i,t} = m(\ln K_{i,t}, \omega_{i,t}) \quad (5)$$

在这个函数满足单调性时, $\omega_{i,t}$ 可写为 $\ln K_{i,t}$ 与 $m_{i,t}$ 的函数:

$$\omega_{i,t} = \omega(\ln K_{i,t}, m_{i,t}) \quad (6)$$

因此,对数生产函数可以写成:

$$\ln Y_{i,t} = \beta \ln L_{i,t} + \gamma \ln H_{i,t} + \varphi(\ln K_{i,t}, m_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

以三阶多项式对 $\varphi(\ln K_{i,t}, s_{i,t})$ 进行近似,并用Pet-  
rin et al<sup>[9]</sup>的程序对各参数进行迭代估计,用自助法给出所估计参数的标准差。

### 三、数据与参数估计

本文的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。在数据处理上,把各项名义指标换算成2000年价格衡量的指标。

产出方面,以各省市2000年的地区生产总值和以后年份的地区生产总值指数计算得到2000年价地区生产总值。固定资本投入方面,以张军<sup>[10]</sup>估算的各省市2000年固定资本存量为基数,之后年份用永续盘存法计算当年固定资本存量。具体地,先对各省市历年固定资本形成额以固定资产投资价格指数进行平减,得到2000年价固定资本形成额;再用上年固定资本存量加上当年固定资本形成额(2000年价)减去折旧得到当年的固定资本存量;借鉴单豪杰<sup>[11]</sup>的做法,固定资本的折旧率设定为10.96%。劳动力投入方面,用各省市就业人员总数乘以大专以下学历劳动力占比得到普通劳动力人数;用各省市就业人员总数乘以大专及以上学历劳动力占比得到人才资源人数;用各种学历劳动力占比乘以对应的受教育年数加总得到劳动力的平均受教育年数,其中各种学历劳动力的受教育年数分别设为:未上学的为0年,小学学历的为6年,初中学历的为9年,高中学历的为12年,大专学历的为15年,大学本科学历的为16年,研究生学历的为19年。所计算得到的数据时间跨度为2000年至2020年,其中2010年和2019年长三角地区四省市的数据见表1。

表1 2010年和2019年长三角地区四省市相关数据

	2010年					2019年				
	地区生产总值	固定资本存量	就业人数(万人)	平均受教育年数	大专及以上学历占比(%)	地区生产总值	固定资本存量	就业人数(万人)	平均受教育年数	大专及以上学历占比(%)
上海	13 597	28 337	925	11.2	28.3	25 158	53 457	1 381	12.9	50.8
江苏	29 709	63 083	4 732	9.5	12.0	61 404	148 810	4 918	10.8	27.7
浙江	19 536	44 424	3 989	9.1	11.5	38 319	98 667	3 877	11.0	30.6
安徽	9 347	19 063	3 847	8.2	7.5	21 331	55 979	3 260	9.5	18.9

注:根据历年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》的数据计算得到。其中地区生产总值和固定资本存量以2000年价格衡量,单位为亿元。由于2020年国民经济受新冠疫情影响且各省份所受影响程度不同,该年份的数据反映不了各地区的人才贡献,所以这里报告邻近的2019年数据。其他省份和年份的数据如需要可向作者索要。

表2 地区生产函数的参数估计结果

	(1)	(2)	(3)
固定资本	0.137 (0.26)	0.191 (0.20)	0.168 (0.26)
普通劳动力	0.191** (0.08)		
人才资源	0.304** (0.15)		
就业人数		0.507*** (0.09)	0.478*** (0.13)
平均受教育年数		1.395** (0.60)	
大专及以上学历占比			0.222 (0.17)
obs.	62	62	62
Chi2	1.48	2.26	1.02

注:用 stata15.0 计算得到,其中括号内为估计值的标准差,上标\*表示  $p < 0.1$ ,\*\*表示  $p < 0.05$ ,\*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

计算得出,从2010年到2019年,全国就业人员的平均受教育年数从9.0年上升到10.4年,大专及以上学历就业人员占比从10.0%增加到22.7%。但各省差异较大,以表1中长三角地区四省市为例,2010—2019年上海市大专及以上学历就业人员所占比重远远高于其他省份,是安徽省的两倍以上。

表2给出了地区生产函数的参数估计结果。因为

表3 2010年和2019年长三角地区四省市人才贡献估算结果

	2010年			2019年		
	就业人员人均产出(万元)	大专及以上学历人才贡献(万元)	受教育年数的边际贡献(%)	就业人员人均产出(万元)	大专及以上学历人才贡献(万元)	受教育年数的边际贡献(%)
上海	18.6	20.0	12.5	27.6	16.6	10.8
江苏	8.8	22.2	14.7	20.3	22.3	12.9
浙江	6.9	18.4	15.3	16.1	16.0	12.7
安徽	3.2	13.0	17.0	11.4	18.3	14.7

注:根据地区生产函数参数估计结果估算得到,其中受教育年数的边际贡献是指在边际上该省平均受教育年数增加一年所能导致的地区生产总值上升的百分比。其他省份的估算结果如需要可向作者索要。

表3中的估算结果表明,各地人才贡献存在显著差异。就长三角地区四省市来说,2010年大专及以上学历人才资源的贡献均超过就业人员的人均产出,江苏省和上海市大专及以上学历人才资源的贡献较高,超过了20万元;安徽省大专及以上学历人才资源的贡献稍低,为13万元。到2019年,四省市大专及以上学历人才资源的贡献发生了变化,安徽省大专及以上学历人才资源的贡献依旧大幅高于就业人员的人均产出,江苏省大专及以上学历人才的贡献稍高于就业人员的人均产出,但上海市大专及以上学历人才资源的贡献已经低于就业人员的人均产出。在这近十年的时间里,上海市和浙江省大专及以上学历人才资源的贡献不仅没有上升,反而有所下降。到2019年,上海市和

所有变量都为对数形式,所以估计出的参数为该变量的产出弹性。表2中给出了三个方程的估计结果,结果相差不大,所估计出的参数比较稳健。

根据表2的估计结果,固定资本的产出弹性较小且不显著。这与各地固定资产投资增速有关,各地固定资产存量的增速远高于地区生产总值的增速,使得资本产出比不断提高。计算得出,2010年资本产出比平均值仅为2.66,到2019年上升到3.54,因此固定资本的产出弹性较小是符合实际的。普通劳动力和人才资源的产出弹性估计都很显著,人才资源的产出弹性高出普通劳动力的产出弹性,这印证了人才资源的重要性。所估计的就业人数的产出弹性为0.5左右,这个估计值也很显著。根据2020年《中国统计年鉴》中投入产出表的数据计算,总体上劳动报酬占增加值的比例为0.51,与所估计的产出弹性相近,因此所估计的就业人数的产出弹性是合理的。所估计的平均受教育年数的产出弹性为1.395,意味着平均受教育年数上升1%会使产出增加1.395%,这也说明了人才资源的作用。最后,大专及以上学历就业人员占比的产出弹性为正,说明了一个地区高学历人才的正面作用,但这个弹性不是很显著。后文会分析到,由于人才资源的聚集,部分省市大专及以上学历就业人员占比已经很高,大专及以上学历人才资源的贡献小于就业人员的人均产出。这使得大专及以上学历就业人员占比的产出弹性变得不显著。

#### 四、人才贡献估算结果与增长的因素分解

根据地区生产函数的参数估计结果,估算各地大专及以上学历人才的贡献,估算结果见表3。

浙江省大专及以上学历人才资源的贡献已低于安徽省大专及以上学历人才资源的贡献。

需要强调的是,大专及以上学历人才资源的贡献低于就业人员的人均产出并不意味着人才资源的贡献比普通劳动力的贡献低。就业人员的人均产出并不仅仅是就业人员的贡献,还包括了固定资本等因素的贡献,它是地区生产总值与就业人数之比。实际上,无论是上海市和浙江省,还是江苏省和安徽省,就业人员的平均受教育年数越高,就业人员的人均产出越高。在2019年就业人员平均受教育年数为12.9年的上海市,就业人员的人均产出达到27.6万元;而2019年就业人员平均受教育年数仅为9.5年的安徽省,就业人员的人均产出要低得多,只有11.4万元,不到上海市的一半。

从表3中教育年数的边际贡献可以看出,尽管四省市的边际贡献有所不同,但四省市平均受教育年数在边际增加一年,都会使地区生产总值增加超过10%。

表4 2010—2019年长三角地区四省市人才贡献的变动及其影响因素

	人才贡献 增长率(%)	生产率增长的 影响(%)	固定资本 增长的影响(%)	普通劳动力 增长的影响(%)	人才资源边际 收益递减影响(%)	其他因素的 影响(%)
上海	-17.0	25.0	12.1	0.5	-116.9	62.3
江苏	0.5	45.0	18.6	-2.8	-97.4	37.0
浙江	-13.0	38.6	16.7	-4.5	-110.4	46.6
安徽	40.8	65.5	26.5	-4.9	-79.0	32.6

注:根据地区生产函数参数估计结果计算得到,其他省份计算结果如需要可向作者索要。

表4表明,2010—2019年,各地人才贡献变动方向也存在差异。在长三角地区,上海市和浙江省大专及以上学历人才资源的贡献下降,而安徽省大专及以上学历人才资源的贡献上升。对比各种影响人才贡献的因素,会发现生产率增长是影响安徽省人才贡献上升的最主要因素。2010—2019年,安徽省全要素生产率增长了65.5%,高于长三角地区其他省市的全要素生产率的增长率。固定资本的增长也影响到人才贡献。在这期间安徽省人才贡献的增长可以部分归因于固定资本存量的增长速度较快。另外,普通劳动力对人才贡献也有影响,人才作用的发挥需要与普通劳动力协同。2010—2019年安徽省、浙江省和江苏省普通劳动力的数量减少,其中安徽省普通劳动力数量减少最多。据《中国劳动统计年鉴》的数据推算,2010—2019年期间安徽省大专以下学历就业人员数量减少了大约915万人。这对人才作用的发挥产生了负向影响,使安徽省人才贡献下降4.9个百分点。

人才资源作为一种要素投入受到边际收益递减规律的影响。虽然人才资源的产出弹性高于普通劳动力的产出弹性,但依然小于1。这使得随着人才资源投入数量的增多,在边际上产出的增量下降。在其他因素不变的前提下,某个地区人才资源数量越多,越会造成人才资源的拥挤,所以人才贡献下降。这种情况对大专及以上学历人才资源来说是合理的。如果是高层次科研人才,因他们在技术进步上的作用,这些人才资源贡献可能会通过全要素生产率增长来体现。2010—2019年,长三角地区四省市大专及以上学历就业人员数量都增长了一倍以上,上海市、江苏省、浙江省和安徽省2019年大专及以上学历就业人员数量分别为2010年的2.69倍、2.59倍、2.41倍和2.13倍。在上海市,2019年大专及以上学历就业人员占比超过了50%。这样,由于边际收益递减规律的影响,大专及以上学历人才资源数量的增加造成了四省市人才贡献的下降。上海市和浙江省之所以在2010—2019年人才贡献下降,主要原因是大专及以上学历人才资源数量庞大、人才资源已不是稀缺资源造成的。

## 五、主要结论与政策涵义

通过构建地区生产函数,本文估算了2010—2019年大专及以上学历人才资源对各地的经济贡献,比较了各地人才贡献的差异,并探讨了人才贡献随时间变

为了解释各省市人才贡献随时间变动的差异,依据(3)式进行分解,结果见表4。

动的影响因素。主要结论包括:(1)各地人才贡献存在显著差异。以长三角地区为例,2010年苏浙沪三省市大专及以上学历人才资源的贡献要显著高于安徽省大专及以上学历人才资源的贡献。(2)随着时间的推移各地人才贡献发生变动,且变动方向不一致。以长三角地区为例,2010—2019年,安徽省大专及以上学历人才资源的贡献上升,而上海市和浙江省大专及以上学历人才资源的贡献下降。到2019年,上海市和浙江省大专及以上学历人才资源的贡献已低于安徽省相同人才资源的贡献。(3)诸多因素影响到人才贡献的变动,包括全要素生产率、固定资产存量、普通劳动力的数量,还有人才资源边际收益递减规律。以长三角地区为例,2010—2019年大专及以上学历人才资源的贡献的上升主要归因于安徽省全要素生产率的增长和固定资本存量的增加;而上海市大专及以上学历人才资源的贡献下降主要是由人才资源边际收益递减规律所导致。在过去的十多年里,大量大专及以上学历人才资源向上海市等经济发达省份集聚,这些人才资源对发达地区经济的贡献在下降。

这些结论的政策含义有:(1)协调地区间的人才流动。总体上过去十多年地区间的人才流动具有合理性。根据本文的估算,2010年沿海发达省份的人才贡献确实要高于其他省份的人才贡献。但是,随着时间的推移,各地人才贡献发生改变,如安徽省大专及以上学历人才资源的贡献上升。在这种情况下,过度的人才争夺会导致人才资源的错配,要协调好地区间的人才流动,减少非市场力量的干预。(2)重视人才配套的软硬环境。根据本文的研究,人才贡献受到全要素生产率和固定资本存量的影响,这意味着人才作用的发挥需要地区生产效率的提升与固定资产投入的增加与之相辅。各地区不要只注重人才引进而忽视软环境的建设和硬件设施的配套,只有创造良好的软硬环境才能使人才作用得到更好的发挥。(3)改善地区人才激励机制。根据本文的研究,人才资源作为一种要素投入受到边际递减规律的影响。但人才资源与其他要素投入有一点不同,人才资源的主体是人,其努力程度和创造性受到主体感知和情绪的影响,一种良好的人才激励机制能够使人工作更努力,激发更多的创造性。生产效率的提高可克服边际收益递减规律的影响。各地区要改善人才激励机制,充分发挥人才资源的内在潜力,提高其对地区经济的贡献。(下转第23页)

## 六、研究结论与政策启示

以2012—2019年A股上市公司为研究对象,实证检验了减税降费政策对企业实际税负的影响,以及税、费征管权合并其中的作用。研究表明,企业实际税负在大规模减税降费政策实施后显著下降,税、费征管权合并对减税降费政策的减税效应有显著抑制作用。进一步分析表明,财政压力和高税收征管力度均显著抑制了减税降费政策的减税效应。

本文的研究结论对当前的减税安排有一定的启示作用。第一,减税降费政策在降低企业实际税负方面有显著成效,未来应继续优化和落实减税降费政策,为企业减轻负担。第二,税、费征管权合并显著抑制减税降费政策的减税效应,说明加强税务部门与非税务部门的信息共享会导致企业实际税负增加,因此在进一步加强税务共享的同时应加强减税降费力度,促进我国税制实现“低税率、高征管”目标。第三,财政压力和高税收征管力度均会显著抑制减税降费政策的减税效应,表明实施减税降费政策应注重减轻地方政府财政压力,防止地方政府因创收压力而策略性加大税收征管力度,弱化减税降费政策的减税效应。

### 参考文献:

- [1]高培勇. 我们究竟需要什么样的减税降费: 辨识来自于两个维度的两套分析答案[J]. 财经界, 201(1): 29-31.
- [2]孙维. 减税降费新形势下降低企业人工成本的挑战及对策[J]. 地方财政研究, 2019(3): 41-46.
- [3]刘方. 减税降费落实中存在的问题及对策[J]. 宏观经济管理, 2019(10): 29-32.
- [4]汤曲. 减税降费背景下地方财政的短期困境及建议[J]. 财会研究, 2020(8): 11-14.

- [5]吴文锋, 吴冲锋, 芮萌. 中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J]. 管理世界, 2009(3): 134-142.
- [6]刘慧龙, 吴联生. 制度环境、所有权性质与企业实际税率[J]. 管理世界, 2014(4): 42-52.
- [7]陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等[J]. 中国社会科学, 2016(4): 53-70.
- [8]詹新宇, 刘文彬, 李文健. 地方经济增长目标管理与企业实际税负[J]. 财政研究, 2020(11): 84-100.
- [9]田彬彬, 陶东杰, 李文健. 税收任务、策略性征管与企业实际税负[J]. 经济研究, 2020, 55(8): 121-136.
- [10]许红梅, 李春涛. 社保费征管与企业避税: 来自《社会保险法》实施的准自然实验证据[J]. 经济研究, 2020(6): 122-137.
- [11]ARMSTRONG C S, BLOUIN J L, LARCKER D F. Corporate governance, incentives, and tax avoidance[J]. Journal of Accounting and Economics, 2015, 60(1): 1-17.
- [12]吴联生, 李辰. “先征后返”, 公司税负与税收政策的有效性[J]. 中国社会科学, 2007(4): 61-73.
- [13]刘骏, 薛伟, 刘峰. 税负刚性: 计划型税收征管模式下的中国企业税负特征[J]. 当代会计评论, 2019, 12(1): 1-22.
- [14]姚东旻, 朱泳奕, 张鹏远. 税种差异, 实际税率与企业生产要素需求[J]. 世界经济, 2020(5): 124-146.
- [15]王亚男, 周泽将. 社会关系网络能降低民营企业的实际税负吗: 基于中国上市公司独立董事视角的实证分析[J]. 当代经济研究, 2017(9): 73-79.
- [16]唐云锋, 马春华. 财政压力、土地财政与“房价棘轮效应”[J]. 财贸经济, 2017(11): 39-54.
- [17]曾亚敏, 张俊生. 税收征管能够发挥公司治理功用吗? [J]. 管理世界, 2009(3): 143-151.

(责任编辑 汪继友)

(上接第13页)

### 注释:

①变量取对数后在两期之间的离差近似等于该变量在两期之间的增长率。

### 参考文献:

- [1]吴翠花, 李慧, 张雁敏. 高端引进人才社会经济贡献评价指标的构建[J]. 统计与决策, 2014(17): 32-35.
- [2]林海涛, 汪沛沛. 专业服务业人才供应与经济贡献的省域评价[J]. 系统工程, 2017, 35(9): 87-93.
- [3]姚建建, 门金来. 高校科技人才培养对区域发展的贡献: 基于上海市人力资本和经济发展的分析[J]. 科技管理研究, 2020, 40(24): 118-126.
- [4]孟望生, 王询, 李井林. 人力资本和物质资本对增长贡献的变化: 逻辑推理与中国省级面板数据的实证检验[J]. 经济与管理研究, 2015, 36(6): 56-66.
- [5]梁润, 余静文, 冯时. 人力资本对中国经济增长的贡献测算[J]. 南方经济, 2015(7): 1-14.

- [6]张勇. 人力资本贡献与中国经济增长的可持续性[J]. 世界经济, 2020, 43(4): 75-99.
- [7]OLLEYG S, A PAKES. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [8]LEVINSOHN J, A PETRIN. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [9]PETRIN A, B P POI, J LEVINSOHN. Production function estimation in stata using inputs to control for unobservables[J]. Stata Journal, 2004, 4(2): 113-123.
- [10]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.
- [11]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, 25(10): 17-31.

(责任编辑 汪继友)