所得税负担会影响地区全要素生产率吗？

——基于省际面板数据的实证分析

许先普，李加主

（湘潭大学 商学院，湖南 湘潭 411105）

摘 要：本文利用2003—2017年中国大陆地区30个省份的面板数据，采用非参数DEA-Malmquist测算方法和双向固定效应面板回归模型，实证检验了所得税减免对地区全要素生产率的影响机理及效应。研究发现：所得税减免能够显著促进地区全要素生产率水平的提高，且相对于个人所得税减免而言，企业所得税减税对全要素生产率的影响作用更大，从而证实了“所得税减免→人力资本积累或企业技术创新→全要素生产率提升”的作用路径；分区域来看，中部地区所得税减免对全要素生产率的促进作用较为明显，而在东西部地区其效果并不明显。本文的研究结论对于当前政府进行结构性减税降费以刺激经济活力的政策实施具有重大意义。

关键词：个人所得税；企业所得税；全要素生产率；面板数据回归模型

中图分类号：F064.1 **文献标志码**：A **文章编号**：1002—980X（2020）4—0137—09

1978—2015年，中国经济年均增速9.69%，创造了举世瞩目的“增长奇迹”。但是近几年来，随着中国经济进入新常态，经济增速下滑引起社会各界对“新常态”的讨论和对中国经济增长前景的担忧，美国经济学家Krugman[1]提出中国及东亚地区的经济增长“无奇迹”的断言，认为中国经济之所以取得高速发展，完全是由于密集的资本投入以及大量的劳动力投入所带来的，认为中国的全要素生产率对于中国经济的高速发展并没有起到很大的作用，全要素生产率一直停留在一个很低的水平。对此，有大量学者进行了深入地研究，其中Young[2]通过测算中国的全要素生产率，发现中国的全要素生产率的确处于一个非常低的水平，从而支持了Krugman的断言。Ozyurt[3]采用中国20世纪90年代工业部门的数据，研究发现全要素生产率对中国工业增长的贡献为负值。与此相反，Chow和Lin[4]、Wu[5]的研究却表明，改革开放以来中国全要素生产率稳步增长，是中国经济增长的重要推动力。张军和施少华[6]都认为全要素生产率是中国经济高速发展的重要原因。不管上述观点孰是孰非，学者们都形成了一个统一的认识，即：一个国家的经济能否持续健康发展，关键在于如何提高这个国家的全要素生产率水平。何为全要素生产率？参照易纲等[7]全要素生产率是指各要素（如资本和劳动等）投入之外的技术进步（变化）对经济增长贡献的因素，亦即不能用投入要素所解释的那一部分增长率就是全要素生产率，主要包括技术进步、制度完善、规模优势等。随着近年来中国经济的增速开始下滑，经济结构面临转型升级的压力，如何保持经济发展由高速度发展向高质量发展转变的同时，稳步提高全要素生产率水平成为党和国家经济工作的重中之重。党的十九大明确提出“以供给侧结构性改革为主线，推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革，提高全要素生产率”。由此可见，全要素生产率是衡量一个国家经济技术发展水平的重要指标。在当前中国经济下行压力增大的背景下，政府如何利用政策来促进全要素生产率水平变得尤为重要。

在宏观政策中，政府可利用的政策包括货币政策与财政政策，由于现行的利率下调空间有限、传导渠道不畅、存在时滞等问题，使得货币政策的使用效果大打折扣；另一方面，不断攀升的地方债务问题显著地缩小了财政支出政策的使用范围，进一步扩大政府财政支出不仅要面临融资难问题，还可能造成投资回报率下降、经济结构扭曲以及腐败等问题[8-9]。所以在货币政策与扩张性的财政政策运用受阻的情况下，利用税收政策来引导全要素生产率的提升就变得尤其重要。在税收政策的运用中，为了提高全要素生产，究竟应该减哪种税？考虑到所得税是从企业、个人收入中直接进行扣除的费用，所得税的变动无论是对于个人还是企业的生产积极性都产生了很大影响，故所得税的变动相比于其他税种可能会对全要素生产率产生更大的影响，

收稿日期：2020—01—17

基金项目：湖南省社会科学成果评审委员会一般资助课题“杠杆转移的风险演化机理及动态调控策略研究”（XSP19YBZ053）

作者简介：许先普（1982—），男，湖南湘潭人，博士，湘潭大学商学院副教授，硕士研究生导师，研究方向：宏观经济理论；李加主（1993—），男，湖南娄底人，湘潭大学商学院应用经济学专业硕士研究生，研究方向：财政金融理论与政策。

故本文着重研究所得税对于全要素生产率的影响，并将所得税分为个人所得税与企业所得税，分别来考察这三者对于全要素生产率的影响。从现有的文献来看，关于税收对全要素生产率的影响研究，学术界主要是从微观企业层面的数据进行研究，探讨企业层面税收的降低对于企业全要素生产率的影响。国外学者如Hussain[10]利用VAR模型研究发现，永久性、外生性的税收冲击将对全要素生产率产生永久、强烈、负面的影响。Faulkender和Smith[11]发现企业资本结构的变化是由于企业所得税税率的变动而产生的，并且在较高税率环境中经营的企业，其杠杆率也更高。Abhiroop等[12]认为企业所得税的提高的确减少了创新的激励，并抑制了企业的冒险行为。Petr和Sterk[13]研究发现税收改革刺激了企业的进入，导致劳动力需求和工资的增加。国内学者主要从增值税与所得税两个税种对全要素生产率的影响分别展开论述。李嘉明和李苏娅[14]发现增值税转型后企业增值税实际税负都普遍降低，对固定资产投资起了一定的积极作用。聂辉华等[15]考察了增值税转型政策对企业固定资产投资、雇佣和研发行为以及生产率的影响，结果发现，增值税转型显著地促进了企业对固定资产的投资，提高了企业的资本劳动比和生产率，但企业效率的提高主要是通过用资本替代劳动的方式，而不是通过自主技术创新的方式。申广军等[16]利用2009年增值税改革的政策冲击，基于微观数据考察增值税税率变化对企业的影响，研究发现，减税不仅可以提升短期总需求，还可以在长期内改善供给效率。许伟和陈斌开[17]发现增值税转型改革对企业投资有明显促进作用。蒋为[18]认为增值税转型改革促使了有效增值税税率差异的下降，从而提升了资源配置效率。刘伟江和吕镯[19]使用上市公司2007—2016年制造业企业面板数据，发现“营改增”能够直接提高制造业全要素生产率。汪卢俊和苏建[20]利用2000—2015年的省级面板数据，通过对增值税转型和“营改增”两项政策研究发现，从全国范围来看，增值税和“营改增”对全要素生产率提高均具有显著的促进作用。

林洲钰等[21]利用企业所得税改革的政策事件，研究了税收政策如何影响企业技术的创新活动，发现税率降低政策从整体上降低企业的创新成本，税收激励政策的实施效果不仅取决于企业是否获得政策激励，而且依赖于企业接受激励的多寡，当激励强度低于某一临界值时，税收政策显著促进了企业技术创新，当激励强度超过临界值时，税收政策对企业技术创新的抑制效应开始显现。表明税收对于企业创新活动的影响并非简单的线性关系。王永海和刘慧玲[22]基于2007年我国企业所得税改革研究了所得税税率变动与公司风险承受之间的关系，研究发现税率降低的公司明显地降低了风险承受水平，税率提高的公司明显地提高了风险承受水平。彭鹏[23]研究发现资本税税率和政府生产性支出过高，会对全要素生产率的增长起到负面影响。林志帆和刘诗源[24]的研究揭示了增值税负担比企业所得税的负担对于企业创新的影响更为严重。郑宝红和张兆国[25]以我国2008年新所得税税法的实施为外生事件，以2002—2015年深沪两市A股类上市公司为研究样本，采用双重差分法，考察了企业所得税率降低对全要素生产率的影响，研究发现，所得税率降低会提高企业全要素生产率。杨莎莉等[26]发现中国实施供给侧结构性改革后，企业全要素生产率水平得到显著提升；同时也发现税收优惠对企业全要素生产率水平有正向激励作用。吴辉航等[27]利用西部大开发作为准自然实验，基于1998—2007年工业企业微观数据，使用双重差分法研究了减税对实体经济的影响，研究发现，所得税的降低能够非常显著地提高企业的全要素生产率水平。朱玉飞和安磊[28]基于中国沪深两市2007—2016年上市企业的微观面板数据，发现企业实际税负与全要素生产率之间存在明显的倒U型关系。林小玲和张凯[29]采用2012—2016年全国制造业税收调查数据分析了企业所得税减免对企业融资结构和全要素生产率的影响，研究发现企业所得税减免会增加企业内源融资和挤出流动债务融资，从而提高了企业全要素生产率。刘忠和李殷[30]基于2002年实施的企业所得税分享改革自然实验，采用双倍差分法（DID）探讨了税收征管对企业全要素生产率的影响，发现税收征管力度的下降会降低企业的全要生产率水平。与已有的文献相比，本文可能的创新之处在于，已有相关涉及的文献大多直接考察所得税对于全要素生产率的影响，忽略了所得税中个人所得税与企业所得税对于全要素生产率影响的差异以及两者对全要素生产率影响的不同机制，而本文正好弥补了这一空缺。

一、作用机制与研究假说

所得税究竟怎样影响全要素生产率？尽管已有大量文献对此进行了研究，但是大多只是简单的将所得税看作一个整体来研究其对全要素生产率的影响，忽略了所得税中个人所得税与企业所得税对全要素生产率的不同影响机理。为此，本文将所得税分解为个人所得税与企业所得税分别进行分析。对个人而言，根据

向后弯曲的劳动供给曲线,在工资水平还比较低的阶段,劳动者的收入效应大于替代效应,即工资收入带来的效用大于闲暇所带来的效用,此时,随着工资水平的提高,将充分促进劳动力的生产积极性;而在劳动供给曲线向后弯曲阶段,劳动力的替代效应大于收入效应,即:收入带来的效用小于闲暇带来的效用,此时,工资水平的上升非但无法促进劳动力的生产积极性,反而会减少劳动力的供给;考虑到我国目前的整体的工资水平及就业形势,我国劳动力市场尚未进入向后弯曲的劳动供给曲线阶段,故只分析向右上方倾斜的劳动供给曲线,向右上方倾斜的劳动供给曲线表明劳动力的生产积极性与工资水平成正比,此时,个人所得税的上升将减少劳动者的可支配收入,进而影响劳动力的生产积极性,从而降低了全要素生产率水平。故本文提出假说1:个人所得税的上升降低了劳动力的生产积极性,从而导致了全要素生产率水平的下滑。

对企业而言,企业的创新研发是一项周期长、风险高的活动,投入过程中需要充足的现金流,企业所得税的上升将减少企业的内部融资,增加了企业的融资约束与企业进行研发的成本,减少了企业从事创新活动的概率,不利于企业全要素生产率的提高。故本文提出假说2:

企业所得税的上升降低了企业的创新水平,导致了全要素生产率的下降。

二、研究设计

(一)模型构建

为考察所得税对全要素生产率的影响,本文构建如下模型:

$$\ln tfpit = \alpha_0 + \beta Tax_{it} + \sum \gamma_j X_i t_j + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln tfp_{it} = \alpha_0 + \beta persontax_{it} + \sum \gamma_j X_i t_j + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln tfpit = \alpha_0 + \beta corportax_{it} + \sum \gamma_j X_i t_j + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:下标i表示省份;下标t表示时间;$\ln tfp_{it}$为i省份t时期的全要素生产率水平;Tax_{it}、$persontax_{it}$、$corportax_{it}$分别是各省份总的所得税率、个人所得税率、企业所得税率,为本文的3个核心解释变量;β是核心解释变量的系数;X_{it}为本文的控制变量;μ_i为不可观测的省份个体效应;λ_t表示时间效应;ε_{it}为随机误差项。

(二)变量定义与指标说明

本文样本选取为2003—2017年我国30个省、市、自治区的面板数据,由于西藏地区和港澳台地区数据缺失,故将其剔除。

被解释变量:在全要素生产率的测算方面,所包括的指标主要有各省份地区生产总值Y,以各省份2003年的地区生产总值为基期,并利用各省份的CPI价格指数进行平减以剔除通货膨胀的影响;物质资本存量K,指标借鉴张军和施少华[30]的方法,利用公式:$K_{it} = K_{it} - 1(1 - \delta_{it}) + I_{it}$,其中$i$指第$i$个省份,$t$指时间,$K$为资本存量,$I_{it}$为$i$省份$t$年的投资,$\delta_{it}$为各省份的固定资本形成额的总折旧率,假定$\delta$为9.6%,在估计一个基准年后运用永续盘存法按不变价格计算各省区市的资本存量;劳动投入采用绝大多数文献通用的衡量指标:社会从业人数L。测算全要素生产率的方法,本文主要借鉴郭庆旺和贾俊雪[31],利用上述3个指标,采用非参数DEA-Malmquist指数方法估算出2003—2017年中国各省份间的全要素生产率水平。核心解释变量:本文借鉴孔翠英和白钰如[32],利用所得税/总税收(Tax)来衡量所得税对企业资本投入和个人投资、消费能力的影响;用个人所得税/总税收($persontax$)来衡量人力资本要素的税收负担,用企业所得税/总税收($corportax$)来衡量资本要素的税收负担,对基准回归进行双向固定效应回归,以考察其对全要素生产率的影响。控制变量:①一个地区的经济发展水平会显著地影响这个地区的全要素生产率水平,故利用人均GDP($pergdp$)衡量各地区的经济发展水平;②地区政府对科学技术的投入也会影响地区的全要素生产率水平,本文采用地区科学技术投入占地区政府总支出的比率($tech$)来衡量;③地区产业结构($Indstru$)也是衡量一个地区经济发展效率的重要指标,产业结构越优化,越有利于要素资源的合理配置,从而能够带动这个地区的全要素生产率水平,本文借鉴于斌斌[33]利用第三产业与第二产业的比值来衡量一个地区的产业结构优化水平;④人力资本积累($human$)会显著影响一个地区的全要素生产率水平,本文借鉴钱雪亚和缪仁余[34],用社会从业人员平均受教育年限来表示人力资本水平,$H_{it} = \sum_{j=1}^{7}(a_{it}^{j} \times m_j)$,受教育层次分为7类,$j = 1, 2, \cdots, 7$,分别对应未上小学、小学、初中、高中、专科、本科和研究生及以上,他们相应的学习年限m_j为0、6、9、12、15、16和19年,a_{it}^{j}为t年i地区就业人员中j教育层次劳动力所占比

例，数据来自历年《中国劳动统计年鉴》；⑤一个地区的对外贸易水平（*trade*），本文利用进出口总额占GDP的比重衡量一个地区的对外开放水平；⑥一个地区的信息化水平（ln*inf*）越高，往往会为这个地区的经济发展带来更大的经济活力，效率更快，从而可能会提高地区全要素生产率水平，本文借鉴刘生龙和胡鞍钢[35]，采用邮电业务总量这一个比较综合的指标来反映各地区的信息基础设施存量。本文的基础数据如不加已说明均来源于中国历年统计年鉴、各省历年统计年鉴，各变量的描述性统计见表1。

表1　变量定义与描述性统计

变量	符号	定义	Obs	Mean	Std.Dev.	min	max
全要素生产率	ln*tfp*	各省份的全要素生产率取对数	419	0.0183	0.0669	−0.1268	0.1561
所得税比率	*Tax*	各省份的所得税除以各省总税收收入	450	0.1787	0.0527	0.0816	0.3874
个人所得税比率	*persontax*	各省份的个人所得税除以各省总税收收入	450	0.0508	0.0174	0.0216	0.1283
企业所得税比率	*corportax*	各省份的企业所得税除以各省总税收收入	450	0.1279	0.0406	0.0405	0.2802
经济发展水平	ln*pergdp*	各省份人均GDP取对数	450	10.0220	0.6437	8.5973	11.3252
科学技术投入	*tech*	各省份科技投入占政府财政支出的比重	450	0.0156	0.0130	0.0015	0.0720
产业结构	*indstru*	第三产业与第二产业的比重	450	0.9984	0.5224	0.4971	4.2367
人力资源	*human*	就业人员的受教育年限	450	9.5910	1.9569	6.5449	16.1067
贸易开放度	*trade*	各省份进出口总额与地区生产总值之比	450	0.3178	0.3882	0.0386	1.6405
信息化水平	ln*inf*	各省邮电业务总量除以常住人口取对数	450	7.1705	0.5984	5.5547	8.7412
工资水平	ln*wage*	各省人均工资水平取对数	450	10.3672	0.5759	9.2807	11.6021
研发投入	ln*rdcost*	各省规模企业研发投入取对数	450	13.1595	1.5337	8.8896	16.2274
基础设施投资	*infrastrrate*	基础设施投资与地区生产总值之比	450	0.0108	0.0060	0.0025	0.0419
劳动效率	ln*labutil*	各省总产出除以总劳动人数取对数	450	10.8180	0.6890	9.2916	12.2376
发明专利申请数	ln*patent*	各省规模企业的发明专利申请数取对数	450	8.431876	1.694394	3.89182	12.13889

三、实证分析

（一）基准回归

基准回归采用双向固定效应模型进行分析，首先为了检验所得税是否会影响全要素生产率，我们先采用逐步回归的方法，见表2，在不加入控制变量的情况下，3个核心解释变量对于全要素生产率的影响都是负的，且除了个人所得税率外，其他两个变量都通过了显著性检验。在加入控制变量后，3个核心解释变量的符号都是显著为负，且企业所得税比个人所得税对于全要素生产率的影响更为显著。控制变量中，人均GDP对全要素生产率有着显著的正向效应，这说明一个地区的经济发展水平越高，越有可能从财力、物力、人力等方面来提高全要素生产率水平。地区科学技术投入的增加也对地区全要素生产率产生显著的正向影响，地区政府对地区科学技术的投入越高，就有更多的资金用于研发投入，从而会显著地提高地区的全要素生产率水平。产业结构的优化对全要素生产率的提高也有着显著地正向影响，产业结构的优化升级，意味着更多的资源从低效率的行业向高效率的行业进行转移，从而会提高要素资源的配置效率，同样会带来全要素生产率水平的提高。人力资本对全要素生产率的显著负向影响，说明我国的劳动力市场还不完善，劳动力流动性不足，存在着供给与需求不匹配的情况，政府应建立有效机制，尽量消除劳动市场的摩擦与不对称性，使人力资源能够充分流动。

表2　基准回归

变量	（1）		（2）		（3）	
	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*
Tax	−0.2050** （0.1024）	−0.2631** （0.1040）				
persontax			−0.2109 （0.2789）	−0.5361* （0.3178）		
corportax					−0.2421** （0.1200）	−0.2776** （0.1211）
ln*pergdp*		0.0368* （0.0209）		0.0260 （0.0212）		0.0402* （0.0211）
tech		0.9345*** （0.3018）		1.0079*** （0.3006）		0.9568*** （0.3015）
indstru		0.0231* （0.0122）		0.0198 （0.0122）		0.0221* （0.0122）
human		−0.0075** （0.0035）		−0.0067* （0.0035）		−0.0074** （0.0035）
trade		−0.0141 （0.0185）		−0.0202 （0.0196）		−0.0086 （0.0184）
ln*inf*		−0.0344** （0.0148）		−0.0269* （0.0156）		−0.0385** （0.0150）
Constant	0.1455*** （0.0158）	0.0778 （0.1970）	0.1269*** （0.0156）	0.1184 （0.1992）	0.1383*** （0.0125）	0.0584 （0.1976）
时间	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	419	419	419	419	419	419
R^2	0.7802	0.7982	0.7782	0.7962	0.7802	0.7976

注：***表示$p<0.01$；**表示$p<0.05$；*表示$p<0.1$；括号内为标准误。

（二）稳健性检验

进一步地，为了检验基准回归的结果是否稳健，考虑到基准回归模型的方法可能存在差异；另一方面，GMM

方法从矩条件出发,构造包含参数的方程,不需要对变量的分布进行假定,也不需要知道随机干扰项的分布信息,可以有效地解决内生性问题。故本文分别应用差分GMM模型(DIFF-GMM)和系统GMM模型(SYS-GMM)来考察所得税对全要素生产率的影响结果是否改变,见表3。

如表3所示,当本文进一步采用差分GMM模型与系统GMM模型对基准回归中的变量进行回归分析时,除了差分方程中个人所得税的显著性没有通过检验,其他核心解释变量通通都显著为负,从GMM模型中也可以同样看出,企业所得税比个人所得税对全要素生产率的抑制效应更为明显。值得注意的是,GMM成立的前提条件是差分方程中残差序列不存在二阶或更高阶的自相关,所以需要对其结果进行序列相关检验与Sargan检验,AR(1)与AR(2)的原假设分别为差分方程中残差序列不存在一阶自回归与不存在二阶自回归,GMM中的AR(1)与AR(2)的p值均表明,差分方程中只存在一阶自相关且不存在二阶自相关,符合GMM的要求,Sargan检验的p值表明所有的工具变量都是有效的,GMM模型的结论证明本文之前的基准回归结果是可信的。

(三)异质性分析

为了考察所得税负担对全要素生产率的影响是否存在地区差异,本文将全样本分成三大地区,东部:北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部:山西、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。具体结果见表4。

从表4中可以看出,无论是个人所得税还是企业所得税对全要素生产率的影响只有在中部地区显著为负,这可以从国家宏观的战略部署中得到解释,东部地区是国家重点

表3 稳健性检验

变量	DIFF-GMM			SYS-GMM		
	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*
Tax	−1.4328*** (0.5386)			−0.4656*** (0.0930)		
persontax		−1.2653 (1.2342)			−1.5548* (0.8342)	
corportax			−0.6631*** (0.2134)			−0.4499*** (0.1029)
ln*pergdp*	0.1869*** (0.0378)	0.3067*** (0.0750)	0.2572*** (0.0478)	0.1837*** (0.0398)	0.1467*** (0.0325)	0.1113*** (0.0262)
tech	−0.3306 (2.2341)	−12.7710* (6.6666)	−3.2393 (2.5443)	0.9315 (1.1325)	0.6190 (0.9390)	1.9308* (1.0223)
indstru	0.0121 (0.0285)	0.0243 (0.0301)	−0.0082 (0.0252)	−0.0219 (0.0259)	0.0072 (0.0235)	−0.0099 (0.0238)
human	−0.0018 (0.0030)	0.0069 (0.0058)	0.0025 (0.0035)	−0.0019 (0.0020)	−0.0029 (0.0021)	−0.0054*** (0.0016)
trade	−0.0618 (0.0538)	−0.2563*** (0.0751)	−0.1252** (0.0503)	−0.0992*** (0.0357)	−0.0826** (0.0395)	−0.0418 (0.0370)
ln*inf*	−0.0100 (0.0201)	0.0131 (0.0207)	−0.0223 (0.0233)	−0.0230 (0.0211)	−0.0061 (0.0225)	−0.0257 (0.0235)
Constant	−1.4037*** (0.4337)	−2.7820*** (0.7893)	−2.0997*** (0.4922)	−1.3720*** (0.3787)	−1.1518*** (0.3351)	−0.6873** (0.2836)
AR(1)	0.0045	0.0001	0.0040	0.0482	0.0920	0.0717
AR(2)	0.8814	0.9291	0.8080	0.7976	0.4193	0.4891
Sargan	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
N	359	359	359	389	389	389

注:***表示p<0.01;**表示p<0.05;*表示p<0.1;括号内为标准误;AR(1)、AR(2)和Sargan检验分别提供检验的p值。

表4 异质性分析

变量	东部			中部			西部		
	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*	ln*tfp*
Tax	−0.110 (0.174)			−0.737*** (0.184)			−0.155 (0.204)		
persontax		−0.170 (0.548)			−2.959*** (0.755)			−0.187 (0.618)	
corportax			−0.099 (0.180)			−0.780*** (0.221)			−0.173 (0.231)
ln*pergdp*	0.017 (0.028)	0.015 (0.031)	0.020 (0.028)	0.068 (0.058)	0.017 (0.060)	0.084 (0.059)	0.033 (0.038)	0.025 (0.038)	0.035 (0.039)
tech	0.844** (0.369)	0.882** (0.377)	0.831** (0.371)	−0.762 (0.852)	−0.302 (0.846)	−0.779 (0.869)	2.369 (1.915)	2.405 (1.925)	2.326 (1.915)
indstru	0.035** (0.014)	0.033** (0.014)	0.034** (0.014)	−0.040 (0.028)	−0.034 (0.027)	−0.038 (0.028)	0.006 (0.033)	0.001 (0.033)	0.004 (0.032)
human	−0.003 (0.005)	−0.003 (0.005)	−0.003 (0.005)	0.021* (0.012)	0.018 (0.011)	0.020* (0.012)	0.001 (0.009)	0.002 (0.009)	0.001 (0.009)
trade	0.012 (0.019)	0.009 (0.023)	0.014 (0.019)	0.062 (0.099)	0.005 (0.100)	0.075 (0.101)	0.174** (0.070)	0.174** (0.071)	0.176** (0.070)
ln*inf*	−0.037** (0.018)	−0.035* (0.020)	−0.039** (0.018)	−0.112** (0.048)	−0.048 (0.050)	−0.125** (0.050)	−0.035 (0.029)	−0.032 (0.029)	−0.035 (0.029)
Constant	0.198 (0.294)	0.193 (0.310)	0.173 (0.289)	0.135 (0.555)	0.263 (0.563)	0.038 (0.562)	0.024 (0.353)	0.069 (0.359)	0.002 (0.357)
时间	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	139	139	139	126	126	126	154	154	154
R^2	0.847	0.847	0.847	0.834	0.833	0.829	0.838	0.838	0.838

注:***表示p<0.01;**表示p<0.05;*表示p<0.1;括号内为标准误。

支持的经济发达地区，对外贸易更为发达，国家财政政策有所倾斜，资金更为充足，融资约束可能相对缓和，导致在东部地区，所得税的下降对于全要素生产率的提高效果并不显著。同样地，西部地区凭借国家大开发战略，投资增速超过全国平均水平。2000—2003年，国家资金向西部地区倾斜，对西部地区的财政转移支付累计达4000多亿元[36]，从而使得西部地区的资金充足率也相对于中部地区更为充足，从而使得所得税的下降对于西部地区全要素生产率的提高并没有产生积极显著影响。反观中部地区，既非国家的重点发展地区，又未享受到国家宏观政策的红利，加上自身资源有限，长期以来经济增长速度缓慢，从而使得中部地区的融资约束更为严重，迫切需要国家的财政政策支持，从而导致相对于东西部地区，所得税的下降对于中部地区的全要素生产率水平的提高有着显著的积极影响。上述结论对于当前区域发展不平衡问题具有重大的政策意义，显然政府应更加重视中部地区的发展，对中部地区应该大幅度地给予所得税优惠，从而加快中部地区全要素生产率水平的提高，进而促进区域间的协同发展。

（四）内生性处理

以上的回归结果已经证明了所得税的降低会显著地提高全要素生产率的上升。但是，本文考虑到全要素生产水平更高的地区可能导致政府在财政税收方面的优惠待遇，由此可能导致的双向因果关系问题，为了解决这一问题，本文采用核心解释变量滞后一期作为工具变量以尽可能缓解由内生性导致的估计偏差，见表5。

表5　内生性处理

变量	（1）		（2）		（3）	
	Tax第一阶段	ln*tfp*第二阶段	*persontax*第一阶段	ln*tfp*第二阶段	*corportax*第一阶段	ln*tfp*第二阶段
Tax		−0.5777** （0.279）				
persontax				−0.5984** （0.278）		
corportax						−0.7056** （0.351）
ln*pergdp*	0.0059*** （0.0104）	0.0457** （0.023）	−0.0087*** （0.0032）	0.0315 （0.024）	0.0156 * （0.0092）	0.0556** （0.024）
tech	−0.3484 0.1470***	0.4084 （0.336）	−0.0346 0.0448	0.6015* （0.318）	−0.3087** 0.1288	0.4195 （0.337）
indstru	0.0085 （0.0062）	0.0132 （0.014）	0.0019 （0.0019）	0.0049 （0.013）	0.0068 （0.0055）	0.0122 （0.014）
human	−0.0023 （0.0016）	−0.0094*** （0.004）	−0.0008* （0.0005）	−0.0077** （0.003）	−0.0016 （0.0014）	−0.0096*** （0.004）
trade	−0.0288*** （0.0087）	−0.0362* （0.020）	−0.0164*** （0.0028）	−0.0358 （0.024）	−0.0109 （0.0079）	−0.0232 （0.019）
ln*inf*	0.0072 （0.0072）	−0.0383** （0.015）	0.0084*** （0.0022）	−0.0326* （0.018）	−0.0024 （0.0064）	−0.0473*** （0.016）
L.tax	0.3897*** （0.0509）					
L.persontax			0.4450*** （0.0430）			
L.corportax					0.3612*** （0.0517）	
Cragg-Donald Wald F statistic	58.55		107.19		48.83	
N		389		389		389
R^2		0.7694		0.7718		0.7666

注：***表示$p<0.01$；**表示$p<0.05$；*表示$p<0.1$；括号内为标准误。

表5中，每个核心解释变量都滞后一期，且每个核心解释变量都分为两个阶段，第一阶段为工具变量的相关性检验，如第（1）列第一阶段所示，滞后一期的所得税系数为正，且在1%的统计水平上显著，表明滞后的所得税与当期所得税之间强相关，同时，Cragg-Donald Wald F值为59.55，大于弱工具变量检验的临界值水平，表明工具变量与内生变量高度相关，不存在弱工具变量的问题。第（1）列第二阶段表明，所得税的提高仍然显著地降低了全要素生产水平，且显著性较基准回归有所增强，表明工具变量的选取是合理有效的。第（2）、（3）列可进行同样的分析。总而言之，不管是个人所得税还是企业所得税，两者的提高都显著地抑制了全要素生产率水平，且企业所得税比个人所得税对于全要素生产率的抑制影响更为显著。工具变量回归分析进一步证明本文的基准回归结果是稳健可信的。

(五)机制分析

以上通过实证分析检验了所得税对全要素生产率的影响,证实了所得税会显著遏制全要素生产率水平的提升。本小节我们分别从个人所得税抑制了劳动生产率与企业所得税降低了企业创新活动两个机制进行检验。借鉴蔡敬梅[37]利用各省的总产出(Y)除以各省全部从业人员数(L)来衡量劳动生产率水平(ln*labutil*);在衡量创新创出的变量构造方面,基于数据的可获得性,借鉴白俊红[38]利用各省规模企业的专利申请数(ln*patent*)来衡量,由于并不是所有的专利申请都会得到授权,因此,这一指标可能夸大了创新的产出水平;另一方面,由于专利授权需要在专利申请后2~3年时间才能通过,从而使得专利申请在衡量企业即期的创新活动方面又具有一定的优势。各控制变量的定义如前所述,见表6,第(1)、(2)列分别显示了个人所得税对劳动生产率在加入控制变量与不加控制变量情形时的结果,可以看出,个人所得税显著抑制了劳动生产率,从而证实了本文之前提出的假说1;第(3)、(4)列分别显示了企业所得税对发明专利在加控制变量与不加控制变量情形时的结果,同样可以看出,企业所得税显著降低了企业的发明专利,即:企业所得税的上升不利于企业从事创新活动,从而阻碍了全要素生产率水平的提高,同样证实了本文之前提出的假说2。

表6 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln*labutil*	ln*labutil*	ln*patent*	ln*patent*
persontax	-3.4046*** (0.8601)	-1.8973*** (0.7310)		
corportax			-2.4977** (1.2223)	-2.6188** (1.1318)
ln*wage*		0.5590*** (0.0803)		
ln*rdcost*		0.0524*** (0.0198)		0.1201 (0.0757)
trade		0.0011 (0.0501)		0.3821** (0.1656)
human		0.0285*** (0.0093)		0.0381 (0.0348)
ln*inf*		0.3571*** (0.0368)		
ln*pergdp*				0.8961*** (0.1587)
infrastrrate				6.6292 (5.7168)
Constant	10.1112*** (0.0564)	1.6144** (0.7606)	7.0615*** (0.1385)	-3.0917** (1.4084)
N	450	450	450	450
R^2	0.9608	0.9762	0.9141	0.9291

注:***表示p<0.01;**表示p<0.05;*表示p<0.1;括号内为标准误。

四、结论与政策建议

如何从过去依靠要素驱动发展战略转化为高质量发展、提高全要素生产率水平,是当前中国经济面临的一个十分紧要的问题,政府如何进行减税来提高全要素生产率,本文给出了十分可行的政策路径。本文研究发现,所得税税负的增加将显著抑制地区全要素生产率水平,且相对于个人所得税,企业所得税的上升对全要素生产率产生了更大的消极影响。机制分析表明,个人所得税的下降,能够充分调动劳动力的积极性,可以促进劳动力更为积极地投入到生产过程中来,从而提高了劳动生产效率,有利于全要素生产率的提高。与个人所得税一样,企业所得税的下降同样显著提高了全要素生产率水平,在当期经济下行的大背景下,大量缺乏资金的企业,由于受到融资约束的限制,使得企业本就投资率不足,而过高的所得税负担将进一步导致企业研发投入不足,迫切需要政府能够在财政上给予支持,政府如果能够进一步降低企业所得税,将极大地释放企业的发展活力,从而使得企业增加研发投入与创新活动,有利于全要素生产率的提高。异质性分析结果表明,由于东部地区本身就享受着国家优先发展的战略地位,国家各种政策红利都在向东部倾斜,从而使得东部地区所得税的下降对于全要素生产率水平的提高没有产生显著的作用。同理,西部地区在党和国家进行西部大开发中也受益匪浅,融资约束相对于中部地区有所缓和,故所得税的下降对于全要素生产率的影响更多的是体现在中部地区,中部地区是传统的农业地区,自身发展条件有限,又没有享受到国家政策的福利,发展自然相对落后。

通过以上结论本文提出建议如下:①要想通过所得税减免政策来推动地区全要素生产率水平,在个人所得税下降的同时,更应该降低企业所得税费用;②地方政府应重视地区科学技术的发展,加大科学技术的投入,全面提高全要素生产率水平;③政府应注重协调发展,不仅应进一步降低中部地区的所得税以提高全要素生产率水平,更应该从国家宏观战略规划上给予中部地区以重视,这对于当前我国供给侧结构性改革,推动我国区域平衡发展具有重大意义。

参考文献

[1] KRUGMAN P. The myth of Asia's miracle: A cautionary fable[J]. Foreign Affairs, 1994, 73: 62-78.

[2] YONG A. Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6): 1220-1261.

[3] OZYURT S. Total factor productivity growth in Chinese industry: 1952-2005[J]. Oxford Development Studies, 2009, 37

(1): 1-17.
[4] WANG Y, YAO Y D. Sources of China's economic growth 1952-1999: Incorporating human capital accumulation[J]. China Economic Review, 2003, 14(3): 32-52.
[5] WU Y. Innovation and economic growth in China: Evidence at the provincial level[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2011, 16(2): 129-142.
[6] 张军, 施少华. 中国经济全要素生产率变动: 1952-1998[J]. 世界经济文汇, 2003(2): 17-24.
[7] 易纲, 樊纲, 李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考[J]. 经济研究, 2003(8): 13-20.
[8] CHEN B, YAO Y. The cursed virtue: Government infrastructural investment and household consumption in Chinese provinces[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2011, 73(6): 856-877.
[9] 白重恩, 张琼. 中国的资本回报率及其影响因素分析[J]. 世界经济, 2014, 37(10): 3-30.
[10] HUSSAIN S M. The contractionary effects of tax shocks on productivity: An empirical and theoretical analysis[J]. Journal of Macroeconomics,2015(9): 93-107.
[11] FAULKENDER M, SMITH J. Taxes and leverage at multinational corporations[J]. Journal of Financial Economics, 2016(1): 1-20.
[12] ABHIROOP M, MANPREET S, ALMINAS Ž. Do corporate taxes hinder innovation?[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(1): 195-221.
[13] PETR S, STERK V. Reviving american entrepreneurship? Tax reform and business dynamism[J]. Journal of Monetary Economics, 2019(4): 94-108.
[14] 李嘉明, 李苏娅. 增值税转型对企业固定资产投资影响的实证研究[J]. 经论丛, 2007(1): 26-31.
[15] 聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. 管理世界, 2009(5): 17-24.
[16] 申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究[J]. 经济研究, 2016, 51(11): 70-82.
[17] 许伟, 陈斌开. 税收激励和企业投资——基于2004—2009年增值税转型的自然实验[J]. 管理世界, 2016(5): 9-17.
[18] 蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J]. 世界经济, 2016, 39(5): 54-77.
[19] 刘伟江, 吕镯. "营改增"、制造业服务化与全要素生产率提升——基于DI合成控制法的实证研究[J]. 南方经济, 2018(5): 1-21.
[20] 汪卢俊, 苏建. 增值税改革促进了中国全要素生产率提高吗? ——基于增值税转型和"营改增"改革的研究[J]. 当代经济研究, 2019(4): 95-102.
[21] 林洲钰, 林汉川, 邓兴华. 所得税改革与中国企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2013(3): 111-123.
[22] 王永海, 刘慧玲. 所得税税率变动与公司风险承受——基于我国A股上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2013(5): 43-50.
[23] 彭鹏. 基于供给理论的减税与全要素生产率关系研究[J]. 经济问题, 2013(11): 30-34.
[24] 林志帆, 刘诗源. 税收负担与企业研发创新——来自世界银行中国企业调查数据的经验证据[J]. 财政研究, 2017(2): 98-112.
[25] 郑宝红, 张兆国. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2018(5): 13-20.
[26] 杨莎莉, 张平竺, 游家兴. 税收优惠对企业全要素生产率的激励作用研究——基于供给侧结构性改革背景[J]. 税务研究, 2019(4): 104-109.
[27] 吴辉航, 刘小兵, 季永宝. 减税能否提高企业生产效率? ——基于西部大开发准自然实验的研究[J]. 财经研究, 2017, 43(4): 55-67.
[28] 朱玉飞, 安磊. 企业实际税负与全要素生产率: 一个倒U型关系[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(5): 69-78.
[29] 林小玲, 张凯. 企业所得税减免、融资结构与全要素生产率——基于2012—2016年全国税收调查数据的实证研究[J]. 当代财经, 2019(4): 27-38.
[30] 刘忠, 李殷. 税收征管、企业避税与企业全要素生产率——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验[J]. 财贸经济, 2019, 40(7): 5-19.
[31] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979-2004[J]. 经济研究, 2005(6): 51-60.
[32] 孔翠英, 白钰如. 税收对资源型地区产业结构调整的影响——基于1994—2014年省际面板数据的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2018(8): 75-84.
[33] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015(12): 83-98.
[34] 钱雪亚, 缪仁余. 人力资本、要素价格与配置效率[J]. 统计研究, 2014, 31(8): 3-10.
[35] 刘生龙, 胡鞍钢. 交通基础设施与经济增长: 中国区域差距的视角[J]. 中国工业经济, 2010(4): 14-23.
[36] 苏昌贵, 魏晓. 中部崛起战略的若干思考[J]. 经济地理, 2006(2): 207-210.
[37] 蔡敬梅. 产业集聚对劳动生产率的空间差异影响[J]. 当代经济科学, 2013, 35(6): 25-32.
[38] 白俊红. 中国的政府R&D资助有效吗? 来自大中型工业企业的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1375-1400.

(下转第153页)

[15] 徐梦周, 潘家栋. 浙江省域经济联系与创新联系的空间形态及分异演化格局[J]. 浙江社会科学, 2019(4): 36-44, 68, 156.
[16] BLUM U, HAYNES K E, KARLSSON C. Introduction to the special issue: The regional and urban effects of high-speed trains[J]. Annals of Regional Science, 1997, 31(1): 1-20.
[17] 刘贤腾, 周江评. 交通技术革新与时空压缩-以沪宁交通走廊为例[J]. 城市发展研究, 2014, 21(8): 56-60.
[18] 覃成林, 黄小雅. 高速铁路与沿线城市经济联系变化[J]. 经济经纬, 2014, 31(4): 1-6.
[19] 李阿萌, 肖翔. 高速铁路对长三角地区城市经济联系格局的影响[J]. 现代城市研究, 2014(9): 110-116.
[20] 李刚, 岳悦. 高铁路网下长三角城市群经济联系格局研究[J]. 常州大学学报(社会科学版), 2019, 20(5): 54-61.
[21] TAAFFE E J. The urban hierarchy: An air passenger definition[J]. Economic Geography, 1962, 38(1): 1-14.
[22] 王德忠, 庄仁兴. 区域经济联系定量分析初探: 以上海与苏锡常地区经济联系为例[J]. 地理科学, 1996, 16(1): 51-57.
[23] HANSEN W G. How accessibility shapes land use[J]. Journal of the American Institute of Planners, 1959, 25(2): 73-76.
[24] GEERTMAN S M, RITSEMA V E. GIS and models of accessibility potential: An application in planning[J]. International Journal of Geographical Information Systems, 1995(9): 67-80.
[25] 冯长春, 丰学兵, 刘思君. 高速铁路对中国省际可达性的影响[J]. 地理科学进展, 2013, 32(8): 1187-1194.
[26] 郑少智, 杨卫欣. 基于ARIMA模型的我国国内生产总值的分析与预测[J]. 中国市场, 2010, 607(48): 26-27, 30.
[27] 赵子铭. 基于ARIMA模型的中国人口预测[J]. 赤峰学院学报(自然科学版), 2019, 35(9): 10-12.
[28] 杨吾扬. 区位论原理[M]. 兰州: 甘肃人民出版社, 1989.
[29] 魏丽华. 我国三大城市群内部经济联系对比研究[J]. 经济纵横, 2018(1): 45-54.
[30] 安景文, 毕胜, 梁志霞. 京津冀城市群空间联系研究[J]. 商业经济研究, 2019(23): 162-165.

Changes in Economic Relations in the Yangtze River Delta from the Perspective of High-speed Rail Spatiotemporal Convergence

Yilizhati Airet, Lin Xiaoyan
(School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China)

Abstract: This paper takes the cities in the Yangtze River Delta as an example area, uses Floyd-Warshall method to calculate the time distance between cities, and thus revises the classic economic connection indicators. Based on this, the paper studies the spatiotemporal convergence in regional high-speed railway networks and its impact on economic ties between cities during the period from 2009 to 2019. The results confirm that the Yangtze River Delta Region exhibited a strong spatiotemporal convergence during the sample period. At the same time, in the vertical dimension, the total economic connection and accessibility values of the cities show a trend of increasing economic connection in the Yangtze River Delta city group. From a horizontal perspective, the effect of space-time compression on cities that opened high-speed rail earlier has a more significant impact on their economic ties.
Keywords: high-speed railway; spatiotemporal convergence; Yangtze River Delta; economic connection; time distance

(上接第144页)

Will Income Tax Burden Affect TFP? Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data

Xu Xianpu, Li Jiazhu
(Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, Hunan, China)

Abstract: Based on panel data of 30 provinces in mainland China from 2003 to 2017, this paper uses non parametric DEA Malmquist method and two-way fixed effect panel regression model to empirically test the impact mechanism and effect of income tax reduction on regional TFP. The results show that, the reduction of income tax can significantly improve the level of TFP in the region. Compared with the reduction of individual income tax, the reduction of enterprise income tax has a greater role in promoting TFP, thus confirming the path of "income tax reduction→Human capital accumulation or enterprise technology innovation→TFP improvement". From a regional perspective, in the central region, the effect of income tax relief on TFP is obvious, but in the eastern and western regions, the effect is not obvious. Therefore, under the background of the increasing downward pressure of the current economy, the conclusions of this paper are of great significance for the current government to carry out the policy of structural tax reduction and fee reduction to stimulate economic vitality.
Keywords: personal income tax; enterprise income tax; TFP; panel data regression model