

# 减税能否提高企业生产效率?<sup>\*</sup> ——基于西部大开发准自然实验的研究

吴辉航<sup>1</sup>, 刘小兵<sup>1</sup>, 季永宝<sup>2</sup>

(1. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433; 2. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433)

**摘要:**降低实体经济企业成本, 提高其经济效率, 是我国供给侧改革的核心内容, 而减税政策是重中之重。文章以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, 减税政策能够刺激实体经济发展, 名义税率每下降 1%, 企业生产效率平均提高 0.38%—0.75%。减税对企业生产效率的影响既有直接效应也存在间接效应。直接效应表现为减税有利于存续企业生产效率的提升, 间接效应则表现为减税可以刺激更多的创业活动, 而新进入企业比存续企业具有更高的生产效率。异质性检验表明, 小企业比大企业对于减税政策更加敏感, 而且减税对生产效率的影响随着时间推移先增加后减小, 存在长期收敛效应。文章为我国减税政策如何影响企业生产效率提供了经验证据, 对于今后税收政策的制定具有重要的理论与实践意义。

**关键词:**减税政策; 企业生产效率; 双重差分法

**中图分类号:**F061 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)04-0055-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.04.005

## 一、引言

中国经济进入“新常态”后, 为了应对经济下行压力, 实现经济持续稳定发展, 中央政府提出实施供给侧改革, 陆续采取了一系列措施来降低实体经济企业成本、提高其全要素生产率, 而减税政策是重中之重。2015 年中央经济工作会议指出, 要降低企业税费负担, 进一步正税清费, 清理各种不合理收费, 营造公平的税负环境。2016 年国务院印发的《降低实体经济企业成本工作方案》<sup>①</sup>也提出, 政府要加大力度实施减税财政政策, 确保所有行业税负只减不增, 实现年减税额 5 000 亿元以上。值得注意的是, 全面降低行业税负是带有突破意义的新提法, 以往注重“结构性减税”, 而实际上宏观税负水平(税收占 GDP 的比重)一直是相对稳定的。因此, 深刻了解全面实施减税政策对实体经济发展的影响具有重大意义。

宏观经济的增长的根源是企业总产出不断增加, 企业产出增加有两种方式: 要素投入增加和生产效率提升。众所周知, 要素投入增加所引致的产出增长不具有可持续性, 全要素生产率提升才是经济持续增长的源泉。因此, 减税政策能否促进经济持续稳定增长, 关键在于其

收稿日期: 2016-12-19

作者简介: 吴辉航(1991—), 男, 江西吉安人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;

刘小兵(1966—), 男, 江西吉安人, 上海财经大学公共经济与管理学院教授, 博士生导师;

季永宝(1991—)(通讯作者), 男, 山东济南人, 上海财经大学财经研究所博士研究生。

<sup>①</sup>参见《国务院关于印发降低实体经济企业成本工作方案的通知》(国发[2016]48 号)。

能否提升企业全要素生产率。理论上,减税政策对企业全要素生产率的影响可以分为直接效应和间接效应。直接效应是指企业税负下降会增加企业的经营现金流,缓解融资约束(Moll,2014),进而提升企业生产效率。间接效应是指高税率导致创业的机会成本增加,企业家预期的创业回报下降,从而创业动机减弱(Evans 和 Leighton,1989),减税政策则可增强经济活力,通过经济集聚效应等提升企业生产效率。

本文基于1998—2007年工业企业微观数据,实证检验了减税政策对企业全要素生产率的影响效应。研究的核心在于识别其他条件不变时,名义税率每下降1%,企业全要素生产率怎样变化及幅度。为了准确估计这一影响效应,需要解决企业所面临税率变化的内生性问题。本文利用中央政府实施的西部大开发这一准自然实验,使用双重差分法来解决内生性问题。为了增强控制组与实验组的可比性,我们选取了西部大开发所涉及的沿线边界城市附近的企业。同时,为了考察动态效应,本文首先检验了双重差分的共同趋势假设,即样本企业的全要素生产率变化趋势是否一致。为了验证减税政策对企业生产效率的直接效应和间接效应,本文进一步区分存续企业和新进入企业进行了分析。此外,本文还考察了减税政策对不同规模企业的异质性影响。

本文可能的研究贡献体现在以下三个方面:首先,关于减税政策如何影响宏观经济的研究成果已十分丰富(Lucas,1990;Azacis 和 Gillman,2010),近年来越来越多的文献利用企业层面数据来分析减税政策的微观经济效应,主要包括减税政策对企业投资(聂辉华等,2009)、劳动力需求(王跃堂等,2012)、选址行为(Rathelot 和 Sillard,2008)等方面的影响。本文则从企业生产效率角度考察了减税政策的微观效应,并进一步分析了其长期与异质性效果。

其次,本文为区域性政策的经济效应提供了经验证据。诸多学者已深入探讨了区域性优惠政策的利弊(Kleven 和 Waseem,2013)。在中国,区域性政策、产业政策的无效性易被解释为政府对地区经济发展的过度干预(赵勇和魏后凯,2015),但这种误解可能是因为没有很好地分离政策效果而导致以偏概全。例如,区域性优惠政策往往包含税收优惠、财政补贴、土地补贴、基础设施建设等一揽子计划,而如何分离出每种优惠政策的经济效果是实证上面临的一个难题(Neumark 和 Simpson,2014)。本文基于我国的制度背景,通过设计三重差分模型,识别出西部大开发一揽子政策中的区域性税收优惠政策的微观经济效应。

最后,本文也为研究西部大开发政策的有效性提供了新的视角。已有文献认为西部大开发促进经济增长主要是通过实物资本积累,而西部地区的经济增长质量并未得到有效提升(刘生龙等,2009),且西部大开发过程中存在“政策陷阱”(刘瑞明和赵仁杰,2015)和资源诅咒效应(邵帅和齐中英,2008)。这些文献关注的主要也是西部大开发的宏观效应,而未深入考察其“落地”的微观效果。本文则从企业生产效率角度进行分析,研究结果为该政策的有效性提供了微观层面的证据。

## 二、机制分析

### (一)减税政策的直接效应

减税政策的经济效果并不仅仅是政府少拿走一部分资金,从而企业留存收益增加的零和博弈。一般来说,政府的税收行为会对企业的生产经营活动产生扭曲作用,且这种扭曲作用会随税率的提高而增大(Kleven 和 Waseem,2013)。因此,当税率下降时,企业生产经营活动受到的扭曲程度降低,生产效率提高。另外,企业税负可理解为其刚性成本,减税无形

中缓解了企业的融资约束(Moll, 2014)。

研发创新活动是提升企业生产效率的直接途径,而这类活动受到资金和风险两方面的约束。不管是小企业还是大中企业,都需要考虑高额的研发资金投入和高质量的研发人员引进等成本以及风险承担能力,与潜在收益进行对比,谨慎做出是否进行研发创新的决策。当企业面临融资约束时,研发投入可能会被推迟。而减税使企业的可支配利润增加,刺激研发资金投入,从而有助于提升生产效率(陈诗一和陈登科,2016)。同时,企业可支配利润增加会促使其提高薪资,引进高水平人才,加强员工培训,从而提升企业生产效率。此外,企业的税收成本下降还可能通过影响其他生产经营行为,如投资新厂房设备、进出口决策(李志远和余森杰,2013),或者聘请更有能力的管理者(李科和徐龙炳,2011)等来提升其生产效率。总的来说,减税将直接减轻企业的税收负担,增加可支配利润,进而通过提高研发投入和人力资本投入水平,促使企业更新厂房设备,影响进出口决策等来提高企业生产效率。

### (二)减税政策的间接效应

减税政策的间接效应主要表现为对创业活动的刺激和溢出。企业家创业活动的风险非常高,高风险要求高回报,而高税率会使创业的机会成本增加,企业家预期的创业回报下降,从而创业动机减弱(Evans 和 Leighton,1989),新创企业数量减少。由于新创企业一般比存续企业具有更高的生产效率,高税率会引起地区全要素生产率的下降。此外,新创企业会产生劳动力技术升级、产业集聚等正向“溢出效应”(Kline 和 Moretti,2014),高税率还将导致集聚经济效应的损失。

### (三)减税政策的长期效应

减税政策能够通过降低企业成本、吸引新企业进入产生经济集聚效应,从而提升企业生产效率。而从长期来看,减税政策很可能存在一般均衡效应。理论上,实施减税政策后,在企业生产效率提升的同时,可能会伴随劳动力成本上升、土地租金上升等(Chaurey, 2013),因此从长期来看,经济体会向一个新的稳态收敛,减税对经济活动的刺激作用可能是递减的。这样的长期收敛需要多长时间,新稳态的经济状况如何,需要我们在理论上或实证上做出解答。

总体而言,减税政策可以减少政府税收对市场所造成的扭曲,刺激企业家创业活动,给经济增添活力,推动经济持续增长。

## 三、研究设计

### (一)减税政策

本文选取了中国规模最大的区域性减税政策西部大开发作为政策冲击的准自然实验。中央政府在 2000 年实施了西部大开发,给予西部地区一系列税收优惠政策,其中以降低企业所得税税率为主。《财政部、国家税务总局、海关总署关于西部大开发税收优惠政策问题的通知》中规定,对设在西部地区的内资企业和外商投资企业,在 2001 年至 2010 年期间,减按 15% 的税率征收企业所得税。

本文以西部大开发作为外生政策冲击的原因如下:(1)西部大开发是中央政府制定的政策,对企业来说属于外生的政策冲击。(2)减税力度和规模足够大,有利于研究识别。在 2007 年之前,我国企业所得税名义税率一般为 33%,而西部地区享受了企业所得税优惠政策,名义税率只有 15%,比一般的企业所得税名义税率低 54%。(3)西部大开发减税政策主要针对企业所得税,而企业所得税在我国税收收入中所占比重仅次于增值税,是一个十分重

要的税种。此外,相对于增值税,企业所得税的税基是企业经营所得,企业税负转嫁能力较小,税负的变化会直接影响企业现金流。

## (二)数据说明

本文使用的数据主要来自1998—2007年国有企业及非国有规模以上工业企业数据库。本文参考Brandt等(2012)的方法对样本进行了处理,如企业面板数据的匹配,剔除工业总产值、资本原值、实收资本、负债、中间投入品等指标为负数,企业职工人数小于8人,开工时间在1949年之前或2008年之后的样本等。经过以上处理,我们获得88 038个边界城市的企业样本。

## (三)识别策略与模型设定

使用DID方法的重要前提是,处理组与控制组必须满足共同趋势假设,即如果没有实施西部大开发,西部地区与其他地区经济增长的变动趋势并不存在系统性差异。但无论是从经典的经济收敛理论,还是西部地区与其他地区的经济发展现实来看,DID方法的这一假设条件都无法满足。为了更加科学地设置控制组与对照组,我们选取西部大开发中西部省份边界两侧的城市、县域(见图1),在工业企业数据库中筛选出匹配的样本。本文通过研究边界两侧的企业是否受到政策的影响来考察减税政策的影响效应,这种样本处理方法有以下优势:(1)自然边界是政策效果的分界线,即边界以西的城市能够享受西部大开发的减税政策,而边界以东的城市则无法享受(中部的湖南湘西地区、湖北恩施地区和吉林延边地区也比照西部地区享受西部大开发的相关政策)。(2)边界两侧的相邻企业所面临的地理、气候、文化等因素非常接近,从而满足DID方法的共同趋势假设。图2反映了边界两侧企业的全要素生产率变化情况。在2001年之前,西部地区的企业全要素生产率显著低于中部地区。而在2001年开始实施西部大开发之后,西部地区企业的全要素生产率增长显著,并在2005年超过了中部地区企业。(3)边界两侧企业所面临的市场潜力、基础设施环境等经济条件十分相似,排除了西部大开发中基础设施建设等政策所导致的偏误问题。



图1 中国中西部省份分界线

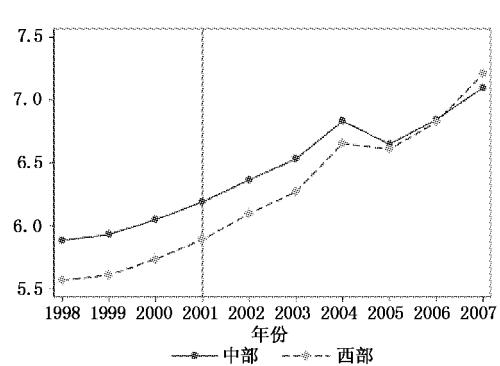


图2 西部大开发边界企业的生产效率变化

根据上文的理论分析,我们需要在西部大开发一揽子政策中识别减税政策的影响效应。为了检验西部大开发通过减税渠道(降低实际有效税率 $ETR$ ,使用企业所得税费用除以税前利润来度量)影响企业全要素生产率的传导机制,本文构建了联立方程组。我们分两阶段进行检验,第一阶段模型(1)的被解释变量为城市 $c$ 中处于行业 $k$ 的企业 $i$ 在 $t$ 年所得税实

际有效税率( $ETR_{ict}$ )。 $Treat$  为政策哑变量,如果企业在边界线的西边,受到西部大开发的影响,则赋值为 1,否则为 0。另外,减税政策的开始时间为 2001 年,变量  $YR2001$  在政策实施后(2001—2007 年)赋值为 1,在政策实施之前(1998—2001 年)为 0。如果西部地区的企业能够享受西部大开发所带来的所得税优惠政策,那么式(1)中的系数  $\alpha$  应显著为负。第二阶段模型(2)加入了  $Treat$ 、 $YR2001$  和  $ETR$  三者的交乘项,系数  $\alpha_1$  表示由于企业所得税不同,西部大开发对企业全要素生产率产生的影响。如果通过降低企业所得税税率,企业全要素生产率提高,那么系数  $\alpha_1$  应显著为正。

$$ETR_{ict} = \alpha Treat_i \times year_t + \beta_n X + \mu_i + \lambda_{ck} + \xi_{kt} + \epsilon_{ict} \quad (1)$$

$$TFP_{ict} = \alpha_1 Treat_i \times year_t \times ETR_{ict} + \alpha_2 Treat_i \times year_t + \alpha_3 ETR_{ict} \times year_t \\ + \mu_i + \lambda_{ct} + \xi_{kt} + \epsilon_{ict} \quad (2)$$

同时,本文还设计了两组安慰剂检验。西部大开发的减税政策仅仅是针对企业所得税的,而对企业的营业税金和增值税金都没有影响。因此,我们使用相同的模型对企业的营业税负和增值税负进行估计,预期模型(1)中企业营业税和增值税的估计系数都不显著。

将上述两阶段模型联立后,我们得到如下的基准 DID 回归模型:

$$TFP_{ict} = \alpha Treat_i \times YR2001 + \beta_n X + \mu_i + \lambda_{ck} + \xi_{kt} + \epsilon_{ict} \quad (3)$$

其中, $TFP_{ict}$  表示城市  $c$  中处于行业  $k$  的企业  $i$  在  $t$  年的全要素生产率, $X$  表示控制变量, $\epsilon_{ict}$  表示随机扰动项。 $\mu_i$  表示企业  $i$  的固定效应,可以控制不可观察且不随时间变化的某些企业特征的影响; $\lambda_{ck}$  表示城市  $c$  与行业  $k$  交互作用的固定效应,可以控制不可观察且不随时间变化的城市与行业层面异质性的影响; $\xi_{kt}$  表示行业  $k$  和时间  $t$  交互作用的固定效应,可以控制样本期内产业政策和某些时间趋势的影响。考虑到对于同一城市中的不同企业,模型中的随机扰动项之间可能存在相关性,我们在回归分析时计算得到城市层面的聚类稳健标准误。系数  $\alpha$  表示减税政策对企业生产率的净影响,如果减税政策有促进作用,那么  $\alpha$  应显著为正。

本文采用 LP 方法来计算工业企业全要素生产率,同时使用索罗残差固定效应方法进行稳健性检验。根据已有的企业生产率影响因素研究文献,我们考虑了以下控制变量:企业规模( $ln\_size$ )、资产负债率( $lev$ )、资产报酬率( $roa$ )、出口规模( $ln\_ex$ )以及获得的政府补贴收入( $ln\_faid$ )。

为了更加严谨地检验边界两侧的企业是否满足共同趋势假设,我们构建了模型(4)来分析企业全要素生产率的时间动态特征。其中, $year_t$  为时间哑变量,以 1998 年作为基准组,共设置 1999—2007 年 9 个变量,因此系数  $\alpha_t$  可以反映在此期间东西部企业全要素生产率的差异。企业全要素生产率的变化需要一个长期的过程,预期减税政策的影响不会立刻体现出来,而是随着时间的推移逐渐显现。

$$TFP_{ict} = \sum_{t=1999}^{2007} \alpha_t Treat_i \times year_t + \beta_n X + \mu_i + \lambda_{ck} + \xi_{kt} + \epsilon_{ict} \quad (4)$$

#### 四、实证结果分析

##### (一) 减税政策的生产率效应:基本结果

1. 西部大开发的减税效应。表 1 报告了模型(1)的估计结果,其中列(1)和列(2)的被解释变量是企业所得税有效税率( $ETR$ )。列(2)中  $Treat \times YR2001$  的系数为 -0.0134,其经济学含义是,相对于有效税率均值(0.116),西部大开发使西部地区企业的所得税有效税

率下降了 11.5%( $0.0134/0.116$ )，低于名义税率的下降幅度，因为企业的实际税率本身低于名义税率。这说明在实施西部大开发后，企业所得税名义税率下降使企业有效税率下降，西部地区企业能够享受到低所得税税率的优惠政策。列(3)和列(4)的被解释变量是企业增值税有效税率(EVTA)，结果显示，西部与东部地区企业在 2001 年前后的增值税有效税率并没有发生太大变化。列(5)和列(6)的被解释变量是企业营业税有效税率(Esale)， $Treat \times YR2001$  的回归结果在经济上和统计上都不显著。这表明西部地区企业所得税的系统性下降并不是偶然现象，而是由西部大开发所带来的。

表 1 西部大开发的减税效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ETR	ETR	EVTA	EVTA	Esale	Esale
$Treat \times YR2001$	-0.0147*** (0.00389)	-0.0134*** (0.00404)	-0.00149 (0.00106)	-0.00113 (0.00106)	-0.000136 (0.000566)	0.000166 (0.000574)
<i>City FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City</i> $\times$ <i>Industry FE</i>	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
<i>Industry</i> $\times$ <i>Year FE</i>	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
N	88 038	88 038	88 038	88 038	88 038	88 038
R <sup>2</sup>	0.536	0.548	0.505	0.533	0.681	0.690

注：企业所在城市和所属行业一般不发生变化，因此在控制企业固定效应后，不需要再控制城市和行业固定效应。括号内为在城市层面聚类并经过异方差调整后的稳健标准误，\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下表同。

2. 西部大开发中减税政策的生产率效应。表 2 报告了模型(2)的估计结果，列(1)和列(2)中交乘项  $Treat \times YR2001 \times ETR$  的系数分别为 0.510 和 0.132，表明减税政策对企业全要素生产率的影响在企业所得税税率较高的样本中更加显著。当企业所得税实际税率较高时，同样幅度的减税对这些企业的影响更加明显。列(3)一列(6)中三者交乘项都不显著，表明所得税减税政策对企业生产率的影响在不同的增值税和营业税样本中不存在显著差异。

表 2 西部大开发中减税政策的生产率效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times YR2001$	0.129*** (0.0308)	0.0461* (0.0258)	0.0963* (0.0514)	0.0538 (0.0385)	0.128*** (0.0322)	0.0575** (0.0258)
ETR	2.100*** (0.0702)	0.358*** (0.0421)				
$Treat \times YR2001 \times ETR$	0.510*** (0.0790)	0.132** (0.0559)		1.282*** (0.287)	1.192*** (0.227)	
EVTA			0.806 (0.770)	0.372 (0.492)		
$Treat \times YR2001 \times EVTA$					-3.107*** (0.507)	0.677* (0.374)
Esale					0.511 (0.765)	0.992 (0.607)
$Treat \times YR2001 \times Esale$						

续表2 西部大开发中减税政策的生产率效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>City FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City × Industry FE</i>	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
<i>Industry × Year FE</i>	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
N	88 038	88 038	88 038	88 038	88 038	88 038
R <sup>2</sup>	0.291	0.852	0.273	0.851	0.275	0.851

表3报告了基准DID模型(3)的估计结果,其中列(1)中只控制了年份固定效应,减税政策使西部地区企业的全要素生产率相对于其他地区企业提升了21.5%。这一结果与Warner(2011)所指出的西部大开发使省界附近西部县域GDP增加了19.69%的结论类似。在列(2)一列(6)中,我们逐步增加了企业、行业与城市固定效应,结果显示,减税政策对企业全要素生产率的影响系数依然显著为正且稳定在7%左右,说明企业所得税税率每下降1%,西部边界城市的企业全要素生产率平均提高了0.38%—0.75%。

表3 西部大开发中减税政策的生产率效应(基准DID模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat × YR2001</i>	0.215*** (0.0315)	0.203*** (0.0296)	0.135*** (0.0301)	0.0616*** (0.0233)	0.0610*** (0.0236)	0.0712*** (0.0241)
<i>City FE</i>	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
<i>City × Industry FE</i>	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
<i>Industry × Year FE</i>	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
N	88 038	88 038	88 038	88 038	88 038	88 038
R <sup>2</sup>	0.105	0.227	0.271	0.843	0.847	0.851

3. 减税政策的长期影响效应。表4报告了模型(4)的估计结果,可以看到,*Treat × YR1999*、*Treat × YR2000*和*Treat × YR2001*的系数都不显著,说明边界两侧企业在1999—2001年的全要素生产率并无显著差异,验证了共同趋势假设。而随着时间的推移,*Treat × year*的回归系数出现先增大后减小的趋势,说明减税政策对企业生产效率的影响先增大后趋于稳定,减税的促进效应存在长期收敛的情况。

表4 减税政策的长期影响效应

	(1)	(2)	(3)
<i>Treat × YR1999</i>	-0.0496 (0.0337)	0.00441 (0.0241)	0.00234 (0.0247)
<i>Treat × YR2000</i>	-0.0126 (0.0385)	0.0253 (0.0290)	0.0207 (0.0296)
<i>Treat × YR2001</i>	0.0178 (0.0434)	0.0456 (0.0321)	0.0381 (0.0332)
<i>Treat × YR2002</i>	0.0160 (0.0454)	0.0679* (0.0347)	0.0688* (0.0358)
<i>Treat × YR2003</i>	0.0365 (0.0457)	0.0652* (0.0372)	0.0699* (0.0388)

续表4 减税政策的长期影响效应

	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × YR2004	0.0828* (0.0455)	0.112*** (0.0409)	0.175*** (0.0426)
<i>Treat</i> × YR2005	0.176*** (0.0458)	0.154*** (0.0414)	0.153*** (0.0431)
<i>Treat</i> × YR2006	0.158*** (0.0452)	0.0826* (0.0422)	0.107** (0.0437)
<i>Treat</i> × YR2007	0.238*** (0.0451)	0.0878** (0.0440)	0.141*** (0.0455)
<i>City FE</i>	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	未控制	控制	控制
<i>City</i> × <i>Industry FE</i>	未控制	未控制	控制
<i>Industry</i> × <i>Year FE</i>	未控制	未控制	控制
N	88 038	88 038	88 038
R <sup>2</sup>	0.271	0.843	0.851

## (二)减税政策的生产率效应:机制检验

1. 直接效应。直接效应检验结果见表5,列(1)的被解释变量为企业的人力资本总支出(用企业支付的总工资对数来衡量),结果显示,减税政策使西部地区企业的人力资本总支出相对于其他地区企业显著提升了7.42%。列(2)的被解释变量为企业的人均人力资本支出(用企业支付的人均工资对数来衡量),结果显示,减税政策使西部地区企业的人均人力资本支出相对于其他地区企业提升了3.58%。列(3)的被解释变量为企业的劳动力投资(用企业的就业人数对数来衡量),结果显示,减税政策使西部地区企业的劳动力投资相对于其他地区企业提升了3.86%。列(4)的被解释变量换为企业的固定资产投资(用企业当年的固定资产净值减去上一年固定资产净值来衡量),结果显示,减税政策使西部地区企业的固定资产投资相对于其他地区企业增加了580 200元。列(5)和列(6)的被解释变量分别为企业是否出口哑变量和出口规模,结果显示,减税政策没有使企业出口行为发生显著变化。以上结果表明,减税政策存在直接效应,显著提升了企业对人力资本、劳动力和固定资产的投资,而对出口行为没有产生显著影响。

表5 直接效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnwage</i>	<i>lnperwage</i>	<i>employ</i>	<i>invest</i>	<i>Dex</i>	<i>lnex</i>
<i>Treat</i> × YR2001	0.0742*** (0.0197)	0.0358** (0.0155)	0.0386*** (0.00988)	580.2** (280.2)	0.00150 (0.00514)	0.0182 (0.0435)
<i>City FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City</i> × <i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i> × <i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	88 038	88 038	88 038	48 752	88 038	88 038
R <sup>2</sup>	0.893	0.716	0.931	0.382	0.738	0.764

2. 间接效应。我们通过比较 2001 年之后西部地区新进入企业的全要素生产率是否更高来检验减税政策的间接效应。首先将成立时间在 2001 年之后的企业定义为新进入企业（其他企业视为存续企业），并将样本划分为西部和非西部样本，然后对比中西部地区新进入企业的全要素生产率核密度分布特征。如图 3 所示，西部地区新进入企业的全要素生产率均值为 6.905，显著高于中部地区新进入企业（均值为 6.82），*T* 检验表明这种差异是显著的。图 3 中还将中部地区存续企业作为参照组，发现西部地区新进入企业确实具有更高的生产效率。

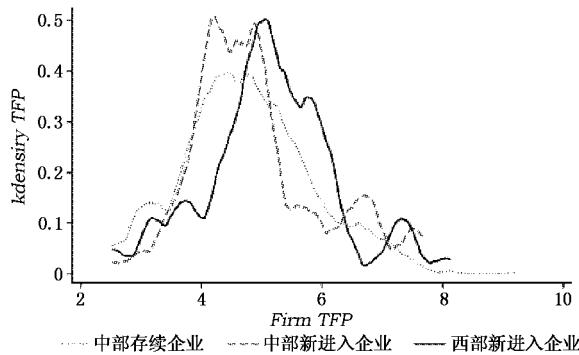


图 3 新进入企业生产效率对比情况

那么，是否仅仅是因为减税政策吸引了更多的高效率企业而使西部地区的企业生产效率高于中部地区企业呢？我们进一步将企业样本区分为新进入企业和存续企业进行分析。表 6 报告了针对存续企业的模型(3)估计结果，其中列(1)和列(2)中将成立时间在 2001 年之前的企业定义为存续企业，列(3)和列(4)中将首次出现在样本中的时间在 2001 年之前的企业定义为存续企业，列(5)和列(6)则是对 1998—2007 年一直存续企业的估计结果。从中可以看到，不管如何定义存续企业，减税政策对存续企业全要素生产率都存在 6%—13% 的显著正向影响。然而，我们无法进一步测算出存续企业生产效率提升的“直接效应”与“溢出效应”。从理论上讲，“直接效应”在政策当期会十分明显，而“溢出效应”则是新企业进入所带来的，在时间上会相对滞后。从表 4 中可以看到，在 2001 年实施西部大开发当年，企业全要素生产率并没有发生显著的变化，而是随着时间的推移逐渐显现的，因此“溢出效应”很可能大于“直接效应”。Chaudhury(2013)发现印度减税政策对存续工业企业全要素生产率没有产生影响，这与本文的研究结果并不一致，还有待进一步研究。

表 6 间接效应检验(存续企业样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	存续企业 1	存续企业 1	存续企业 2	存续企业 2	平衡面板	平衡面板
<i>Treat</i> × YR2001	0.0624 *** (0.0234)	0.0724 *** (0.0243)	0.0567 ** (0.0234)	0.0681 *** (0.0244)	0.136 *** (0.0458)	0.135 *** (0.0464)
<i>City FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表6 间接效应检验(存续企业样本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
存续企业 1	存续企业 1	存续企业 2	存续企业 2	平衡面板	平衡面板	
<i>City</i> × <i>Industry</i> FE	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
<i>Industry</i> × <i>Year</i> FE	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
N	58 379	58 379	44 925	44 925	8 644	8 644
R <sup>2</sup>	0.856	0.864	0.861	0.872	0.828	0.849

## 五、进一步分析

### (一)排除其他竞争性假说

在目前的识别策略中,我们使用了西部大开发作为政策冲击,观察政策前后企业全要素生产率的变化。但由于西部大开发属于一揽子政策,其效果可能既包含减税效应,又包含其他效应。因此,本文利用西部大开发官方文件中的税收优惠政策产业目录,构建了三重差分模型进一步考察减税政策的效果,尽可能地排除其他竞争性假说。根据《财政部、国家税务总局、海关总署关于西部大开发税收优惠政策问题的通知》,只有《产业目录》中的相关行业才能享受西部大开发的税率优惠政策。

首先,将《产业目录》中的相关行业与工业企业数据库中的2位代码行业相互校对,得到企业是否属于税收优惠行业的变量(*Ind\_treat*)。然后,按照企业是否属于税收优惠行业分样本进行检验,如果企业全要素生产率的上升主要是由西部大开发的非税收优惠政策所导致的,那么模型(3)中的系数 $\alpha_1$ 在两个子样本中都应当显著为正。表7中列(1)—列(4)结果表明,企业全要素生产率的上升主要是由减税政策所导致的。最后,采用三重差分模型(5)对减税的生产率效应进行了稳健性检验。列(5)和列(6)中的系数 $\alpha_1$ 显著为正,在一定程度上排除了其他竞争性假说。

$$\begin{aligned} TFP_{ikt} = & \alpha_1 Treat_i \times YR2001 \times Ind\_treat + \alpha_2 Treat_i \times YR2001 + \alpha_3 Treat_i \times Ind\_treat \\ & + \alpha_4 YR2001 \times Ind\_treat + \beta_n X + \mu_i + \lambda_{ik} + \xi_{kt} + \epsilon_{ikt} \end{aligned} \quad (5)$$

表7 减税政策的生产率效应(三重差分检验)

	双重差分模型				三重差分模型	
	非税收优惠行业		税收优惠行业		(5)	(6)
	(1)	(2)	(3)	(4)		
<i>Treat</i> × <i>YR2001</i>	-0.00426 (0.0347)	0.0105 (0.0361)	0.106 *** (0.0312)	0.122 *** (0.0320)	0.00262 (0.0339)	0.0209 (0.0362)
<i>Treat</i> × <i>YR2001</i> × <i>Ind_treat</i>					0.105 ** (0.0449)	0.0994 ** (0.0481)
<i>City</i> FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i> FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i> FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm</i> FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City</i> × <i>Industry</i> FE	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
<i>Industry</i> × <i>Year</i> FE	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
N	48 925	48 925	39 112	39 112	88038	88 038
R <sup>2</sup>	0.819	0.825	0.866	0.873	0.843	0.851

## (二) 异质性检验

为了检验不同规模的企业在面临减税时的异质性，本文参考 Hsieh 和 Zheng(2015)的做法将企业按照资产规模在年份与行业层面进行了四分位数分组，估计结果见表 8。从中可以看到，减税政策对资产规模小于 25% 分位数的企业影响最显著，而对其他资产规模企业的影响都不显著。

表 8 异质性检验：按资产规模四分位数分组

	(1)	(2)	(3)	(4)
	小于 25% 分位数	25%—50%	50%—75%	大于 75% 分位数
<i>Treat</i> × <i>YR2001</i>	0.228** (0.0987)	0.0568 (0.110)	0.121 (0.0901)	0.00212 (0.0936)
<i>City FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>City</i> × <i>Industry FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i> × <i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
N	37 312	38 192	37 796	36 828
R <sup>2</sup>	0.815	0.807	0.805	0.848

## (三) 稳健性检验

本文对可能存在的其他内生性问题进行了检验(限于篇幅，结果未列示)。如果企业税前利润小于 0，不需要缴纳企业所得税，则减税政策对这类企业的影响并不显著。因此，本文按照企业是否盈利进行了分组，回归结果显示，企业所得税优惠政策仅对盈利企业有显著影响，使其全要素生产率显著上升。

本文还做了以下稳健性检验：(1) 使用索罗残差固定效应方法重新计算了企业全要素生产率，回归结果没有发生显著变化；(2) 仅选取中西部边界邻近县的企业作为样本，估计结果也没有发生显著变化；(3) 进一步控制了当年的企业规模、资产负债率、绩效表现、出口规模、补贴情况等，回归结果也未发生显著变化。因此，上文研究结果是稳健的。

## 六、结 论

本文选取西部大开发作为准自然实验，基于 1998—2007 年工业企业数据，研究了减税政策对企业生产效率的影响效应，主要得到以下结论：一方面，减税政策确实能够刺激实体经济发展。西部大开发使西部地区的企业所得税有效税率下降了 11.5%，而对增值税和营业税没有显著影响。企业所得税税率每下降 1%，西部边界城市企业的全要素生产率平均提高 0.38%—0.75%。减税政策对企业生产效率的影响既有直接效应也存在间接效应，减税政策促使企业增加了人力资本、劳动力、固定资产等投资，且刺激了更多的创业活动，从而提升了存续企业生产效率。另一方面，减税政策对企业生产效率的影响具有长期效应和异质性。减税政策对企业生产效率的影响随着时间推移先增加后减小，存在长期收敛效应，而且小企业比大企业对于减税政策更加敏感，说明减税政策更有利于促进资金量较小、融资约束较严重的小企业发展。

在经济面临下行压力时,利用减税政策来刺激经济增长是世界各国政府的主要做法之一。需要注意的是,减税政策虽然对企业生产效率有提升作用,但这种作用在长期是收敛的。这说明减税政策并不是万能的灵丹妙药,经济长期持续稳定增长可能还需要其他政策的配合。另外,不同规模的企业对于减税政策的敏感程度存在差异,在制定政策时应考虑这种企业异质性。《2016年政府工作报告》中指出,今年积极的财政政策要加大力度,适度扩大财政赤字,主要用于减税降费,进一步减轻企业负担。本文研究表明,减税政策确实可以使企业得到实惠,增强企业的动力和活力,只有企业不断发展壮大,才能更好地助力国家经济发展。

\* 文章得到上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2016-388)的资助。

#### 参考文献:

- [1]陈诗一,陈登科.融资约束、企业效率韧性与我国加总全要素生产率研究[J].经济学报,2016,(1):1—31.
- [2]李科,徐龙炳.融资约束、债务能力与公司业绩[J].经济研究,2011,(5):61—73.
- [3]李志远,余森杰.生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业的分析[J].经济研究,2013,(6):85—99.
- [4]刘瑞明,赵仁杰.西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究[J].中国工业经济,2015,(6):32—43.
- [5]刘生龙,王亚华,胡鞍钢.西部大开发成效与中国区域经济收敛[J].经济研究,2009,(9):94—105.
- [6]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.
- [7]邵帅,齐中英.西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析[J].经济研究,2008,(4):147—160.
- [8]王跃堂,王国俊,彭洋.控制权性质影响税收敏感性吗?——基于企业劳动力需求的检验[J].经济研究,2012,(4):52—63.
- [9]赵勇,魏后凯.政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性[J].管理世界,2015,(8):14—29.
- [10]Azacis H, Gillman M. Flat tax reform: The Baltics 2000—2007[J]. Journal of Macroeconomics, 2010, 32(2): 692—708.
- [11]Brandt L, Van Bieseboeck J, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339—351.
- [12]Chauray R. Location-based tax incentives: Evidence from India[R]. Working Paper,2013.
- [13]Evans D S, Leighton L S. Some empirical aspects of entrepreneurship[J]. The American Economic Review, 1989, 79(3): 519—535.
- [14]Hsieh C-T, Zheng S. Grasp the large, let go of the small: The transformation of the state sector in China [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [15]Kleven H J, Waseem M. Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from Pakistan[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2013, 128(2):669—723.
- [16]Kline P, Moretti E. Local economic development, agglomeration economies, and the big push: 100 years of evidence from the Tennessee Valley Authority[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(1): 275—331.
- [17]Lucas R E. Supply-side economics: An analytical review[J]. Oxford Economic Papers, 1990, 42(2): 293—316.
- [18]Moll B. Productivity losses from financial frictions: Can self-financing undo capital misallocation? [J]. The American Economic Review, 2014, 104(10): 3186—3221.

- [19]Neumark D, Simpson H. Place-based policies[R]. NBER Working Paper, 2014.
- [20]Rathelot R, Sillard P. The importance of local corporate taxes in business location decisions: Evidence from French micro data[J]. The Economic Journal, 2008, 118(527): 499—514.
- [21]Warner J M. Regional development discrepancies and public policy: Evaluating China's western development strategy[R].Working Paper,School of International Relations & Pacific Studies, University of California, San Diego, 2011.

## How Do Tax Cuts Affect Firm Business Efficiency? Based on the Quasi-natural Experiment of Western Development Policy

Wu Huihang<sup>1</sup>, Liu Xiaobing<sup>1</sup>, Ji Yongbao<sup>2</sup>

(1.School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2.Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** The reduction in the costs of real economy enterprises and the rise in their economic efficiency are the core content of the supply-front reform in China and the tax cut policy is the most important. This paper takes the western development policy as a quasi-natural experiment, and uses the difference-in-difference method to study the effect of tax cuts on the real economy based on micro data of manufacturing enterprises from 1998 to 2007. It comes to the results as follows: the tax cut policy can stimulate the development of real economy, the reduction in nominal tax rates by 1% leads to the rise in firm business efficiency by 0.38%—0.75% at average. The tax cuts have direct and indirect effects on firm business efficiency. The direct effect shows that tax cuts are beneficial to the improvement of firm business efficiency. The indirect effect indicates that tax cuts can stimulate more entrepreneurial activities, and start-ups have higher business efficiency than remaining enterprises. The heterogeneity test shows that, compared with large enterprises, small firms are more sensitive to tax cuts, and the impact of tax cuts on firm business efficiency increases firstly and then reduces, showing a long-term convergence effect. This paper provides empirical evidence for how China's tax cuts affect firm business efficiency, and theoretical and empirical significance for future formulation of tax cut policy.

**Key words:** tax cut policy; firm business efficiency; difference-in-difference

(责任编辑 康 健)