

# 增值税转型、成本加成率分布与资源配置效率

康茂楠<sup>1</sup>, 毛凯林<sup>2</sup>, 刘灿雷<sup>3</sup>

(1. 天津财经大学 经济学院, 天津 300222; 2. 山西财经大学 财政金融学院, 山西 太原 030006;  
3. 对外经济贸易大学 国际经济研究院, 北京 100029)

**摘要:**关于增值税转型对企业间成本加成率分布与资源配置效率的影响, 鲜有文献对此进行考察和识别。文章基于1998—2007年中国微观企业数据, 将2004年东北地区试行的增值税改革视为自然实验, 采用双重差分法考察了增值税转型对中国制造业成本加成率分布以及资源配置效率的影响。研究发现, 以增值税转型为代表的减税政策有效降低了成本加成率分布的离散程度, 改善了制造业的资源配置效率。进一步地, 增值税转型能更多地促使高成本加成企业降低成本加成率, 并可以通过价格和边际成本渠道对缩小企业间成本加成率差距产生显著影响。基于行业国有资本份额、资本密集度和行业技术水平的异质性检验表明, 税收激励对高国企份额行业、劳动密集型行业和一般技术水平行业的作用更为显著。因此, 应针对性地实施税收改革, 以更好地发挥税收激励的资源配置效应。

**关键词:** 增值税转型; 成本加成率分布; 资源配置效率

**中图分类号:** F812.42; F124.6   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2019)02-0004-13

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2019.02.001

## 一、引言

作为积极财政政策的重要组成部分, 减税是一国实施宏观调控的有力手段, 我国政府也一直将降低企业税负作为调结构、促增长的主要内容。2018年3月, 政府工作报告指出将继续大力减税降费, 激发市场活力。<sup>①</sup>2018年4月, 国务院再次出台了七项减税措施, 预计全年企业税负将减轻600多亿元。<sup>②</sup>可见, 政府对企业税负减免问题高度重视, 以期通过“减税降费”来降低企业成本, 为企业转型升级创造良好的外部条件。不可否认的是, 增值税由生产型向消费型的转型, 在降低企业税负上起到了至关重要的作用, 然而, 仅从降低税收负担角度考虑增值税转型的意义还远远不够, 从更深层次来看, 减税还有“平整市场竞争赛地, 提高资源配置效率”的作用, 减税的要义在于提升资源配置效率(吕冰洋, 2016)。

近年来, 经济界学者们更多开始关注企业间资源配置效率在一国整体经济发展中的重要性, 认为国家整体效率一方面来自于微观企业自身的生产效率水平, 另一方面还取决于企业间的资源配置效率(Hsieh和Klenow, 2009; 聂辉华和贾瑞雪, 2011)。Hsieh和Klenow(2009)更是指

收稿日期: 2018-06-25

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(71803016); 中央高校基本科研业务经费项目(17QD16)

作者简介: 康茂楠(1991—), 女, 山西吕梁人, 天津财经大学经济学院讲师;

毛凯林(1993—), 女, 山西吕梁人, 山西财经大学财政金融学院硕士研究生;

刘灿雷(1992—), 男, 山东济宁人, 对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员。

① 数据来源: <http://www.gov.cn/zhuanti/2018lh/2018zfgzbg/zfgzbg.htm>。

② 数据来源: <http://www.gov.cn/guowuyuan/cwhy/20180425c08/>。

出中国制造业内存在着较为严重的资源错配现象,若企业间的资源配置效率能将资源配备给高生产率企业,我国整体的生产效率将提高 30%—50%。可见,中国制造业资源配置问题不容忽视。那么,增值税转型是否会对制造业资源配置效率产生影响,进而作用于中国经济增长呢?显然,增值税转型带来的税负减免会通过降低企业生产成本和改变企业产品市场定价而参与到企业间的资源配置过程。即使企业生产成本不变,减税也会通过改变企业市场定价行为而对整体经济的资源配置效率产生影响。因此,产品价格是考察增值税转型与资源配置效率关系不可忽略的一个关键因素,而将产品价格和成本要素纳入到统一的分析框架中也尤为重要。与本文研究较为相近的有:蒋为(2016)指出,有效增值税税率差异是造成我国制造业资源错配的重要因素,但其仅从生产率分布的角度考量,忽视了价格因素的重要性;刘啟仁和黄建忠(2018)进一步研究发现,企业间税负差异引起了行业内成本加成率离散程度的扩大,进而扭曲了资源配置效率。

本文将企业生产技术和产品定价能力纳入统一的指标体系中,首次从成本加成率分布视角,考察了增值税转型对中国制造业资源配置效率的影响。对这一问题的探讨,为定量评估税收工具的政策效果,提高宏观调控措施的精准度,以及利用税收政策促进我国经济发展提供了有益借鉴。本文边际贡献体现在以下三个方面:第一,尽管已有学者就增值税税率与企业间资源配置的关系作了初步探讨,但鲜有研究从增值税转型出发考察企业税负减免对资源配置效率的影响,本文丰富了增值税经济效应评估的文献。并且,我们将 2004 年增值税试点转型视为准自然实验,将其看作外生的政策冲击,能够有效克服潜在的内生性问题,确保研究结论的有效性和可靠性。第二,增值税转型带来企业税负的下降,不仅会改变企业的生产技术条件,也会通过改变企业间价格分布而影响制造业加成率分布以及资源配置效率。本文将企业生产技术和产品定价能力纳入统一的指标体系中,从成本加成率分布视角,综合考察了增值税转型对我国制造业企业间资源配置效率的影响,为研究减税的资源配置效应及其对宏观经济的作用提供了新的经验证据。第三,研究结果表明,增值税转型有效降低了中国制造业企业成本加成率的离散程度,改善了行业资源配置效率,更多地降低了高成本加成企业的成本加成率,且能通过价格和边际成本渠道对缩小企业间成本加成率差距产生显著影响,这为分析当前我国增值税及相应税制改革的经济效应提供了实证基础。

## 二、理论分析与研究假设

成本加成率是产品价格与边际成本的比值,反映了企业产品定价对边际成本的偏离。在完全竞争的市场结构下,企业按照边际成本定价,此时产品价格等于生产的边际成本,企业间成本加成率一致,资源配置效率达到最优。然而,现实经济中不完全竞争是常态,垄断价格的制定内生地导致了异质性成本加成。Lerner(1934)指出,与一般均衡密切相关的不是个别垄断程度的总和,而是它们的偏差。因此,资源配置效率并非行业内企业加成率的简单加总,而是取决于企业间加成率的相对差异。也就是说,成本加成率的分布情况决定了经济运行中的资源配置效率。理论上,加成率相对较高的企业通常拥有一定的垄断优势,往往会利用较少的要素进行生产,要素资源使用规模低于最优水平,而加成率相对较低的企业的要素使用规模则大于其最优状态,只有当生产同一种产品的企业的加成率完全相同时,才能实现最优配置效率(Peters, 2011; Holmes 等, 2014)。可见,企业间加成率离散度的降低正是资源配置效率提高的体现。

总体上,就增值税转型对成本加成率分布的影响机制来看,既然企业间成本加成分布趋于集中能够体现资源配置效率的改善,那么,缩小高成本加成与低成本加成企业之间的差距,就可以有效降低成本加成分布的离散程度,进而改善资源配置效率(Peters, 2011; Holmes 等, 2014)。

具体地,从成本加成率分布的构成来看,增值税转型能通过企业间成本分布和价格分布而

对企业成本加成率分布产生影响。在成本分布上,增值税带来的税收减免显著激发了企业投资意愿,尤其是生产经营性固定资产投资,进而提高了行业内企业的资本劳动比和平均生产率水平(聂辉华等,2009;Cai和Harrison,2011;Wang,2013;申广军等,2016;许伟和陈斌开,2016;Zhang等,2018),而整体企业效率的提升势必会加剧市场竞争程度,通过淘汰低效率企业,缩小了企业间生产率分布,进而降低了成本加成率的离散程度。并且,消费型增值税的实行,直接减轻了企业税负,提高了企业预期的盈利水平,从而激发了企业从事研发创新活动的积极性,为企业长期发展与效率提升奠定了基础。在价格分布上,一方面,消费型增值税的最大优点在于其税收中性,可以避免重复计征税款,这在很大程度上规避了由税收带来的价格扭曲(申广军等,2016),缩小了产品间价格差异,有助于资源配置效率的提升;另一方面,企业整体生产率水平的提高激化了行业内竞争,加剧了同类产品间市场竞争程度,削弱了企业价格定价势力,促使产品价格趋同,降低了企业间产品的价格离散程度,进而可从整体上改善行业资源配置效率。可见,增值税转型正是通过企业间成本分布与价格分布的调整作用于行业资源配置的过程。依据上述文献梳理与理论机制分析,本文待检验命题如下:

假说1:增值税转型显著降低了成本加成分布的离散程度,改善了制造业的资源配置效率。

假说2:增值税转型会更多促使高成本加成企业降低成本加成率,并通过价格和边际成本渠道显著缩小企业间成本加成率差距。

### 三、政策背景、模型设定与数据说明

(一)政策背景。增值税转型是我国税制改革中最为重要的一个环节。自1994年分税制改革以来,增值税逐渐成为我国第一大税种,但值得注意的是,我国一直实行着生产型增值税,在该税制下,企业购进固定资产所含的进项税额不予抵扣,这就存在着重复计征税款的问题,加重了企业研发仪器和设备购置成本,抑制了企业设备更新与技术改造的积极性,进而阻碍了基础产业和资本、技术密集型产业的发展(申广军等,2018)。因此,尽快实现生产型增值税向消费型增值税转型就显得尤为迫切。2004年,财政部和国家税务总局发布了《东北地区扩大增值税抵扣范围若干问题的规定》,准许东北三省的装备制造业、石油化工业、冶金业、船舶制造业、汽车制造业和农产品加工业等行业的一般纳税人企业在缴纳增值税时,可在进项税中抵扣购买固定资产需缴纳的税额,这一政策被称为增值税试点转型。<sup>①</sup>此后,2007年,增值税转型扩大覆盖面,推广到山西、河南、安徽、江西、湖北和湖南等中部6省26个老工业基地城市,2008年进一步惠及内蒙古东部地区及汶川地震受灾地区,试点行业与东北三省行业基本一致。2009年1月1日,增值税转型进行最后一次“扩围”,在全国范围内覆盖所有行业。增值税从试点转型到覆盖全国所有行业,其影响不仅仅局限于企业投资、就业、生产效率与创新能力方面,本文在既有研究的基础上,以2004年增值税转型为例,考察了增值税转型对企业间成本加成率分布的影响,及其在中国制造业资源配置的重要作用。

(二)计量模型设定。增值税转型对我国企业间成本加成率分布产生了何种影响,进而对我国制造业整体资源配置效率产生影响呢?对于这一问题,本文从增值税试点转型政策出发,将2004年针对东北三省六大行业进行的增值税调整视为准自然实验,采用双重差分法予以探讨。借鉴Cai和Harrison(2011)、Liu和Lu(2015)及Zhang等(2018)的做法,构建双重差分模型如下:

$$Theil_{jt} = \alpha_{jt} + \beta VAT_{jt} \times Post_t + \lambda_t + Controls + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

<sup>①</sup> 增值税抵扣具体行业范围不予赘述,备索。

其中,下标  $j$  表示国民经济行业分类标准的 4 分位行业,  $p$  表示中国省级行政区域,  $t$  表示年份。 $\alpha_{jp}$  为行业-省份交叉固定效应,用来控制行业与省份层面不随时间变化的其他因素; $\lambda_t$  为年份固定效应,用来控制时间维度的宏观经济冲击; $\varepsilon_{jpt}$  表示随机扰动项。

1. 变量与指标。交叉项  $VAT_{jp} \times Post_t$  为本文的核心解释变量。其中,  $VAT_{jp}$  为东北三省实施增值税转型试点的行业。与聂辉华等(2009)、Liu 和 Lu(2015)做法一致,本文设定当样本行业处于东北地区且实施增值税转型政策时,取值为 1,否则为 0。 $Post_t$  为年份虚拟变量,在政策实施(2004 年)之前,  $Post_t$  取值为 0,当年及之后  $Post_t$  取值为 1。

被解释变量为  $Theil_{jpt}$ ,表示企业间成本加成分布。本文依照 De Loecker 和 Warzynski(2012)的方法对企业成本加成率进行估算,并同 Lu 和 Yu(2015)、蒋为(2016)及刘竹青和盛丹(2017)的做法一致,采用泰尔指数度量加成率的分布情况。<sup>①</sup>具体计算公式如下:

$$Theil_{jpt} = \frac{1}{n_{jpt}} \sum_{i=1}^{n_{jpt}} \frac{y_{ijpt}}{\bar{y}_{jpt}} \log\left(\frac{y_{ijpt}}{\bar{y}_{jpt}}\right) \quad (2)$$

$Theil_{jpt}$  表示  $t$  时期  $p$  省份  $j$  行业成本加成率分布的泰尔指数,该值越小,表明企业间成本加成率的差异越小,分布越集中,资源配置效率越高,反之,分布越离散,资源配置效率越低; $n_{jpt}$  表示  $t$  时期  $p$  省份  $j$  行业中的企业数目; $y_{ijpt}$  表示  $t$  时期  $p$  省份  $j$  行业中企业  $i$  的成本加成率,  $\bar{y}_{jpt}$  表示  $p$  省份  $j$  行业的平均成本加成率。

$Controls$  为其他控制变量:沉没成本( $\ln fixed\_cost$ ),省份各行业内资本存量与增加值比值的自然对数;企业数目( $\ln fnumber$ ),省份各行业内企业数目的对数值;出口比重( $\ln exp$ ),省份各行业内企业出口总额与销售总额的比值;赫芬达尔指数( $HHI4$ ),以销售额为基础构建赫芬达尔指数来度量省份-行业层面市场集中度;市场化指数( $Market\_index$ )来自樊纲等(2011)《中国市场化指数》。变量描述性统计见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
成本加成率分布	$Theil$	0.005	0.003	-2.98e <sup>-08</sup>	0.039	31 824
增值税转型政策	$VAT \times Post$	0.046	0.209	0	1	31 824
沉没成本	$\ln fixed\_cost$	0.177	0.719	-3.094	3.700	31 824
企业数目	$\ln fnumber$	3.107	0.950	1.946	7.927	31 824
出口比重	$\ln exp$	0.137	0.167	0	0.692	31 824
赫芬达尔指数	$HHI4$	0.195	0.156	0.002	0.986	31 824
市场化指数	$Market\_index$	6.923	2.106	0	11.710	31 824

此外,为控制潜在的异方差和序列相关问题,本文借鉴 Bertrand 等(2004)的研究,将标准差在行业-省份层面进行聚类调整。

2. 平行趋势检验。双重差分方法需要满足平行趋势假设。也就是说,在增值税试点转型的 2004 年之前,处理组与对照组的成本加成率分布应该具有相同的发展趋势。图 1 刻画了这一演变趋势,其中,我们将历年成本加成率分布均减去基期值(1999 年),以排除不可观测的时间效应。从图 1 可以看到,在增值税转型(2004 年)之前,处理组和对照组加成率分布的趋势基本是一致的,表明本文处理组与对照组满足双重差分法的平行趋势假设。并且,整体来看,相较于对照组,处理组加成率分布在 2004 年之后呈现出显著的下降趋势,初步表明增值税转型降低了试点

<sup>①</sup> De Loecker 和 Warzynski(2012)及 Edmond 等(2015)均给出了企业成本加成率的详细估计过程,限于篇幅,本文不再详细说明。

行业的成本加成率分布,进而改善了资源配置效率。

(三)数据说明。本文使用的微观企业数据来自1998—2007年中国工业企业数据库。该数据库收集汇编了全部国有企业以及年销售额在500万元以上非国有企业的详细信息,如企业所处地区、所在行业、成立时间、中间品投入、增加值、总销售额、固定资产和雇员人数等。在使用该数据库之前,我们通过以下步骤

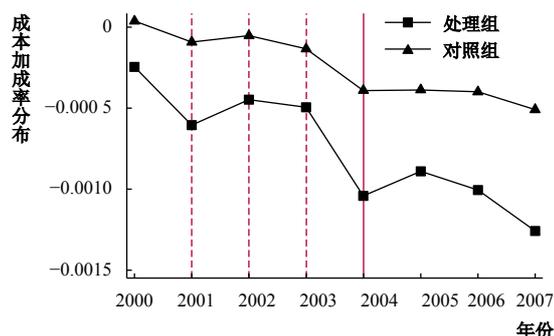


图1 处理组和对照组加成率分布的演变趋势

进行处理:借鉴Brandt等(2012),重新构建面板数据,生成新的企业识别代码;借鉴Brandt等(2012),采用永续盘存法估算企业实际资本存量,并删除员工人数少于8人的企业样本;借鉴Cai等(2009)和Feenstra等(2014)对样本进行筛选甄别,删除企业总资产、净固定资产、销售额、工业总产值等经营指标中任一项为缺失值、负值或者零值的样本,删除流动资产大于总资产、总固定资产大于总资产以及企业识别代码缺失的样本;借鉴Brandt等(2012),依据2003年实施的新行业分类代码对企业数据重新调整,实现标准化统一;使用2004年经济普查数据中的工业总产值来填补样本数据库中2004年工业总产值的缺失。

#### 四、实证分析

(一)基本回归结果。本文以2004年在东北三省六大行业实施的增值税调整作为准自然实验,采用双重差分法就增值税转型对制造业成本加成率分布的影响进行实证分析。基于计量模型(1)的回归结果如表2所示。其中,第(1)列仅将成本加成率分布(Theil)与增值税转型政策(VAT×Post)进行回归,在(2)至(4)列中,我们依次加入控制变量。由表2基准回归结果可知,核心解释变量(VAT×Post)的估计系数均显著为负,表明增值税转型对成本加成率分布的离散程度起到了显著的降低作用,进而改善了中国制造业资源配置效率。

表2 基准回归结果

	(1)Theil	(2)Theil	(3)Theil	(4)Theil
VAT×Post	-0.0003 <sup>*</sup> (0.086)	-0.0004 <sup>**</sup> (0.049)	-0.0004 <sup>**</sup> (0.039)	-0.0004 <sup>**</sup> (0.043)
Ln fixed_cost		0.0002 <sup>***</sup> (0.003)	0.0002 <sup>***</sup> (0.000)	0.0002 <sup>***</sup> (0.000)
Ln fnumber		0.0005 <sup>***</sup> (0.000)	0.0011 <sup>***</sup> (0.000)	0.0011 <sup>***</sup> (0.000)
Ln exp			-0.0002(0.517)	-0.0002(0.454)
HH4			0.0058 <sup>***</sup> (0.000)	0.0058 <sup>***</sup> (0.000)
Market_index				0.0001 <sup>*</sup> (0.071)
年份固定效应	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是
样本数	31 824	31 824	31 824	31 824
可调整 R <sup>2</sup>	0.495	0.498	0.519	0.519

注:(1)括号内为回归系数的相伴概率,基于行业-省份层面聚类稳健标准差计算所得;(2)<sup>\*</sup>表示10%的显著性水平,<sup>\*\*</sup>表示5%的显著性水平,<sup>\*\*\*</sup>表示1%的显著性水平。下表统同。

(二)稳健性检验。

1.安慰剂检验。双重差分法的一个重要假设前提是,在政策调整(2004年)之前,处理组与对照组应具有一致的演变趋势。为对此进行验证,我们借鉴Topalova(2010)进行安慰剂检验。具体

地,将样本数据设定在增值税转型政策调整之前(1998—2003年),分别假设增值税转型政策的调整发生在2000年、2001年、2002年及2003年,并再次进行回归分析。若成本加成率分布的下降确实是由2004年增值税转型政策的调整带来的,那么在虚设增值税转型年份的回归结果中, $VAT \times Post$ 的估计系数应该是不显著的。具体的回归结果详见表3第(1)至(4)列,为确保回归结果的可靠性,我们将回归系数的标准误进行了 $Bootstrap$ (500次)调整。

表3 安慰剂检验的回归结果

	(1) <i>Theil</i>	(2) <i>Theil</i>	(3) <i>Theil</i>	(4) <i>Theil</i>	(5) <i>Theil</i>
	虚设增值税转型年份				虚设增值税转型的省份与行业
	2000年	2001年	2002年	2003年	
$VAT \times Post$	-0.0004(0.129)	-0.0002(0.133)	-0.0001(0.405)	-0.0001(0.773)	-0.0001(0.331)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是	是
样本数	15 664	15 664	15 664	15 664	31 824
可调整 $R^2$	0.603	0.603	0.603	0.603	0.519

注:回归系数的标准差进行了 $Bootstrap$ (500次)调整。

从表3第(1)至(4)列可以看出, $VAT \times Post$ 的估计系数不显著,基于政策调整年份的安慰剂检验表明,2004年增值税转型政策确实带来了成本加成率分布的下降,资源配置效率得到了提高,本文的结论是稳健的。

在识别受政策影响的样本时,本文将东北地区受到政策影响的行业视为处理组,将不受政策影响的其他省份的这些行业视为对照组。其中,处理组为东北地区的六大行业共1 045个样本,对照组为其他省份的六大行业共9 050个。在此通过更改处理组和对照组的样本选取,再次检验研究结论。具体地,我们随机挑选1 045个样本作为处理组,其他9 050个样本作为对照组予以回归。若增值税转型确实带来了东北地区受该政策影响的行业成本加成率分布的下降,那么,基于随机抽样的安慰剂检验中,处理组和对照组的成本加成率分布应该不存在明显差异。表3第(5)列汇报了虚设处理组样本的回归结果,可以看到, $VAT \times Post$ 的估计系数确实不显著,基于虚设省份-行业的回归结果再次验证了研究结论的稳健性。

2. 成本加成率分布的再度量。在成本加成率分布的度量方面,本文借鉴Lu和Yu(2015)、刘竹青和盛丹(2017),主要采用企业成本加成率的泰尔指数进行衡量。出于稳健性考虑,本文借鉴Lu和Yu(2015),以变异系数和相对平均偏差测算的成本加成分布再次进行实证检验。根据表4第(1)、(2)列的回归结果,我们发现 $VAT \times Post$ 的估计系数依然显著为负,表明更改成本加成分布的测算方法并不会影响估计结果。同时,我们也借鉴Hsieh和Klenow(2009)、聂辉华和贾瑞雪(2011),使用95—05分位数差和90—10分位数差来衡量成本加成率的离散程度,再次进行指标再度量的稳健性检验。可以看到,在表4第(3)、(4)列中 $VAT \times Post$ 的估计系数仍显著为负,成本加成率分布的不同测度并不会影响研究结论的稳健性。

表4 成本加成率分布的再度量

	(1) <i>CV</i>	(2) <i>RMD</i>	(3)95—05分位数差	(4)90—10分位数差
$VAT \times Post$	-0.0045**(0.042)	-0.0041**(0.021)	-0.0625**(0.010)	-0.0628**(0.010)
控制变量	是	是	是	是

续表 4 成本加成率分布的再度量

	(1) <i>CV</i>	(2) <i>RMD</i>	(3)95—05 分位数差	(4)90—10 分位数差
年份固定效应	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是
样本数	25 975	26 060	25 975	25 975
可调整 $R^2$	0.558	0.559	0.465	0.488

3. 其他稳健性检验。我们将就可能影响本文研究结论的其他潜在问题给予稳健性检验。

第一, 本文样本中存在着频繁的企业进入与退出行为, 为控制企业的进入退出对基本结论的干扰, 我们将样本限定为持续存在的企业, 再次度量成本加成率分布并进行实证检验。根据表 5 第(1)列的回归结果可知, 增值税转型调整的估计系数仍显著为负, 增值税转型对持续存在企业的资源配置同样起到了显著的改善作用。

第二, 外资企业往往具有较高的生产效率, 且效率较高的企业更具成本优势并收取更高的价格加成(Bernard 等, 2003), 因而会扩大制造业成本加成率分布。鉴于此, 我们剔除外资企业样本, 由表 5 第(2)列的结果可知, 增值税转型政策的系数仍显著为负, 且这一负向效应对于内资企业显著存在。

第三, 本文样本区间为 1998—2007 年, 然而, 在 2007 年我国将增值税转型试点扩大到中部六省 26 个老工业基地城市, 这会使得 26 个中部城市在 2004—2006 年位于对照组样本中, 在 2007 年转而位于处理组中, 由此可能造成实证回归识别不清的问题。为此, 分别从以下两方面排除 2007 年增值税转型试点扩容的影响效应: 一是删除 26 个中部试点城市样本, 以排除样本期内增值税扩容对回归结果产生的影响, 由表 5 第(3)列可知,  $VAT \times Post$  的估计系数仍显著为负; 二是剔除 2007 年样本, 以排除 2007 年扩容政策可能带来的估计偏误, 表 5 第(4)列显示,  $VAT \times Post$  的估计系数显著为负, 再次表明增值税转型的资源配置效应并未因 2007 年的扩容而受到影响。

第四, 在 *DID* 设定中, 将东北地区受到政策影响的行业视为处理组, 将不受政策影响的其他省份的这些行业视为对照组。参考 Liu 和 Lu(2015)及蒋为(2016)的研究, 重新设定对照组, 将不受政策影响的其他省份行业和东北地区不受政策影响的其他行业(即全国非东北六大行业)界定为对照组。表 5 第(5)列显示  $VAT \times Post$  的系数仍显著为负。此外, 借鉴刘怡等(2017)将对照组设定为未受政策影响的中部地区的六大行业, 进而从对照组的再设定上继续进行稳健性检验。这样选取对照组的原因在于, 中部地区在工业和经济发展水平上与东北地区较为相似, 可在一定程度克服组别间的系统性差异。由表 5 第(6)列的结果可知,  $VAT \times Post$  的系数显著为负, 研究结论稳健。

第五, 双重差分法要求政策满足外生性假定, 即在政策实施之前, 样本内个体不能形成一定程度的有效预期, 否则将会干扰对政策实际实施效果的评估。比如, 若处理组企业在政策实施前对政策调整产生预期, 会推迟固定资产投资至政策实施之后(2004 年后), 如不对此进行控制将会高估政策实际效应。鉴于此, 我们加入增值税转型的调整(*VAT*)与 2003 年(即政策调整前一年)的交叉项( $VAT \times Post03$ ), 以控制预期效应可能带来的估计偏差, 结果见表 5 第(7)列。 $VAT \times Post03$  的系数并不显著且近乎为零, 说明预期效应不存在, 同时在考虑了预期效应情况下,  $VAT \times Post$  的系数仍显著为负。

第六, 在 1998—2007 年样本期间内, 我国还经历了其他一些政策改革与冲击, 如 2001 年加入 WTO, 随之带来了各行业关税的大幅下降(Lu 和 Yu, 2015); 与此同时, 我国在 2002 年放松了外资企业的准入管制(Lu 等, 2017), 外商直接投资规模进一步扩大; 2003 年旨在推进和完善国企管理模式的国资委成立, 提高了国有企业的改制成效, 促进了国有企业绩效的提升(盛丹和刘灿

雷, 2016)。为控制这一时期贸易政策、外资政策以及国企改革对估计结果的干扰, 在回归中进一步加入行业平均关税水平、外资企业数目以及国有企业份额进行验证。由表 5 第(8)列的回归结果可知, 在控制了其他政策冲击的影响之后, 本文的研究结论仍然是稳健的。

表 5 其他稳健性检验

	(1)Theil	(2)Theil	(3)Theil	(4)Theil	对照组的再设定		(7)Theil	(8)Theil
	持续存在企业	删除外资企业	删除 2007 年增值税扩容城市	删除 2007 年企业样本	全国非东北六大行业	中部地区六大行业		
<i>VAT×Post</i>	-0.0004* (0.052)	-0.0003* (0.075)	-0.0004** (0.041)	-0.0004* (0.056)	-0.0004** (0.024)	-0.0004** (0.043)	-0.0004* (0.071)	-0.0004* (0.058)
<i>VAT×Post03</i>							-0.0000 (0.891)	
<i>Soe_share</i>								0.0016*** (0.000)
<i>Ln tariff</i>								0.0001 (0.208)
<i>FDI</i>								0.0004*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	27 128	31 710	31 315	27 501	38 817	31 824	31 824	27 064
可调整 $R^2$	0.566	0.457	0.517	0.530	0.549	0.519	0.519	0.520

## 五、拓展分析

本部分我们继续对增值税转型如何降低了成本加成率分布以及其影响机制、渠道和异质性效应进行拓展分析。

(一) 基于成本加成率分布的分位点回归。既然企业间成本加成分布趋于集中, 能够体现出资源配置效率的改善, 那么, 缩小高成本加成与低成本加成企业之间的差距, 就可以有效降低成本加成分布的离散程度。由前文可知, 2004 年增值税转型确实降低了制造业成本加成率分布, 也就是说, 增值税试点转型降低了制造业内高成本加成企业与低成本加成企业间的差距。那么, 增值税转型主要是降低了高分位点企业的成本加成率, 还是提高了低分位点企业的成本加成率呢? 为对此进行考察, 本部分将从成本加成率分布的 10 分位点、25 分位点、50 分位点、75 分位点、90 分位点以及均值处, 分别进行实证检验, 回归结果参见表 6。

表 6 成本加成率分布的分位点回归

	(1)10 分位点	(2)25 分位点	(3)50 分位点	(4)75 分位点	(5)90 分位点	(6)均值
<i>VAT×Post</i>	-0.0122*(0.050)	-0.0194*** (0.001)	-0.0254*** (0.000)	-0.0270*** (0.000)	-0.0372*** (0.000)	-0.0238*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	31 824	31 824	31 824	31 824	31 824	31 824
可调整 $R^2$	0.817	0.850	0.855	0.837	0.797	0.872

表6中,  $VAT \times Post$  的系数在各分位点以及均值处均显著为负, 表明增值税转型确实显著降低了制造业成本加成率分布。进一步地, 从系数大小来看, 随着分位点的升高, 系数的绝对值也逐渐变大, 表明增值税转型更多地促使了高成本加成率企业成本加成的降低, 进而降低了制造业整体成本加成率差距, 提高了资源配置效率。

(二)影响机制分析。企业的成本加成率用  $p/mc$  来表示, 因此, 增值税转型对成本加成率分布的影响主要来自两个方面: 一是产品价格变化, 二是生产成本变化。本文与 Holmes 等(2014)以及 Lu 和 Yu(2015)一致, 将成本加成率分布的变动视作价格分布与边际成本分布共同变动的结果, 通过分别考察增值税转型对价格分布和成本分布的影响, 检验了其对成本加成率分布产生作用的机制途径。具体地, 借鉴既有研究, 我们采用全要素生产率作为企业边际生产成本的代理指标(De Loecker 和 Warzynski, 2012; Lu 和 Yu, 2015), 考察增值税转型对企业生产率分布(泰尔指数)的影响, 识别出减税带来的边际成本分布效应, 即式(3); 接着, 将生产率分布(泰尔指数)加入增值税转型与成本加成率分布的计量方程中再次回归, 估计出控制边际成本分布效应后增值税转型的系数, 进而识别出减税的价格分布效应, 即式(4)。全要素生产率采用  $OP$  方法(Olley 和 Pakes, 1996)和  $LP$  方法(Levinsohn 和 Petrin, 2003)测算所得。具体回归模型设定如下:

$$tfp\_theil_{jpt} = \alpha_{jp} + \gamma VAT_{jp} \times Post_t + \lambda_t + Controls + \zeta_{jpt} \quad (3)$$

$$Theil_{jpt} = \alpha_{jp} + \rho VAT_{jp} \times Post_t + \eta tfp\_theil_{jpt} + \lambda_t + Controls + \xi_{jpt} \quad (4)$$

其中,  $tfp\_theil$  表示  $p$  省份  $j$  行业在  $t$  时期生产率分布的泰尔指数, 取值越小, 企业间生产率差异越小, 分布越均匀, 反之, 分布越离散。其他变量含义同计量方程(1)。

表7列示了机制分析的回归结果, 第(1)、(2)列中全要素生产率采用  $OP$  方法测算, (3)、(4)列中全要素生产率采用  $LP$  方法测算。可以看到, 增值税转型显著降低了生产率分布的离散程度, 这也从生产率分布的角度证实了增值税转型对资源配置效率的积极效应。(2)和(4)列在控制了生产率分布效应后, 增值税转型的系数均显著为负, 表明价格分布效应也是显著存在的。由此可知, 增值税转型确实通过价格分布效应和边际成本分布效应降低了我国制造业成本加成率分布。

表7 机制分析的估计结果

	全要素生产率(OP)		全要素生产率(LP)	
	(1)生产率分布(Theil)	(2)成本加成率分布(Theil)	(3)生产率分布(Theil)	(4)成本加成率分布(Theil)
$VAT \times Post$	-0.0475*** (0.004)	-0.0005** (0.018)	-0.0009* (0.088)	-0.0004** (0.025)
$tfp\_theil$		0.0005*** (0.000)		0.0482*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是
样本数	33 982	31 028	34 004	31 025
可调整 $R^2$	0.427	0.533	0.399	0.540

(三)异质性分析。改革开放后, 我国经济实现了快速增长, 但东北老工业基地的发展却露出一系列问题, 所有制结构单一、国有经济份额偏高、市场活力不足的弊端日益显现, 企业生产设备落后、技术水平低下及转型调整缓慢的现象逐步凸显。因此, 为适应市场化经济发展的需要, 增值税转型试点首先在东北地区展开, 以期能加快设备更新, 激发市场活力, 进而促进老工业基地产业结构升级。并且, 我国不同行业在国有经济比重、资本密集度上存在着较大差别, 税收

减免的投资激励效应也同样会因企业生产技术构成的不同而产生明显差异(Djankov 等, 2010), 对此进行分析, 将有助于我们深入考察增值税转型的异质性影响。鉴于此, 我们从行业国有资本份额、资本密集度和技术水平方面, 分样本考察增值税转型对不同行业的异质性影响, 回归结果见表 8。

表 8 区分行业异质性的回归结果

	行业国有资本份额		行业资本密集度		行业技术水平	
	高	低	高	低	高	低
	(1) <i>Theil</i>	(2) <i>Theil</i>	(3) <i>Theil</i>	(4) <i>Theil</i>	(5) <i>Theil</i>	(6) <i>Theil</i>
<i>VAT</i> × <i>Post</i>	-0.0006*	-0.0002	-0.0003	-0.0005*	0.0006	-0.0005**
	(0.075)	(0.565)	(0.323)	(0.068)	(0.418)	(0.020)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×省份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	15 922	15 816	15 909	15 915	34 33	28 391
可调整 $R^2$	0.546	0.518	0.524	0.506	0.448	0.523

第(1)、(2)列以行业内国企市场份额的中位数为划分标准, 将行业划分为高国有资本份额行业与低国有资本行业, 并分别进行回归。可以看到, 在高国有份额的行业内, *VAT*×*Post* 的系数显著为负, 而在低国有份额的行业内则不然, 表明增值税转型对国有资本较高行业的成本加成率分布产生了显著降低的作用, 有助于提高高国有资本份额行业的资源配置效率。

第(3)、(4)列以行业内资本劳动比的中位数为划分标准, 将行业划分为资本密集型行业与劳动密集型行业(蒋为, 2016)。可以看到, 增值税转型显著降低了劳动密集型行业的成本加成率分布, 而对于资本密集型行业的影响并不显著。正如聂辉华等(2009)、Cai 和 Harrison(2011)所指出的, 增值税转型减少了企业雇佣劳动力数量, 因此这一政策调整对于劳动密集型行业的影响更大。

第(5)、(6)列根据国家统计局 2002 年《高技术产业统计分类目录》界定高技术行业, 将行业划分为高技术和一般技术行业(罗伟和葛顺奇, 2015)。<sup>①</sup>可以看到, 增值税转型显著降低了一般技术行业的成本加成率分布, 改善了一般技术行业的资源配置效率, 这对推动产业结构升级起到了积极作用。

## 六、研究结论与政策含义

2018 年的政府工作报告在肯定我国过去五年财税体制改革所取得成绩的基础上, 明确表示未来仍需深化财税体制改革, 进一步降低企业税负, 提高资源配置效率, 激发市场活力和社会创造力。基于此背景, 本文利用 1998–2007 年中国微观企业数据, 以 2004 年东北地区试行的增值税转型政策为准自然实验, 在测算企业成本加成率的基础上, 采用双重差分法考察了增值税转型对中国制造业成本加成率分布的影响。本文深化了税收政策的相关研究, 为中国未来税制改革方向提供了一定借鉴。

研究发现, 以增值税转型为代表的税收减免显著缩小了中国制造业成本加成率的离散程度, 改善了资源配置效率。进一步的机制分析表明, 增值税转型更多地降低了高成本加成企业的

<sup>①</sup> 本文根据国家统计局 2013 年《高技术产业统计分类目录》, 再次界定了高技术行业和一般技术行业, 实证回归结论仍然稳健, 即增值税转型大大降低了一般技术行业的成本加成率分布。

成本加成率,并通过价格分布效应和边际成本分布效应显著缩小了企业间成本加成率分布,提高了制造业资源配置效率。基于行业国有资本份额、资本密集度和行业技术水平的异质性检验表明,增值税转型带来的影响效应在不同行业内存在着显著差异,其积极效应主要体现在国有资本份额较高、劳动密集型行业和一般技术水平的行业中,这说明税收优惠在结构调整和推动中具有重要作用。

据此,我们建议:第一,应继续落实减税政策,将税收减免作为我国今后深化财税体制改革的基本路径。面对我国经济增长动力不足、投资持续低迷、需求不振等多重挑战,应充分发挥税收工具在促进经济增长、调节结构失衡、加快转型发展上的重要作用,降低企业税费负担,加速企业技术升级,为打造经济发展新动力寻求出路。第二,营造公平公正的竞争环境,发挥市场在资源配置中的决定性作用。这就要求在不断完善调整税收政策的同时,继续深入推进市场化改革进程,确保市场竞争在资源配置中的主导地位,降低税收政策对市场与价格机制的扭曲,规避政府失灵导致的效率损失,从而最大限度地释放改革红利,促进经济转型发展。第三,国有经济占比较高、劳动密集型产业与一般技术水平行业的资源配置效率存在着较大的提升空间,并且劳动密集型产业与一般技术水平行业仍表现为传统优势,亟待转型。因此,应更具针对性地实施税收改革政策,积极发挥税收激励对这类行业的资源配置效应,促进要素资源在这些行业内自由流动与合理配置,从而加快我国制造业的转型发展。

#### 主要参考文献:

- [1]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [2]蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J]. 世界经济, 2016, (5): 54-77.
- [3]刘啟仁, 黄建忠. 企业税负如何影响资源配置效率[J]. 世界经济, 2018, (1): 78-100.
- [4]刘怡, 侯思捷, 耿纯. 增值税还是企业所得税促进了固定资产投资——基于东北三省税收政策的研究[J]. 财贸经济, 2017, (6): 5-16, 114.
- [5]刘竹青, 盛丹. 人民币汇率、成本加成率分布与我国制造业的资源配置[J]. 金融研究, 2017, (7): 1-15.
- [6]罗伟, 葛顺奇. 跨国公司进入与中国的自主研发: 来自制造业企业的证据[J]. 世界经济, 2015, (12): 29-53.
- [7]吕冰洋. 减税要义在于提高资源配置效率[N]. 北京日报, 2016-07-01(003).
- [8]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, 35.
- [9]聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011, (7): 27-42.
- [10]盛丹, 刘灿雷. 外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗?[J]. 经济研究, 2016, (10): 97-111.
- [11]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, (11): 70-82.
- [12]申广军, 王荣, 张延. 结构性减税与劳动收入份额——兼论增值税转型的分配效应[J]. 经济科学, 2018, (3): 61-74.
- [13]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.
- [14]Bernard A B, Eaton J, Jensen J B, et al. Plants and productivity in international trade[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(4): 1268-1290.
- [15]Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. How much should we trust differences-in-differences estimates?[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 249-275.
- [16]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.

- [17]Cai H B, Liu Q, Xiao G. Does competition encourage unethical behavior? The case of corporate profit hiding in China[J]. *Economic Journal*, 2009, 119: 764–795.
- [18]Cai J, Harrison A E. The value-added tax reform puzzle[R]. NBER Working Papers 17532, 2011.
- [19]De Loecker J, Warzynski F. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437–2471.
- [20]Djankov S, Ganser T, McLiesh C, et al. The effect of corporate taxes on investment and entrepreneurship[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(3): 31–64.
- [21]Edmond C, Midrigan V, Xu D Y. Competition, markups, and the gains from international trade[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(10): 3183–3221.
- [22]Feenstra R C, Li Z Y, Yu M J. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4): 729–744.
- [23]Holmes T J, Hsu W T, Lee S. Allocative efficiency, mark-ups, and the welfare gains from trade[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94(2): 195–206.
- [24]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [25]Lerner A P. The Concept of monopoly and the measurement of monopoly power[J]. *The Review of Economic Studies*, 1934, 1(3): 157–175.
- [26]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317–341.
- [27]Liu Q, Lu Y. Firm investment and exporting: Evidence from China's value-added tax reform[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(2): 392–403.
- [28]Lu Y, Tao Z G, Zhu L M. Identifying FDI spillovers[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107: 75–90.
- [29]Lu Y, Yu L H. Trade liberalization and markup dispersion: Evidence from China's WTO accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4): 221–253.
- [30]Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [31]Peters M. Heterogeneous mark-ups, growth and endogenous misallocation[R]. LSE Research Online Documents on Economics 54254, 2013.
- [32]Syverson C. Product substitutability and productivity dispersion[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(2): 534–550.
- [33]Topalova P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from India[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4): 1–41.
- [34]Wang D. The impact of the 2009 value added tax reform on enterprise investment and employment-Empirical analysis based on Chinese tax survey data[R]. MERIT Working Paper 059, 2013.
- [35]Zhang L, Chen Y Y, He Z Y. The effect of investment tax incentives: Evidence from China's value-added tax reform[J]. *International Tax and Public Finance*, 2018, 25(4): 913–945.

## Value-Added Tax Reform, Markup Dispersion and Resource Allocation

Kang Maonan<sup>1</sup>, Mao Kailin<sup>2</sup>, Liu Canlei<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. School of Finance, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;

3. Institute of International Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

**Summary:** As an important part of the proactive fiscal policy, tax reduction is a powerful means for a country to implement macro regulations. The Chinese government has always taken reducing the corporate tax burden as the main content of structural adjustment and growth promotion. Especially in recent years, the policy of slashing tax and fee reduction has been implemented one after another, in order to enable enterprises to really lightweight, effectively reduce their tax burden, improve their business performance, and thus drive the vitality of the whole economic market.

It is undeniable that the transformation of value-added tax from production to consumption plays a crucial role in reducing the tax burden of enterprises. However, considering the significance of value-added tax reform from the view of reducing tax burden is far from enough. From a more profound perspective, tax reduction also has the role of “leveling competition areas in market competition and improving the efficiency of resource allocation”. The essence of tax reduction is to improve the efficiency of resource allocation. However, little literature has examined the effect of the value-added tax reform on markup dispersion and resource allocation in manufacturing industries.

Based on 1998—2007 Chinese manufacturing firm-level data and using China’s value-added tax pilot reform in 2004 as a quasi-natural experiment, this paper estimates the impact of tax deduction on markup dispersion with the difference-in-differences method. In addition, we identify the specific mechanism of price and marginal cost channels affecting markup dispersion, and test the heterogeneity of industry technology level, SOE share and capital intensity.

The results indicate that tax incentive provided by value-added tax reform reduces markup dispersion significantly and improves the efficiency of resource allocation. The further mechanism analysis suggests that value-added tax reform has a larger effect on markups at higher quantiles than at lower quantiles, and flattens markup distribution through price and marginal cost channels, thus improving resource allocation in manufacturing industries. In addition, the heterogeneity analysis across industries with different SOE share, capital intensity and technology level shows that the effect is significant in high SOE share industries, labor-intensive industries and low-tech industries. Therefore, we should continue to implement the tax reduction policy and regard tax deduction as the basic path for China to deepen the reform of the fiscal and taxation system in the future, and then give full play to the important role of taxation tools in promoting economic growth, adjusting structural imbalance, and accelerating the development of transition.

**Key words:** value-added tax reform; markup dispersion; resource allocation

(责任编辑 石头)