

# 中国企业绩效视角下拉斐尔曲线微观机制再发现\*

姚东旻<sup>1,2</sup> 王斐然<sup>1</sup> 姜丽<sup>1</sup> 李军林<sup>3</sup>

(1. 中央财经大学中国财政发展协同创新中心,北京 100081;

2. 华夏幸福产业投资有限公司,北京 100027;

3. 中国人民大学经济学院,北京 100872)



**内容提要:**减税降费是激发企业活力、推动宏观经济高质量发展的重要举措,尤其在当前疫情情况下,制定保障企业生存、助力企业复工复产的税收政策更需找准发力点。拉斐尔曲线作为西方减税政策的主流理论基础被反复提及引述,然而该曲线的已有研究都是以所得税条件下劳动者的个人劳动供给决策作为其微观机制,这与流转税在我国税制结构中占据主导地位,且劳动力市场是供大于求的基本国情不符。因此,传统拉斐尔曲线在我国的具体环境下是否依然存在,其在企业层面的微观机制又是如何?这正是本文希望讨论的问题。本文采用2003—2017年沪深A股上市公司数据,首先对我国拉斐尔曲线的存在性进行检验,并进一步对企业绩效是否是拉斐尔曲线存在的影响机制进行验证。研究发现:我国存在拉斐尔曲线,且企业绩效是解释拉斐尔曲线的一个重要微观机制;同时,流转税和所得税都存在拉斐尔曲线,但微观机制只在流转税中成立,说明流转税环节的税收优惠相对于所得税应该更有效;并且不同产业和不同避税程度企业的拉斐尔曲线形状亦有显著差异。本文的研究结论为政府后续制定更加精准、高效的减税政策提供了思路方向。

**关键词:** 税率变化 拉斐尔曲线 企业绩效 微观机制

**中图分类号:**F812.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)06—0042—19

## 一、引言

2018年政府工作报告中指出,减税降费是实现“激发市场主体活力,提升经济发展质量”的重要途径。2019年12月,为确保全面建成小康社会和“十三五”规划的圆满收官,习近平总书记在中央经济工作会议上对2020年经济工作做了重要部署,其中对财税政策提出了“积极财政政策要大力提质增效”和“落实减税降费政策”的重要要求。然而,突如其来的新冠疫情使政府面临严峻挑战的同时,对政府贯彻上述要求提出了更高标准。一方面,前期大规模减税降费已经对政府财政收支平衡造成极大压力,法定税率在短期内缺乏下调空间;另一方面,疫情背景下,企业相比以往更加迫切需要政府财税政策的扶持。因此,如何在上述复杂形势下制定更加精准高效的减税降费政策,

收稿日期:2019-10-27

\*基金项目:北京市教委高精尖学科战略经济与军民融合项目“国家战略博弈与国家安全(军民融合)研究”(024059919009);中央财经大学中央高校基本科研业务费专项基金“新市场财政学理论体系研究”(024050319008)。

作者简介:姚东旻,男,副教授,博士生导师,经济学博士,研究方向是财政基础理论,电子邮箱:yaodongminn@163.com;王斐然,男,博士后,经济学博士,研究方向是微观税收理论,电子邮箱:wangbobby0118@126.com;姜丽,女,博士研究生,研究方向是税制理论与财税管理,电子邮箱:gingerjiangli@163.com;李军林,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究方向是微观经济理论,电子邮箱:junlin.lee@ruc.edu.cn。通讯作者:李军林。

来达到保障企业生存、助力企业复工复产、增强市场主体活力以及推动高质量发展的目标是政府亟待解决的问题。从理论上讲,减税降费的作用体现在两个方面:一是降低企业税负、激发企业活力,其基本作用机制主要是通过降低税收负担提高实体经济的经营绩效(李万甫等,2019)<sup>[1]</sup>;二是涵养税源、扩大税基,传统经济理论下的“拉斐尔曲线”表明,在最优税率右侧进行减税,税收不会减少而会增加。上述理论是否契合我国税制结构背景,使企业层面存在“拉斐尔曲线”,且其内在微观机制能够让减税降费这两方面作用得以实现,是本文主要研究的问题。通过对这一问题的深入分析,不仅有助于政策制定者明晰减税降费背后的作用机制,同时有助于其了解减税降费对不同企业产生效果的差异性,从而探索对“提质增效”能够产生“事半功倍”作用的减税路径。因此,在企业绩效视角下剖析拉斐尔曲线的微观机制,对制定更加精准的减税降费举措、助力实体经济发展有着重大的现实意义。

由亚瑟·拉斐尔(Arthur Laffer)提出的“拉斐尔曲线”表明,税率和税收之间呈现倒U型关系,税收收入会随着税率的提高先增后减。自提出以来,这一理论成为西方国家实施减税政策的主流理论基础,大量学者对其进行了详细研究,并发现政府支出性质、金融市场性质、经济周期以及税收制度都会对“拉斐尔曲线”的形态产生影响(黄健等,2018)<sup>[2]</sup>。但是,这些研究背景多是在所得税为主体的税制结构下(Hsing, 1996)<sup>[3]</sup>,以个人自愿对劳动的供给为主要矛盾,其微观机制是劳动者对劳动与闲暇时间之间的分配(Shapiro, 1983)<sup>[4]</sup>。然而,我国实施的减税降费是在以流转税为主体的税制结构下进行,且劳动力市场的主要矛盾在于企业用工需求而非单一劳动者的劳动供给,因此基于传统“拉斐尔曲线”的研究结果是否能够成为制定我国减税政策的理论基础尚存疑问,其指导意义也存在局限性。

就企业而言,追求利润最大化是其一切生产经营行为的最终目的,因此,面对减税降费,企业经营绩效如何变化成为政策制定者需要明晰的重要问题。一方面,经营绩效的变化关乎减税是否切实有效地激发了企业活力;另一方面,减税在改善企业经营绩效的同时,是否能够遵循“拉斐尔曲线”,让涵养税源这一作用得以实现,是判断减税降费能否达到改革预期效果的关键。然而,现有文献侧重于税率与企业行为之间关系、企业各行为变化对经营绩效影响的研究,比如税率会影响企业投资、企业劳动力需求和企业选址等(聂辉华等,2009<sup>[5]</sup>;王跃堂等,2012<sup>[6]</sup>),企业投资和生产行为同样给其经营绩效带来不同影响(张杰等,2011)<sup>[7]</sup>,较少直接将税率变动、企业经营绩效和企业税收相联系。综上所述,现有聚焦企业某种行为的研究无力解释由税率变动引起的企业各行为改变而产生的对经营绩效的最终影响,同时不能提供税率能够通过改变经营绩效对企业税收产生作用的有力证据,从而无法据此判断减税降费的预期效果,进一步地提质增效更是无从谈起。

鉴于以上问题的分析,本文将在我国以流转税为主体的税制结构背景下,利用2003—2017年沪深A股上市公司的实际税率等数据,在企业绩效视角下研究我国企业层面拉斐尔曲线的微观机制,以期得到对制定更加精准有效减税政策的有益启示,从而更好助力企业发展。值得说明的是,本文研究的重点在于企业绩效这一机制的发现,对于税率改变企业绩效的内在原因不做深入探讨。

## 二、文献回顾

### 1. 拉斐尔曲线的存在性研究

自1974年拉斐尔提出税率和税收的倒U型关系后,世界各国学者对拉斐尔曲线是否真实存在进行了理论上的推导和数据上的验证。一些学者利用一般均衡理论模型以及简单的两部门均衡模型,推导证明美国(Fullerton等,1981)<sup>[8]</sup>和荷兰(Ravestein和Vijlbrief,1988)<sup>[9]</sup>存在拉斐尔曲线。

之后有学者利用新古典增长模型,以劳动税、资本税和消费税为研究对象,对美国、欧盟和日本的拉斐尔曲线进行理论推导和数值模拟,结果发现美国和欧盟存在拉斐尔曲线(Trabandt和Uhlig,2012)<sup>[10]</sup>,而日本劳动税和资本税存在拉斐尔曲线,消费税收入与税率呈现单调递增的关系(Nutahara,2015)<sup>[11]</sup>。同时有学者开始利用统计数据实证分析拉斐尔曲线的存在性。所得税和增值税是西方学者的主要研究对象,比如Hsing(1996)<sup>[3]</sup>对美国个人所得税的研究、Brill和Hassett(2007)<sup>[12]</sup>对OECD成员国企业所得税的研究,以及Oliveira和Costa(2015)<sup>[13]</sup>对欧盟成员国增值税的研究。另外,我国学者大多是利用宏观税负的数据进行研究,结果发现我国存在拉斐尔曲线,且不同省份曲线的形状有所差异(马拴友,2002<sup>[14]</sup>;管超等,2018<sup>[15]</sup>)。纵观国内外学者的研究,拉斐尔曲线在不同国家不同税种间普遍存在。

## 2. 拉斐尔曲线作用机理的相关研究

刘尚希(2015)<sup>[16]</sup>认为拉斐尔曲线因作用机理尚不清晰,如果用来指导税收政策,不仅无法得到刺激经济的效果,反而有增加政府赤字的风险的可能性。因此探讨拉斐尔曲线存在的微观机制尤为重要。

(1)税率对不同企业行为的影响。聚焦在企业层面,现有研究大多停留在税率对企业不同行为的影响,主要包括投资行为、融资行为、生产行为和市场行为四个方面。由于税率会影响企业的资本成本,因此减税可以增加企业的现金流,有利于企业扩大投资(Vergara,2010<sup>[17]</sup>;樊勇等,2018<sup>[18]</sup>)。对于税率对企业融资的影响,研究发现,所得税税率会影响企业的资本结构,所得税税率上升,公司会提高财务杠杆,但是存在企业异质性(吴联生和岳衡,2006<sup>[19]</sup>;蒋海娟,2018<sup>[20]</sup>)。由于税率增加会减少企业的税后收益,从而降低提高劳动生产率的意愿(Gemmell等,2013)<sup>[21]</sup>,而减税会增加企业利润,有利于企业加大研发,提高企业创新水平(林志帆和刘诗源,2017)<sup>[22]</sup>。同时,减税增加了企业的现金流,因此会对企业的出口决策(李志远和余森杰,2013)<sup>[23]</sup>,以及企业并购产生影响(金哲,2014)<sup>[24]</sup>。

(2)不同企业行为对企业绩效的影响。关于企业行为与企业绩效之间关系的研究,同样集中于投资行为、融资行为、生产行为和市场行为这四个方面。投资是企业最为基础和重要的活动之一,适当的投资有利于企业绩效的增长,而过度的投资可能会给企业带来财务风险,从而降低企业绩效,尤其是有较强政治联系的企业(詹雷和王瑶瑶,2013<sup>[25]</sup>;杜兴强等,2011<sup>[26]</sup>;Chen等,2011<sup>[27]</sup>)。较强的融资约束会限制企业的发展,当企业融资约束降低时,企业业绩会大幅增长(李科和徐龙炳,2011)<sup>[28]</sup>,然而融资频率的增加会降低企业的绩效(顾雷等,2018)<sup>[29]</sup>。企业生产率是决定利润水平的重要因素,张杰等(2011)<sup>[7]</sup>的研究发现,无论企业属于哪种所有制类型(国有、民营、港澳台和外资),生产效率越高的公司,企业的获利能力越强。此外,研发投入可以通过企业的创新能力,从而提高企业的绩效(沈弋等,2016)<sup>[30]</sup>。合理的营销策略可以有效提升企业绩效,广告和销售是两种重要的营销手段,销售投入会在短期显著提升企业绩效,而广告投入则从长期内促进企业绩效(Srinivasan等,2009<sup>[31]</sup>;冯仁涛等,2013<sup>[32]</sup>)。

(3)企业绩效与企业税负的关系。关于企业绩效和企业税负之间的关系,国内外已有学者开展过相关研究。Spooner(1986)<sup>[33]</sup>提出盈利能力是决定企业税负的重要因素,且盈利能力越强的公司,企业税负越高。Gupta和Newberry(1997)<sup>[34]</sup>从实证角度证实了这一关系,他们通过研究美国1986年税收改革前后决定企业税负的影响因素,发现企业盈利能力与企业税负之间呈现显著正相关。Richardson和Lanis(2007)<sup>[35]</sup>对澳大利亚的研究得到了相同的结论。但是,有学者持相反观点,如Derashid和Zhang(2003)<sup>[36]</sup>发现盈利能力更强的公司由于得到更多的税收优惠,反而具有更低的税负水平。我国学者对二者之间关系的研究同样未能得到一致结论。王百强等(2018)<sup>[37]</sup>使用1999—2014年中国A股上市公司数据,发现我国上市公司的利润与纳税支出呈现正相关,且

纳税支出表现出粘性现象。反之,李建英等(2015)<sup>[38]</sup>发现这种正向关系在制造业上市公司中不存在。王延明(2003)<sup>[39]</sup>则指出,企业的盈利能力与税负不存在显著关系。

通过上述文献梳理,可以得出本文的边际贡献主要表现在三个方面:第一,不同于西方多是基于所得税框架下的研究,本文在我国以流转税为主的税制结构背景下探讨了拉斐尔曲线的存在性,同时采用的是上市公司微观数据,与以往国内研究主要基于宏观税负的视角不同。第二,现有文献较少直接分析税率与企业绩效的关系,而有限的研究又多停留在两者之间简单的线性关系上(Kosonen,2015<sup>[40]</sup>;向景等,2017<sup>[41]</sup>),本文对税率与企业绩效之间的非线性关系的研究,不仅丰富了这方面研究,而且拓展了以往文献对两者之间关系的认识。第三,从企业绩效视角下分析了拉斐尔曲线的微观机制,并进一步从业绩构成、避税程度、产业异质性、分税种等多个角度考察了机制的稳健性,丰富了我国企业层面下拉斐尔曲线微观机制的研究。

### 三、理论分析和研究假设

#### 1. 拉斐尔曲线的存在性:企业实际税率与企业税收

根据前文的文献梳理,拉斐尔曲线在不同国家和不同税种间普遍存在。在所得税税制下,劳动者对闲暇和劳动的分配是拉斐尔曲线的微观基础(Shapiro,1983)<sup>[4]</sup>。当所得税税率增加时,劳动者的闲暇与劳动的边际替代率将发生改变,劳动者为了维持之前的收入水平,不得不减少闲暇并增加劳动,从而提高了总体的税收收入;随着税率进一步提高,劳动者会转入非课税部门,使得税基降低进而导致税收收入下降。然而,在我国的税制结构背景下,所得税费用占企业总体税费的比例较小,并不能代表企业整体税负水平,因此本文进一步分析流转税的情况。当流转税的税率提高时,在商品(或服务)产生的流转额(或数量、营业额)不变的情况下,流转税税收收入会相应增加。然而,流转税率上涨同样可能造成商品最终价格的上涨,导致消费者减少对该商品的消费,进而缩小流转税税基,引起税收收入下降。因此,综合上述理论分析,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:我国存在拉斐尔曲线,即企业实际税率与企业税收之间存在倒U型关系。

#### 2. 拉斐尔曲线的微观机制

(1)企业实际税率与企业绩效。文献梳理结果表明,税率会通过影响企业行为的各个方面而对企业税收产生影响,所以,如果将企业某单一行为作为税率与企业税收之间的中介机制,难以涵盖税率对企业税收的总体影响,可能会影响机制的有效性。如图1所示,尽管各单一行为对企业绩效的影响尚未达成一致,多种行为的综合影响更是难以确定,但不同行为的影响最终都会反映在企业绩效中。因此,用企业绩效来代表企业一切生产经营行为的最终结果,将其作为研究税率与企业税收之间关系的中介机制更为合适。

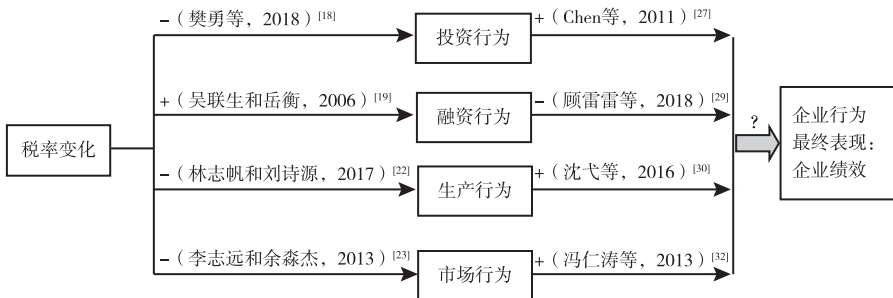


图1 税率对企业行为特征的影响路径

资料来源:本文绘制

如图1所示,税率可以通过改变企业各个行为来影响企业绩效,然而这些路径在影响方向上无法达成一致。因此本文推断,税率对企业绩效的影响可能呈现非线性关系。虽然有学者从微观企业层面发现税率与企业创新(余泳泽等,2017)<sup>[42]</sup>、税率与全要素生产率之间(朱玉飞和安磊,2018)<sup>[43]</sup>呈现倒U型关系,但并未考察税率与企业绩效之间的关系,难以回答前文提出的问题。从本文视角出发,结合上述两位学者的研究,在税率较低时,由于企业的边际收益要远远大于边际成本,随着税率的增加,企业会增加投资,企业的生产效率会逐渐提高,经营绩效也会随之提高;当税率增长至较高水平时,企业的边际成本则会大于边际收益,此时税率的增加会让企业降低投资水平,同时生产效率也会下降,最终导致企业绩效下滑。因此企业绩效和企业税率之间存在倒U型的非线性关系。因此,本文提出如下假设:

$H_{2a}$ :企业实际税率与企业绩效之间存在倒U型关系。

(2)企业绩效与企业税收。企业会计利润通常能够直观反映企业的盈利能力,而公司实际所得税费用又是以会计利润为基础并调整应纳税所得额计算得出,因此理论上,企业业绩越好,其实际缴纳的所得税费用越高,对应的所得税税负水平也越高,现有研究似乎也证实了这一点(Gupta和Newberry,1997<sup>[34]</sup>;王百强等,2018<sup>[37]</sup>)。但是,基于委托代理理论和信息不对称理论,企业管理者可能会在企业或自身利益的驱动下,从事避税行为,以此达到追求企业利润最大化或私人利益最大化的目的(Desai和Dharmapala,2006<sup>[44]</sup>;Rego和Wilson,2012<sup>[45]</sup>)。因此,为了降低税收成本,业绩良好的企业可能有较强的避税动机,反而降低其实际税负。但是,业绩良好的公司往往又是税务机关的重点监督对象,随时面临稽查和惩罚的风险会导致避税行为带来的成本超过收益。并且,当企业获利能力增加时,可供企业操纵的抵税金额通常无法与当期所得等比例增加。综合来看,业绩好的公司缴纳的所得税也会越多。

相比较所得税属于直接税难以被转嫁,流转税作为间接税,可以通过议价等方式将税负转嫁给企业上游供应商或下游经销商或消费者,因此企业的避税通常发生在所得税环节,对流转税产生的影响较小。与所得税的税基不同,流转税通常是以企业商品(或服务)在生产、流通环节的流转额或者数量以及非商品交易的营业额为征税对象。当企业的盈利能力提升时,通常意味着企业的营业收入增速高于营业成本增速,此时以营业额为税基的营业税收会增长;同时,由于创造了更多的增加值,企业需缴纳的增值税也会增加。如果营业收入不变,企业通过控制营业成本来提高利润,意味着企业可能会通过降低其缴纳的增值税来实现,但并不绝对。比如企业可以通过税负转嫁的方式,向供应商压低进价,从而保证利润增长,此时增值税进项税额减少,在保持销售税额不变的情况下,企业会缴纳更多的增值税(童锦治等,2015)<sup>[46]</sup>。因此,本文提出如下假设:

$H_{2b}$ :企业绩效与企业税收正相关。

综上所述,本文的研究理论框架如图2所示。

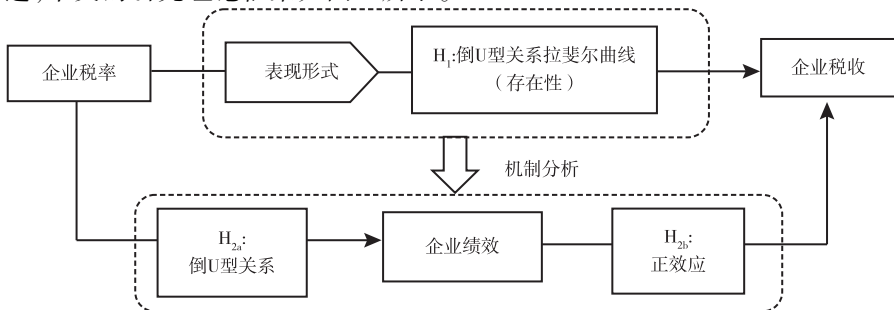


图2 理论框架

资料来源:本文绘制

## 四、研究设计

### 1. 样本选取

本文选取 2003—2017 年沪深 A 股上市公司为研究样本,并按以下标准进行筛选:(1)剔除金融行业公司;(2)剔除上市少于两年的公司,以防公司财务数据的波动(冯延超,2012)<sup>[47]</sup>;(3)剔除实际税率小于 0 且大于 1 的公司;(4)剔除 ST、\*ST 类公司。为了消除极端值的影响,对所有连续变量按上下 1% 的比例进行了 Winsorize 缩尾处理。经过处理最终得到 8850 个年度样本数据。另外,对于避税指标还进行了以下筛选:(1)剔除税前会计利润小于 0 以及所得税费用小于 0 的样本;(2)剔除实际所得税率小于 0 或大于 1 的样本(吴联生,2009)<sup>[48]</sup>。由于平衡面板经上述筛选之后样本过小,因此在以避税指标进行检验时,本文选用非平衡面板样本,样本数量将取决于具体使用的避税指标。名义所得税率数据来自 Wind 数据库,流转税数据来自 CSMAR 数据库,其他数据来自 Choice 数据库。

### 2. 变量定义

(1)因变量。企业税收参考黄策和张书瑶(2018)<sup>[49]</sup>的计算方法,采用企业现金流量表中“支付的各项税费”减去“收到的税收返还”后的差值。流转税税收参考范子英和彭飞(2017)<sup>[50]</sup>、乔俊峰和张春雷(2019)<sup>[51]</sup>的做法,使用教育附加费和城市维护建设税及两者的税率逆推流转税额减去消费税得到<sup>①</sup>。所得税税收参考吴联生(2009)<sup>[48]</sup>的研究,用所得税费用减去递延所得税费用。企业绩效指标参考刘建民等(2017)<sup>[52]</sup>的研究选取资产回报率(ROA)来表示,为了检验不同业绩构成对本文结论的影响,本文还分别用主营业务利润、其他业务利润、营业利润、利润总额以及净利润与总资产的比值,作为企业绩效的替代指标进行稳健性检验。

(2)自变量。企业实际税率计算方法参照冯延超(2012)<sup>[47]</sup>与黄策和张书瑶(2018)<sup>[49]</sup>的研究,采用企业税收与营业收入的比值。值得强调的是,本文采用的实际税率是利用公司现金流量表中实际缴纳的税费计算得出,反映的是企业实际的综合税率,而非以往大多数研究中使用的实际所得税税率,该方法能够较准确衡量企业的实际有效税率,可增强实证分析的稳健度。流转税税率用流转税税收除以营业收入。所得税税率用所得税税收除以税前会计利润。

(3)控制变量。参考刘俊和刘峰(2014)<sup>[53]</sup>以及黄策和张书瑶(2018)<sup>[49]</sup>等企业税负和公司绩效的研究,主要控制了企业规模、资本密集度、无形资产密集度、存货密集度、资产负债率、市账比、销售利润率、行业市盈率等因素。另外,参考 Desai 和 Dharmapala(2006)<sup>[44]</sup>、吴联生(2009)<sup>[48]</sup>和李增福等(2016)<sup>[54]</sup>的研究,在稳健性检验中将选取名义所得税率与实际所得税率的差值(TRD)、账面税收差异(BTD)以及账面税收差异的残差(RBTD)作为避税指标加入模型作为控制变量,以及按照避税指标的均值和中位数将样本分为高、低避税组进行检验。具体变量的名称及定义如表 1 所示。

### 3. 模型构建与方法介绍

(1)双向固定效应模型。本文首先使用双向固定效应模型来验证我国拉斐尔曲线的存在性,模型设定如下:

$$Tax_{it} = \alpha + \beta_1 Rate_{it} + \beta_2 Rate_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为了验证企业绩效是拉斐尔曲线存在的影响机制,建立模型(2)、模型(3)和模型(4):

$$ROA_{it} = \alpha + \beta_1 Rate_{it} + \beta_2 Rate_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

<sup>①</sup> 流转税税收根据乔俊峰和张春雷(2019)<sup>[51]</sup>研究中的流转税税率的公式而来,下文中也将直接使用逆推出来的流转税税额作为流转税税收进行回归。

表 1 变量及定义

变量类型	变量名称	变量符号	度量方法
因变量	企业税收	$Tax$	当期企业实际支出的税费 - 当期税收返还
	流转税税收	$Ttax$	使用教育附加费和城市维护建设税及两者的税率逆推流转税税额减去消费税
	所得税税收	$Etax$	所得税税费 - 递延所得税费用
	资产回报率	$ROA$	息税前利润/年末总资产
	主营利润资产回报率	$MROA$	主营业务利润/年末总资产
	其他利润资产回报率	$QROA$	其他业务利润/年末总资产
	营业利润资产回报率	$YROA$	营业利润/年末总资产
	总利润资产回报率	$ZROA$	利润总额/年末总资产
	净利润资产回报率	$NROA$	净利润/年末总资产
	自变量	企业实际税率	$Rate$
企业实际税率平方		$Rate^2$	企业实际税率平方
流转税税率		$Trate$	流转税税收/营业收入
流转税税率平方		$Trate^2$	流转税税率的平方
所得税税率		$ETR$	所得税税收/税前会计利润
所得税税率平方		$ETR^2$	所得税税率的平方
控制变量	公司规模	$Size$	企业总资产的对数
	资本密集度	$CAI$	年末固定资产净额/年末总资产
	无形资产密集度	$IAI$	年末无形资产净额/年末总资产
	存货密集度	$INI$	年末存货/年末总资产
	资产负债率	$LEV$	年末总负债/年末总资产
	市账比	$MB$	年末总市值/年末股东权益
	销售毛利率	$GRT$	(营业收入 - 营业成本)/营业收入
	行业市盈率	$INPE$	同一行业企业市盈率的中位数
避税指标	名义所得税率与实际所得税率的差值	$TRD$	名义所得税率 - 实际所得税率, 其中实际所得税率 = (所得税费用 - 递延所得税费用)/税前会计利润
	账面税收差异	$BTD$	(税前会计利润 - 应纳税所得额)/年末总资产, 其中, 应纳税所得额 = (所得税费用 - 递延所得税费用)/名义所得税率
	账面税收差异的残差	$RBTD$	$BTD_{i,t} = \beta Ta_{i,t} + \mu_i + \nu_{i,t}$ , $RBTD_{i,t} = \mu_i + \nu_{i,t}$ ; 其中, $Ta = (\text{净利润} - \text{经营活动产生的净现金流})/\text{总资产}$ ; $\mu_i$ 为企业 $i$ 样本期内残差的平均值, 表示税负差异不随时间变化的固有特征部分; $\nu_{i,t}$ 为第 $t$ 年企业 $i$ 的残差对均值的 $\mu_i$ 偏离度, 表示税负差异的变动特征部分

资料来源:本文整理

$$Tax_{it} = \alpha + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 X_{it} + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Tax_{it} = \alpha + \beta_1 Rate_{it} + \beta_2 Rate_{it}^2 + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 X_{it} + firm_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, 因变量  $Tax_{it}$  是第  $i$  个企业第  $t$  年缴纳的企业税收,  $ROA_{it}$  是第  $i$  个企业第  $t$  年的资产回报率, 是企业绩效的代理变量。自变量  $Rate_{it}$  是企业的实际税率,  $Rate_{it}^2$  是实际税率的平方。  $X_{it}$  是控制变量。  $firm_i$  表示企业固定效应,  $year_t$  表示时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项。

(2) 门槛回归模型。倒 U 型曲线存在一个拐点, 在拐点左边是上升趋势, 在拐点右边是下降趋势。门槛回归模型恰好可以检验这种变化, 并且可以内生决定拐点的位置, 因此利用门槛回归模型作为辅助回归对上文倒 U 型关系进行再检验。该模型最常用的是单一门槛和双重门槛模型, 单一门槛模型设定如下:



$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x_{it} I(g_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} I(g_{it} > \gamma) + \theta' D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,  $i$  代表不同的个体,  $t$  表示时间,  $g_{it}$  是门槛变量,  $y_{it}$  和  $x_{it}$  分别为因变量和自变量,  $D_{it}$  为其他控制变量,  $I(g)$  为一个条件函数, 相应条件成立时取值为 1, 否则取值为 0,  $\gamma$  为门槛值。该模型也可以用下面的方式表示:

$$y_{it} = \begin{cases} \alpha_{it} + \beta_1 x_{it} + \theta' D_{it} + \varepsilon_{it} & g_{it} \leq \gamma \\ \alpha_{it} + \beta_2 x_{it} + \theta' D_{it} + \varepsilon_{it} & g_{it} > \gamma \end{cases} \quad (6)$$

双重门槛模型的设定如下:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x_{it} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 x_{it} I(\gamma_1 < g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 x_{it} I(g_{it} > \gamma_2) + \theta' D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

与单一门槛相比, 双重门槛多了一个门槛值, 因此将自变量对因变量的影响分成了三部分。据此, 本文以单一门槛为例建立如下模型:

$$Tax_{it} = \alpha_i + \beta_1 Rate_{it} I(Rate_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Rate_{it} I(Rate_{it} > \gamma) + \theta' D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$ROA_{it} = \alpha_i + \beta_1 Rate_{it} I(Rate_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Rate_{it} I(Rate_{it} > \gamma) + \theta' D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中,  $i$  表示不同企业,  $t$  表示不同年份, 本文使用的门槛变量和自变量是同一变量即企业的实际税率 ( $Rate_{it}$ ), 因变量分别为企业税收 ( $Tax_{it}$ ) 和资产回报率 ( $ROA_{it}$ ),  $D_{it}$  是其他控制变量。

## 五、实证结果分析

### 1. 描述性统计分析

表 2 列示了各变量的描述性统计结果。具体而言, 上市公司总体税收均值为 4.524 亿元, 最大值为 58.227 亿元, 说明上市公司的总体税收有较大差异, 流转税和所得税同样也存在较大差异。另外, 流转税税收的均值大于所得税税收的均值, 这也符合我国以流转税为主体的税制结构。样本中上市公司的平均资产回报率为 6.589%, 有些上市公司的资产回报率小于零, 说明样本中有些公司的经营状况较差。另外, 税率在上市公司间也差异明显, 总体实际税率最小值为 0.002, 最大值为 0.307, 均值为 0.079, 其中流转税税率均值为 0.046, 与乔俊峰和张春雷(2019)<sup>[51]</sup> 计算结果基本一致。

表 2 描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业税收 ( $Tax$ )	8850	4.524	9.438	0.019	58.227
流转税税收 ( $Ttax$ )	6105	2.523	6.794	0.000	162.251
所得税税收 ( $Etax$ )	2145	1.904	3.722	0.001	51.119
资产回报率 ( $ROA$ )	8850	0.066	5.440	-0.159	0.257
主营利润资产回报率 ( $MROA$ )	8400	0.147	0.111	0.003	0.600
其它利润资产回报率 ( $QROA$ )	8400	0.003	0.022	-0.153	0.087
营业利润资产回报率 ( $YROA$ )	8835	0.051	0.056	-0.085	0.250
总利润资产回报率 ( $ZROA$ )	8850	0.056	0.056	-0.087	0.257
净利润资产回报率 ( $NROA$ )	8850	0.044	0.047	-0.084	0.211
实际税率 ( $Rate$ )	8850	0.079	0.059	0.002	0.307
流转税税率 ( $Trate$ )	6105	0.046	0.037	0.000	0.789
所得税税率 ( $ETR$ )	2145	0.263	0.134	0.002	0.964

注: 税收的单位是亿元

资料来源: 本文整理

### 2. 拉斐尔曲线存在性检验

首先, 图 3 为利用样本数据绘制的拉斐尔曲线散点拟合图。从左边展示的企业实际税率的整



体分布情况可以看出,大部分企业实际税率都集中在 20% 以下,散点表示的是在实际税率区间内企业税收的均值,图中拟合线表明企业实际税率和企业税收之间有明显的倒 U 型关系,初步支持了拉斐尔曲线存在的观点。实际税率在 0.8 ~ 1 之间的两个离群点可能是由于每个箱体的企业税收观察值较少而造成的偏差,由此,图 3 右边进一步展示保留三位小数后的实际税率与其对应的所有企业税收均值绘制的散点拟合图,图中显示企业实际税率和企业税收之间的倒 U 型关系仍旧存在。综上,图 3 的经验数据拟合结果初步验证了拉斐尔曲线的存在性。

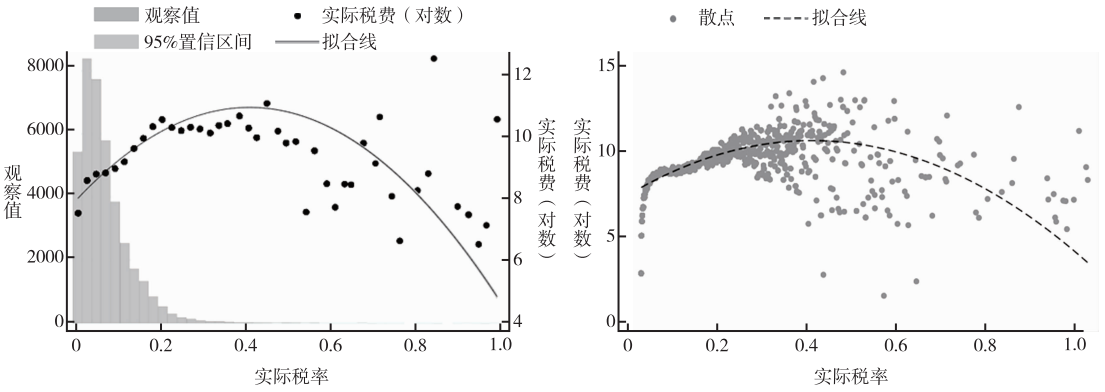


图 3 拉斐尔曲线散点拟合图

资料来源:本文绘制

其次,由于散点拟合图只能粗略表示两个变量间的关系,为了更加准确地判断,本文利用双向固定效应模型对企业税率与税收进行回归。基准回归结果见表 3 的第(1)列,企业实际税率及其平方项的系数分别为 64.378 和 -123.934,且都在 1% 的显著性水平下显著,说明企业税收与实际税率之间存在先升后降的倒 U 型关系,在实证角度初步支持了假设  $H_1$ 。

表 3 拉斐尔曲线的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tax	Tax		
		$Rate \leq 0.019$	$0.019 < Rate \leq 0.219$	$Rate > 0.219$
实际税率 (Rate)	64.378*** (13.53)	97.266*** (5.80)	37.554*** (15.90)	27.000* (1.91)
实际税率平方 ( $Rate^2$ )	-123.934*** (-7.39)			
常数项 (Constant)	-50.488*** (-20.93)	-16.958*** (-7.43)	-51.158*** (-19.72)	-196.062*** (-7.40)
企业规模 (Size)	4.180*** (21.32)	1.445*** (8.35)	4.304*** (20.45)	15.590*** (7.79)
资本密集度 (CAI)	-0.716 (-1.35)	-0.238 (-0.36)	-0.004 (-0.01)	-1.851 (-0.40)
无形资产密集度 (IAI)	2.960** (2.49)	3.326*** (3.40)	4.984*** (3.72)	-31.030*** (-3.08)
存货密集度 (INI)	-0.260 (-0.35)	1.733 (1.46)	-0.370 (-0.49)	-9.632* (-1.83)
资产负债率 (LEV)	-1.310** (-2.31)	-2.786*** (-4.10)	-1.251** (-2.15)	-14.890** (-2.48)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tax	Tax		
		Rate ≤ 0.019	0.019 < Rate ≤ 0.219	Rate > 0.219
市账比 (MB)	-0.012 (-0.39)	0.017 (0.56)	0.006 (0.20)	0.0538 (0.25)
销售毛利率 (GRT)	-5.576 *** (-6.64)	-3.733 *** (-2.82)	-6.393 *** (-8.10)	1.533 (0.350)
行业市盈率 (INPE)	-0.031 *** (-4.16)	-0.001 (-0.091)	-0.032 *** (-4.29)	-0.008 (-0.087)
Year/Location	control	control	control	control
N	8850	638	7845	272
R <sup>2</sup>	0.818	0.909	0.835	0.934
调整 R <sup>2</sup>	0.912	0.907	0.907	0.907

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为 t 值

资料来源：本文整理

为加强上述结论,本文利用门槛回归模型进一步检验企业税收与实际税率之间是否存在门槛值。首先,如表 4 所示,单一门槛和双重门槛的检验效果分别在 1% 和 5% 的水平下显著,而三重门槛表现不显著。其次,对模型分别进行单一门槛和双重门槛回归,门槛值估计结果如表 5 所示。第一个门槛值为 0.019,第二个门槛值为 0.219,根据两个门槛值将税率分为低税率 (Rate < 0.019)、中间税率 (0.019 ≤ Rate < 0.219) 和高税率 (Rate ≥ 0.219)。门槛值表明了曲线变化的一个节点,本文用此数据说明了曲线的斜率在门槛值前后会有变化,其数值大小对本文的结果没有影响。最后,在不同税率区域对企业税收与实际税率分别进行回归,结果如表 3 的第 (2)、(3) 和 (4) 列所示。可以看到,在税率由低到高的变化中,实际税率的系数为正且依次变小,虽然在高税率区间,可能是平衡面板导致高税率区域数据量较少导致企业税收与实际税率之间没有呈现负相关,但实际税率的系数和显著性都明显降低,说明曲线的斜率在不断变缓,也在一定程度上佐证了拉斐尔曲线的存在性。综上可以确定,我国存在拉斐尔曲线,对假设 H<sub>1</sub> 提供了支持。

表 4 企业税率和税收的门槛效果检验

模型	临界值				
	F 值	P 值	10%	5%	1%
单一门槛	63.20 ***	0.000	18.925	22.865	40.433
双重门槛	47.40 **	0.020	24.716	33.028	54.577
三重门槛	34.69	0.290	58.378	71.219	86.894

注：\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 水平上显著

资料来源：本文整理

表 5 企业税率和税收的门槛值估计结果

		门槛估计值	95% 置信区间
单一门槛模型		0.019	[0.017, 0.081]
双重门槛模型	门槛 1	0.019	[0.017, 0.060]
	门槛 2	0.219	[0.151, 0.234]

资料来源：本文整理

### 3. 拉斐尔曲线的机制检验

上文验证了我国存在拉斐尔曲线,接下来为检验企业绩效是拉斐尔曲线存在的影响机制。首

先,利用资产回报率( $ROA$ )作为企业绩效的代理指标,来验证企业实际税率( $Rate$ )与企业绩效是否为倒U型关系。其次,验证企业税收( $Tax$ )与资产回报率( $ROA$ )之间的正相关性。如果上述验证皆成立,则说明企业绩效是拉斐尔曲线存在的影响机制。最后,检验中介机制的性质,即是完全中介还是部分中介。此外,利用层次回归对机制再次验证。

(1)企业实际税率与企业绩效倒U型关系检验。首先,如图4所示,企业实际税率和资产回报率的散点拟合图表明,企业实际税率与资产回报率之间呈现倒U型关系。接着,利用双向固定效应模型对两者进行基准回归,结果如表6的第(1)列所示,企业实际税率及其平方项系数为7.480和-42.190,分别在5%和1%的显著性水平下显著,初步支持假设 $H_{2a}$ 。最后,利用门槛回归对基准回归再检验。表7和表8的结果表明,企业税率与企业税收之间的关系存在显著的双重门槛,两个门槛值分别为0.091和0.238。由于大于第二个门槛值的数据较少,因此本文主要以第一门槛值将税率分为低税率( $Rate \leq 0.091$ )和高税率( $Rate > 0.091$ )。在不同税率区域对资产回报率与实际税率的回归结果如表6的第(2)和(3)列所示。可以看到,在低税率和高税率区域,税率的系数分别为9.877和-7.892,且在1%的水平下显著,表明资产回报率与实际税率之间的关系在门槛值前后经历了由正向负的转变。综上所述,企业实际税率与企业绩效之间呈现倒U型关系,假设 $H_{2a}$ 得到验证。

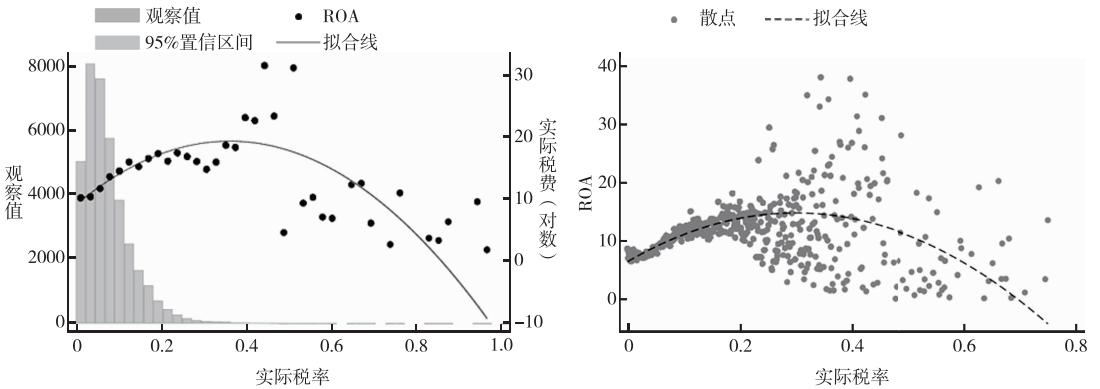


图4 实际税率与资产回报率散点拟合图

资料来源:本文绘制

表6 实际税率与资产回报率之间倒U型关系的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$ROA$	$ROA$	
实际税率 ( $Rate$ )	7.480 ** (1.97)	$Rate \leq 0.091$ 9.877 *** (2.69)	$Rate > 0.091$ -7.892 *** (-3.69)
实际税率平方 ( $Rate^2$ )	-42.190 *** (-3.50)		
常数项 ( $Constant$ )	-9.896 *** (-6.14)	-11.120 *** (-5.45)	-5.295 (-1.44)
$Control Variable$	Control	Control	Control
N	8850	6070	2720
$R^2$	0.598	0.558	0.692
调整 $R^2$	0.912	0.514	0.514

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为t值

资料来源:本文整理

(2)企业税收与资产回报率的正效应检验。利用双向固定效应模型对企业税收与资产回报率进行回归,结果如表9的第(1)列所示。其中,资产回报率的回归系数在1%的水平下显著为正,说

明经营业绩更好的公司会缴纳更多税收,假设  $H_{2b}$  成立。结合上文得到的企业绩效与企业实际税率呈现倒 U 型关系,可以说明企业绩效是拉斐尔曲线存在的影响机制。

表 7 实际税率和资产回报率的门槛效果检验

模型	临界值				
	F 值	P 值	10%	5%	1%
单一门槛	19.80***	0.006	13.245	15.131	18.802
双重门槛	16.27**	0.030	11.881	14.490	19.235
三重门槛	8.78	0.403	21.011	32.402	47.921

注:\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 水平上显著

资料来源:本文整理

表 8 实际税率和资产回报率的门槛值结果

单一门槛模型		门槛估计值	95% 置信区间
		0.091	[0.086, 0.092]
双重门槛模型	门槛 1	0.091	[0.086, 0.092]
	门槛 2	0.238	[0.225, 0.253]

资料来源:本文整理

表 9 拉斐尔曲线机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Tax	Tax	Tax
资产回报率 (ROA)	0.109*** (7.71)		0.113*** (8.21)
实际税率 (Rate)		64.378*** (13.53)	63.535*** (13.49)
实际税率平方 (Rate <sup>2</sup> )		-123.934*** (-7.39)	-119.182*** (-7.19)
常数项 (Constant)	-47.986*** (-19.56)	-50.488*** (-20.93)	-49.373*** (-20.56)
Control Variable	Control	Control	Control
N	8850	8850	8850
R <sup>2</sup>	0.810	0.818	0.820
调整 R <sup>2</sup>	0.805	0.912	0.806

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内为 t 值

资料来源:本文整理

(3) 中介机制的性质。将资产回报率加入验证拉斐尔曲线的模型中,再次进行双向固定效应回归,结果如表 9 的第(3)列所示。将实际税率及其平方项的系数和 t 值与表 9 的第(2)列(上文拉斐尔曲线的回归结果)进行比较后发现,虽然两者的系数都在 1% 水平下显著,但系数值与 t 值都存在一定程度的降低,说明企业绩效并非完全中介机制,只是部分中介机制,即企业绩效是影响拉斐尔曲线存在的机制之一。

此外,本文利用层次回归分析法对中介机制的性质进行验证。首先,分别将实际税率与资产回报率单独与企业税收进行回归。其次,用实际税率与资产回报率的交互项与企业税收进行回归。最后,将实际税率、资产回报率以及两者的交互项同时放入模型与企业税收进行回归,结果如表 10 所示。从第(1)、(2)和(3)列可以看到,实际税率、资产回报率以及两者的交互项都在 1% 的水平下与企业税收正相关,在第(4)列中实际税率的系数为 25.781,相对于实际税率与企业税收单独回

归的系数 30.513,此时系数变小,且交互项在 1% 水平下显著,因此说明在剥离资产回报率对企业税收的影响后,实际税率对企业税收的影响减弱,进而证明了资产回报率是拉斐尔曲线的一个影响机制。

表 10 拉斐尔曲线机制再检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tax</i>	<i>Tax</i>	<i>Tax</i>	<i>Tax</i>
实际税率 ( <i>Rate</i> )	30.513*** (14.83)			25.781*** (11.03)
资产回报率 ( <i>ROA</i> )		0.109*** (7.71)		0.0507** (2.32)
实际税率 × 资产回报率 ( <i>Rate * ROA</i> )			1.706*** (11.88)	0.792*** (3.42)
常数项 ( <i>Constant</i> )	-49.376*** (-20.39)	-47.986*** (-19.56)	-46.903*** (-19.54)	-47.849*** (-19.99)
<i>Control Variable</i>	Control	Control	Control	Control
N	8850	8850	8850	8850
R <sup>2</sup>	0.816	0.810	0.814	0.819
调整 R <sup>2</sup>	0.805	0.805	0.800	0.805

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著;括号内为 *t* 值

资料来源:本文整理

## 六、稳健性分析

在前文的主回归中,从散点拟合图和实证的角度证实了我国存在拉斐尔曲线,且企业绩效是拉斐尔曲线存在的一个重要机制。但不容忽视的是,上述的分析可能存在回归系数存在偏误的内部有效性威胁,以及当外部环境和研究总体发生变化时的外部有效性威胁的问题,因此接下来对主回归结果进行稳健性分析。由于篇幅限制,只展示部分稳健性检验的实证结果,其余结果若有需要可向作者索要。

### 1. 内部有效性检验

(1)倒 U 型检验。Lind 和 Mehlum(2010)<sup>[55]</sup>认为简单根据一次项和二次项的系数符合和显著性作为判断倒 U 型关系的标准比较微弱,并提出了更严格的倒 U 型关系检验方法。根据他们所提方法,本文分别对拉斐尔曲线和实际税率与资产回报率之间的倒 U 型关系进行再检验,结果如表 11 所示。第(1)列是对拉斐尔曲线的检验,可以看到,极值点左边的斜率在 1% 水平下显著为正,极值点右边的斜率在 5% 水平下显著为负,极值点在 90% 的置信区间内,且倒 U 型检验的结果在 5% 水平下显著,说明实际税率和企业税收之间存在显著的倒 U 型关系,证实前文结果的稳健性。第(2)列是实际税率与资产回报率之间倒 U 型关系的检验结果,与第(1)列结果类似,显示两者之间倒 U 型关系稳健。

表 11 倒 U 型检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>Tax</i>	<i>ROA</i>
实际税率 ( <i>Rate</i> )	64.378*** (13.53)	7.480** (1.97)
实际税率平方 ( <i>Rate</i> <sup>2</sup> )	-123.934*** (-7.39)	-42.185*** (-3.50)
极值点左边的斜率	63.850*** (13.60)	7.300** (1.94)

续表 11

变量	(1)	(2)
	<i>Tax</i>	<i>ROA</i>
极值点右边的斜率	-11.794 ** (-1.87)	-18.450 *** (-4.31)
倒 U 型检验	1.880 ** [0.030]	1.950 ** [0.026]
极值点	0.250	0.088
90% confidence interval	[0.002 0.307]	[0.002 0.307]

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；圆括号中表示的是 *t* 值；倒 U 型检验方括号中表示的是 *P* 值  
资料来源：本文整理

(2) 系统 GMM 检验。为了保持利润持续增长,企业可能通过延迟收入确认或提前确认费用等盈余管理方式影响当期的绩效和税率,从而影响当期税收,为了避免单纯研究当期税率和绩效对税收的影响可能导致的回归结果偏误,本文用系统 GMM 方法对上文的主回归进行检验,结果如表 12 所示。经过 AR 检验、过度识别检验和弱工具变量检验,得到每一列检验的因变量的最大滞后阶数。从表 12 的结果可以看出,企业税收和投资回报率确实会受到其各自滞后期的影响,但是并不影响拉斐尔曲线的存在性和以资产回报率代表的企业绩效成为拉斐尔曲线的其中一个影响机制。

表 12 系统 GMM 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tax</i>	<i>ROA</i>	<i>Tax</i>	<i>Tax</i>
企业税收滞后一阶 (L1. <i>Tax</i> )	0.933 *** (50.94)		0.956 *** (65.26)	0.935 *** (54.24)
资产回报率滞后一阶 (L1. <i>ROA</i> )		0.517 *** (18.40)		
资产回报率滞后两阶 (L2. <i>ROA</i> )		0.101 *** (5.18)		
实际税率 ( <i>Rate</i> )	13.638 *** (6.23)	19.590 *** (4.85)		13.541 *** (6.02)
实际税率平方 ( <i>Rate</i> <sup>2</sup> )	-17.874 ** (-2.36)	-58.070 *** (-3.65)		-15.951 ** (-2.07)
资产回报率 ( <i>ROA</i> )			0.061 *** (6.41)	0.079 *** (6.73)
<i>Control Variable</i>	Control	Control	Control	Control
Arellano-Bond AR(1) 检验	-5.34 ***	-10.20 ***	-5.59 ***	-5.33 ***
Arellano-Bond AR(2) 检验	-0.54	-0.57	-0.25	-0.39
Hansen 检验	94.50	520.08	84.30	91.73
Difference-in-Hansen 检验	12.03	70.50	10.87	9.55

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为 *t* 值

资料来源：本文整理

(3) 业绩构成。资产回报率 (*ROA*) 只能表现企业业绩总体,无法展现企业业绩的不同构成。范子英和彭飞(2017)<sup>[50]</sup> 研究发现“营改增”促进了企业的专业化分工,并提高了主营业务占比。其中的原因是主营业务增值税抵扣链条完善,企业需缴纳的增值税下降幅度较大,从而诱导企业更加聚焦主营业务;其他业务增值税抵扣链条不够完善,因此会被逐渐分离,进而减少其占比。因此,企业不同业绩构成与企业实际税率和税收之间的关系可能具有差异。据此,本文将企业业绩的构成分为主营业务利润、其他业务利润、营业利润、利润总额以及净利润,分别用其除以企业的总资产

得出不同的业绩指标,并替换资产回报率(ROA)进行稳健性检验,以更加细化本文的微观机制。实证结果显示,以其他利润资产回报率(QROA)替换资产回报率后的中介效应不存在;除此之外,其他业绩构成指标下,本文的研究结论依然稳健。原因可能在于,一方面,其他业务利润在总利润中占比较小,对税收的影响本就有限;另一方面,即如范子英和彭飞(2017)<sup>[50]</sup>研究所言,全面“营改增”的实施会加速企业分工,由此导致其他业务利润在总体业绩中占比再次下降,更加弱化辅助业务对企业税收的影响。这也说明了本文的企业绩效机制主要通过影响企业的主营业务来实现。

(4) 避税指标。由于企业会通过延期纳税等方式减少当期税费,从而影响企业的税收(王永培和晏维龙,2014)<sup>[56]</sup>,因此本文将上文提到的三个避税指标作为控制变量,对拉斐尔曲线及其影响机制再次检验。结果表明,首先,各避税指标在1%水平上显著且符号为负,说明企业的避税行为会显著降低企业当期的税费支出。其次,在加入避税指标后,税率与其二次项系数大小相比基准回归变化明显,说明企业避税行为会影响拉斐尔曲线的形状。最后,从整体结果来看,拉斐尔曲线仍显著存在,且企业绩效这一影响机制也同样成立,本文研究结论依然稳健。

## 2. 外部有效性检验

(1) “营改增”再检验。我国于2012年从上海的交通运输业开始试点实行“营改增”,之后四年在不同省份不同行业逐步推行,直到2016年在我国全面推开。鉴于这样一项重大的税制改革可能对本文结论产生影响,本文进一步将样本数据以2012年为界分为营改增前、后两个子样本分别进行验证。研究结果显示,“营改增”不改变各研究变量之间的符号方向及显著性,即营改增前后拉斐尔曲线都显著存在,同时企业实际税率与资产回报率之间的倒U型关系和资产回报率与企业税收之间的正相关关系也未发生变化,意味着税率能够通过企业绩效影响企业税收这一中介渠道稳健成立。

(2) 产业异质性。根据《国民经济行业分类》,第二产业包括制造业,采矿业,电力、热力、燃气及水的生产和供应业以及建筑业。由于第二产业多是资本密集型行业,相对于其他产业资产回报率会有所不同,可能会影响前文机制的稳健性。利用绘图方法,图5为第二产业和非第二产业的子样本数据的散点拟合图。可以看到,第二产业和非第二产业直观上都存在拉斐尔曲线,且在高税率区域第二产业下降趋势更快,说明高税率对第二产业的影响更大。相关实证结果表明,无论是否是第二产业,拉斐尔曲线都显著存在,且影响机制与前文保持一致,说明本文结论稳健。然而,相对于非第二产业,第二产业企业绩效与税率之间的倒U型曲线更陡峭,且绩效对税收的正向影响程度更高,意味着单位税率变化引起的第二产业企业绩效变动幅度较大,由此对企业税收的影响也更明显。上述结果意味着,针对第二产业企业进行减税能够更好地涵养税源。

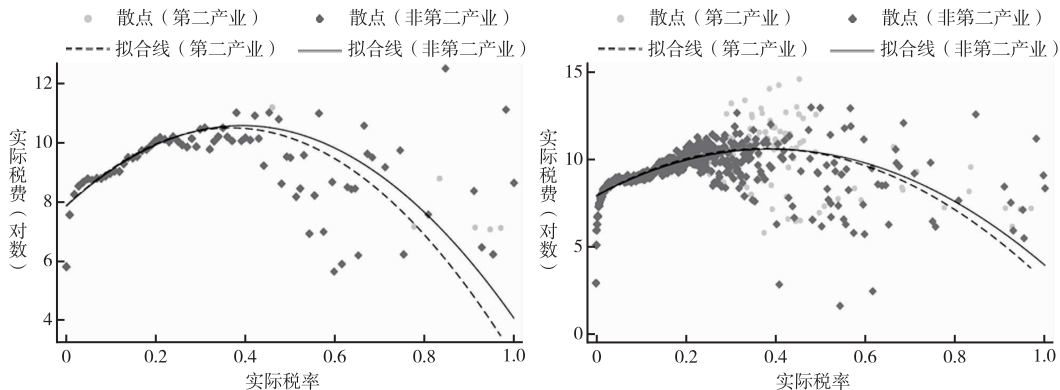


图5 第二产业与非第二产业拉斐尔曲线散点拟合图

资料来源:本文绘制

(3) 避税程度。避税程度不仅会影响企业实际税率水平,同时也会影响企业对税率变化的敏感程度,从而影响企业税收以及两者之间的关系。本文根据三种避税指标的均值和中位数,将样本



分为高避税组和低避税组来检验前文结果的稳健性以及其中的差异性。首先,采用与图 5 相同的绘制方法,图 6 为以账面税收差异的残差(RBTD)均值分组的散点拟合图。可以直观地看到,高低避税组均存在拉斐尔曲线,且在高税率区域高避税组下降趋势更快,初步说明税率对高避税的企业影响更大。根据相关实证结果,拉斐尔曲线和其企业绩效的微观机制在不同程度的避税公司都显著存在,本文研究结论稳健。但是,高避税组拉斐尔曲线的斜率相对较大,与拟合图结果一致,意味着相对于低避税企业,减税能够让高避税企业去缴纳更多税款,在一定程度上挽回原本税收损失。

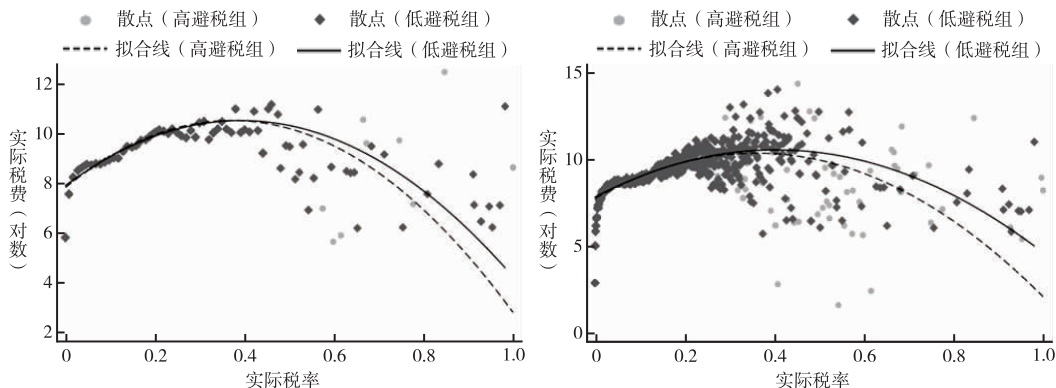


图 6 高避税组与低避税组拉斐尔曲线散点拟合图

资料来源:本文绘制

(4)分税种检验。上文检验是基于企业的总体税收及总实际税率,而本部分对企业的两大税种—流转税和所得税单独进行检验拉斐尔曲线及其影响机制。相关实证结果表明,流转税存在拉斐尔曲线,且影响机制与前文一致;所得税存在拉斐尔曲线,但企业绩效的影响机制不存在。原因可能是在我国的税制结构背景下,流转税税负在企业实际税负中占据主导地位,同时对企业业绩的影响更明显;同时,所得税税率与企业绩效之间不存在倒 U 型关系,无法构成拉斐尔曲线的一个影响机制。

(5)非平衡面板数据再检验。由于门槛回归需要平衡面板数据,因此在处理数据的过程中损失了大量样本。本文用非平衡面板数据重新对三个主回归分别进行检验,检验结果稳健,说明数据样本的减少没有影响已有的结论。

## 七、研究结论与建议

本文从企业绩效视角出发,借助“拉斐尔曲线”理论,利用 2003—2017 年沪深 A 股上市公司数据,探寻我国减税政策遵循的微观机制。研究发现,第一,我国存在拉斐尔曲线,且企业绩效是影响其存在的一个重要微观机制,即减税会通过作用于企业绩效进而影响企业税收。第二,减税效果存在不对称性。虽然流转税和所得税都存在拉斐尔曲线,但企业绩效这一重要影响机制只在流转税中成立。第二产业和非第二产业的拉斐尔曲线在形状上存在差异性,第二产业的曲线形态更陡峭,意味着企业税率的变化对第二产业企业的税收作用更明显。相对于低避税企业的拉斐尔曲线,高避税企业的曲线斜率更大,意味着减税能够促进高避税企业缴纳税款。可见,减税政策的实施必须更加具有针对性,才会实现经济“量”的增长和“质”的提升,而当前所处的疫情背景对政府实施税收政策的精准性和有效性又提出了更高要求,从微观企业绩效视角下出发的政策设计则有助于实现这一点。

依据上述结论,可以得到以下政策启示:(1)应当以提高企业绩效作为减税政策的落脚点。由于减税的效果在企业间存在不对称性,减税会更利于高税率的企业提高效益,因此要想增强企业对于减税的获得感,相关政策应以提高企业绩效为落脚点。(2)减税政策应该更注重第二产业(制造业)。减税效果在不同产业间具有不对称性,而第二产业的企业绩效和税收对高税率的负向反应更加敏感,

对涵养税源的作用效果更好。因此,优化减税政策的一个方向是对第二产业精准发力,尤其是对第二产业中重点领域,通过落细落实相关减税政策推动第二产业发展和升级,进而达到实体经济高质量发展的目的。(3)继续简化增值税税率结构,更加注重完善增值税抵扣范围。鉴于企业绩效这一重要影响机制只在流转税中成立,因此在下一步巩固和拓展减税降费的成效时,应在普惠性减税的基础上更加注重结构性减税,尤其是增值税减税政策。一方面可通过继续简化增值税税率结构,更好发挥增值税“中性优势”,降低纳税人的遵从成本;另一方面完善增值税抵扣范围和扩大留抵退税范围,从而切实降低企业税负,进而改善企业主营业务利润使企业得到实惠。(4)加强诚信纳税宣传,优化税务监管制度,提高税收征管效率。由于高避税企业相对低避税企业更容易在减税降费政策下提高经营绩效,为避免可能造成国家税收收入的额外流失,税务机关首先应加强宣传诚信纳税对企业发展的积极意义;同时优化税务监管制度,对激进避税企业依法严惩,减少对诚信纳税企业的重复检查;此外,进一步简化办税手续,提高纳税服务水平和征管效率,在结合减税带来的政策红利基础上,形成增加避税成本、降低纳税成本和减少税收成本的多重政策影响,确保减税能够达到预期效果。

### 参考文献

- [1]李万甫,陈文东,刘和祥. 减税与降负并重——2018年税收政策与征管举措实施状况评述[J]. 北京:财政科学,2019,(2):5-19.
- [2]黄健,刘蓉,祖进元. 供给学派减税理论与政策评析[J]. 北京:经济学动态,2018,(1):125-134.
- [3]Hsing, Y. Estimating the Laffer Curve and Policy Implications[J]. Journal of Socio-Economics, 1996, 25, (3):395-401.
- [4]Shapiro, E. Leisure-Income Indifference Curves and the Laffer Curve[J]. The American Economist, 1983, 27, (1):37-39.
- [5]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]. 北京:管理世界,2009,(5):17-24.
- [6]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]. 北京:经济研究,2012,(4):52-63.
- [7]张杰,黄泰岩,芦哲. 中国企业利润来源与差异的决定机制研究[J]. 北京:中国工业经济,2011,(1):27-37.
- [8]Fullerton, D., A. T. King, J. B. Shoven, and J. Whalley. Corporate Tax Integration in the United States: A General Equilibrium Approach[J]. American Economic Review, 1981, 71, (4):677-691.
- [9]Ravestein, A. Van, and H. Vijlbrief. Welfare Cost of Higher Tax Rates: An Empirical Laffer Curve for the Netherlands[J]. De Economist, 1988, 136, (2):205-219.
- [10]Trabandt, M., and H. Uhlig. How do Laffer Curves Differ across Countries? [R]. NBER Working Paper, No. 17862, 2012.
- [11]Nurahara, K. Laffer Curves in Japan[J]. Journal of the Japanese & International Economies, 2015, (36):56-72.
- [12]Brill, A., and K. A. Hassett. Revenue-Maximizing Corporate Income Taxes: The Laffer Curve in OECD Countries [R]. AEI Working Paper, No. 137, 2007.
- [13]Oliveira, F., and L. Costa. The VAT Laffer Curve and the Business Cycle in the EU27: An Empirical Approach[J]. Economic Issues, 2015, 20, (2):29-44.
- [14]马拴友. 我国的拉弗最高税率和最优税率估计[J]. 成都:经济学家, 2002, (1):73-79.
- [15]管超,毕盛,胡援成. 广义拉斐尔曲线在中国成立吗——基于省际PSTR的实证分析[J]. 南昌:当代财经, 2018, (2):36-48.
- [16]刘尚希. 减税的“临界点”效应[N]. 北京:中国财经报, 2015-10-20.
- [17]Vergara, R. Taxation and Private Investment: Evidence for Chile[J]. Applied Economics, 2010, 42, (6):717-725.
- [18]樊勇,李昊楠,蒋玉杰. 企业税负、税收凸显性与企业固定资产投资[J]. 北京:财贸经济, 2018, (12):49-61.
- [19]吴联生,岳衡. 税率调整和资本结构变动——基于我国取消“先征后返”所得税优惠政策的研究[J]. 北京:管理世界, 2006, (11):111-118.
- [20]蒋海娟. 所得税率调整对民营企业资本结构影响研究[J]. 北京:经济研究参考, 2018, (23):55-61.
- [21]Gemmell, N., R. Kneller, D. McGowan, I. Sanz, and J. Sanz-Sanz. Corporate Taxation and Productivity Catch-Up: Evidence from European Firms [R]. Working Paper, 2013.
- [22]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]. 北京:财政研究, 2017, (2):98-112.
- [23]李志远,余森杰. 生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的分析[J]. 北京:经济研究, 2013, (6):85-99.
- [24]金哲. 税制、制度变迁与企业并购的关系研究[J]. 石家庄:经济与管理, 2014, (3):38-43.
- [25]詹雷,王瑶瑶. 管理层激励、过度投资与企业价值[J]. 天津:南开管理评论, 2013, (3):36-46.

- [26] 杜兴强, 曾泉, 杜颖洁. 政治联系、过度投资与公司价值——基于国有上市公司的经验证据[J]. 北京: 金融研究, 2011, (8): 93 - 110.
- [27] Chen, S., Z. Sun, S. Tang, and D. Wu. Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17, (2): 259 - 271.
- [28] 李科, 徐龙炳. 融资约束、债务能力与公司业绩[J]. 北京: 经济研究, 2011, (5): 62 - 74.
- [29] 顾雷雷, 李建军, 彭勇超. 内外融资条件、融资约束与企业绩效——来自京津冀地区企业调查的新证据[J]. 北京: 经济理论与经济管理, 2018, (7): 88 - 99.
- [30] 沈弋, 徐光华, 钱明. 双创创新动因、研发投入与企业绩效——基于产权异质性的比较视角[J]. 北京: 经济管理, 2016, (2): 69 - 80.
- [31] Srinivasan, S., K. Pauwels, and J. Silva-Risso. Product Innovation, Advertising and Stock Return[J]. Journal of Marketing, 2009, 73, (1): 24 - 43.
- [32] 冯仁涛, 张庆, 余翔. 商标、广告对企业市场价值的贡献研究——基于医药行业的实证分析[J]. 北京: 管理评论, 2013, (6): 154 - 160.
- [33] Spooner, G. M. Effective Tax Rates from Financial Statements[J]. National Tax Journal, 1986, 39, (3): 293 - 306.
- [34] Gupta, S., and K. Newberry. Determinants of the Variability of Corporate Effective Tax Rates: Evidence from Longitudinal Data[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1997, 16, (1): 1 - 34.
- [35] Richardson, G., and R. Lanis. Determinants of the Variability in Corporate Effective Tax Rates and Tax Reform: Evidence from Australia[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2007, 26, (6): 689 - 704.
- [36] Derashid, C., and H. Zhang. Effective Tax Rates and the “Industrial Policy” Hypothesis: Evidence from Malaysia[J]. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 2003, 12, (1): 45 - 62.
- [37] 王百强, 孙昌玲, 伍利娜, 姜国华. 企业纳税支出粘性研究: 基于政府税收征管的视角[J]. 北京: 会计研究, 2018, (5): 30 - 37.
- [38] 李建英, 陈平, 李婷婷. 我国制造业上市公司所得税税负影响因素分析[J]. 北京: 税务研究, 2015, (12): 43 - 46.
- [39] 王延明. 上市公司实际所得税率影响因素分析[J]. 北京: 经济管理, 2003, (20): 80 - 88.
- [40] Kosonen, T. More and Cheaper Haircuts after VAT Cut? On the Efficiency and Incidence of Service Sector Consumption Taxes[J]. Journal of Public Economics, 2015, 131, (9): 87 - 100.
- [41] 向景, 马光荣, 魏升民. 减税能否提振企业绩效——基于上市公司数据的实证研究[J]. 广州: 学术研究, 2017, (10): 102 - 108.
- [42] 余泳泽, 张少辉, 杨晓章. 税收负担与“大众创业、万众创新”——来自跨国的经验证据[J]. 北京: 经济管理, 2017, (6): 162 - 177.
- [43] 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]. 武汉: 中南财经政法大学学报, 2018, (5): 69 - 78.
- [44] Desai, M. A., and D. Dharmapala. Corporate Tax Avoidance and High-powered Incentives[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79, (1): 145 - 179.
- [45] Rego, S. O., and R. Wilson. Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness[J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50, (3): 775 - 809.
- [46] 童锦治, 苏国灿, 魏志华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. 北京: 财贸经济, 2015, (11): 14 - 26.
- [47] 冯延超. 中国民营企业政治关联与税收负担关系的研究[J]. 北京: 管理评论, 2012, (6): 167 - 176.
- [48] 吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. 北京: 经济研究, 2009, (10): 109 - 120.
- [49] 黄策, 张书瑶. 地方政府规模、产权性质与企业税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. 上海: 世界经济文汇, 2018, (2): 85 - 104.
- [50] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 北京: 经济研究, 2017, (2): 82 - 95.
- [51] 乔俊峰, 张春雷. “营改增”、税收征管行为和企业流转税税负——来自中国上市公司的证据[J]. 北京: 财政研究, 2019, (7): 77 - 89.
- [52] 刘建民, 唐红李, 吴金光. 营改增全面实施对企业盈利能力、投资与专业化分工的影响效应——基于湖南省上市公司PSM-DID模型的分析[J]. 北京: 财政研究, 2017, (12): 75 - 88.
- [53] 刘骏, 刘峰. 财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据[J]. 北京: 会计研究, 2014, (1): 21 - 27.
- [54] 李增福, 汤旭东, 连玉君. 中国民营企业社会责任背离之谜[J]. 北京: 管理世界, 2016, (9): 136 - 148, 160.
- [55] Lind, J. T., and H. Mehlum. With or Without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 2010, 72, (1): 109 - 118.
- [56] 王永培, 晏维龙. 产业集聚的避税效应——来自中国制造业企业的经验证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2014, (12): 57 - 69.

# Rediscovery of the Micro-mechanism of the Laffer Cuver from the Perspective of Chinese Enterprise Performance

YAO Dong-min<sup>1,2</sup>, WANG Fei-ran<sup>1</sup>, JIANG Li<sup>1</sup>, LI Jun-lin<sup>3</sup>

(1. Center for China Fiscal Development, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China;

2. China Fortune and Development Industrial Investment Co. Ltd., Beijing, 100027, China;

3. School of Economics, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

**Abstract:** Tax reduction and fee reduction is an important measure to stimulate the vitality of enterprises and promote the high-quality development of macro-economy. Especially in the current epidemic situation, it is more necessary to find the right starting point to formulate tax policies to ensure the survival of enterprises and help enterprises return to work and production. Laffer curve, as the mainstream theoretical basis of western tax reduction policies, has been repeatedly cited. However, the existing research on this curve takes the individual labor supply decision-making of Laborers under the condition of income tax as its micro-mechanism, which is inconsistent with the basic national conditions of our country, where turnover tax is the main tax category in the structure of tax system and the labor market is oversupply. Therefore, whether the traditional Laffer curve still exists in China's specific environment, and what is its micro-mechanism at the enterprise end? This is exactly what this article wants to discuss.

In this paper, we will use the real tax rate data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2003 to 2017 to test the existence of Laffer curve and the micro mechanism behind it. The results show that: First, there is an enterprise-side Laffer curve in our country. Second, there is an inverted U-type relationship between the actual tax rate of the enterprise and the enterprise performance. At the same time, the enterprise performance has the positive effect on the level of enterprise tax. It can be preliminarily shown that the enterprise performance is the intermediate mechanism of the enterprise's tax rate affecting their level of tax. The further analysis of the intermediary effect shows that the enterprise performance only presents part of the intermediary effect, which implies that the enterprise performance only can be considered as one of the micro-mechanisms explaining the existence of the Laffer curve in the enterprise-side. Which is important is both the turnover tax and the income tax have Laffer curve, but the micro mechanism only holds in the turnover tax. Finally based on the test of the industrial heterogeneity, the slope of the second industrial curve is steeper, indicating that the change of the enterprise tax rate will have a greater impact on the second industrial enterprise.

Combined with the policy background of the continuous expansion of tax reduction and fee reduction in China, as well as the current situation of the epidemic situation, it puts forward higher requirements for the accuracy and effectiveness of the government's tax policy implementation. This paper points out that the change of corporate tax rate will change the actual tax burden of enterprises by affecting the performance of enterprises, and the relationship between corporate tax rate and corporate performance is inverted U-shaped. Therefore, in order to enhance the sense of tax reduction, the relevant policies should take improving corporate performance as the foothold, so as to reduce the tax burden of enterprises. At the same time, due to the industrial heterogeneity, the performance of enterprises in the secondary industry is more sensitive to the negative response of high tax burden, so the central government should formulate different levels of tax reduction policies according to different industries, so as to more accurately implement the structural tax reduction policies.

The contribution of this paper is, unlike previous study focus on the Laffer curve under the background of western countries with income tax dominating tax system, this study concentrates the China's tax system that is dominated by the turnover tax and finds the Laffer curve exists in China's enterprise level, and enterprise performance is one of micro mechanisms explaining it. However, the limitation of this paper is no further discussion on the internal reason why tax rate changes corporate performance. The next research will be more in-depth research.

**Key Words:** tax rate change; Laffer curve; enterprise performance; micro-mechanism

**JEL Classification:** H00, H32

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2020.06.003

(责任编辑:张任之)