

# 增值税有效税率下降能否促进企业实体投资\*

李石强 冯卓

(中国社会科学院大学经济学院,北京 102488)



**内容提要:** 税收政策是政府调控宏观经济的重要工具,降低增值税有效税率被普遍认为能够促进企业的投资意愿。本文构建了一个包含固定资产和金融资产的企业两期投资选择模型,在理论上讨论增值税有效税率下降会如何影响企业的投资决策。然后,本文以2000—2019年的上市公司数据为样本,将企业被税收改革政策覆盖的次数作为工具变量,运用两阶段最小二乘法定量分析了增值税有效税率下降对企业投资行为的影响。研究发现,增值税有效税率下降并未提高企业的固定资产投资率,而是提高了企业包括持有现金在内的金融资产投资率,检验结果通过了一系列稳健性检验。调节效应分析表明,产能利用率是影响企业投资行为的关键因素。如果固定资产投资相对于金融资产的收益率由于产能利用率不足的压制而不够高,企业在不同资产之间的理性选择就可能使减税政策无法达到促进企业实体投资的目的。本研究增进了对实体经济和虚拟经济关系的理解,揭示了减税政策促进企业实体投资所需的条件,对促进经济“脱虚向实”提出了政策建议。

**关键词:** 增值税 固定投资 金融投资 产能 实体经济

**中图分类号:** F272.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2024)10—0188—21

## 一、引言

税收政策是政府调控宏观经济的重要工具。2004—2009年,我国实行了增值税转型改革,将过去的生产型增值税转变为消费型增值税,由增量抵扣改为全额抵扣,加大了与固定资产投资有关的抵扣力度,同期还实行了企业所得税制度改革。2012—2016年,我国又开展了将服务业企业缴纳的营业税改为增值税的试点,允许企业抵减无形资产以及固定资产的进项税额。2016年后,在结构性减税的同时,我国又推行了普惠性的全面减税降费政策<sup>①</sup>。2018—2023年,我国制造业累计减税降费及退税缓税缓费超过4万亿元<sup>②</sup>。2023年12月22日召开的全国财政工作会议提出“优化调整税费政策,提高精准性和针对性”,强调推进税收制度改革、税收征管改革等税务领域重点改革,加大对高质量发展的税收支持力度。2024年4月,财政部、国家税务总局编写的《我国支持制造业发展主要税费优惠政策指引》正式发布,进一步推动政策红利精准高效直达经营主体。这些政策都是为了发挥税负降低对企业从事实体投资的正向激励,实现宏观经济层面稳增长、调结构

收稿日期:2023-11-14

\* **基金项目:** 中国社会科学院大学二十大重大专项课题“实体经济与虚拟经济背离中的‘脱实向虚’现象及其治理研究”(20230013);国家社会科学基金一般项目“第三次分配的供给侧研究”(22BJL137);中国社会科学院大学研究生科研创新支持计划项目“中国非金融企业的‘脱实向虚’现象及其治理研究”(2024-KY-078)。

**作者简介:** 李石强,男,教授,经济学博士,研究领域为企业理论与中国经济转型,电子邮箱:lishiqiang@cass.org.cn;冯卓,男,博士研究生,研究领域为政府与企业行为,电子邮箱:fengzhuo2@ucass.edu.cn。通讯作者:冯卓。

① 详细的政策回顾,可参考庞凤喜和郑铿城(2022)<sup>[1]</sup>。

② 国家税务总局. 国新办举行“推动高质量发展”系列主题新闻发布会[EB/OL]. 国新网, [2024-09-20], <https://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810219/n810724/c5234643/content.html>。

和推改革的目标。

对最近几年减税降费政策的效果评价,有待统计数据发布之后的系统研究。不过,从2000—2019年的企业层面数据来看,针对企业实施的减税政策可能并未达到促进实体投资的目的。图1(a)列示了上市公司负担的增值税有效税率与其固定资产投资率的走势。可以看到,只有在2001—2004年以及2004年增值税转型之后的个别年份里<sup>①</sup>,增值税有效税率下降伴随着固定资产投资率的上升,显示出税收对企业实体投资的正向激励。在2004—2019年超过一半的时期内,固定资产投资率在增值税有效税率下降之后也呈下降的趋势,二者没有呈现反向变动。同时,从图1(b)给出的上市公司增值税有效税率与其金融资产投资率的走势来看,2004年之后增值税有效税率与金融资产投资率主要呈现反向变化。该现象提示,企业在税负降低之后所获得的资产可能流入了包括现金在内的金融资产。

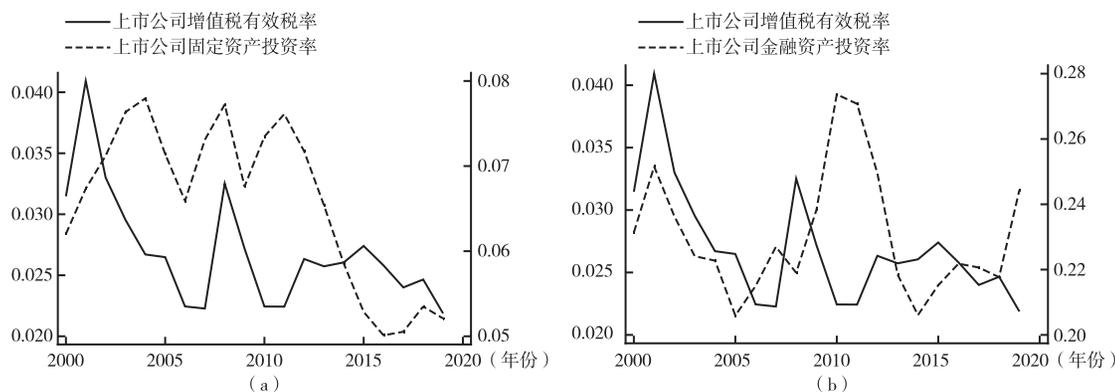


图1 上市公司增值税有效税率与固定资产和金融资产投资率(2000—2019年)

从已有文献来看,Jorgenson(1967)<sup>[2]</sup>较早建立了税收政策影响企业投资行为的分析框架,并检验了美国战后初期几次税收政策调整的实际效果。Summers(1981)<sup>[3]</sup>、Abel(1982)<sup>[4]</sup>等则发展了包含税收调整的托宾Q方法,以此来讨论税收政策对企业投资的影响。随后,研究者对英国(Devereux, 1989)<sup>[5]</sup>、瑞典(Auerbach等, 1995)<sup>[6]</sup>、智利(Vergara, 2010)<sup>[7]</sup>、美国(Cummins等, 1994)<sup>[8]</sup>、Caballero等, 1995<sup>[9]</sup>; House和Shapiro, 2006<sup>[10]</sup>等国家历史上税收政策调整的研究,都发现税负下降对企业实体投资存在不同程度的正面作用。

关于中国近20年来的减税政策对企业实体投资的影响,多数研究得出了肯定的结论。一些研究以增值税转型政策为例,发现该政策显著促进了企业固定资产投资(聂辉华等, 2009<sup>[11]</sup>; Wang, 2013<sup>[12]</sup>; Zhang等, 2018<sup>[13]</sup>);对于“营改增”政策的研究也发现了类似的现象(袁从帅等, 2015<sup>[14]</sup>; 刘建民等, 2017<sup>[15]</sup>)。这两种税收政策对企业投资的正向影响主要来自所得税负担和增值税有效税率的下降(毛德凤等, 2016<sup>[16]</sup>; 申广军等, 2016<sup>[17]</sup>; 许伟和陈斌开, 2016<sup>[18]</sup>)。在影响机制上,实体资产投资收益率和资本成本是导致税收改革对实体投资产生正向影响的重要原因(徐超等, 2019<sup>[19]</sup>; 张伯超, 2022<sup>[20]</sup>)。然而,也存在对减税政策效果的质疑。例如,陈焯等(2010)<sup>[21]</sup>利用CGE模型模拟指出,增值税改革对企业投资的促进作用有限。从政策时效来看,增值税转型对固定资产投资的影响在长期(三年)考察中可能并未产生显著的正向作用(Cai和Harrison, 2011)<sup>[22]</sup>。若考虑到税收政策的影响范围,税收改革可能仅对某些行业或特定类型的固定资产投资有促进作用(毛捷等, 2014<sup>[23]</sup>; 汪德华, 2016<sup>[24]</sup>)。在这种情况下,尽管税收政策促进了投资,也可能伴随其他负面效应(赵仁杰和范子英, 2021)<sup>[25]</sup>。一些学者在对税收政策效应进行评估的研究中也发现,税负下降不仅会对固定资产投资产生影响,而且会提高企业的权益类投资(付文林和赵永辉, 2014<sup>[26]</sup>; 强国令

① 具体地,2006—2007年、2009—2012年、2013—2015年以及2016—2017年。

和王梦月,2021<sup>[27]</sup>)。在房地产市场收益较高或产能难以消化的情况下,“营改增”政策不会提升企业的投资意愿(袁从帅等,2015<sup>[14]</sup>;李成和张玉霞,2015<sup>[28]</sup>)。此外,也有一些研究发现税负下降缓解了企业的金融化,从而为税负下降提高企业实体投资提供了间接证据(彭俞超等,2017<sup>[29]</sup>;庞凤喜和刘畅,2019<sup>[30]</sup>;李卫兵和王利霞,2021<sup>[31]</sup>)。

上述研究虽然考虑了税收政策或有效税率对企业投资的影响,却忽视了资产收益率和产能利用率的作用。同时,现有研究也没有在一个较长的时期范围内考察税收政策的影响。本文利用我国2000—2019年的上市公司数据,将企业被税收改革政策覆盖的次数作为工具变量,运用两阶段最小二乘法研究了增值税有效税率下降对企业投资行为的影响。进一步,本文使用产能利用率作为调节变量,分析了其在增值税有效税率下降影响企业投资行为中发挥的作用。

本文的边际贡献在于:(1)现有文献大多认为,企业实际税负下降会通过降低企业投资的边际成本或者提高企业估值水平来对企业投资产生正向激励。本文则提醒研究者关注企业在实体投资和金融投资之间的选择,解释了减税政策可能产生的负向激励现象,与已有文献存在较大不同,并且得到了上市公司数据的支持。(2)相较于已有文献针对某次税收改革单独进行研究,本文的研究范围涵盖了2000年以来的两次重大税收改革,突出了两次改革在降低企业增值税有效税率的共同特性,将研究焦点集中到了税负降低与企业实体投资之间的关系上。(3)本文在考虑企业投资决策时引入了产能利用率,强调不同行业的产能利用率对于经济“脱实向虚”现象所产生的影响,增进了对实体经济与虚拟经济之间关系的理解,为相应的治理提供了政策思路。

## 二、理论分析与研究假设

国内许多以“金融化”为主题的研究在 Demir(2009)<sup>[32]</sup>的影响下,采用资产组合理论框架来讨论企业在固定资产和金融资产之间的投资配置,得出了许多有意义的结论。不过,这一框架较难讨论产能利用率的作用。本文首先在 Jorgenson(1967)<sup>[2]</sup>的框架下构建一个新古典的企业两期投资选择模型。在这个模型中,企业面对固定资产与金融资产这两种投资项目,承担生产税和所得税这两类税收,并且企业生产能力有可能没有得到充分利用。生产税是国民经济核算体系中的一个概念,指政府向各部门征收的有关生产、销售、购买、使用货物和服务的税金,在实践中并无“生产税”这一税种。现实中,对于非金融企业来说,增值税针对生产环节征收,是生产税最直接的对应形式。在理论模型的基础上,可以对企业增值税税率下降如何影响企业的固定资产和金融资产投资进行静态比较分析,进而提出待检验的研究假设。

### 1. 含税的企业两期投资选择

假设企业在竞争性市场上生产一种产品,产品价格为1,只考虑资本这一种投入要素,生产函数为:

$$y_t = f(K_t; \theta) \quad (1)$$

其中, $K_t$ 表示企业在第 $t$ 期的资本存量, $\theta$ 是一个代表技术的参数, $f'(\cdot; \theta) > 0, f''(\cdot; \theta) < 0$ ,并且 $\partial f'(\cdot; \theta) / \partial \theta > 0$ 。

为了简便,不考虑资本的折旧,企业在第 $t$ 期末的资本存量就等于在第 $t-1$ 期末资本存量的基础上加上第 $t$ 期的投资 $I_t$ ,于是,可以将生产函数改写为:

$$y_t = f(K_{t-1} + I_t; \theta) \quad (2)$$

假设企业当期从事投资的资金来自上一期的留存利润。这一假设排除了企业将自身总资产进行抵押所能获得的贷款或者基于未来利润而发行股份来融资等方式。不过,即便考虑这两种融资方式,在逻辑上也并无不同。不过,企业不一定会将全部资金都用于固定资产投资( $I_t$ ),而是有

可能将一部分资金用于金融资产购买( $F_t$ )。假设企业每期都面临同一个所得税率( $\tau$ ),于是有:

$$I_t + F_t = (1 - \tau) \pi_{t-1} \quad (3)$$

假设单位资本的价格是 $r$ ,该价格反映了资本的使用成本。由于本文为企业资金的使用提供了固定资产投资和金融资产投资(包括现金)这两种选择,假设金融资产的收益率为 $r^f$ ,于是就可以将金融资产收益率作为固定资本的单位(机会)成本,亦即 $r = r^f$ 。另外,每期的单位产出还会承担一个每期都相同的生产税率 $\nu$ 。这样,企业在第 $t$ 期的利润就可以写为:

$$\pi_t = (1 - \nu) f(K_{t-1} + I_t; \theta) - r^f(K_{t-1} + I_t) + r^f F_t \quad (4)$$

不失一般性地,本文将第0期设为初始状态,只考虑第1期和第2期这两期情况。

(1)产能利用充分的情况。在企业的生产能力能够得到充分利用时,意味着企业不用担心产品的销售问题。为了简化,假设企业产能充分利用,在两个时期都如此,反之亦然。这样,企业固定资本的收益率就由其当期投资的边际收益产品决定: $r_t^k = f'(K_t; \theta)$ 。为了简便,不考虑时间贴现问题,亦即假设贴现率为0。这样,企业的两期总利润最大化问题便可以写为:

$$\begin{aligned} \max_{I_1, I_2} \Pi &= \pi_1 + \pi_2 \\ &= (1 - \nu) [f(K_0 + I_1; \theta) + f(K_0 + I_1 + I_2; \theta)] - r^f(2K_0 + 2I_1 + I_2) + r^f(F_1 + F_2) \end{aligned} \quad (5)$$

结合式(3),就目标函数分别对 $I_1$ 和 $I_2$ 求一阶偏导数并令其等于0,可得一阶条件:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial I_1} = (1 - \nu) \left\{ \frac{\partial f(K_0 + I_1 + I_2; \theta)}{\partial I_1} + [1 + r^f(1 - \tau)] \frac{\partial f(K_0 + I_1; \theta)}{\partial I_1} \right\} - 2r^f[1 + r^f(1 - \tau)] = 0$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial I_2} = (1 - \nu) \frac{\partial f(K_0 + I_1 + I_2; \theta)}{\partial I_2} - 2r^f = 0$$

整理可得一组关于企业在每一期最优投资量的反应方程:

$$\frac{1}{1 + r^f(1 - \tau)} \frac{\partial f(K_0 + I_1 + I_2; \theta)}{\partial I_1} + \frac{\partial f(K_0 + I_1; \theta)}{\partial I_1} = \frac{2r^f}{1 - \nu} \quad (6)$$

$$\frac{\partial f(K_0 + I_1 + I_2; \theta)}{\partial I_2} = \frac{2r^f}{1 - \nu} \quad (7)$$

这两个式子意味着,企业在决定第2期投资量的时候,会考虑自己在第1期已经投资的数量。反过来,企业在决定第1期投资量的时候,也会考虑自己预计将在第2期进行的投资量。

在均衡状态下,企业对自己在每一期的投资决策都预期正确,能够制订出明确的最优投资规划。不过,由于本文没有设定具体形式的生产函数,同时,出于研究目的,也不必解出 $I_1^*$ 和 $I_2^*$ 的解析式,而是只需要对式(6)和式(7)进行静态比较分析,得出企业固定资产投资(相应地,金融资产投资)会如何受到固定资产收益率、金融资产收益率、生产税、所得税以及技术等参数的影响。对于本文关注的生产税率而言,有如下可检验的含义<sup>①</sup>:

第一,生产税率的正向激励。当生产税率 $\nu$ 下降时,式(7)等号右侧减小。为了维持等号成立,第2期投资 $I_2^*$ 需要提高,以使得等号左侧相应减小。对于式(6)而言, $\nu$ 下降意味着等号左侧应该相应下降,这意味着第一项或者第二项的分子必须减小,亦即第1期投资 $I_1^*$ 增大。

第二,生产税率的负向激励。当金融资产收益率 $r^f$ 提高时,式(7)等号右侧增大,等号左侧也应相应增大才能维持等号成立。在给定 $I_1^*$ 、 $\theta$ 和 $\nu$ 的情况下,鉴于 $f''(\cdot; \theta) < 0$ ,第2期的固定资产投资 $I_2^*$ 应该减小。类似地,对于式(6)而言, $r^f$ 提高会使等号右侧增大,那么等号左侧也应相应增大才能维持等号成立。但是,左侧第一项的分母增大了,于是,第一项的分子或者第二项必须增大才行,

① 对于所得税率和生产技术的静态比较分析未列示,备案。

两者都意味着第1期的固定资产投资  $I_1^*$  减小。

(2) 产能利用不足的情况。在企业的生产能力得到充分利用时,企业固定资产投资的收益率可以用资本的边际产品收益来表示( $r_t^k = f'(\cdot; \theta)$ )。但是,当企业的生产能力没有得到充分利用时,企业不需要进行新增投资就能够生产出其所能够销售出去的产品数量,这导致企业当期新增投资的边际收益率将变为0,企业的收益直接取决于第0期规模下的产出水平<sup>①</sup>。这样,企业的两期总利润最大化问题便可以写为:

$$\max_{I_1, I_2} \Pi = \pi_1 + \pi_2 = 2(1-v)f(K_0; \theta) - r'(2K_0 + 2I_1 + I_2) + r'(F_1 + F_2) \quad (8)$$

在这种情况下,由于边际投资只有成本,没有收益,唯一使得利润最大化的投资选择是  $I_1^* = I_2^* = 0$ 。在这种情况下,生产税率降低对企业第1期和第2期的固定投资(相应地,金融投资)都不会产生影响。不过,根据(3)式,所得税率降低会增加企业在第1期的税后收益,在不增加固定资产投资的情况下,会提高企业在第2期对金融资产(包括现金)的持有。

## 2. 假设的提出

根据理论模型及其静态比较分析,税负降低所带来的额外“购买力”可能因金融投资项目的吸引力而未能流向实体投资,使得税负下降对实体投资的总效应表现为负向激励。反之,只有在实体投资能够维持足够高的收益率时,税负下降对企业实体投资才能发挥政策所期待的正向激励效果。可见,在考虑了企业在固定资产和金融资产之间的投资选择后,降低增值税有效税率就未必能够提高企业的实体投资率,而是可能使得企业降低固定资产投资率,转而提高金融资产投资率<sup>②</sup>。当企业产能尚未得到充分利用时,企业从事实体投资的收益率受到产能利用率的限制,上述结论会被强化。

基于此,本文提出关于增值税有效税率下降影响企业固定资产投资的如下两个待检验的假设:

H<sub>1</sub>: 企业增值税有效税率的下降降低了固定资产投资率。

H<sub>2</sub>: 企业增值税有效税率对固定资产投资率的负向激励会随着产能利用率的提高而削弱。

## 三、数据描述与研究设计

### 1. 数据来源与变量定义

考虑到2000年之前的上市公司数据缺失较为严重,同时,为了避免新冠疫情的影响,本文将研究样本限定为2000—2019年的中国沪深A股上市企业。所有企业的财务报表数据均来自东方财富Choice数据库,相关的宏观经济数据则来自CEIC数据库。对于企业财务报表中未公布的细项,本文参考李青原等(2022)<sup>[36]</sup>的做法,认为该细项数字极小或不存在而将其定义为0。为了增强这一做法的稳健性,本文设计了自助法(Bootstrap)进行随机样本筛选(抽取总样本中的78.75%,并强制变为面板数据,抽样次数为500),这一做法得到的样本集可以认为不包含将缺失值赋值为0这一做法得到的变量,避免构造有关变量时所出现的样本偏误问题。同时,本文尝试将解释变量缺失

<sup>①</sup> 这当然是理论上的简化。具体到产业组织理论的领域,研究者会进一步考虑过剩产能投资对潜在进入者的阻吓效应等,投资的边际收益就不再为零。这种阻吓效应存在的根源,正是在于产能过剩下新增投资的边际收益率较低,导致潜在进入者如果进入的话会出现亏损(Spence, 1977<sup>[33]</sup>; Dixit, 1980<sup>[34]</sup>; Barham 和 Ware, 1993<sup>[35]</sup>)。

<sup>②</sup> 注意,固定资产投资额在此过程中可能继续增加。例如,假设第一期的固定资产投资率为  $k_1 = I_1/A_1$ , 金融资产投资率为  $f_1 = F_1/A_1$ , 其中和分别是固定资产投资额和金融资产投资额,  $A_1$  是总资产。在第二期,企业获得了新增购买力并将其用于投资以形成资产增量  $\Delta A$ , 其中用于固定资产投资的比例为  $b_2$ , 金融资产投资率为  $(1 - b_2)$ 。于是,固定资产投资率可写为  $k_2 = (b_2 \Delta A)/(A_1 + \Delta A)$ , 相应地,金融资产投资率约为  $f_2 = (1 - b_2) \Delta A / (A_1 + \Delta A)$ 。容易得到,只要  $I_1/\Delta A < b_2 < k_1 + I_1/\Delta A$ , 就可以得到固定资产投资额增加,固定资产投资率却下降,而金融资产投资率上升的结果。感谢匿名审稿人对此的提醒。

的样本删除进行回归。在不同的样本下得到的回归结果与正文结果无明显差异。最后,由于企业财务报表数据本身缺省值较多,计算得到的财务变量偏差会比较大。鉴于此,本研究将所有样本中的核心变量数据(即控制变量之外的所有变量)均调整到2.5%~97.5%的取值区间内,同时删除了非制造业(金融业、房地产业和证券保险业)和样本数量在5个以下的上市公司。最终,本文保留了3969家上市公司的样本。

被解释变量有两个:企业的固定资产投资率(*Invest1*)和金融资产投资率(*Invest2*)。其中,固定资产投资率采用已有文献的通行定义,用企业投资于固定资产、无形资产和其他长期资产的现金之和与总资产之比来度量。金融资产投资率则参考张成思和张步昙(2016)<sup>[37]</sup>的做法,用货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售金融资产、长期股权投资、应收股利和应收利息的总和与总资产之比来度量。值得注意的是,根据2017年之后的会计准则,金融资产为交易性金融资产、以摊余成本计量的金融资产、其他债权投资、其他权益工具投资、衍生金融资产以及投资性房地产之和,货币资金被排除在外了。为了避免在2017年前后的金融资产计算出现巨大差异,本文统一使用2017年之前的会计准则,仍然将货币资金包括在内。

主要解释变量是企业的增值税有效税率(*Tax\_rate*)。由于财务报表中并不直接列示企业关于增值税的实际缴纳情况,需要对此进行估算。对此,本文参考许伟和陈斌开(2016)<sup>[18]</sup>的估算方法:实际缴纳增值税=支付的各种税费-营业税及附加-所得税-(应交税费期初值-应交税费期末值)+(应缴增值税费期初值-应缴增值税期末值),并基于营业收入进行标准化处理。

最重要的两个控制变量是企业的固定资产收益率和金融资产收益率。对于金融资产收益率(*Fin\_rev*),本文直接使用企业金融收益除以金融资产价值总值得到,其中金融资产收益包括投资收益、公允价值变动收益、汇兑收益、其他综合收益、以摊余成本计量的金融资产终止确认收益、持有或处置交易性金融资产和负债产生的变动损益或投资收益、以公允价值计量的投资性房地产价值变动损益和利息收入,这也是已有文献的通行做法。对于企业固定资产收益率的计算方式,学界尚无统一做法。一些学者(张成思和张步昙,2016)<sup>[37]</sup>的做法是从营业收入中扣除营业成本、税金及附加、各种费用、资产减值损失之后(亦即营业利润)除以企业固定资产总值(*Fix\_rev1*)。另一些学者(刘贯春等,2020)<sup>[38]</sup>则直接将净资产收益率(*ROE*)用作企业的固定资产收益率(*Fix\_rev2*)。这两种方法都有可能高估企业固定资产投资率。本文采用的方式是将从营业收入中扣除营业成本、税金及附加、各种费用、资产减值损失后的剩余作为分子,将企业总资产减去金融资产的部分作为分母,用二者之比作为企业的固定资产投资收益率(*Fix\_rev*)。之所以如此,本文认为,企业进行固定资产投资时考虑的是金融资产与非金融(即实体)资产之间进行的决策,而不是在金融资产与单纯的固定资产之间进行决策。为了比较,本文将根据三种方式计算的固定资产收益率结果汇总在表1中进行比较。能够看出,本文所使用方式的计算结果标准差较小。

表1 固定资产收益率计算方式的比较

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Fix_rev1</i>	36190	0.145	0.121	-0.148	0.534
<i>Fix_rev2</i>	34394	0.131	0.088	0	0.379
<i>Fix_rev</i>	36806	0.084	0.081	-0.095	0.400

本文还控制了一些可能会影响企业投资决策的微观层面与宏观层面变量。首先,由于资产负债率低的企业更有希望以较低成本获取外部资金(申广军等,2016)<sup>[17]</sup>,企业负债率便可能会对企业的投资产生影响。于是,本文控制了企业负债率(*Lev*)。其次,企业的规模不同,受到的融资约束就会不同,做出的投资决策从而不同。因此,本文以总资产的对数(*Size*)代表企业的规模并加以控制。第三,企业的现金流水平(*Cflow*)和资产结构(*Itang*)决定了企业面临外生条件变化时所能进

行投资调整的反应程度。第四,为了衡量企业的未来发展和成长性,本研究还控制了托宾Q值(*Tobin*)和企业营业收入增长率(*Growth*)。第五,鉴于两类投资之间可能具有的密切联系,本文也控制了上一期的两类资产的投资率。最后,参考何瑛等(2019)<sup>[39]</sup>的方法,本文构造了企业承担风险变量(*Risk*)并加以控制。除此以外,在模型中还引入了全国M2增长率(*M2*)和地区GDP增长率(*GDP*)这两个宏观变量,并对所有回归中出现的变量进行了多重共线性检验,均能够通过方差膨胀因子检验(VIF值均小于10)。除上述变量外,在后文的调节效应分析中使用了产能利用率(*Cu*),其中产能利用率则参考Aretz和Pope(2018)<sup>[40]</sup>的方法进行估计得到。

各变量的定义如表2所示。

表2 变量定义与计算

变量类型	变量符号	变量名称	定义与计算方法
被解释变量	<i>Invest1</i>	固定资产投资率	等于企业当年固定资产投资除以总资产
	<i>Invest2</i>	金融资产投资率	等于企业当年金融资产投资除以总资产
解释变量	<i>Tax_rate</i>	企业增值税有效税率	计算方式见上文
控制变量	<i>Fix_rev</i>	固定资产收益率	计算方式见上文
	<i>Fin_rev</i>	金融资产收益率	计算方式见上文
	<i>Lev</i>	负债比率	等于负债总额与总资产之比
	<i>Size</i>	公司规模	等于公司总资产的自然对数
	<i>Cflow</i>	现金流量	等于经营活动产生的现金流净额与总资产之比
	<i>Itang</i>	资产结构	等于流动资产总额与总资产之比
	<i>Tobin</i>	托宾q值	等于股票总市值加上债务账面值与总资产之比
	<i>Growth</i>	营业收入增长率	使用企业的营业收入计算得到
	<i>Risk</i>	企业承担风险	参考何瑛等(2019) <sup>[39]</sup> 的方法构造
		<i>M2</i>	全国M2增长率
	<i>GDP</i>	地区GDP增速	地区GDP增速
调节变量	<i>Cu</i>	产能利用率	参考Aretz和Pope(2018) <sup>[40]</sup> 的方法进行估计

## 2. 基准模型

本文构建如下的双向固定效应面板模型:

$$Invest\_Fix_{it} = \alpha + Tax\_rate_{it} + A_{it} + X_t + R_{it-1} + Invest\_Fin_{it-1} + \lambda_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Invest\_Fin_{it} = \alpha + Tax\_rate_{it} + A_{it} + X_t + R_{it-1} + Invest\_Fix_{it-1} + \lambda_i + T_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,*i*表示上市企业,*t*表示年份, $\alpha$ 为截距项, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。被解释变量 $Invest\_Fix_{it}$ 和 $Invest\_Fin_{it}$ 分别是企业固定资产投资率和金融资产投资率, $Invest\_Fix_{it-1}$ 和 $Invest\_Fin_{it-1}$ 分别是企业固定资产投资率和金融资产投资率的提前一期,核心解释变量 $Tax\_rate_{it}$ 是企业负担的增值税有效税率, $A_{it}$ 为引入的一系列微观层面控制变量, $R_{it-1}$ 包括两类投资提前一期的收益率。除此之外, $X_t$ 为引入的一系列宏观层面控制变量, $\lambda_i$ 代表个体固定效应, $T_t$ 代表时间固定效应。本文主要关注的是变量 $Tax\_rate_{it}$ 的回归系数,其经济含义是企业增值税有效税率提高1%会使得企业当年固定资产投资率或金融资产投资率变化的百分比。

我国证券监管机构不要求上市公司在财务报表中单独报告所缴纳增值税的情况,本文对企业增值税有效税率的估算和企业真实承担的增值税率之间可能存在一定的偏差。为了尽可能解决这种由于测量误差所带来的内生性问题,本文在基准回归之后,为企业增值税有效税率寻找工具变量来进行2SLS回归。

## 3. 工具变量

本文首先参照许伟和陈斌开(2016)<sup>[18]</sup>,针对不同地区、不同行业 and 不同时间区间的上市公司

构造政策影响虚拟变量,再根据强国令和王梦月(2021)<sup>[27]</sup>的做法,对受到“营改增”政策影响的企业进行赋值。具体地,为了区分受到不同次数政策影响的企业样本,本文将受到两次政策影响的企业定义为2,只受到一次政策影响的企业定义为1。在此基础上,本研究借鉴Cai和Harrison(2011)<sup>[22]</sup>,使用2000—2019年我国增值税转型改革虚拟变量与“营改增”改革虚拟变量之和作为企业有效税率的工具变量。这一选择有两方面的理由:一是企业在某一年是否进入税收改革组,取决于其被国家税改政策覆盖的次数,对企业而言可以被视为纯粹的外生变量<sup>①</sup>。企业被税改政策覆盖的次数(而非政策本身)也只能通过增值税有效税率来影响企业的固定资产或金融资产投资率。二是企业负担的增值税有效税率与其当年是否进入税收改革组密切相关。除此以外,本文进行了回归方程不可识别检验和弱工具变量检验,并参考一般DID模型对工具变量进行了平行趋势检验,结果均表明本文使用的工具变量是有效的。

两阶段最小二乘的一阶段回归结果(表7第(1)列)显示,工具变量(*Treat*)的系数显著异于0,表明工具变量与解释变量之间存在很强的相关关系,且企业被税改政策覆盖的次数(而非政策本身)与其他因素相关性很低。这样,企业被税改政策覆盖的次数(而非政策本身)基本就只能通过增值税有效税率来影响企业的固定资产或金融资产投资率,而非其他渠道,进一步证明了工具变量的排他性。

由于增值税转型改革是从2004年开始的,所有企业在2000—2003年都没有受到任何改革影响(*Treat* = 0)。2004—2008年,一部分企业开始了增值税转型(*Treat* = 1);到2009年,所有企业都完成了增值税转型(*Treat* = 1)。从2012年开始,又有部分企业继续受到了“营改增”改革的影响(*Treat* = 2)。总的来说,大约有20%的企业样本没有受到任何税收改革的影响,大约34%的企业样本仅受到过增值税转型改革的影响,这与许伟和陈斌开(2016)<sup>[18]</sup>的描述基本一致。而既受到增值税转型改革又受到“营改增”改革影响的企业样本比重约为46%。表3列示了2000—2019年每年受到税收改革影响的企业占当年全部企业数量的比重。

表3 改革覆盖样本比重

年份	<i>Treat</i> =0	<i>Treat</i> =1	<i>Treat</i> =2	样本量
2000	1	0	0	553
2001	1	0	0	577
2002	1	0	0	707
2003	1	0	0	792
2004	0.870	0.130	0	871
2005	0.867	0.133	0	949
2006	0.873	0.127	0	1123
2007	0.876	0.124	0	1361
2008	0.885	0.115	0	1523
2009	0	1	0	1666
2010	0	1	0	1635
2011	0	1	0	2088
2012	0	0.318	0.682	2504
2013	0	0.312	0.688	2790
2014	0	0.293	0.707	2849

① 已有的大量研究均将增值税转型改革和“营改增”改革视为外生政策,并利用DID方法进行政策影响评估。例如,聂辉华等(2009)<sup>[11]</sup>、毛捷等(2014)<sup>[23]</sup>对增值税转型改革的研究,袁从帅等(2015)<sup>[14]</sup>、范子英和彭飞(2017)<sup>[41]</sup>等对“营改增”改革的研究。

续表 3

年份	<i>Treat=0</i>	<i>Treat=1</i>	<i>Treat=2</i>	样本量
2015	0	0.291	0.709	2912
2016	0	0.262	0.738	3164
2017	0	0.263	0.737	3404
2018	0	0.263	0.737	3358
2019	0	0.262	0.738	3268
合计	0.203	0.339	0.458	38024

## 四、回归结果

### 1. 描述性统计

在进行基准回归之前,本文先对回归模型中的变量进行描述性统计。如表4所示,核心变量(*Invest1*、*Invest2*、*Tax\_rate*、*Fix\_rev*和*Fin\_rev*)在经过截尾处理之后的数据分布都比较集中,各变量的均值、标准差、最大值和最小值均在正常范围内。其中,本文的主要被解释变量固定资产投资率均值为0.062,金融资产投资率均值为0.229,表明企业可能将更多的资金用于金融资产配置。

表 4 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Invest1</i>	38094	0.062	0.049	0.002	0.225
<i>Invest2</i>	38094	0.229	0.134	0.037	0.657
<i>Tax_rate</i>	38094	0.026	0.032	-0.068	0.117
<i>Fix_rev</i>	36806	0.084	0.081	-0.095	0.400
<i>Fin_rev</i>	38094	0.026	0.060	-0.108	0.433
<i>Lev</i>	38094	0.434	0.191	0.008	1.650
<i>Size</i>	38094	21.326	1.474	14.490	28.510
<i>Cflow</i>	38094	0.104	0.176	-12.830	3.466
<i>Itang</i>	38094	0.598	0.196	0.027	0.995
<i>Tobin</i>	38094	1.895	1.936	0.0347	102.430
<i>Growth</i>	38094	0.217	1.527	-0.913	182.377
<i>Risk</i>	38094	0.0456	0.0571	0	1.210
<i>M2</i>	38094	0.135	0.047	0.081	0.285
<i>GDP</i>	38094	0.092	0.026	0.005	0.196
<i>Cu</i>	38024	0.656	0.158	0.189	1.000

在表5中,本文对不同税收改革政策覆盖范围下的企业样本进行了分组描述性统计,并对被税收改革政策覆盖次数不同的子样本进行均值比较。从企业负担的增值税有效税率(*Tax\_rate*)来看,受到一次税收改革政策影响后的企业增值税有效税率的平均值要低于从未受过税收改革影响的企业(不过t值不够显著),受到两次税收改革政策影响的企业有效税率则更低。从企业的固定资产投资率(*Invest1*)来看,受到一次税收改革的企业的固定资产投资率平均值明显低于从未受过税收改革影响的企业,受到两次税收改革影响的企业固定资产投资率则更低。相应地,从企业的金融资产投资率(*Invest2*)来看,仅受到一次税收改革政策影响的企业金融资产投资率平均值要

高于从未受过税收改革影响的企业,受到两次税收改革影响的企业金融资产投资率则更高。最后,对于企业的固定资产收益率(*Fix\_rev*)和金融资产收益率(*Fin\_rev*),其平均值都随着企业被税收改革政策覆盖的次数增多而上升。

表 5 不同改革覆盖样本比较

变量	<i>Treat</i>	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	T值
<i>Tax_rate</i>	0	7730	0.028	0.035	-0.068	0.117	-1.276 -12.395***
	1	12929	0.028	0.032	-0.068	0.117	
	2	17435	0.023	0.030	-0.068	0.117	
<i>Invest1</i>	0	7730	0.072	0.054	0.002	0.225	-10.664*** -13.460***
	1	12929	0.064	0.050	0.002	0.225	
	2	17435	0.056	0.046	0.002	0.225	
<i>Invest2</i>	0	7730	0.226	0.129	0.037	0.656	1.514* 1.320*
	1	12929	0.229	0.137	0.037	0.657	
	2	17435	0.231	0.134	0.037	0.657	
<i>Fix_rev</i>	0	7498	0.066	0.071	-0.095	0.397	13.747*** 13.616***
	1	12505	0.082	0.081	-0.095	0.400	
	2	16803	0.095	0.083	-0.095	0.400	
<i>Fin_rev</i>	0	7730	0.022	0.058	-0.108	0.424	1.688** 9.183***
	1	12929	0.023	0.058	-0.107	0.429	
	2	17435	0.030	0.061	-0.108	0.433	

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示系数在10%、5%和1%显著性水平下显著,下同

均值比较是非常粗略和初步的。例如,虽然企业固定资产收益率(*Fix\_rev*)的平均值随着企业被税收改革政策覆盖的次数的增多而上升,它与有效税率之间的相关系数却是微弱为正的。另外,若将固定资产收益率作为被解释变量,有效税率的系数并不显著。尽管如此,以上对主要变量的描述性统计结果显示出一点令人困惑之处,却恰恰凸显了本文的研究意义:企业增值税有效税率的平均值与固定资产投资率(*Invest1*)的平均值没有呈现通常认为的负向关系(亦即税率下降促进投资这一正向激励),反倒呈现出正向关系(负向激励)。相应地,增值税有效税率的平均值与金融资产投资率(*Invest2*)之间却呈现了负向关系,亦即金融资产投资率反倒随着税率下降而上升。本文的目的就是要仔细考察并确证这一点,然后对其进行解释。

## 2. 基准回归

表6列示了作为基准的双向固定效应面板模型的回归结果。为了与后面的分析进行对比,控制与不控制企业固定资产收益率和金融资产收益率的情况。第(1)列和第(2)列是不控制这两类资产收益率的回归结果,增值税有效税率对企业固定资产投资率与金融资产投资率均不产生显著影响。第(3)列和第(4)列是在控制这两类资产(提前一期)收益率后的回归结果,增值税有效税率对两类资产的投资率仍然不产生显著影响。由于我国证券监管机构不要求上市公司在财务报表中单独报告所缴纳增值税的具体情况,本文对企业增值税有效税率的估算和企业真实承担的增值税率之间可能存在一定的偏差。另外,影响企业投资决策的变量较多,考虑到变量之间的共线性不可能在模型中加入全部的控制变量,因此,在基准回归的估计结果中可能存在遗漏变量和测量误差等内生性问题,使得增值税有效税率的系数并不显著。

表6 基准模型回归<sup>①</sup>

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>
<i>Tax_rate</i>	-0.011 (0.013)	0.030 (0.030)	-0.009 (0.013)	0.029 (0.030)
<i>Invest1</i> <sub><i>i</i>-1</sub>		0.146*** (0.017)		0.140*** (0.017)
<i>Invest2</i> <sub><i>i</i>-1</sub>	-0.020*** (0.003)		-0.023*** (0.003)	
<i>Lev</i>	-0.009*** (0.003)	-0.238*** (0.008)	-0.009*** (0.003)	-0.243*** (0.008)
<i>Size</i>	-0.000 (0.001)	0.021*** (0.002)	0.001 (0.001)	0.023*** (0.002)
<i>Cflow</i>	0.009*** (0.002)	0.117*** (0.011)	0.008*** (0.002)	0.113*** (0.012)
<i>Itang</i>	-0.094*** (0.004)	0.407*** (0.011)	-0.096*** (0.004)	0.405*** (0.012)
<i>Tobin</i>	0.000 (0.000)	0.004*** (0.001)	0.000 <sup>°</sup> (0.000)	0.004*** (0.001)
<i>Growth</i>	0.000 <sup>°</sup> (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
<i>Risk</i>	-0.013** (0.006)	-0.025 <sup>°</sup> (0.015)	-0.001 (0.007)	-0.034** (0.015)
<i>M2</i>	0.826*** (0.078)	0.421 <sup>°</sup> (0.222)	0.858*** (0.081)	0.597*** (0.230)
<i>GDP</i>	0.060** (0.030)	-0.160** (0.075)	0.060** (0.031)	-0.162** (0.075)
常数项	0.043** (0.022)	-0.445*** (0.064)	0.018 (0.023)	-0.501*** (0.068)
R <sup>2</sup>	0.151	0.329	0.153	0.334
是否控制两类资产收益率	否	否	是	是
个体/时间固定效应	是	是	是	是
样本量	30339	30339	29452	29452

注:括号内为稳健标准误

不显著的基准回归结果恰恰反映了本文对减税政策能否促进企业固定资产投资的疑问。接下来,本文先从三个方面对此做进一步的考察:第一,为增值税有效税率寻找一个工具变量,阻断增值税有效税率反过来受到企业固定资产和金融资产投资影响的可能性,缓解基准模型中的内生性问题。第二,Cai和Harrison(2011)<sup>[22]</sup>认为,增值税有效税率下降对企业固定资产投资的影响在长期内可能并不显著,这提示本文也去考察将不同时期子样本的回归结果与全样本进行比较,例如将许多学者研究过的2004—2009年增值税转型和2012—2016年“营改增”这两段时期分开,以及单纯考察2017年会计准则修改之前的时期。第三,从企业应缴总税费中扣除估算的增值税,以

<sup>①</sup> 除表6和表7外,相关控制变量的系数未列示,备索。

此作为企业缴纳所得税的估算值,再运用工具变量回归考察所得税率下降对企业固定资产投资可能产生的影响。

### 3. 工具变量回归

运用2000—2019年我国增值税转型改革与“营改增”改革虚拟变量之和(被税收改革政策覆盖的次数)作为企业有效税率的工具变量(*Treat*),本文对基准模型进行2SLS回归,主要结果如表7所示。其中,第(1)列为一阶段回归结果,第一阶段中工具变量的估计系数显著异于0,能够通过弱工具变量检验<sup>①</sup>。第(2)列和第(3)列是没有控制企业固定资产收益率和金融资产收益率的回归结果,第(4)列和第(5)列是控制了这两类资产收益率(提前一期)后的回归结果。

可以看到,在使用工具变量后,增值税有效税率对企业固定资产投资率和金融资产投资率均会产生显著的影响。而且,增值税有效税率影响企业固定资产投资率的系数为正,亦即税负下降会降低企业的固定资产投资率,对企业从事实体投资产生了负向激励,增值税有效税率下降并未推动企业实体投资。同时,增值税有效税率对企业金融资产投资率的影响系数为负,亦即税负下降会在一定程度上促进企业进行金融资产投资。这就验证了假设H<sub>1</sub>。

表7 工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Tax_rate</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>
<i>Treat</i>	0.003*** (0.001)				
<i>Tax_rate</i>		0.758** (0.328)	-3.482*** (0.884)	0.928*** (0.354)	-3.490*** (0.919)
<i>F.Fix_rev</i>				0.048*** (0.011)	-0.042 (0.028)
<i>F.Fin_rev</i>				-0.024*** (0.006)	-0.010 (0.015)
<i>Invest1<sub>i-1</sub></i>			0.122*** (0.019)		0.122*** (0.019)
<i>Invest2<sub>i-1</sub></i>	0.005*** (0.002)	-0.022*** (0.003)		-0.029*** (0.004)	
<i>Lev</i>	-0.027*** (0.001)	0.010 (0.008)	-0.326*** (0.023)	0.014 (0.009)	-0.333*** (0.024)
<i>Size</i>	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.025*** (0.002)	0.000 (0.001)	0.025*** (0.002)
<i>Cflow</i>	-0.002 (0.000)	0.009*** (0.002)	0.116*** (0.006)	0.007*** (0.002)	0.118*** (0.006)
<i>Itang</i>	-0.014*** (0.001)	-0.082*** (0.006)	0.356*** (0.015)	-0.084*** (0.006)	0.363*** (0.014)
<i>Tobin</i>	-0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.001)

① 值得注意的是,在一阶段回归中,工具变量的回归系数却显著为正。该结果与前面样本均值比较的结果相反,也与税收改革会降低企业有效税率的预期不符。一方面,该结果可能是由两次税收改革均与时间高度相关导致的,如果不控制时间固定效应,一阶段回归系数就会显著为负(备索);另一方面,对于减税政策到底有没有达到降低有效税率的效果,文献里也有不同看法(姜明耀(2011)<sup>[42]</sup>、范子英和彭飞(2017)<sup>[41]</sup>),这一尚存异议的问题还值得继续讨论。本文对增值税有效税率本身对企业投资影响的估计不会受此影响,原因是本文选用的工具变量的外生性和相关性仍然满足。类似的情况,也可参见许伟和陈斌开(2016)<sup>[18]</sup>。

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Tax_rate</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>
<i>Growth</i>	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.001)
<i>Risk</i>	-0.003 (0.003)	-0.010* (0.006)	-0.041*** (0.015)	-0.004 (0.006)	-0.024 (0.016)
<i>M2</i>	0.339*** (0.044)	0.611*** (0.113)	1.405*** (0.307)	0.640*** (0.109)	1.422*** (0.284)
<i>GDP</i>	0.005 (0.014)	0.056** (0.024)	-0.144** (0.064)	0.061** (0.025)	-0.169*** (0.065)
常数项	0.007 (0.011)	0.048*** (0.017)	-0.460*** (0.045)	0.004 (0.019)	-0.441*** (0.050)
一阶段回归 F 值		41.21	41.22	42.54	42.07
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	30339	30339	30339	29452	29452

相对于不控制固定资产和金融资产收益率的情况(第(2)列和第(3)列)而言,在控制了两大类资产收益率之后(第(4)列和第(5)列),固定资产收益率(*F.Fix\_rev*)对企业固定资产投资率会产生显著的正向影响,金融资产收益率(*F.Fin\_rev*)对企业固定资产投资率则产生了显著的负向影响,与本文理论模型的预期相符。在控制了两大类资产的收益率后,增值税有效税率回归系数的绝对值均大于不控制两大类资产收益率的情形,增值税有效税率对企业两类资产投资率的影响被进一步增强了<sup>①</sup>。

表 7 中一个很有意思的结果是,两类资产的投资收益率虽然会显著影响企业的固定资产投资率(第(4)列),却不会显著影响企业的金融资产投资率(第(5)列)。这一结果带来两点启示:第一,增值税有效税率不能促进企业实体投资,可能是由固定资产收益率对固定资产投资的正向作用不足以抵消金融资产收益率的负向作用所导致的(亦即固定资产投资对企业的吸引力不足)。也就是说,在解释税负下降对企业实体投资的负向激励时,应该充分考虑金融资产作为固定资产替代品的投资收益率的作用。第二,给定增值税有效税率,在固定资产收益率下降或者金融资产收益率上升导致企业降低固定资产投资率后,多余出来的资金不一定流向金融资产。例如,可能用于购买实体资产中的非固定资产(易耗品等),甚至干脆用于分红、转增或送股等。

#### 4. 稳健性检验

按照上文的估计方法,本文尝试对模型的稳健性进行检验。在表 8 的第(1)列,本文更换被解释变量,将固定资产投资率的分子替换为购买固定资产无形资产和其他长期资产支付的现金与处置固定资产无形资产和其他长期资产收回的现金净额之差(亦即企业当期的净投资额)。如果将金融资产的定义调整为货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售金融资产、长期股权投资之和,得到的结果依然显著。在第(2)列,本文在金融资产收益率的分子中扣除企业对联营企业和合营企业的投资收益。在第(3)列,增加了行业(主营业务)固定效应。在第(4)列,接着增加地区(注册地)固定效应。其他控制变量保持不变。表 8 的结果显示,无论哪种情况,增值税有效税率对企业固定资产投资率均具有显著的正向影响(1% 显著性水平),亦即增值

<sup>①</sup> 本文同样尝试将资产收益率差作为调节变量加入模型,结果表明,固定资产与金融资产收益率差的扩大会削弱增值税有效税率降低对企业固定资产投资的负向激励,此部分与主回归一致未列示,备索。

税有效税率下降对企业实体投资的激励仍然是负向的。除增加固定效应外,本文尝试在模型中加入更多关于公司治理的控制变量,包括第一大股东持股比例、董事会规模和高管持股比例,得到的结果仍然保持一致。

表 8 更换被解释变量、控制变量及增加固定效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换被解释变量	更换控制变量	增加行业固定效应	增加地区固定效应
<i>Tax_rate</i>	0.948*** (0.362)	0.914*** (0.352)	0.928*** (0.354)	0.928*** (0.354)
一阶段回归 F 值	42.54	42.62	42.52	42.52
个体/时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
地区固定效应	否	否	否	是
样本量	29452	29452	29418	29418

在基准回归和工具变量回归中,本文使用增值税有效税率来定义企业的税收负担,没有讨论企业所得税。在表 9 的第(1)列和第(2)列中,本文将解释变量由增值税有效税率更换为企业总的应缴税费税率(*Tax\_Rate2*),回归结果依然在 1% 的显著性水平上显著。不过,如果在企业应缴税费中扣除掉估算出的增值税,将解释变量替换为所得税税率(*Tax\_Rate3*),系数就不再显著了(第(3)列和第(4)列)。如果不使用工具变量,在双向固定效应面板模型的回归结果中,所得税下降又会显著降低企业的固定资产投资率。这些关于所得税的不明确的经验结果,印证了本文理论模型所得出的推断。

表 9 更换解释变量和工具变量

变量	更换解释变量				更换工具变量			
					行业平均税率		税负减免与返还占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>
<i>Tax_rate</i>					0.238*** (0.044)	-0.500*** (0.093)	-0.232 (0.245)	-1.354** (0.548)
<i>Tax_Rate2</i>	1.118** (0.442)	-4.411*** (1.338)						
<i>Tax_Rate3</i>			-5.460 (5.720)	16.720 (13.715)				
一阶段回归 F 值	80.90	80.87	59.09	61.59	157.49	156.17	62.43	62.65
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	否	否	否	否
样本量	29452	29452	29452	29452	29452	29452	26073	26073

在表 9 第(5)列~第(8)列,本文也尝试更换工具变量,选取了关于企业增值税有效税率的两个新的工具变量进行估计。第一个是企业所在行业当年的平均有效税率。该变量只与单个企业的有效税率相关,且与单个企业投资决策其他有关的因素之间关系不强。本文也使用了企业所在省份当年平均有效税率(排除企业自身有效税率)作为工具变量,得到的结果类似。第二个是企业财务报表中的税负减免与返还额占企业支付的各项税费中的比重。税负减免与返还额这个变量与

企业的有效税率之间存在很强的关联性,且企业的税负减免与返还额基本是纯外生的变量,与其他影响企业决策的因素并不相关。分别运用上述两个工具变量进行回归,结果同样表明了税负下降对企业实体投资的负向激励,税负下降没有促进企业的固定资产投资率,反而提高了企业的金融资产投资率。

本文还尝试将跨度 20 年的全样本分为不同时间段进行子样本回归。结果表明,只要控制了两大类资产的投资收益率,不论是增值税转型改革时期(2004—2009 年)还是增值税转型全面完成后的“营改增”改革时期(2012—2016 年),增值税有效税率对企业固定资产投资率的回归系数都不再显著。结合本文的基准回归结果(表 6),这恰好说明了本文考虑金融资产作为实体投资的替代品这一资产选择视角以及尽可能延长样本时期长度的意义。事实上,如果不控制两类资产的投资收益率以及时间固定效应,增值税有效税率的下降就能显著促进固定资产投资率的上升(10% 显著性水平),回到了例如许伟和陈斌开(2016)<sup>[18]</sup>等许多已有研究的结论。但是,如果将考察增值税转型改革的时间范围扩大为 2004—2014 年,或者将考察“营改增”的时期范围扩大为 2010—2018 年,企业增值税有效税率就仍然对固定资产投资率产生显著的负向激励以及对金融资产投资率的正向激励。另外,考虑到 2007 年会计准则中关于投资性房地产的定义发生变动,以及 2017 年后会计准则中金融资产的定义发生变化,有可能会对估计结果产生影响,本文将样本区间分别调整为 2007—2019 年和 2000—2017 年,增值税有效税率对企业固定资产投资率的回归系数仍然非常显著,与前面的工具变量回归结果没有明显变化,具体结果如表 10 所示。

表 10 更换时间区间

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2004—2009	2012—2016	2004—2014	2010—2018	2007—2019	2000—2017
	<i>Invest1</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest2</i>	<i>Invest1</i>	<i>Invest1</i>
<i>Tax_rate</i>	-32.493 (607.319)	-0.049 (0.367)	-5.153** (2.328)	-3.938*** (1.338)	1.139*** (0.383)	1.106** (0.453)
<i>F.Fix_rev</i>	-0.605 (10.606)	-0.034** (0.016)	-0.094 (0.068)	-0.060 (0.042)	0.044*** (0.013)	0.056*** (0.016)
<i>F.Fin_rev</i>	-0.542 (9.960)	-0.037*** (0.008)	-0.005 (0.029)	-0.069*** (0.018)	-0.031*** (0.007)	-0.022*** (0.007)
一阶段回归 F 值	20.47	21.28	32.94	32.40	39.97	42.27
个体/时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	6170	12197	16302	21153	24848	26599

除了以上各检验之外,本文对样本进行了异质性分析。研究发现,不论将样本根据所有权性质分为国有和非国有企业,或者根据所在地区分为东部和中西部地区企业进行分样本回归,增值税有效税率下降对固定资产投资率都是负向激励,对金融资产投资率都是正向激励,符合本文预期。如果按照三次产业的划分规定,将样本划分为工业企业(样本占比 80.48%)和非工业企业(样本占比 19.52%)进行分样本回归,增值税有效税率下降对工业企业的两类投资的影响仍然非常显著且方向与预期相符,但对非工业企业的固定资产投资率的影响就不显著了,对金融资产投资率则继续保持显著的正向激励。

## 五、调节效应分析

在理论模型中,固定资产收益率是由生产函数计算的资本边际产品收益决定的,受到产能利

用率的极大影响。如果产能利用率不足,企业投资固定资产的意愿会大为削弱,原因是固定资产投资在这种情况下边际收益为零,却仍然需要承担边际成本。基于这一推测,即便上一期或当期固定资产收益率在数值上不低于金融资产收益率,可能也不足以促使企业将经由税负降低所获得的额外购买力用于扩大实体投资。当前的产能利用率越低,企业的以上担忧就会越强烈,反之则反是。本文的第二个假设就是基于以上逻辑提出的,增值税有效税率下降对企业实体投资的负向激励会随着企业产能利用率的提高而削弱。

第二个假设意味着产能利用率调节效应分析中的交互项系数应该为负(与有效税率和固定资产投资率同向变化这一主效应相反),亦即产能利用率越高的企业,增值税有效税率下降促使企业固定资产投资率下降的负向激励效应也就越弱。相应地,对金融资产投资率而言,如果调节效应分析中交互项的系数为正,就说明产能利用率越高的企业,增值税有效税率下降使得金融资产投资率上升的效应也越弱。

本文主要参考 Aretz 和 Pope(2018)<sup>[40]</sup>的方法,利用随机前沿模型衡量企业当前装机能力与最大生产能力的差距作为企业产能利用率( $Cu$ )的估计。图2列示了计算得到的2000—2019年我国上市公司的产能利用率与企业固定资产收益率之间的相关性。可以看到,二者自2002年后始终呈现正相关关系。

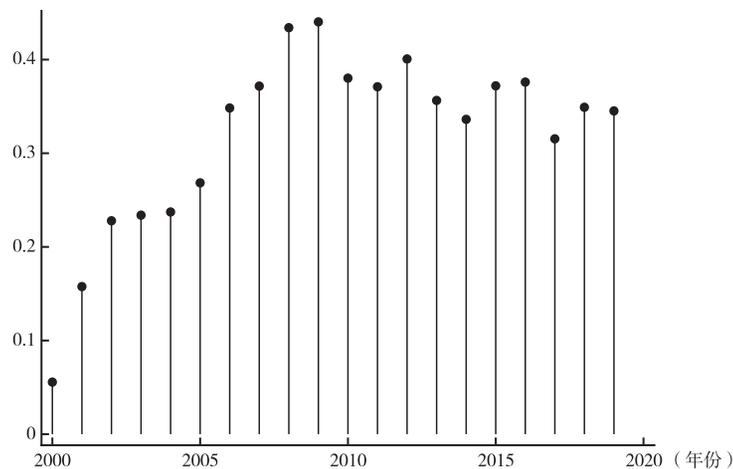


图2 产能利用率与固定资产收益率的相关系数(均值0.342)

本文使用提前一期的企业产能利用率( $Cu$ )与有效税率进行交互,得到的回归结果如表11所示。可以看到,主要解释变量  $Tax\_rate$  仍然在1%显著性水平上显著,且对固定资产投资率是正向影响,对金融资产投资率是负向影响,与基准回归保持一致。同时,不论对于固定投资率(第(1)列)还是金融投资率(第(2)列),产能利用率与企业增值税有效税率的交互项都在1%的显著性水平上显著,且系数均与主效应系数相反。这就直接验证了本文的假设 $H_2$ ,增值税有效税率下降对企业实体投资的负向激励会随着企业产能利用率的提高而削弱(相应地,其对企业金融投资的正向激励也随着企业产能利用率的提高而削弱)。

表11 产能利用率调节效应

变量	(1)	(2)
	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>
$Tax\_rate$	1.762*** (0.490)	-3.325*** (0.969)
$F.Cu$	-0.111*** (0.015)	-0.185*** (0.033)

续表 11

变量	(1)	(2)
	<i>Invest1</i>	<i>Invest2</i>
<i>F.Cu_Tax</i>	-0.513*** (0.123)	0.707*** (0.244)
一阶段回归 F 值	51.10	51.39
个体/时间固定效应	是	是
样本数	29449	29449

进一步,本研究尝试探究当企业产能利用率水平位于整体多少分位点时(以及对应的产能利用率水平),会对企业固定资产投资受到增值税有效税率下降的负向激励产生明显的削弱作用。为此,本文根据企业产能利用率在样本全体中的百分位点 $q$ 设置调节变量 $I_q$ 。当企业的产能利用率在 $q$ 以下时, $I_q$ 取值为0;当企业的产能利用率在 $q$ 以上时, $I_q$ 取值为1。从5分位点开始,逐步增加到第95分位点,观察调节变量 $I_q$ 与增值税有效税率 $Tax\_rate$ 交互项的回归系数(继续使用有效税率的工具变量,同时也相应将调节变量与工具变量的交互项作为调节变量与有效税率交互项的工具变量)。

图3(a)为固定资产投资率的调节效应回归结果。当企业的产能利用率在70分位点以下时(即 $q$ 的取值范围为5~70时),产能利用率超过 $q$ 所能对增值税有效税率产生的调节效应系数值始终在0附近波动。这说明,企业产能利用率较低时,企业增值税有效税率下降导致固定资产投资率下降的这一负向激励效应几乎不会受到产能利用率的影响。背后的原因可能是,在产能利用率不高的情况下,企业几乎不会考虑将由减税而获得的额外购买力用于提高固定资产投资率以继续扩大企业规模。当产能利用率高于70分位点时(即 $q$ 的取值范围位于70以上时),调节效应显著为负。这时,产能利用率超过 $q$ 的企业在面临增值税有效税率下降时,就会将获得的额外购买力的一部分用于提高固定资产投资。总结而言,产能利用率在70分位点以上时,相比于产能利用率较低的企业,高产能利用率(相应地,较高的固定资产收益率)企业的固定资产投资率随着增值税有效税率下降而下降的负面激励效应会被削弱。

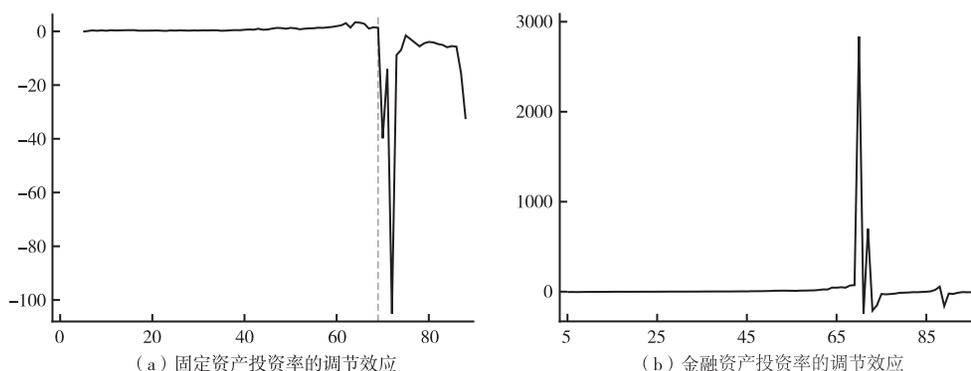


图3 产能利用率调节效应

图3(b)是金融资产投资率的调节效应回归结果。一开始在0附近,从22分位点开始转为正值,然后不断上升,直至70分位点达至最大,最后又降至0附近波动。在 $q$ 的取值范围为0~22时,产能利用率超过 $q$ 所能对增值税有效税率产生的调节效应系数值在0附近波动。当在 $q$ 的取值范围为22~70时,其对增值税有效税率的调节效应转为正,说明增值税有效税率下降使得企业金融资产投资率上升的效应随着产能利用率的提高而变弱了。到了70分位点,这一削弱作用达到最强,

这就与图3(a)中产能利用率在70分位点左右对固定资产投资的调节效应迅速转为负大致相对应。不过,产能利用率组对金融资产投资率的调节效应最后回到0附近波动,说明这种削弱效应程度对于产能利用率最高的那一部分企业的影响很小,这些企业面对增值税有效税率下降的反应大致相同,都是将额外购买力用于提高固定投资率。

也就是说,当企业产能利用率水平位于70分位点左右时(对应产能利用率约为74.4%,95%置信区间约为74.2%~74.6%),会对企业固定资产投资受到有效税率的负向激励产生较大的削弱作用。这促使本文猜测,企业的产能利用率水平可能存在一个阈值(“合意区间”)。已有文献对此没有一致公认的结论(钟春平和潘黎,2014)<sup>[43]</sup>。根据钟春平和翟乃森(2022)<sup>[44]</sup>对美国实体行业的研究,全样本企业的产能利用率均值位于63.3%~83.8%,其中大多数行业的产能利用率均值都接近于本文得到的74.4%。

## 六、结论与政策建议

### 1. 研究结论

本文构建了一个企业两期投资选择模型,在理论上讨论增值税有效税率下降对企业投资决策的影响,并以2000—2019年的上市公司数据为样本,将企业被税收改革政策覆盖的次数作为工具变量,运用两阶段最小二乘估计方法定量分析了企业增值税有效税率下降对企业固定资产投资的影响。研究发现:在控制固定资产收益率和金融资产收益率的情况下,增值税有效税率的下降并未明显推动企业的固定资产投资,而是激励企业将资金用于金融资产投资等其他方面。具体来说,增值税有效税率下降对企业固定资产投资产生了显著的负向激励作用,而对金融资产投资则表现为正向激励。在更换被解释变量、更换控制变量、增加固定效应和调整时间区间等多种稳健性检验下,该结论仍然成立。企业的产能利用率是影响企业投资行为的关键因素。产能利用率不足会制约企业固定资产投资的边际收益,甚至会进一步降低未来的产能利用率,从而是不经济的。因此,即便固定资产投资成本随着生产税率的下降而下降,企业也没有动力进行固定资产投资,而是会将资金投入包括现金在内的金融资产。当企业的产能利用率较高时,增值税有效税率降低对企业固定资产投资的负向激励就会相应减弱,正向激励增强,企业就更可能利用减税带来的额外资金从事实体投资。

### 2. 政策建议

根据本文的逻辑,减税政策要想促进企业扩大实体投资,引导经济“脱虚向实”,实现经济增长和结构调整,在根本上有赖于提升实体经济投资的相对回报率,使实体资产较之金融资产更具吸引力,让减税对企业实体投资的正向激励发挥主导作用。为此,在政策制定上需要兼顾生产(固定资产投资)和资产(金融投资)两个方面。对于前者,关键在于通过提高企业的产能利用率来解除对固定资产投资收益率的制约。对于后者,则要求将金融资产投资收益率维持在合理水平,避免宽松货币政策下的新增资金涌入金融市场。

首先,坚定不移地推进供给侧结构性改革,提高企业的产能利用率。坚持“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”,充分发挥市场在资源配置上的决定性作用,淘汰落后产能,引导资源集中于那些诸如存在技术短板、尚未实现进口替代的行业或战略新兴行业。同时,也要发挥政府有为之手在鼓励技术进步等方面的作用。通过发展新质生产力,打通堵点,补齐短板,培育新供给,鼓励新投资,加大对产业科技创新的支持力度,推进产业结构优化升级。另外,继续推进国有企业混合所有制改革,通过定增、股权转让等方式引入社会资本,不仅让其成为财务投资者,也要允许其获得一定的话语权。在这个过程中,民营企业在市场机制、效率、创新等方面的优势与国有企业在资本、资源、技术、管理上的优势有机融合,准入空间进一步扩大,资本的边际生产率提高,企业进

行实体投资的收益率也就得到提高。

其次,通过扩大总需求来提高企业的产能利用率。在内需上,按照《扩大内需战略规划纲要(2022—2035年)》,在有效扩大投资需求的同时更加重视扩大消费需求。构建初次分配、再分配、第三次分配协调配套的制度体系,提高居民收入在国民收入分配中的比重,提高劳动报酬在初次分配中的比重,完善社会保障体系、扩大中等收入群体,扩大消费需求。同时,坚持需求侧管理,继续坚持“房住不炒”,去除房地产的投机属性,避免回到过去主要依赖房地产行业投资需求拉动经济的老路。在外需上,坚持高水平对外开放,持续扩大对外开放的领域和程度,支持国内企业“走出去”,深度参与全球产业分工合作。同时,不断完善高质量建设“一带一路”合作机制,不断加深中国与共建国家的国际经济贸易合作,拓展新的国际市场和国际平台,挖掘国外的市场合作机会与需求潜力,带动更多国内企业向外输出产能。这样,通过构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,提高国内企业的产能利用率。

最后,在货币政策上要避免“大水漫灌”,避免出现金融资产价格单边式的普遍上涨,将金融资产投资收益率维持在合理水平。金融市场有涨有跌是正常的。但是,如果金融资产价格由于某些原因而出现持续一定时间的整体上涨,就可能将企业和居民的资金由实体经济吸引到金融市场,不利于企业的实体投资。因此,要坚持金融服务于实体经济的指导思想,规范金融市场运行,抑制金融投机,严禁银行信贷资金违规进入股票等金融产品市场,保证金融体系运行不脱离实体经济,正常发挥金融市场优化资源跨时空配置的作用。

#### 参考文献

- [1] 庞凤喜, 郑铿城. 减税降费: 阶段特征、驱动动因与优化路径[J]. 北京: 税务研究, 2022, (7): 24-31.
- [2] Jorgenson, D. The Theory of Investment Behavior[A]. In The Determinants of Investment Behavior, Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research, Edited by R Ferber[M]. New York: Columbia University Press, 1967.
- [3] Summers, L.H. Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1981, 1, (12): 67-140.
- [4] Abel, A. B. Dynamic Effects of Permanent and Temporary Tax Policies in a Q Model of Investment[J]. Journal of Monetary Economics, 1982, 9, (3): 353-373.
- [5] Devereux, M. Tax Asymmetries, the Cost of Capital and Investment: Some Evidence from United Kingdom Panel Data[J]. Economic Journal, 1989, 99, (395): 103-112.
- [6] Auerbach, A. J., K. Hassett, and J. Sodersten. Taxation and Corporate Investment: The Impact of the 1991 Swedish Tax Reform[J]. Swedish Economic Policy Review, 1995, 2, (2): 361-383.
- [7] Vergara, R. Taxation and Private Investment: Evidence for Chile[J]. Applied Economics, 2010, 42, (6): 717-725.
- [8] Cummins, J. G., K. A. Hassett, and R. G. Hubbard. A Reconsideration of Investment Behavior Using Tax Reforms as Natural Experiments[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1994, 2, (1): 1-74.
- [9] Caballero, R., E. Engel, and J. Haltiwanger. Plant-Level Adjustment and Aggregate Investment Dynamics[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1995, 2, (52): 1-54.
- [10] House, C. L. and M. D. Shapiro. Temporary Investment Tax Incentives: Theory with Evidence from Bonus Depreciation[R]. NBER Working Paper, 2006.
- [11] 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, 35.
- [12] 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 Papers, 2013.
- [13] Zhang, L., Y. Chen, and Z. He. 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.
- [14] 袁从帅, 刘晔, 王治华, 刘睿智. “营改增”对企业投资、研发及劳动雇佣的影响——基于中国上市公司双重差分模型的分析[J]. 厦门: 中国经济问题, 2015, (4): 3-13.

- [15]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.
- [16]毛德凤,彭飞,刘华.税收激励对企业投资增长与投资结构偏向的影响[J].北京:经济学动态,2016,(7):75-87.
- [17]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].北京:经济研究,2016,(11):70-82.
- [18]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].北京:管理世界,2016,(5):9-17.
- [19]徐超,庞保庆,张充.降低实体税负能否遏制制造业企业“脱实向虚”[J].北京:统计研究,2019,(6):42-53.
- [20]张伯超.减税降费与企业投资结构优化[J].上海经济研究,2022,(3):114-128.
- [21]陈焯,张欣,寇恩惠,刘明.增值税转型对就业负面影响的CGE模拟分析[J].北京:经济研究,2010,(9):29-42.
- [22]Cai,J.and A.Harrison.The Value-Added Tax Reform Puzzle[R].NBER Working Paper,2011.
- [23]毛捷,赵静,黄春元.增值税全面转型对投资和就业的影响——来自2008—2009年全国税收调查的经验证据[J].北京:财贸经济,2014,(6):14-24.
- [24]汪德华.差异化间接税投资抵扣能改善企业投资结构吗?——来自中国2009年增值税转型改革的经验证据[J].北京:数量经济技术经济研究,2016,(11):41-58.
- [25]赵仁杰,范子英.税费替代:增值税减税、非税收入征管与企业投资[J].北京:金融研究,2021,(1):71-90.
- [26]付文林,赵永辉.税收激励、现金流与企业投资结构偏向[J].北京:经济研究,2014,(5):19-33.
- [27]强国令,王梦月.“营改增”与企业金融化——来自制造业的经验证据[J].北京:金融论坛,2021,(2):59-69.
- [28]李成,张玉霞.中国“营改增”改革的政策效应:基于双重差分模型的检验[J].北京:财政研究,2015,(2):44-49.
- [29]彭俞超,刘代民,顾雷雷.减税能缓解经济“脱实向虚”吗?——来自上市公司的证据[J].北京:税务研究,2017,(8):93-97.
- [30]庞凤喜,刘畅.企业税负、虚拟经济发展与工业企业金融化——来自A股上市公司的证据[J].北京:经济理论与经济管理,2019,(3):84-94.
- [31]李卫兵,王利霞.减税降费能抑制企业金融化吗?——来自“营改增”准自然实验的证据[J].广州:南方金融,2021,(7):40-53.
- [32]Demir,F.Financial Liberalization,Private Investment and Portfolio Choice:Financialization of Real Sectors in Emerging Markets[J].Journal of Development Economics,2009,88,(2):314-324.
- [33]Spence,A.M.Entry,Capacity,Investment and Oligopolistic Pricing[J].Bell Journal of Economics,1977,8,(2):534-544.
- [34]Dixit,A.The Role of Investment in Entry-Deterrence[J].Economic Journal,1980,90,(357):95-106.
- [35]Barham,B.and R.Ware.A Sequential Entry Model with Strategic Use of Excess Capacity[J].Canadian Journal of Economics,1993,26,(2):286-298.
- [36]李青原,陈世来,陈昊.金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J].北京:经济研究,2022,(1):137-154.
- [37]张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].北京:经济研究,2016,(12):32-46.
- [38]刘贯春,刘媛媛,张军.经济政策不确定性与中国上市公司的资产组合配置——兼论实体企业的“金融化”趋势[J].北京:经济学(季刊),2020,(5):65-86.
- [39]何瑛,于文蕾,杨棉之.CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J].北京:中国工业经济,2019,(9):155-173.
- [40]Aretz,K.and P.F.Pope.Real Options Models of the Firm,Capacity Overhang,and the Cross Section of Stock Returns[J].Journal of Finance,2018,73,(3):1363-1415.
- [41]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.
- [42]姜明耀.增值税“扩围”改革对行业税负的影响——基于投入产出表的分析[J].北京:中央财经大学学报,2011,(2):11-16.
- [43]钟春平,潘黎.“产能过剩”的误区——产能利用率及产能过剩的进展、争议及现实判断[J].北京:经济学动态,2014,(3):35-47.
- [44]钟春平,翟乃森.产能利用率具有阈值和评判价值吗——“产能过剩”误区的再考察[J].北京:财贸经济,2022,(11):124-139.

## Can VAT-cut Encourage Firms' Investment in Real Entities?

LI Shi-qiang, FENG Zhuo

(School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China)

**Abstract:** Tax policy is an important tool for a government's management on macroeconomic. Lowering the effective rate of value-added tax (VAT) is widely recognized as a good method to promote the willingness of enterprises to invest in physical assets, as the financial burden on them is alleviated. However, from the data of listed companies in China during the years between 2000 and 2019, it seems that the lowering of the effective rate of VAT is often followed by a decreasing, not increasing as expect, rate of investment in fixed assets. With the data of twenty years, this paper takes the times of exposure to tax reforms as an instrumental variable and uses the Two-Stage Least Squares (2SLS) estimation method to explore the impact of the decline in the effective rate of VAT on the fixed asset investment rate of enterprises.

Contrary to what is commonly expected, after controlling the rate of return on fixed assets and rate of return on financial assets, the decline in the effective rate of VAT do not consistently result in increased investments in fixed assets. Those firms tends to invest the funds raised from the tax reduction into other areas such as financial asset investment. Specifically, the decline in the effective VAT rate creates a significant negative incentive for enterprises' fixed asset investment, while it shows a positive incentive for financial asset investment. The conclusion still holds under a variety of robustness tests such as replacing the explanatory variables, replacing the control variables, adding fixed effects and adjusting the time interval.

Firms' utilization rate of production capacities is a key factor influencing their investment behavior. Underutilization of production capacities suppresses the marginal returns to firms' investment in fixed assets. This can make it uneconomic to expand physical (fixed asset) investment with no marginal returns and even further reduce the future utilization rate of production capacities. As a result, even if the cost of fixed investment falls with the decline in the tax rate on production, firms will have no incentive to invest in fixed assets and will instead invest in financial assets, including cash. On the other hand, when a company runs at high utilization rate of production capacities, they are more likely to invest in new physical assets. The analysis of the moderating effect shows that when the utilization rate of the firms' production capacities is high, the negative incentives for firms to invest in fixed assets from a reduction in the effective VAT rate are correspondingly weaker, the positive incentives are stronger, and firms are more likely to utilize the additional funds from the tax reduction to engage in real investment.

The research in this paper reveals the conditions required for tax cuts to promote real investment by enterprises, and provides policy recommendations to promote the economy to "move from the virtual to the real". According to the logic of this paper, if a tax reduction policy wants to promote enterprises to expand real investment, it fundamentally relies on improving the attractiveness of investment in real economy for enterprises compared with investment in financial assets, so that the lowering of the tax burden would dominate in the positive incentives for enterprises to engage in real investment.

In terms of policy, the government needs to take into account both production (fixed asset investment) and asset (financial investment) aspects. First, the "Supply-side Structural Reform" should be continued to increase the utilization of enterprises' production capacities. Second, by the "Demand-side Management", a new development pattern with domestic and international "dual circulation" would be built, which would also improve the utilization rate of production capacities. As for the domestic demand, after the proportion of residents' income in the distribution of national income is raised and the social security system is improved, the consumer demand would be increased. As for the external demand, the "opening up" to the outside world should be continually expanded, and the "One Belt One Road" should be built with high quality. This would drive more domestic enterprises to go abroad, export their production capacities, then increase the utilization rate of their production capacities. Finally, the expansionary monetary policy or unlimited quantitative easing policy should not be used to avoid the unilateral general rise in financial assets, which would attract the funds of enterprises and residents from the real economy to the monetary or virtual economy.

**Key Words:** value-added tax; fixed investment; financial investment; production capacities; real economy

**JEL Classification:** C33, E62, G11

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2024.10.010

(责任编辑:闫梅)