

不动产抵扣是否影响了“脱实向虚” ——一个投资结构的视角

刘金东¹, 管星华²

(1. 山东财经大学 财政税务学院, 山东 济南 250014; 2. 对外经济贸易大学 国际经贸学院, 北京 100029)

摘要:2016年将销售不动产纳入“营改增”,使企业购建不动产可以享受进项税额抵扣的减税实惠,这是否会加剧企业涉房投资倾向?这一问题在当前研究中尚未得到检验。文章将2016年5月1日实施的不动产抵扣政策作为一次自然实验,基于我国沪、深两市上市公司2014—2017年的数据,采用成对样本回归等方法考察了不动产抵扣对企业投资行为的影响。实证结果显示:不动产抵扣显著增加了非国有企业的涉房投资,挤出了企业的设备类投资,表现出一定的“脱实向虚”的趋势;相比于分期抵扣的不动产类固定资产投资,一次性抵扣的投资性房地产对设备类固定资产的挤出效应更为明显;“营改增”带来的企业涉房投资偏向显著抑制了非国有企业的研发投入,通过机制识别发现,资金挤占效应是涉房投资抑制研发投入的主要作用渠道。文章的研究对未来全面认识企业涉房投资行为和矫正企业涉房投资倾向具有一定的参考价值。

关键词: 不动产抵扣; 涉房投资; 研发投入

中图分类号: F812.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)11-0112-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.11.009

一、引言

2016年5月1日,我国在全国范围内全面实行了“营改增”,将房地产业纳入“营改增”试点,使企业购建的投资性房地产的进项税额由原来的不可抵扣转为可以一次性抵扣。与此同时,国家税务总局发布了《不动产进项税额分期抵扣暂行办法》,规定企业可以将其于2016年5月1日后购建的不动产类固定资产的进项税额分两期抵扣,首月抵扣60%,第13个月抵扣剩余的40%。从条文上看,不动产抵扣的范围非常宽泛,《不动产进项税额分期抵扣暂行办法》第七条中规定不得抵扣的情形仅有“发生非正常损失”或者“专用于简易计税方法计税项目、免征增值税项目、集体福利或者个人消费”两种,而职工住宅楼虽然属于集体福利或者个人消费,但只要企业在“专用性”上稍做文章,即可以计入固定资产享受分期抵扣待遇。不动产抵扣政策旨在打通增值税抵扣链条,避免对企业的重复征税,进而降低企业税负,刺激企业投资。从税收政策的收入效应上而言,不动产抵扣能够为企业减轻税负,放松预算约束,增加企业的总体投资水平;但从税收政策的替代效应上看,不动产抵扣也明显降低了企业涉房投资行为的税收成本,增加了涉房投资行为的潜在收益,非房地产企业通过购建不动产既可以实现保值增值,又可以降低企

收稿日期: 2019-01-21

基金项目: 国家社科基金项目(18BJL068); 山东省高等学校优势学科人才团队培育计划

作者简介: 刘金东(1986—),男,山东济宁人,山东财经大学财政税务学院讲师,经济学博士;

管星华(1994—),女,山东青岛人,对外经济贸易大学国际经贸学院博士研究生。

业的增值税负担,很容易激发企业增加涉房投资,挤出实体经济投资,从而发生了投资结构上的“脱实向虚”。

近年来,我国房价快速上涨,实体经济却持续低迷,两者的投资回报率出现了巨大落差,显著影响了企业的投资取向,促使非房地产企业增加了涉房投资行为。黄彦彦和李雪松(2017)研究了企业通过设立房地产子公司、投资入股房地产企业等形式从事房地产相关多元化经营的涉房行为,但这只是企业涉房投资行为的其中一种,由于投资规模大、行业门槛高,故而其发生率相对较低,^①范围也相对有限。除了投资或者入股房地产企业这种正规的多元化经营模式以外,企业还可以通过购建办公楼、住宅楼、厂房等不动产列入“投资性房地产”科目或者“固定资产”科目进行涉房投资行为(袁从帅等,2015;贾国强和曹煦,2017)。这种模式的好处在于资金需求少、进入门槛低,任何企业都可以随时做出投资决策或者灵活调整投资规模。因此,这种涉房投资虽然在资金规模上与多元化经营模式难以相匹,但发生率则非常高,仅以最常见的投资性房地产科目来看,2017年就有46.18%的非房地产类上市公司年报中涉及该科目,平均达到了企业资产总额的2.37%。投资性房地产是以获取租金和增值收入为目的的涉房投资,但以获取租金和增值收入为目的而购建的房地产并不必然列入“投资性房地产”这种较为明确的科目中,还能以办公楼、职工宿舍楼、厂房等名义列入“固定资产”科目。通过以上一明一暗两种方式购建不动产“圈地”待价而沽,在实体经济低迷的时期能够分散经营风险,实现企业资产的保值增值。举例而言,联想集团2016年第一财季净利润1.73亿美元,其中有1.32亿美元来自于出售北京办公楼所得收益,约占第一财季净利润的76%。^②这种行为符合理性经济人的逐利动机,从企业层面来看无可厚非,但另一方面其弊积沙成塔,容易带来中国经济总体的“脱实向虚”,进一步削弱中国经济的竞争力。

企业利用上述第二类涉房投资行为参与炒房,获取房价上涨的市场红利,已经成为一种潜在的社会趋势,这与国家引导企业资金“脱虚入实”的发展理念相背离。2018年6月到8月期间,全国范围内已经先后有西安、长沙、杭州、上海、深圳、江阴、南京七个城市出台政策限制企业购房,这也反映出上文所述的企业第二类涉房投资行为已经逐渐引起政府层面的警惕。但与第二类涉房行为密切相关的不动产抵扣政策则并没有得到相应的关注,尤其是学术层面的探讨至今空白。本文的研究主要是衡量过于宽松的不动产抵扣政策对企业第二类涉房投资行为产生了何种影响?非设备类固定资产投资和投资性房地产为主的涉房投资是否受到显著激励?设备类固定资产投资和研发投入为代表的实体经济投资是否被显著挤出?由于企业第二类涉房投资具有非生产性特征,主要为了获取增值收益,我们将其归于虚拟经济投资范畴,而设备类投资以及与之紧密相关的技术研发归入实体经济投资范畴,这也符合大多数国内学者如宋军和陆旸(2015)、申广军等(2016)等的普遍做法。随着企业的发展,两类投资的绝对规模必然是越来越大,故而本文基于成对样本回归思想从投资结构出发,检验涉房投资与设备类投资之间的相对规模变化,也就是付文林和赵永辉(2014)所提到的“投资结构偏向”问题。更偏向于虚拟经济范畴的涉房投资,还是更偏向于设备类投资以及由此而体现的研发投入等实体经济投资,这是本文的研究主题。

由于所有的增值税一般纳税人都受到不动产抵扣政策的影响,采用传统的双重差分法难以找到合适的对照组,考虑到同一个企业内部的设备类投资和涉房投资共用相同的企业层面固定效应,却受到不动产抵扣政策差异化的影响,本文以同一样本的不同类型的投资互为对照组和

^① 黄彦彦和李雪松(2017)统计了2009—2014年1467家制造业上市公司,仅有8.3%的企业有投资或者入股房地产公司的行为。

^② 此条新闻来源于新浪科技北京时间2016年8月18日晚间消息。

实验组,可以很好地解决以上问题。基于成对样本回归方法研究不动产抵扣政策对两类投资是否具有差异化影响,如果对二者的影响有明显差异,则可以推出这一政策对企业的投资结构具有显著的影响。Ashenfelter和Krueger(1994)最早使用这一方法,将来自同一个家庭的双胞胎数据先进行差分,去除家庭固定效应后对差分结果进行回归,并得到了一致的估计结果,周黎安等(2011)也使用成对样本回归法研究了国税与地税的税收征管努力对税收增长的差异化影响。基于此,本文可能的研究创新在于三点:一是归纳总结企业涉房投资行为的不同类型,并以非设备类固定资产投资和投资性房地产为主要形式详细研究了影响更为广泛的第二类涉房投资行为;二是在国内首次探讨了不动产抵扣可能带来的“脱实向虚”倾向,并区分不同类型企业分析了不动产抵扣政策对企业在涉房投资和实体投资之间的偏向性影响;三是引入成对样本回归方法研究了全面“营改增”事件的影响,克服了当前全局性税制改革分析难以找到合理对照组的难题。

二、理论分析与研究假说

与本文相关的文献主要有两个研究序列。一个是从税收成本角度分析了进项税额抵扣对企业投资结构的影响,如聂辉华等(2009)研究了增值税转型对工业企业的影响,认为固定资产允许一次性抵扣改变了资本和劳动力投入之间的要素价格,从而促使企业朝资本替代劳动的方向发展。申广军等(2016)实证分析了增值税转型对企业固定资产投资的影响,认为增值税由生产型向消费型的转型改革促进了企业固定资产投资,尤其是生产经营所用的设备类固定资产投资在一次性抵扣政策激励下,得到了显著提高。范子英和彭飞(2017)研究了部分“营改增”对试点服务业不同类型固定资产投资的影响,认为试点服务业购进设备类固定资产在“营改增”后由不可抵扣变为可以一次性抵扣,而其购建的不动产类固定资产在试点前后均不可抵扣,故而造成了设备类固定资产税收成本相对降低,企业显著增加了设备类固定资产投资。

另一个研究序列以企业的金融化为主要线索,分析不同类型投资相对收益率对企业投资的引导作用。从广义的金融化概念看,非房地产企业涉足房地产业和非金融企业涉足金融业都属于企业金融化的现象(张成思和张步县,2016)。随着实体经济收益率的下降,房地产业和金融业反而保持了高回报率,促使非相关企业开始从实体经济转向房地产业务和金融业务。王文春和荣昭(2014)、黄彦彦和李雪松(2017)等学者研究了工业企业涉足房地产业的多元化经营对企业创新的抑制效应,王红军等(2017)则研究了非金融企业金融资产配置过度对企业创新的抑制效应。当前对企业金融化的研究大多从泛金融化的广义视角,故而投资性房地产作为非货币金融资产被归入了金融资产之列(宋军和陆旸,2015;张成思和张步县,2016)。

本文的研究主要围绕涉房投资,与以上两个研究序列均有涉及,包括不动产类固定资产投资和投资性房地产两类,二者同时构成了本文所述及的第二类涉房投资行为。第一类涉房投资(即多元化经营)行为的难点在于房地产行业的资质要求多、投资规模大、回报周期长,故而行业进入壁垒极高(王文春和荣昭,2014)。一般企业要想分享虚拟经济带来的高回报率,反而是通过理财产品、信托投资等手段的金融化和第二类涉房投资模式更为简单和可靠。企业的金融化倾向从本质上和本文所要研究的问题是相通的,但因为金融化的原因较为复杂,除了回报率,还涉及非金融企业的融资渠道构建等因素,故而本文的研究仅限于不动产类固定资产投资和投资性房地产两类,研究的视角也以涉房投资行为称之,并不混淆于金融化。上述两个研究序列也为我们罗列了第二类涉房投资所面临的两大外部因素:首先,在当前大环境下,涉房投资本身的收益率就要高于实体经济投资;其次,在收益率已然偏高的情况下,2016年5月1日“营改增”规定企业购建不动产类固定资产和投资性房地产均可抵扣进项税额,更是减轻了税收成本,进一步推

高了第二类涉房投资行为的收益率。

根据增值税原理,进项税额抵扣可以看作是一项负税收政策,或者说是一种补贴性质的转移支付。对2016年之前的增值税纳税企业而言,它们原本就可以将外购的设备类固定资产的进项税额进行一次性抵扣,全面“营改增”后的不动产抵扣对设备类固定资产的购入成本没有影响,但降低了非设备类固定资产^①和投资性房地产的购入成本。根据理查德·W·特里西(2014)的总结,税收政策影响可以分为收入效应和替代效应,不动产抵扣的收入效应是通过减轻税收负担、增加企业预算让企业有更为充裕的资金空间同比例增加各类投资,故而收入效应不会影响投资结构,而不动产抵扣的替代效应则是改变了涉房投资和设备类投资之间的相对价格,让前者成本更低,收益更大,故而会促使投资更多偏向于前者。收入效应和替代效应叠加的最终效果就是促使2016年以前的增值税纳税企业发生了“脱实向虚”的投资结构偏向。

而对2016年“营改增”企业来说,政策实施前后,虽然企业的设备类投资和涉房投资均由原来的不可抵扣转为可以抵扣。不同的是,由于设备具有专用性强和价值折损的特性,进项税额抵扣带来的补贴类似于一种专项转移支付,即企业只有购买设备才能享受,而设备专用性太强,企业不可能为了享受税收优惠而特意购进设备。与之相比,不动产由于保值增值且变现性强,进项税额抵扣带来的补贴更像是一种不限定用途的一般转移支付,企业购进不动产既可以享受到税收收益,还能享受未来随时变现的增值收益。故而与2016年之前的增值税纳税企业一样,2016年“营改增”的抵扣政策也改变了两类投资之间的相对价格,让涉房投资相对设备类投资变得更加便宜和有利可图,这种相对价格变动的替代效应将促使2016年“营改增”企业发生“脱实向虚”的投资结构偏向。

根据以上分析,我们提出以下假说。

假说1: 不动产抵扣政策的推出会促使企业更多增加涉房投资而挤出设备类固定资产投资。

湖北省国家税务局课题组(2017)的调研显示,86.2%的企业认为现行分期抵扣政策对企业不划算,79.31%的企业甚至建议实行一次性抵扣。与投资性房地产适用的一次性抵扣政策相比,固定资产适用的分期抵扣政策力度差异明显,另外,由于《不动产进项税额分期抵扣暂行办法》第七条规定了固定资产不得抵扣进项税额的个别情形,故而以固定资产列入的涉房投资范围受到一定程度的限制。这两点差异也使得企业涉房投资行为的激励程度有所不同。基于此,我们提出第二个假说。

假说2: 允许一次性抵扣的投资性房地产对设备类固定资产投资的挤出效应要强于分期抵扣的非设备类固定资产。

由于国有企业和非国有企业具有不同的融资约束和现金流水平,不动产抵扣政策对两类企业的投资结构可能会有差异化影响。吴联生(2009)从税收角度研究了企业的“所有制歧视”,研究表明,国有股权占比与企业税负显著正相关,也就是说相比于非国有企业,国有企业的税负更重。之所以国有企业税负比非国有企业税负重,彭韶兵和王伟(2011)指出,这是由于相比于国有企业,非国有企业更倾向于进行税收筹划以降低企业税负。可见,相比于国有企业,融资相对困难的非国有企业受不动产抵扣政策的影响进行税收筹划的意愿更强烈。据此,我们提出了本文的第三个假说。

假说3: 非国有企业受到不动产抵扣政策的影响效果更为明显。

^① 参考范子英和彭飞(2017),按照固定资产分类,机器、器具、生产设备之类的固定资产统称为设备类固定资产,非设备类固定资产主要是建筑物类固定资产,与本文所称的“不动产类固定资产投资”同义。

上述两个研究序列都提到了涉房投资对研发投入的抑制效应,如针对第一个研究序列划分的两类固定资产投资,申广军等(2016)、袁从帅等(2015)将设备类固定资产投资与非设备类固定资产投资相剥离,称前者为生产经营所必需的固定资产,而将后者直称为房地产投资,王林辉和董直庆(2012)认为资本体现式技术进步发展耦合于蕴涵前沿技术的机器设备投资过程中,以设备类固定资产投资占比表征资本体现式技术进步。企业金融化的研究序列也大多是围绕金融化对企业研发创新的抑制效应检验而进行(如王文春和荣昭,2014等)。研发抑制效应在两个研究序列之下基本得到了较为一致的结论,但本文想要进一步检验的是,不动产抵扣政策以及由此激发的企业涉房投资行为是否加剧了企业研发抑制效应,其内在的作用渠道又是什么。基于此,本文提出第四个研究假说。

假说4:不动产抵扣政策可能会进一步加剧企业涉房投资行为对研发投入的抑制效应。

三、研究设计

(一)模型设定。2016年5月1日,我国全面推开“营改增”,先后颁布《营业税改征增值税试点实施办法》和《不动产进项税额分期抵扣暂行办法》,规定了不动产抵扣的全部情形。我们将不动产抵扣政策看作是一次准自然实验,本文要检验的是设备类投资和涉房投资在政策出台前后的增长趋势是否具有显著差异,考察不动产抵扣对企业投资结构的影响效果。更进一步地,本文将考察涉房投资行为内部非设备类固定资产投资与投资性房地产之间的增长趋势是否有显著的差异,以此来研究不动产分期抵扣与一次性抵扣对企业投资行为的差异化影响。考虑到本文要研究的是非房地产企业的涉房投资行为,故而实证分析剔除了房地产行业样本。据此,本文将沪、深两市的非房地产类上市公司企业分为两组,一组为2016年全面“营改增”的企业,另一组为2016年以前的增值税纳税企业(包括原本就缴纳增值税的企业以及2016年以前部分“营改增”试点的企业),分别考察不动产抵扣政策对这两组企业两类投资增长趋势的差异化影响。在双重差分方法的基准回归方程中,分组虚拟变量 du 在实验组的赋值为1,在对照组的赋值为0;时间虚拟变量 dt 则是按照政策实施以前为0,政策实施以后为1。本文采用我国沪、深两市所有非房地产上市公司设备类投资和涉房投资的数据,其中:设备类投资特指设备类固定资产投资,涉房投资包括非设备类固定资产投资和投资性房地产。与一般的双重差分方法适用情形不同,本文要检验的对照组和实验组不是随机产生,而是呈现出“孪生”特征,实验组和对照组样本来自上市公司的同一个企业并一一对应。

首先,将双重差分基准回归方程表示如下:

$$I_{ijt} = \beta_1 du_i + \beta_2 dt_t + \beta_3 du_i dt_t + \gamma X_{ijt} + \lambda \Theta_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中:下标 i 对应不同种类投资, j 表示不同的企业, t 表示年份, I_{ijt} 为企业不同种类投资, du_i 的系数 β_1 表示实验组和对照组之间不随时间变化的部分,代表实验组和对照组的本质差别,这部分差别属于个体固定效应,既独立于时间,也独立于政策事件; dt_t 的系数 β_2 表示企业随时间变化的共同趋势部分; $du_i dt_t$ 表示双重差分项,也就是政策交叉项,其系数 β_3 意味着不能被个体固定效应和时间趋势所解释的差异部分,代表着政策冲击对实验组和对照组差异的净影响; X_{ijt} 表示投资层面的控制变量集,用来表征不同种类投资的异质性特征。 Θ_{jt} 则表示企业层面的控制变量集,如企业规模、资产负债、盈利能力等,用来表征不同投资共用的个体固定效应。

在此仿照周黎安等(2011)的方法,将企业两类投资的面板数据合并为一个面板数据,这样就可以将两类投资建立联系,考察不动产抵扣政策对两类投资的差异化影响。据此,我们将方程(1)改写为方程(2)的形式。方程(2)中,下标为1的是实验组, du_1 取值为1;下标为2的是对照组,

du_2 取值为0。具体方程表示如下:

$$\begin{bmatrix} I_{1jt} \\ I_{2jt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \alpha \end{bmatrix} + \beta_1 \begin{bmatrix} du_1 \\ du_2 \end{bmatrix} + \beta_2 \begin{bmatrix} dt_t \\ dt_t \end{bmatrix} + \beta_3 \begin{bmatrix} du_1 dt_t \\ du_2 dt_t \end{bmatrix} + \gamma \begin{bmatrix} X_{1jt} \\ X_{2jt} \end{bmatrix} + \lambda \begin{bmatrix} \Theta_{jt} \\ \Theta_{jt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1jt} \\ \varepsilon_{2jt} \end{bmatrix} \quad (2)$$

下文实证分析中我们针对不同的研究需要,分别设置了非设备类固定资产投资与设备类固定资产投资、投资性房地产与设备类固定资产投资、投资性房地产与非设备类固定资产投资三组互为实验组与对照组。前两组是针对本文所指的第二类涉房投资行为做实证检验,论证第二类涉房投资行为是否受到不动产抵扣政策的显著激励。此外,我们还想考察不动产抵扣政策对企业第二类涉房投资行为内部选择是否有所差异,即非设备类固定资产投资和投资性房地产这两类涉房投资是否受到不动产抵扣政策的差异化影响。一方面,这两类涉房投资的用途有所不同。投资性房地产是企业为了资本增值或者赚取租金而购买的房地产,非设备类固定资产投资是指企业不参加生产经营过程的各种固定资产,主要包括非生产性房屋,如办公楼、职工宿舍、员工餐厅等等。然而随着房地产价格的高涨,企业购进的非设备类固定资产也成为企业转手赚钱的工具,两类涉房投资在用途上殊途同归。另一方面,企业购进的固定资产在增值税进项税额抵扣政策上被设定为分期抵扣,而企业购进的投资性房地产允许一次性抵扣,这可能会对企业两类投资产生差异化的激励。在估计中还存在一个难点,就是单独隶属于投资层面而非公司层面的控制变量不易寻找也不易估计,为此我们折中选择一个相对指标作为我们的被解释变量,以不同种类投资在企业总资产中的占比为被解释变量,不再单独考虑投资层面控制变量问题。

以上成对样本的结构化设计是将涉房投资和设备类投资分别看作了受冲击和不受冲击的两部分,那么我们必须要保证在样本期内没有任何其他可能直接干预企业涉房投资行为的政策冲击出现。邓郁松(2016)详细梳理了2014年以来以去库存为主要目标的政策调整内容,包括部分城市限购政策取消、住房金融政策放松、税收优惠力度加大以及从公租房转向棚户区改造的住房保障方式调整,四个方面无一例外都是针对家庭和个人需求,并不存在针对企业层面的政策供给。故而,本文2014—2017年基于成对样本回归的实证设计具有可行性。

(二)变量与数据。在变量设置方面,本文以固定资产投资减去房屋及建筑物为主的非设备类固定资产投资来表示企业的设备类固定资产投资(范子英和鹏飞,2017)。选取资产负债表中企业本年的投资性房地产净额^①作为衡量企业投资性房地产的指标。本文的被解释变量为企业各类投资占比,分别用企业本年度各类投资期末值与总资产的比值作为衡量企业投资占比的指标。其次,本文关键的解释变量是不动产分期抵扣政策交叉项。虽然2016年5月1日才实施全面“营改增”,但2016年3月5日,李克强总理在政府工作报告中即提前宣布了改革时间点,3月26日向社会正式印发《营业税改征增值税试点实施办法》,并自上而下开始向企业推进业务培训和政策指导,故而不动产抵扣政策冲击的实际发生时点应大大早于5月1日,5月1日是形式上变更税种和发票票种的时间点。基于此,我们将2016年及以后的年份作为政策实施年份,将2014—2015年作为政策实施前年份。

在控制变量的选取上,由于影响企业投资的因素有很多,在回归中如果不控制这些变量可能会导致遗漏变量偏误,影响结果的准确性和一致性。首先,企业投资必然受到企业规模大小的影响,且不同规模的企业之间有着明显的不同(聂辉华等,2009)。因此,本文在模型中控制了企业规模(size)这一变量,用企业的资产总额取对数来衡量。其次,企业的盈利能力和现金流水平

^① 投资性房地产净额是投资性房地产与投资性房地产减值准备、投资性房地产累计折旧之差额,2007年起使用。

反映了企业内部资金是否充沛,资金充沛的公司会增加企业投资时不易受外部融资的影响(Zhang等,2018)。因此,本文控制了企业的盈利水平(*prof*)和现金流水平(*flow*),来控制企业内部资金对企业投资的影响,分别用利润与营业收入的比值和期初现金等价物的对数值来表示。最后,企业外部融资水平也会影响企业的要素投资,本文控制了企业的融资能力,用资产负债率(*debt*)的指标来衡量企业的融资能力,用财务费用与负债余额的比值(*cost*)来衡量企业的融资成本(李春瑜,2016)。同时,我们还加入了企业年龄(*age*)以及企业年龄的平方(*age2*)作为控制变量。另外,企业自身会有一些不可忽视的个体特性,因此,我们还控制了企业个体固定效应和年份固定效应,以排除不同年度其他政策的干扰。

由于2014年之前“营改增”分批次不断进行了行业扩围和区域扩围,很容易影响我们本文中2016年以前增值税纳税企业和2016“营改增”企业的界定,因此,本文的实证分析部分选取了2014—2017年非房地产类上市公司的数据作为样本。数据整理自WIND、国泰安统计数据库和CNRDS数据库。在进行回归之前,我们运用STATA软件将存在极端值的连续变量分年份进行了1%的缩尾处理,以排除极端值对回归结果的干扰。

因为本文是基于传统双重差分模型构造的成对样本回归模型,所以其前提是满足平行趋势假定,即两类投资在政策冲击前的年份不存在系统性差别。我们划分2016年以前增值税纳税企业样本和2016年“营改增”企业样本,针对政策实施前的2014年、2015年构建两个虚拟变量*before1*和*before2*,前者当实验组在2014年时为1;其他为0;后者当实验组在2015年时为1,其他为0。加入控制变量回归后,发现*before1*和*before2*系数均不显著,表明平行趋势假设满足。

四、不动产抵扣政策影响企业涉房投资行为的实证分析

(一)企业涉房投资行为的成对样本回归检验。我们首先利用成对样本回归方法检验不动产抵扣对企业设备类固定资产投资和非设备类固定资产投资是否存在差异化影响。以设备类固定资产为对照组,非设备类固定资产为实验组,被解释变量为两类固定资产在企业期末总资产中的占比。表1中的回归结果显示,无论是2016年以前的增值税纳税企业还是2016年“营改增”的企业,政策交叉项(*dudt*)的系数均不显著。也就是说,不动产分期抵扣政策对企业的非设备类固定资产投资和设备类固定资产投资没有显著的差异化影响。考虑到铁路运输业、邮政业和电信业于2014年纳入“营改增”试点,这些行业中的企业的设备类投资由原来的不可抵扣转为可以抵扣,为了排除这一干扰,本文又选取了2015—2016年两年的数据来考察企业的两类固定资产投资的差异化影响,回归结果仍不显著。由此,我们可以得出结论,不动产抵扣政策对企业的两类固定资产投资并未产生差异化的影响。

接下来,我们继续检验投资性房地产这种涉房投资行为是否受到不动产抵扣政策的显著影响。被解释变量为企业的投资性房地产占比和设备类固定资产占比,将设备类固定资产设为对照组,将投资性房地产设为实验组,考察不动产抵扣对企业投资性房地产和设备类投资的差异化影响。表2基于2014—2017年的回归结果显示,2016年以前的增值税纳税企业政策交叉项(*dudt*)的系数在99%的置信度内显著为正(0.900),2016年“营改增”企业的政策交叉项的系数在95%的置信度内也显著为正(0.895)。这一结果表明在控制了企业规模、资产负债率、盈利能力以及现金流水平的情况下,不动产抵扣政策颁布前后,企业投资性房地产的增长趋势相比设备类投资发生了质的变化,前者增长幅度要显著大于后者。为了确保回归结果的稳健性,我们同样选取了最靠近政策时点的两个年份2015年和2016年作回归,回归结果显示,政策交叉项的系数仍然显著为正。由此,我们可以得出结论,相比于设备类投资,不动产抵扣会显著增加企业的投资性房地产业务。

表 1 非设备类与设备类固定资产成对样本回归结果

	2016 年以前的增值税 纳税企业		2016 年“营改增”企业	
	2014—2017	2015—2016	2014—2017	2015—2016
<i>dudt</i>	0.023 (0.20)	0.236 (0.71)	-0.539 (-1.13)	0.197 (0.25)
<i>size</i>	-2.371*** (-21.77)	-6.631*** (-14.09)	-1.722*** (-6.05)	-3.117*** (-4.98)
<i>debt</i>	0.787*** (3.77)	1.903* (2.37)	0.374 (0.45)	1.474 (0.76)
<i>prof</i>	-3.166*** (-12.36)	-10.190*** (-11.09)	-2.714*** (-2.94)	-4.174* (-2.19)
<i>flow</i>	-0.116*** (-2.98)	0.262 (1.21)	0.039 (0.36)	-0.070 (-0.16)
<i>cost</i>	18.161*** (8.23)	-2.277 (-0.20)	38.330*** (3.23)	34.850 (1.23)
<i>age</i>	-2.121*** (-2.76)		1.500 (0.67)	
<i>age2</i>	-0.008*** (-3.20)	-0.048** (-2.81)	-0.009 (-0.96)	0.006 (0.19)
常数项	99.389*** (8.35)	175.800*** (14.31)	23.574 (0.68)	78.640*** (4.71)
观测数	19 666	9 596	1 856	868

注: (1) 括弧中为 t 统计值; (2) *、**和 *** 分别表示在 90%、95% 和 99% 的置信度内显著; (3) *age* 在两年样本回归中因共线性问题被剔除, 故而无回归结果, 下同; (4) 观测值之所以超过上市公司数, 是因为成对样本的特殊数据结构相当于将原有企业样本数翻倍, 下同。

表 2 投资性房地产与设备类固定资产成对样本回归结果

	2016 年以前的增值税 纳税企业		2016 年“营改增”企业	
	2014—2017	2015—2016	2014—2017	2015—2016
<i>dudt</i>	0.900*** (10.11)	0.871* (2.54)	0.895** (2.52)	1.935** (2.78)
<i>size</i>	-0.687*** (-8.09)	-3.230*** (-6.79)	-1.274*** (-6.00)	-1.585** (-2.92)
<i>debt</i>	0.574*** (3.52)	1.470 (1.77)	0.912 (1.46)	1.723 (1.01)
<i>prof</i>	-1.338*** (-6.72)	-6.672*** (-7.22)	-0.569 (-0.83)	0.269 (0.16)
<i>flow</i>	-0.033 (-1.08)	0.294 (1.33)	-0.045 (-0.57)	-0.246 (-0.66)
<i>cost</i>	8.775*** (5.10)	-9.335 (-0.79)	12.533 (1.42)	13.520 (0.54)
<i>age</i>	-0.553 (-0.93)		-0.365 (-0.22)	
<i>age2</i>	-0.005** (-2.43)	-0.017 (-0.94)	-0.008 (-1.08)	-0.000 (-0.01)
常数项	31.595*** (3.41)	83.850*** (6.72)	40.362 (1.59)	46.110** (3.15)
观测数	19 746	9 289	1 874	845

注: 个别系数的估计值为 0.000 是四舍五入后保留小数点后三位数的结果, 下同。

以上的回归结果已经说明, 不动产抵扣政策并没有促使企业购建更多的非设备类固定资产, 却促使企业购建了更多的投资性房地产。假设 1 由此得到证实。非设备类固定资产投资和投资性房地产均属于本文界定的企业第二类涉房投资行为, 二者在抵扣范围和抵扣方式上有很大不同, 前者抵扣范围有限且只能分期抵扣, 后者抵扣范围限制少且可以在购建当期一次性抵扣。接下来, 我们继续以成对样本回归方法检验不动产抵扣对两种不同的涉房投资方式是否有差异化影响, 被解释变量为两种涉房投资在企业总资产中的占比, 以投资性房地产为实验组, 非设备类固定资产为对照组, 回归结果如表 3 所示。从 2014—2017 年成对样本回归结果可以看出, 2016 年以前的增值税纳税企业和 2016 年“营改增”企业的政策交叉项系数均在 99% 的置信度内显著为正, 分别为 0.878 和 1.418。以 2015—2016 年数据进行稳健性检验的回归结果也显著为正。这说明, 不动产抵扣政策对两类涉房投资产生了显著的差异化影响, 投资性房地产的增长趋势要大于非设备类固定资产。由此可以得出结论: 允许一次性抵扣的投资性房地产对企业研发的挤出效应甚于必须分期抵扣的非设备类固定资产投资。假设 2 由此得到证实。

(二) 不同类型企业的异质性检验。考虑到不动产抵扣政策实施前后不同类别的企业面临着不同的发展瓶颈, 上文只是区分了 2016 年增值税纳税企业和 2016 年“营改增”企业, 这一部分我们还将企业按照所有制类型划分为国有企业和非国有企业, 采用成对样本回归的方法, 分别考

察不动产抵扣政策对企业涉房投资行为的影响。回归结果如表 4 所示,为简洁起见,此处仅呈现了关键的政策交叉项系数估计结果。由回归结果可见,不动产抵扣对非国有企业投资结构产生了显著影响,而对国有企业的作用效果并不明显。总体而言,非国有企业增加涉房投资而挤出设备类投资的显著性要强于国有企业,假设 3 得证。其主要原因在于两类所有制企业三个方面的特征差异:一是国企不动产配置比例普遍较高,甚至很多地方国企核心资产就是拥有的不动产,因而购置不动产的动机不强。由于我国 2004 年以前主要以土地出让协议为主,地方政府与国企之间天然的联系使得国有企业的不动产配置比例显著高于民营企业(王文春和荣昭,2014)。二是国企决策者不仅是理性经济人,更是理性政治人,在晋升锦标赛模式下,积极响应中央“脱虚入实”的号召符合政治正确(周黎安,2007)。三是实体经济投资规模大、回报周期长,国企与政府关系密切,无论是自有资金规模还是信贷资金规模都能保证流动资金充裕,与私有企业预算约束紧、被迫“脱实向虚”的特征有所不同。国企的规模一般比民营企业规模大,并且由于政府能够为国企提供隐性担保,在当前制度环境不完善的背景之下,银行为了防范风险,更倾向于给国有企业发放贷款,这使国企的融资约束显著小于民营企业(江伟和姚文韬,2016)。

表 3 投资性房地产与非设备类固定资产成对样本回归结果

	2016 年以前的增值税 纳税企业		2016 年“营改增”企业	
	2014—2017	2015—2016	2014—2017	2015—2016
<i>dudt</i>	0.878*** (11.04)	0.605*** (4.05)	1.418*** (3.91)	1.729** (3.21)
<i>size</i>	-2.214*** (-29.20)	-2.458*** (-11.89)	-1.559*** (-7.20)	-2.022*** (-4.81)
<i>debt</i>	0.191 (1.31)	0.781* (2.17)	0.221 (0.35)	-0.090 (-0.07)
<i>prof</i>	-2.016*** (-11.34)	-2.196*** (-5.47)	-2.698*** (-3.88)	-4.748*** (-3.73)
<i>flow</i>	-0.060** (-2.19)	0.060 (0.63)	0.034 (0.42)	0.233 (0.80)
<i>cost</i>	8.309*** (5.40)	11.590* (2.25)	14.775 (1.64)	-1.341 (-0.07)
<i>age</i>	-0.738 (-1.38)		1.351 (0.81)	
<i>age2</i>	-0.008*** (-4.78)	-0.012 (-1.52)	-0.013* (-1.75)	-0.003 (-0.12)
常数项	68.639*** (8.30)	64.630*** (11.92)	21.924 (0.84)	48.420*** (4.27)
观测数	19 746	9 289	1 874	845

注:个别系数的估计值为 0.000 是四舍五入后保留小数点后三位数的结果,下同。

表 4 不同所有制企业的异质性检验

	2016 年以前的增值税纳税企业		2016 年“营改增”企业	
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
非设备类与设备类固定资产	0.008(0.06)	0.144(0.36)	-0.529(-1.07)	-0.595(-0.42)
投资性房地产与设备类固定资产	0.962*** (10.60)	0.412(1.23)	0.823** (2.08)	1.297(1.297)
投资性房地产与非设备类固定资产	0.956*** (11.30)	0.266(1.16)	1.335*** (3.71)	1.893(1.51)

注:个别系数的估计值为 0.000 是四舍五入后保留小数点后三位数的结果,下同。

五、不动产抵扣政策影响企业研发投入的实证分析

不动产抵扣政策促进了企业以投资性房地产为主的第二类涉房投资行为,基于企业金融化的研究业已证明,企业的非生产经营性投资增加会抑制企业研发投入。这是多种效应下的综合结果,却并非必然结果。本文已经论证的投资结构偏向问题只能说明企业涉房投资增速是快于设备类投资增速的,却并不能否认企业设备类投资总体规模越来越大的基本事实,故而投资结构偏向问题是否从结果上损害了企业研发的积极性,仍然需要我们延伸做实证分析。与企业金

融化的研究不同, 本文要研究的是不动产抵扣政策对研发投入的影响, 那么不动产抵扣引致的涉房投资行为对研发投入的影响只是其中的一部分。综合看, 不动产抵扣政策以及由之带来的企业涉房投资会从三种作用渠道影响研发投入: 一是抵押品效应, 不动产规模增加能够为企业抵押贷款提供便利, 从而使研发投入更容易得到融资支持(王文春和荣昭, 2014); 二是减税效应, 不动产抵扣政策能够为企业减轻税收负担, 增强企业投资能力(汪德华, 2016); 三是挤占效应, 不动产抵扣政策引致的涉房投资行为会占用企业大量资金, 从而挤出了研发投入(Miao 和 Wang, 2012)。前两种效应有益于研发投入, 后一种效应则有损于研发投入。本文要研究的是 2016 年不动产抵扣政策出台前后, 涉房投资行为对企业研发投入的影响发生了何种显著变化, 以及这种显著变化来自哪种作用渠道。

上文实证分析结果显示, 投资性房地产显著增加而非设备类固定资产投资没有显著增加, 那么这一部分我们将只以投资性房地产占比(x)作为关键的解释变量, 以研发投入占销售收入比重为关键的被解释变量。其中: 研发投入来源于上市公司年报中的“经营情况讨论与分析”章节下的“主营业务分析”模块中的“研发投入”表。考虑到 2017 年 5 月, 我国提高了科技型中小企业的研发费用加计扣除比例, 为了避免该政策的直接冲击与不动产抵扣政策的间接冲击混为一谈, 影响到回归结果的准确性, 这一部分只用 2014—2016 三年的数据进行测算。区分国有企业子样本和非国有企业子样本, 实证程序设计如下: 首先, 加入投资性房地产占比(x), 看系数是否显著; 若显著, 继续加入投资性房地产占比与 2016 年虚拟变量的交叉项($x \times dum2016$), 看交叉项是否显著; 若第一步投资性房地产占比(x)的系数不显著, 则剔除 x , 加入投资性房地产占比与 2016 年虚拟变量的交叉项($x \times dum2016$), 看交叉项是否显著。

表 5 回归结果显示, 国有企业无论是投资性房地产占比(x)还是投资性房地产占比与 2016 年虚拟变量的交叉项($x \times dum2016$)均不显著, 非国有企业投资性房地产占比(x)不显著, 但投资性房地产占比与 2016 年虚拟变量的交叉项($x \times dum2016$)显著, 这意味着不动产抵扣政策以及由此带来的企业涉房投资行为并没有显著抑制国有企业研发投入, 但显著抑制了非国有企业的研发投入。假设 4 得到证实, 同时国有企业和非国有企业的差别性表现也是对假设 3 的稳健性检验。

表 5 不动产抵扣政策对研发投入的影响分析

	国有企业		非国有企业	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
x	-0.122 (-0.90)		-0.062 (-1.57)	
$x \times dum2016$		-0.008 (-0.08)		-0.048* (-1.68)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	644	644	5 374	5 374

那么, 不动产抵扣政策通过哪种渠道抑制了非国有企业的研发投入呢? 这是我们接下来要明确的问题。我们选取了“现金流量表中取得借款收到的现金/企业总资产”作为抵押品效应的检验指标, 以“流转税负担率”作为减税效应的检验指标, 以“现金流量表中本期现金及现金等价物净增加额/企业总资产”作为挤占效应的检验指标。以三个检验指标与 $x \times dum2016$ 相乘构造三重交叉项, 分别加入模型(4)中, 如果三重交叉项显著的同时, 又能让原有的二重交叉项($x \times dum2016$)不再显著, 则意味着不动产抵扣政策以及由此带来的企业涉房投资行为对研发投入的抑制效应主要通过该渠道发挥作用, 表 6 是三种渠道检验的关键变量回归结果。

模型(5)是在模型(4)基础上加入了抵押品效应检验指标, 二重交叉项 $x \times dum2016$ 保持显著, 同时该检验指标并不显著, 表明抵押品效应没有发挥作用。模型(6)是在模型(4)基础上加入了减税效应检验指标, 二重交叉项 $x \times dum2016$ 仍然保持显著, 同时该检验指标也不显著, 表明减税

效应没有发挥作用。模型(7)是在模型(4)基础上加入了挤占效应检验指标,二重交叉项 $x \times dum2016$ 不再显著,同时该检验指标在 99% 置信度内显著为负(-0.006),这意味着不动产抵扣政策以及由此带来的企业涉房投资行为对研发投入的抑制效应主要通过挤占效应发挥作用。为了避免可能的内生性问题,模型(8)是在模型(7)基础上将控制变量全部滞后一阶处理,回归结果依然显著。模型(9)借鉴 Hansen(1999)的研究,利用面板门槛回归检验研发抑制效应相对“现金流量表中本期现金及现金等价物净增加额/企业总资产”指标是否存在非线性门槛,以“现金流量表中本期现金及现金等价物净增加额/企业总资产”为门槛变量,以二重交叉项 $x \times dum2016$ 为关键解释变量,以研发投入占比为被解释变量,其他控制变量保持不变。 F 检验结果显著拒绝了“存在 0 个门槛”的原假设,接受了“至少存在 1 个门槛”的备择假设。回归结果显示:当“现金流量表中本期现金及现金等价物净增加额/企业总资产”指标在门槛值以下时,二重交叉项的系数估计值显著为负(-0.131),当“现金流量表中本期现金及现金等价物净增加额/企业总资产”指标达到门槛值以上时,二重交叉项的系数估计值不显著为负(-0.029),在 90% 置信度内无法拒绝“系数可能为 0”的原假设。门槛回归结果更加印证了模型(7)和模型(8)的结论,现金流量持续性越好的企业,不动产抵扣政策以及由此带来的企业涉房投资行为对研发投入的抑制效应越弱。

表 6 非国有企业不动产抵扣政策抑制研发投入的渠道检验

	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
$x \times dum2016$	-0.074*(-1.82)	-0.094*(-1.64)	-0.043(-1.52)	-0.032(-1.13)	
$x \times dum2016_0$					-0.131**(-1.98)
$x \times dum2016_1$					-0.029(-0.81)
抵押品效应检验指标	0.235(1.44)				
减税效应检验指标		0.596(0.86)			
挤占效应检验指标			-0.006***(-4.93)	-0.005***(-4.84)	
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	4 713	5 278	5 374	3 683	4 701

总体而言,在中国当前的经济形势下,不动产抵扣政策可能促进研发投入的两种效应都没有发挥作用,只有负面影响的挤占效应发挥了显著作用,最终结果只能是抑制研发投入。对非国有企业研发抑制效应的渠道检验也验证了非国有企业相比国有企业的特征差异,非国有企业往往融资约束更为严重,逐利动机也更为强烈,故而不动产抵扣政策对其涉房投资行为的激发更为明显,由此带来的研发抑制效应也更为显著。

六、本文结论与启示

本文通过实证研究发现,全面“营改增”后的不动产抵扣政策会显著增加企业的涉房投资,挤出设备类投资,相比于分期抵扣的非设备类固定资产投资,企业倾向于增加可以一次性抵扣的投资性房地产。区分所有制类型的异质性检验表明,不动产抵扣对非国有企业的影响更为突出。不动产抵扣政策以及由此带来的涉房投资行为对非国有企业的研发投入产生了显著抑制效应,这种抑制效应主要通过资金挤占效应发挥作用。未来随着经济不确定性的加大,企业可能会出于保值增值而采取“脱实向虚”的投资策略,以涉房投资来替代生产经营性投资,从而使我国的实体经济发展雪上加霜。当然,本文的结果也有乐观的一面,不动产抵扣政策带来的负面影响并非是全局性的,而是更多地体现在非国有企业层面,企业引发的涉房投资行为也不是全面性的,而是局限在投资性房地产业务范围。据此,我们给出以下政策建议:

首先,我国应当进一步对企业实行减税降负,增加企业投资,引导企业资金“脱虚入实”。中国实现新旧动能转换、走出经济萧条期不能只依赖于国有企业,代表市场主体和吸纳大部分劳动就业的私营企业理应成为未来的主力军,因而如何为其减税降负、放松预算约束,引导其进入实体经济投资是关键所在。在内外多种因素的影响下,中国当前经济发展的形势不断恶化,可用的宏观调控工具并不多,减税降负是少有的正确而切实的政策选项。当前减税降负的思路要统一,不能是有增有减、总量上升的“结构性减税”,也不能是法定减税、征管增税的“策略性减税”,必须着眼于“结果性减税”,才能降负担、出实效。

其次,应当继续完善并审慎控制我国的不动产抵扣政策。尽管2019年4月1日国务院出于短期内减税降负的考量将不动产分期抵扣全部统一为一次性抵扣,但从本文研究结果看,一次性抵扣的投资性房地产投资对设备类固定资产投资的挤出效应大于分期抵扣的非设备类固定资产投资,未来我们仍要处理好短期政策和长期政策的关系,对不动产抵扣的政策效果保持审慎观察的态度。本文的研究虽然没有验证非设备类固定资产投资挤出实体投资的结论,但非设备类固定资产投资相比设备类固定资产投资与生产经营和技术创新关系更弱则是不争的事实,为了进一步纠正企业行为,推动技术创新,汪德华(2016)提出了取消非设备类固定资产抵扣、将设备类固定资产加计抵扣的思路值得借鉴。

最后,企业购置不动产的渠道要严格控制,当前限制炒房的增值税和个人所得税政策更多针对个人,忽视了企业炒房行为,对企业购置不动产参与炒房的控制措施仍不到位。例如,《不动产进项税额分期抵扣暂行办法》第六条规定,纳税人销售其取得的不动产或者不动产在建工程时,尚未抵扣完毕的待抵扣进项税额,允许于销售的当期从销项税额中抵扣。这项规定为企业短期炒买炒卖行为留下较大的漏洞,企业以固定资产名义购入房屋然后在一年内卖出,可以享受一次性到位的增值税进项税额抵扣,潜在地助长了炒房企业的不良投资风气。本文建议可以规定企业购入的不动产在短期内卖出的,应当将其购进时抵扣的进项税额全部转出,从而减少企业为了增加抵扣额度不断买卖房屋而挤出经营性投资的行为发生。

主要参考文献:

- [1]邓郁松. 住房市场发展阶段、波动与风险[M]. 北京: 科学出版社, 2016.
- [2]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]. *经济研究*, 2017, (2): 82-95.
- [3]付文林, 赵永辉. 税收激励、现金流与企业投资结构偏向[J]. *经济研究*, 2014, (5): 19-33.
- [4]湖北省国家税务局课题组. 增值税不动产分期抵扣政策亟需完善——基于湖北情况的调查与分析[J]. *税务研究*, 2017, (12): 126-129.
- [5]黄彦彦, 李雪松. 涉房决策与中国制造业企业研发投入[J]. *财贸经济*, 2017, (8): 144-160.
- [6]贾国强, 曹煦. 金融机构控参股情况、委托理财金额、投资性房地产市值——从三个指标看“央企系”上市公司“脱实向虚”现象[J]. *中国经济周刊*, 2017, (30): 20-22.
- [7]江伟, 姚文韬. 《物权法》的实施与供应链金融——来自应收账款质押融资的经验证据[J]. *经济研究*, 2016, (1): 141-154.
- [8]理查德·W·特里西. 公共部门经济学[M]. 薛润坡译. 北京: 中国人民大学出版社, 2014.
- [9]李春瑜. “营改增”对企业行为影响的实证分析[J]. *地方财政研究*, 2016, (1): 66-71.
- [10]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.
- [11]彭韶兵, 王伟. 上市公司“出身”与税收规避[J]. *宏观经济研究*, 2011, (1): 41-49.

- [12]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.
- [13]宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. *金融研究*, 2015, (6): 111–127.
- [14]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]. *数量经济技术经济研究*, 2016, (11): 41–58.
- [15]王红建,曹瑜强,杨庆,等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. *南开管理评论*, 2017, (1): 155–166.
- [16]王林辉,董直庆. 资本体现式技术进步、技术合意结构和我国生产率增长来源[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, (5): 3–18.
- [17]王文春,荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J]. *经济学(季刊)*, 2014, (2): 465–490.
- [18]吴联生. 国有股权、税收优惠与公司税负[J]. *经济研究*, 2009, (10): 109–120.
- [19]袁从帅,刘晔,王治华,等. “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]. *中国经济问题*, 2015, (4): 3–13.
- [20]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]. *经济研究*, 2016, (12): 32–46.
- [21]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007, (7): 36–50.
- [22]周黎安,刘冲,厉行. 税收努力、征税机构与税收增长之谜[J]. *经济学(季刊)*, 2011, (1): 1–18.
- [23]Ashenfelter O, Krueger A. Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins[J]. *The American Economic Review*, 1994, 84(5): 1157–1173.
- [24]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345–368.
- [25]Miao J J, Wang P F. Sectoral bubbles and endogenous growth[R]. Meeting Papers 227, 2012.
- [26]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.

Does VAT Deduction Drive Enterprises from Real to Virtual? From the Perspective of Investment Structure

Liu Jindong¹, Guan Xinghua²

(1. School of Public Finance & Taxation, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;

2. School of International Trade & Economics, University of International Business and Economics,
Beijing 100029, China)

Summary: The real estate industry was brought into the scope of value-added tax (VAT) in 2016, so that enterprises that purchase and build real estate can benefit from considerable tax deduction. Will it aggravate the tendency of enterprises to invest in housing? This problem has not been tested in current studies. Taking the VAT deduction policy as a natural experiment and using the paired sample difference regression method, this paper tests the impact of VAT deduction on enterprises’ investment behavior with the data of listed companies in 2014–2017. The results of empirical research show that the real estate deduction significantly increases state-owned enterprises’ real estate investment and squeezes out the equipment-type fixed assets in-

vestment of such enterprises, reflecting the trend of “shifting from real economy to virtual economy”. Our research also finds that the one-off deductible investment grows more obvious than the real estate fixed assets investment which is deducted by two times. The real estate investment bias brought about by the deduction policy has significantly inhibited the R&D investment of non-state-owned enterprises. Through mechanism identification, it is found that the capital squeezing effect is the main channel for the R&D inhabitation effect. This study has a certain reference value for us to understand what exactly housing investment behavior is and how to correct it.

Key words: VAT deduction; real estate business; R&D investment

(责任编辑 许 柏)

(上接第 56 页)

Social Security, Credit Availability and Agricultural Productivity: Evidence from the New Rural Cooperative Medical System

Zhao Sicheng^{1,2}, Yang Qing^{1,2}, Xu Qing^{1,2}

(1. *Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;*

2. *Research Institute for Agriculture, Farmer and Rural Society, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

Summary: With the deepening of industrialization and urbanization in China, the agricultural labor force loses and the capital-labor substitution in agricultural production accelerates, but farmers still suffer from capital insufficiency. Apart from income or savings, another important source of farmers' capital acquisition comes from the rural credit market. However, the credit availability for farmers has always been at a low level, along with the phenomenon of Credit Exclusion, one of whose explanations is that the limited level of social security, especially medical security, makes it inadequate for farmers to cope with health risks such as illness or work-related injuries leading to a higher risk of credit default.

In theory, social security can help farmers cope with family risks, improve their credit qualifications, increase their credit access, and then affect agricultural production. At present, there is little literature discussing the impact of social security on credit availability and agricultural production. Therefore, this paper, taking the New Rural Cooperative Medical System (NRCMS) as an example, using the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2010, explores how the NRCMS changes agricultural production through credit availability from the perspectives of labor productivity and land productivity.

The results show that the NRCMS significantly improves the credit availability for farmers and labor productivity, but has no obvious impact on land productivity. This indicates that social security can increase the credit access to capital substitution, and maintain the current agricultural productivity not to decline or even increase. Furthermore, compared with increasing grain production, the NRCMS is more likely to help farmers increase income. This paper clarifies the specific mechanism of social security serving credit availability and agricultural production, and provides a new perspective for rural revitalization.

Key words: social security; credit availability; New Rural Cooperative Medical System (NRCMS); labor productivity; land productivity

(责任编辑 许 柏)