

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

汪德华

(中国社会科学院财经战略研究院)

【摘要】基于全国税收调查企业数据的计量分析发现：2009 年的增值税转型改革，显著促进了企业的机器设备类固定资产投资，但对厂房建筑物类的影响不明显；改革使得受影响企业机器设备类与厂房建筑物类固定资产投资率之差更为显著，企业投资结构在改善。这些结论可以通过多重稳健性检验。相对于非国有企业，国有企业在机器设备类投资方面没有显著差异，而在厂房建筑物类投资方面更为积极，但三重差分法的分析表明，这并非是受改革影响的结果。

关键词 增值税转型 企业投资 双差法

中图分类号 F42 文献标识码 A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2016.11.003

一、问题提出

税收激励对企业固定资产投资的影响，是经济学文献和政策讨论中重要且持久的话题。以往研究（Jorgenson 和 Hall，1967；Hassett 和 Hubbard，2002）认为，企业的固定资产投资是一种“引致需求”，受固定资产的预期收益和边际成本共同影响而定；税收政策能够改变企业固定资产投资的边际成本，因此能够显著影响企业投资。基于这一理论预测的实证文献（Hassett 和 Hubbard，2002；Auerbach 和 Hassett，2009）也相当丰富，但结论并不统一。在实践中，由于固定资产投资波动较大，能在短期内对宏观经济产生较大影响，因此各国政府普遍将税收政策作为反周期宏观政策的重要手段之一，寄希望于通过税收政策的调整以影响企业投资行为（Cummins 等，1994；Hassett 和 Hubbard，2002）。

需要注意的是，现有学术文献大都以发达国家为研究背景，且集中于研究所得税政策变化对企业投资行为的影响，研究增值税等间接税政策变化影响的文献较为少见^②。其原因可能在于发达国家企业所得税政策变化较频繁。例如在 1966~1988 年间，美国就有 7 次大的企业所得税政策变化，尤其是当前我国较为关注的里根总统任期内的多次减税均集中在所得税，这为研究所得税政策变化对企业投资行为的影响提供了很多的研究机遇（Hassett 和

^① 本文系中国社会科学院基础研究学者资助计划“财税制度对经济发展的影响及相关问题”的阶段成果。感谢审计署“合作共建财经院”项目、国家社科基金重大项目（14ZDA052）、清华大学财税研究所科研基金的资助。感谢毛捷、王鑫在数据处理方面的帮助，但文责自负。

^② 就笔者所见，仅有 Smart 等（2009），以加拿大部分省以增值税替代零售税的改革为背景，研究了间接税制改革对固定资产投资的影响。

Hubbard, 1994)。本文以中国 2009 年启动的全国范围内增值税转型改革为研究背景, 利用企业层面微观数据研究增值税的税收政策变化对企业投资行为的影响。由于中国的增值税转型改革是“半转型”, 仅允许机器设备购置安装费用纳入增值税抵扣链条, 而住房建筑物类固定资产投资不允许纳入抵扣链条, 本文还基于企业层面数据特别考察了改革对于固定资产投资结构的影响。这在现有文献中很少涉及。

中国的增值税转型改革, 最初于 2004 年开始在东北地区试点, 2007 年开始在中部六省部分城市试点。已有文献(聂辉华等, 2009; 聂海峰和刘怡, 2009; Chen 等, 2015)以这两次试点为背景进行实证研究, 发现增值税转型改革显著提高了企业的固定资产投资率。但陈焯等(2010)利用 CGE 模型进行的模拟分析则认为, 中国增值税转型改革对促进企业投资作用有限; Cai 和 Harrison (2015)对东北地区试点的实证研究也获得了这一结论。本文与这些文献有三点不同。一是首次对中国 2009 年全国范围内的增值税转型改革的经济影响进行评估; 二是使用的“全国税收调查”数据收集了非常丰富的企业固定资产投资信息, 能够用于分析改革对于企业固定投资结构的影响, 这是已有研究未涉及的主题; 三是基于“全国税收调查”数据的准确信息以及对相关政策的梳理, 本文对政策变化的处理组和控制组识别得更为准确。

本文研究发现: 2009 年全国范围内的增值税转型改革, 显著促进了企业的机器设备类固定资产投资, 这一结论可以通过多方面的稳健性检验。进一步说, 改革对于厂房建筑物类投资的促进作用不显著; 改革使得受影响企业机器设备类与厂房建筑物类固定资产投资率之差更为显著; 相对于非国有企业, 国有企业在机器设备类投资方面没有显著差异; 国有企业在 2009 年厂房建筑物类投资方面更为积极, 但三重差分法的分析表明, 这并非是改革影响。2009 年增值税转型改革是“四万亿”经济刺激计划中结构性减税政策的主体部分。本文的发现, 既有助于我们从企业层面深入认识减税类经济刺激计划的实际效果, 又对于在“营改增”之后如何实现中国增值税的全面转型有重要启发意义。

二、研究背景与待检验假说

按照 Ebrill 等(2001)的表述, 增值税的基本特征是: “在商品销售以及生产阶段征收的一种广税基的税, 税制的基本要点在于对投入(固定资产投资可以除外)征收的税可以用于抵扣对产出征收的税”。由此可见, 对投入征收的税(一般称为“进项税”)可用于抵扣对产出征收的税(一般称为“销项税”), 是增值税税制设计的核心特征。然而, 哪些投入的进项税可以纳入抵扣链条, 采用什么方式抵扣, 这些具体的税制设计在各国差异较大。国际上通行的是“消费型增值税”, 即固定资产投资以及原材料等中间投入包含的进项税, 均可以用于抵扣增值税销项税。中国 1994 年税制改革所确立的增值税税制, 采用发票抵扣制, 允许原材料等中间投入包含的进项税纳入增值税抵扣链条, 但不允许企业的固定资产投资进项税抵扣, 属于国际上较为少见的“生产型增值税”。1994 年改革采用“生产型增值税”税制的原因主要有两点: 一是为抑制当时的宏观经济过热; 二是为了增加财政收入。

将“生产型增值税”改为国际上通行的“消费型增值税”, 始终是中国税制改革的重要任务。2004 年, 中国开始在东北三省部分行业启动“增值税转型改革”试点。具体做法是允许企业机器设备投资包含的进项税, 可纳入增值税抵扣链条^①。2007~2008 年, 分别在

^① 参见财税[2004]156号文《东北地区扩大增值税抵扣范围若干问题的规定》。

部地区六省 26 个老工业基地城市、内蒙古东部 5 个市（盟）和四川地震受灾严重地区推广“增值税转型改革”试点^①。可以看出，这段时期内，“增值税转型改革”试点是作为一种区域优惠性政策存在。自 2009 年 1 月 1 日起，中国开始在全国所有地区、所有行业全面实施“增值税转型改革”，同步修改了《中华人民共和国增值税暂行条例》。这是近年来中国最为重要的、减税力度最大的税制改革^②。需要注意的是，中国的增值税转型改革，并未将增值税税制改为国际通行的“消费型增值税”，主要体现在房屋建筑物类固定资产投资进项税依然不允许抵扣，因此改革后的中国增值税只能称之为“半消费型增值税”。

现有文献均未注意到的一个问题是，增值税转型改革对应的机器设备类投资进项税抵扣政策，自 1999 年始就已适用于外商投资企业。为进一步扩大利用外资，自 1998 年始，在范围内的外商投资项目进口设备，免征关税和进口环节增值税^③。自 1999 年始，外商投资企业购买国产机器设备则退税^④。由此可见，外商投资企业的机器设备类投资，自 1999 年始就已相当于享受了增值税转型改革对应的政策。正因为如此，在 2009 年增值税转型改革全国推开之时，相关文件明确规定：进口设备增值税免税政策和外商投资企业采购国产设备增值税退税政策停止执行^⑤。

基于对改革进程以及相关政策文件的梳理可以看出，2009 年的增值税转型改革虽是所有地区、所有行业全部推广，但同样有受改革影响的处理组企业和不受改革影响的控制组企业，这为识别改革对企业投资行为的影响奠定了基础。处理组企业为 2009 年才开始享受转型政策的增值税一般纳税人企业，即在 2009 年之前固定资产投资包含的进项税不能抵扣，2009 年开始才能抵扣的企业。控制组企业包括转型改革试点地区的试点企业和外商投资企业。这些企业 2009 年改革前后均被允许机器设备投资进项税抵扣，因此其虽能享受抵扣政策，但并非受益于 2009 年改革。

传统的企业投资理论，主要侧重于从总量上分析税收政策变化对企业固定资产投资的影响，相关实证研究文献也非常丰富。如 Cummins 等（1994）利用宏观数据对美国 1986 年综合性税收改革的研究，House 和 Shapiro（2008）利用价格数据对美国 2002 年实施的投资折旧所得税抵扣政策的研究，均发现税收激励对企业投资有较强影响。但 Yagan（2015）利用企业数据对美国 2003 年实施的降低红利所得税税率政策的研究，却没有发现对企业投资有促进作用。按照传统的企业投资理论，增值税转型改革使机器设备进项税可抵扣，降低了税收成本，因此应促进机器设备类投资。企业的机器设备类固定资产投资有可能需要伴随着厂房建筑物类投资，即存在扩张效应，又有可能在税收激励下替代厂房建筑物类投资，即存在替代效应。改革是否刺激企业的厂房建筑物类固定资产投资，将取决于扩张效应和替代效应的相对大小，因此改革对于厂房建筑物类投资的影响难以断定。

不过，传统企业投资理论的分析框架，并不直接适用于本文要研究的企业投资结构问题。Goolsbee（2004）曾指出，所得税政策产生的税收激励，将促使企业提升固定资产质

① 参见财税 [2007] 75 号、财税 [2008] 94 号、财税 [2008] 108 号等财政税收部门的文件。

② 原因在于增值税是中国的第一大税，改革的减税力度较大。事后估算 2009 年增值税转型改革在当年减税 1400 多亿元，约占全国税收总收入的 2.35%。参见 http://www.gov.cn/2010lh/content_1550075.htm

③ 参见国发 [1997] 37 号文《国务院关于调整进口设备税收政策的通知》。

④ 参见国税发 [1999] 171 号文《国家税务总局关于印发〈外商投资企业采购国产设备退税管理试行办法〉的通知》。

⑤ 参见财税 [2008] 170 号文《关于全国实施增值税转型改革若干问题的通知》。

量。这一分析框架更适用于本文要研究的结构问题。参照 Goolsbee (2004) 的模型设定, 设 X_e 、 P_e 分别为机器设备类投资的数量和单位价格, X_s 、 P_s 分别为厂房建筑物类投资的数量和单位价格, t 为进项税税率, h 为企业的固定资产投资结构的需求函数。 M_e 、 M_s 分别为机器设备投资和厂房建筑物投资对应的单位投资调整成本和运营中维持成本。由此, 在增值税转型改革之后, 机器设备投资的单位成本为 $M_e + (1-t)P_e$; 而厂房建筑物类投资进项税依然不能抵扣, 因此单位投资成本为 $M_s + P_s$ 。企业的固定资产投资结构, 即机器设备投资与厂房建筑物投资之比, 取决于两类投资的相对成本, 由此可得:

$$X_e/X_s = h((M_e + (1-t)P_e)/(M_s + P_s)) \quad (1)$$

按式 (1) 对税率 t 求导, 可得式 (2)。由需求定律可知 $h'(\cdot)$ 为负, 因此 $\partial (X_e/X_s)/\partial t$ 为正。结合 2009 年增值税转型改革的背景可知, 式 (2) 的经济含义是受改革影响企业的固定资产投资结构将改善, 其机器设备类固定资产投资的比重将上升。

$$\partial (X_e/X_s)/\partial t = h'(\cdot)((-P_e)/(M_s + P_s)) \quad (2)$$

综合以上分析可提出本文的待检验假说: 2009 年增值税转型改革, 将会使受影响企业的机器设备类固定资产投资率上升, 对厂房建筑物类固定资产投资率的影响难以确定; 企业的固定资产投资结构将改善, 机器设备类固定资产投资率将超过厂房建筑物类固定资产投资率。

三、数据与经验研究策略

本文所用数据, 来自于中国财政部和国家税务总局联合组织的“全国税收调查”数据库。该数据库收集了被调查企业的税收缴纳、生产经营、固定资产投资以及财务状况等多方面的详细信息。特别是, 数据库中包含了较其他来源数据 (如国家统计局工业企业调查数据库) 更为丰富的固定资产投资指标, 尤其是企业固定资产投资行为被区分为机器设备投资和厂房建筑物投资两类, 使其更为适合研究税收政策对企业投资行为的影响。“全国税收调查”数据库中每年重点跟踪调查约 23 万家企业。由于增值税转型改革只适用于增值税一般纳税人, 因此本文主要以数据库中增值税一般纳税人企业为分析样本, 即处理组和对照组企业均为增值税一般纳税人。经过样本清理, 剔除非连续观察值以及异常值等, 我们最终使用的是每年约 14.6 万家企业的平衡面板数据。

我们获得了“全国税收调查”2007~2009 年三年的企业数据。增值税转型改革自 2009 年开始全国推开, 因此这三年的数据恰好包含了改革前后的企业信息。数据的特点决定, 本文可以采用面板数据双重差分模型, 来识别 2009 年增值税转型改革的影响。双重差分模型的基本思想是: 通过比较处理组 (受改革影响企业) 和对照组 (不受改革影响企业) 在改革实施前后行为或结果的差异, 来识别政策的影响。面板数据双重差分模型的计量方程设定为:

$$y_{it} = \alpha + \beta policy + X'_{it}\delta + \eta_i + \eta_t + \theta_{industry \times t} + \theta_{region \times t} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, y_{it} 为被解释变量, 是本文所关注的企业投资行为变量。 $policy$ 是政策效应变量, 即改革年份 (2009 年) 哑变量与处理组哑变量的乘积, 其回归系数 β 就反映了增值税转型改革的经济影响。企业的投资行为可能受其资产规模、盈利水平、税负水平、技术水平等因素的影响, 为此我们加入了相关控制变量 X_{it} , 包括企业年末固定资产净值的对数值、利润

总额、利润率、税收负担率、人均资本和人均主营业务收入等。式（3）中包含个体虚拟变量 η_i 和时间虚拟变量 η_t ，表明其是双向固定效应面板数据模型。

面板数据双重差分模型的优势在于，能够将一些无法观测、但不随时间变化的因素对政策效应的影响排除掉。这意味着个体虚拟变量 η_i 在计量分析中最终会被消掉。但面板数据双重差分模型的适用有个前提条件，即处理组和对照组在政策未发生变动时，或者说在事件发生前应具有共同的变化趋势。由此对照组的事前事后差异才能作为“反事实”，代表处理组在缺乏政策干预时的变化趋势（Khandker 等，2010；安格里斯特和皮施克，2012）。为此，式（3）对企业投资行为的时间变化趋势做了更为精细的控制。除加入时间虚拟变量之外，还额外控制了产业年份交叉变量（ $\theta_{industry \times t}$ ）、省份年份交叉变量（ $\theta_{region \times t}$ ），其经济意义是允许不同产业、不同省份的企业，在不同年份有不同的固定资产投资趋势。在后节，我们还遵循相关文献的做法，使用改革之前的 2007 年、2008 两年的数据按式（3）设定做共同趋势检验^①。

将样本企业准确分为处理组和对照组，是面板数据双重差分模型适用的基础。与已有基于东北、中部等地区增值税转型改革试点政策进行研究的文献（聂辉华等，2009；聂海峰和刘怡，2009；Chen 等，2015；Cai 和 Harrison，2015）相比较，本文在界定处理组和控制组时三点不同。首先，2009 年的增值税转型改革，是将过去适用于特定区域、特定行业的转型政策在全国范围内全行业推广，即所有增值税一般纳税人企业在 2009 年之后均适用增值税转型政策。因此本文的双重差分法是将 2009 年才开始享受增值税转型政策的企业，与一直享受增值税转型政策的企业进行比较。而已有文献是将增值税转型试点企业，与试点前后均未享受增值税转型政策的企业进行比较。从这个角度看，本文所识别的是增值税转型政策对企业投资行为的短期影响。特别要指出的是，本文的控制组企业和处理组企业在事前是否享受增值税转型政策上就存在差异，但这种差异并不成为使用双重差分法的障碍，只是需要对两组企业是否具有事前共同趋势进行严格检验^②。其次，本文和已有文献均涉及如何识别 2009 年之前转型试点企业问题^③。受国家统计局工业调查数据的限制，已有文献均采用看样本企业所在行业和区域是否符合试点文件的规定，来识别处理组和对照组。如企业所属行业和区域同时符合增值税转型试点文件中的规定，则属于受改革影响的处理组；否则属于不受改革影响的对照组。但这种识别方法可能不准确^④。由于全国税收调查对于 2009 年之前的转型试点企业均有明确的标识代码，因此本文可以依据这些代码直接、准确识别试点企业，作为双重差分法中的控制组。最后，我们检索相关文件发现，自 1999 年始外商投资企业的机器设备类固定资产投资包含的进项税，已经可以纳入进项税抵扣范围，因此在本文中应被认定为控制组。而已有文献均忽视了这一点，未考虑这一问题对识别控制组和处理组的影响。

^① 安格里斯特和皮施克（2012）指出，Heckman 和 Hotz（1989）最先提出这种检验思路。

^② 如 Pischke（2007）在利用德国数据分析学期制度对学生成绩影响时，其处理组是 1966~1967 学年开始由春季开学改为秋季开学的学校，对照组是一直秋季开学的巴伐利亚州学校。Yagan（2015）对美国 2003 年红利所得税政策的研究，处理组和对照组是两类完全不同的企业。

^③ 已有文献（聂辉华等，2009；聂海峰和刘怡，2009；Chen 等，2015；Cai 和 Harrison，2015）将其作为处理组，本文将其作为控制组。

^④ 事实上，符合试点文件规定区域和行业的企业，能否享受增值税转型试点政策还需经过税务部门的认定。因此这种识别处理组和对照组的方法，将把部分符合文件规定，但未经认定的对照组企业误认为是处理组企业。

利用“全国税收调查”的企业数据，我们可以生成式（3）计量分析所需的各项指标。控制变量中，年末固定资产净值、利润总额直接来自于“全国税收调查”数据库；税收负担率、利润率，分别是将税收负担、年度税收总额除以企业年末固定资产净值所得；人均资本和人均主营业务收入，分别是将年末生产经营用机器设备类固定资产净值和主营业务收入除以全年平均职工人数所得。其中，税收负担是企业缴纳的所有税费之和，包括本年应缴增值税额、消费税额、营业税额、七种地方税税额、车辆购置税、印花税、耕地占用税、契税、进口环节税、各种行政事业性收费以及社保缴费等。

企业投资行为指标是式（3）计量分析中的被解释变量。利用“全国税收调查”数据库提供的更为丰富的企业固定资产投资信息，我们设定了四个新增固定资产投资率（Nfar）指标来衡量企业投资行为。首先是新增固定资产投资率 Nfar1，以当年新增固定资产与在建工程之和除以年末固定资产净值所得；其次是新增生产经营用固定资产投资率 Nfar2，当年新增生产经营用固定资产与在建工程之和除以年末固定资产净值所得；其三是新增生产经营用机器设备类固定资产投资率 Nfar3，当年新增生产经营用机器设备类固定资产与在建工程购入的生产经营用机器设备之和除以年末固定资产净值可得；最后是新增生产经营用厂房建筑物类固定资产投资率 Nfar4，以当年新增的生产经营用厂房建筑物类固定资产除以年末固定资产净值所得。为衡量改革对企业投资结构的影响，我们设定了企业机器设备与厂房建筑物类固定资产投资率的差值 DNfar3_4 指标，即 $DNfar3_4 = Nfar3 - Nfar4$ ^①。

按照相关统计指标的定义，Nfar1 衡量的是所有新增固定资产投资，Nfar2 仅包含生产经营类新增固定资产投资，Nfar1 大于 Nfar2；Nfar3 与 Nfar4 均属于生产经营类固定资产投资，但前者是机器设备类，后者是厂房建筑物类，两者之和应等于 Nfar2。如前文所述，我们可以预期增值税转型改革对于 Nfar3 的影响最显著，对于 Nfar4 的影响难以断定，对于 DNfar3_4 的影响应显著为正。

还需特别说明的是，改革本身会使受影响企业涉及机器设备类固定资产投资的会计计价发生变化。按照中国的会计制度，企业固定资产投资的会计计价应包含相关税费。对于受影响的企业，同样的机器设备类固定资产投资，与改革之前相比较，改革之后的 2009 年计价将缺少被抵扣的进项增值税部分^②。为使改革之前与改革之后的会计计价可比，我们对处理组企业的 Nfar1、Nfar2 和 Nfar3 对应的固定资产投资额计价做了相应的调整：2007 年、2008 年相关指标的数值均保持不变；2009 年，处理组企业的指标数值均加上被抵扣的“进口机器设备进项税额”和“采购国产设备进项税额”两项^③。当然，后文的稳健性检验表明，本文的结论并不依赖于这一调整，这一调整对于政策变量回归系数大小的影响也较为微弱。

表 1 是增值税一般纳税人企业样本主要变量的描述性统计，包括四个新增固定资产投资率，以及四个新增固定资产、年末固定资产净值的对数值（Lnfa）。从表 1 中可见，处理组

① 由于厂房建筑物类固定资产投资率有较大比例的部分为 0，采用比重方式衡量企业固定资产投资结构将会损失很多样本，因此采用差值方式衡量企业固定资产投资结构。

② 举例来说，假设某家处理组企业（2009 年之前未纳入试点范围的增值税一般纳税人企业）2008 年新增生产经营用机器设备不含税价格为 1000 万元，则相应的增值税进项税为 170 万元，由于不允许抵扣，则该机器设备的会计记账为 1170 万元。2009 年转型改革之后，如该企业购进同样的机器设备，由于增值税进项税 170 万元可抵扣，则会计记账变为 1000 万元。显然，从生产经营角度看，此时企业在 2009 年的固定资产投资行为与 2008 年是一致的，但在会计记账上该企业 2009 年的固定资产投资减少了 170 万元。

③ “全国税收调查”在 2009 年直接调查了处理组企业的这两项指标，用于计算增值税转型改革的减税效果。

企业的数量大约是对照组企业的 6 倍；处理组企业的年末固定资产净值对数值的均值、四个新增固定资产的对数值和投资率的均值，均小于对照组。这表明处理组企业在固定资产规模上、投资规模以及投资力度上均小于对照组企业，检验其事前共同趋势需要更为小心。在 2007~2009 年期间，对照组企业的 Nfar1、Nfar2、Nfar3 以及 Nfar4 指标数值逐步变小；处理组企业仅 Nfar4 指标的数值逐步变小，而 Nfar1、Nfar2 和 Nfar3 指标的 2008 年数值较 2007 年有明显下降，但 2009 年却较 2008 年略有上升。两类企业固定资产投资率的变化趋势，一方面显示了全球金融危机对中国企业投资行为的抑制作用，另一方面也预示着 2009 年增值税转型改革可能在实质上影响了处理组企业的投资行为。

表 1 主要变量的描述性统计（增值税一般纳税人企业）

指 标	对照组				处理组			
	2007 年	2008 年	2009 年	均值	2007 年	2008 年	2009 年	均值
Nfar1	18.32 (23.19)	14.82 (20.46)	12.31 (18.67)	15.15 (21.00)	13.47 (22.58)	11.49 (20.46)	11.62 (20.42)	12.19 (21.20)
Nfar2	15.18 (21.61)	12.70 (19.29)	10.70 (17.58)	12.86 (19.65)	10.36 (20.07)	8.96 (18.22)	9.75 (18.81)	9.69 (19.06)
Nfar3	11.73 (18.62)	9.97 (16.58)	8.94 (15.43)	10.22 (16.97)	7.24 (16.44)	6.450 (15.07)	8.30 (17.06)	7.33 (16.23)
Nfar4	3.44 (11.42)	2.73 (9.981)	1.75 (7.977)	2.64 (9.918)	3.12 (11.74)	2.51 (10.24)	1.45 (7.615)	2.36 (10.04)
Lnnfa1	5.43 (3.62)	5.13 (3.693)	4.78 (3.697)	5.11 (3.678)	3.37 (3.553)	3.25 (3.530)	3.30 (3.545)	3.31 (3.543)
Lnnfa2	4.80 (3.824)	4.64 (3.840)	4.37 (3.779)	4.60 (3.818)	2.82 (3.522)	2.77 (3.495)	2.980 (3.506)	2.86 (3.509)
Lnnfa3	4.25 (3.839)	4.18 (3.827)	4.153 (3.708)	4.20 (3.792)	2.29 (3.325)	2.32 (3.313)	2.80 (3.393)	2.47 (3.352)
Lnnfa4	1.79 (3.206)	1.62 (3.109)	1.195 (2.792)	1.54 (3.051)	1.14 (2.619)	1.05 (2.543)	0.74 (2.252)	0.98 (2.482)
Lnfa	8.71 (2.312)	8.74 (2.329)	8.74 (2.353)	8.73 (2.332)	7.39 (2.522)	7.41 (2.559)	7.42 (2.605)	7.40 (2.562)
观测数	22416	22416	22416	22416	124407	124407	124407	124407

资料来源：由“中国税收调查”微观企业数据库计算所得。

四、主要结果

表 2 是本文计量分析的基准结果：以增值税一般纳税人企业为样本，按照式（3）的计量模型设定进行分析。我们主要关注“政策效应”解释变量的回归系数的符号、大小和显著性水平。从表 2 的第（1）~（3）列可见，2009 年增值税转型改革，使得受影响企业的新增固定资产投资率（Nfar1）增加 3.03 个百分点，新增生产经营用固定资产投资率（Nfar2）增加 2.69 个百分点，新增机器设备类固定资产投资率（Nfar3）增加 2.57 个百分点，且回归系数都在 1% 水平上显著。表 2 第（4）列显示，以新增厂房建筑物类固定资产投资率（Nfar4）为被解释变量，“政策效应”变量的回归系数较小且不显著。简而言之，2009 年增

增值税转型改革显著增加了受影响企业的机器设备类固定资产投资，但对企业的厂房建筑物类固定资产投资影响较微弱。由于企业的固定资产投资由机器设备和厂房建筑物两类构成，因此可以说以 Nfar1 和 Nfar2 为被解释变量的计量结果，主要是机器设备类投资率增加所致^①。

表 2 增值税一般纳税人样本的计量结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量	Nfar1	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4
政策效应	3.03*** (9.63)	2.69*** (7.79)	2.44*** (7.95)	0.12 (1.15)	2.45*** (6.77)
年末固定资产净值对数值	8.41*** (18.67)	6.77*** (17.74)	4.18*** (15.90)	2.59*** (8.18)	1.60*** (3.64)
总利润	0.00 (-0.97)	0.00 (-0.50)	0.00 (-0.31)	0.00 (-1.06)	0.00 (-0.05)
利润率	0.03*** (6.03)	0.02*** (4.51)	0.02*** (5.24)	0.00 (1.09)	0.02*** (4.79)
税收负担率	0.00 (-0.28)	0.00 (-0.74)	-0.01 (-1.66)	0.00** (2.41)	-0.01** (-2.35)
人均资本	0.25*** (4.65)	0.21*** (4.66)	0.17*** (3.64)	0.03* (1.95)	0.00** (2.44)
人均主营业务收入	-0.02** (-2.41)	-0.02*** (-2.92)	-0.02*** (-4.16)	0.00 (-0.87)	0.00*** (-5.81)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	Y	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.05	0.04	0.03	0.02	0.03
样本量	440472	440472	440472	440472	440472

注：括号内的数值为经聚类校正（以省为单位）、稳健性标准误计算的 t 统计值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 2 的第 (5) 列是以企业的机器设备类固定资产投资率与厂房建筑物类固定资产投资率的差值 (DNfar3_4) 为被解释变量，“政策效应”变量的回归系数在 1% 水平上显著。这一结果表明，受 2009 年增值税转型改革影响的企业，其固定资产投资更多的用于机器设备。与对照组相比较，2009 年增值税转型改革，使得处理组企业的机器设备投资率与厂房建筑物类投资率的差值高出 2.45 个百分点。林毅夫和任若恩 (2007) 指出，发展中国家的企业技术进步，主要体现在其不断引进先进机器设备方面，属于包含在资本中的技术进步。由此可见，第 (5) 列的结果进一步表明，2009 年增值税转型改革使得企业的投资结构在改善，受影响企业更为重视更新机器设备以实现技术升级，而非投资于厂房建筑物以取得规模扩

^① 在表 4~表 9 的计量分析中，由于以 Nfar1 为因变量的计量分析结果与表 3 基本一致，为节省篇幅将不再报告。感兴趣的读者可向作者索取。

张。如前文所指出的，2009 年增值税转型改革仅允许机器设备类投资进项税抵扣，在政策设计上是为企业的机器设备类固定资产投资直接提供税收激励，其对厂房建筑物类投资的影响是间接的，税收激励的影响方向依赖于替代效应和扩张效应的相对大小。总体上看本文的计量检验结论与政策设计的导向是一致的。

表 2 中控制变量的计量分析结果也提供了有价值的发现。以 Nfar1、Nfar2 和 Nfar3 为因变量时，年末固定资产、利润率、人均资本的回归系数均在 1% 水平上显著为正，表明规模越大的企业，盈利状况越好的企业和资本深化程度越高的企业，其投资率越高。这些结论与企业投资理论相吻合。不过，总利润和税收负担率对新增固定资产投资率的各项指标的影响均不显著。而人均主营业务收入的回归系数显著为负，其原因可能在于计量分析中已经控制了固定资产规模和人均资本。在固定资产规模和人均资本等条件相同的情况下，人均主营业务收入越高代表企业由于经营管理水平等内在因素导致的劳动生产率越高，因此更不依赖于固定资产投资。需要指出的是，以上所述包括年份哑变量在内的控制变量的回归结果，与表 3~表 9 中计量分析结果基本一致，差别仅在于系数大小和显著性程度^①。

表 3 全部样本以及工业部门增值税一般纳税人样本的计量结果

	全部企业样本				工业部门增值税一般纳税人样本			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4
政策效应	2.39*** (8.39)	2.30*** (8.14)	0.09 (1.01)	2.22*** (7.24)	2.67*** (7.05)	2.57*** (7.21)	0.10 (0.81)	2.47*** (6.57)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.04	0.02	0.03	0.03	0.05	0.03	0.03	0.03
样本量	512781	512781	512781	512781	301953	301953	301953	301953

注：同表 2；所有列均采用面板数据固定效应分析方法；企业特征变量包括企业固定资产净值的对数值、利润总额、利润率、税收负担率、人均资本和人均主营业务收入等。

表 3 变换了计量分析的样本范围，第 (1) ~ (4) 列为全部企业样本，第 (5) ~ (8) 列为工业部门增值税一般纳税人企业样本。与增值税一般纳税人样本比较，全部企业样本中处理组企业不变，但是将小规模纳税人和非增值税纳税人也纳入到对照组中，从而使每年的对照组企业增加约 2.4 万家；工业部门增值税一般纳税人样本中处理组企业和对照组均限定为工业企业，从而使数量均有所减少，每年总量减少约 4.3 万家^②。从表 3 可以看到，虽然变换了计量分析的样本范围，但政策效应变量的回归结果与表 2 是基本一致的。如以 Nfar2、Nfar3 为被解释变量的政策效应回归系数，均在 1% 水平上显著为正，仅全部企业样

① 限于文章篇幅，后文不再对控制变量的分析结果进行报告和讨论。读者如有需要，可向作者索取。

② 现有关于中国增值税转型试点改革的经验研究文献（聂辉华等，2009；聂海峰和刘怡，2009；Chen 等，2015；Cai 和 Harrison，2015），均采用的是国家统计局提供的工业企业数据，因此样本企业均是工业企业。表 4 的全部企业样本中，对照组中的非增值税纳税人大部分是服务业企业。

本在数值上较表3的结果略小一些。第(3)列和第(7)列以新增厂房建筑物投资率为被解释变量的计量分析中,政策效应的回归系数均较小且不显著。表3的结果说明,扩大对照组企业的范围或将对对照组和处理组限定在工业部门,依然可以发现2009年增值税转型改革促进了企业的机器设备类固定资产投资,但对厂房建筑物投资的影响不明显。将样本限定在工业部门的结果,与相关文献(聂辉华等,2009;聂海峰和刘怡,2009;Chen等,2015;Cai和Harrison,2015)利用国家统计局工业企业调查数据进行研究的结论也是一致的。以DNfar3₄为因变量的第(4)列和第(8)列结果同样表明,2009年增值税转型改革使得受影响企业更倾向于投资机器设备。

表4提供了删除若干特定企业后进行计量分析的结果。首先,在表2的控制组企业中,大约3300家企业自2008年开始才纳入增值税转型试点范围。这些企业在2007年被识别为对照组企业,2008年、2009年被识别为处理组企业。这些企业的存在可能干扰对2009年增值税转型政策效应的识别。为此,表4的第(1)~(4)列给出的是删除这些企业之后再行进行计量分析的结果。此时所有样本企业究竟是属于处理组,还是属于控制组,在三年内是一致的。其次,本文依据相关政策文件,将外商投资企业识别为控制组,这与已有文献的处理不一致。为考察这种处理方式是否影响本文的结论,表4的第(5)~(8)列给出了将外商投资企业全部删除后,再进行计量分析的结果。从表4中可见,无论是删除2008年才开始纳入转型试点范围的企业,还是删除外商投资企业,以Nfar2、Nfar3以及DNfar3₄为被解释变量时,“政策效应”变量的回归系数在数值上与表2相比均变化较小,且均在1%水平上显著。不过,当删去外商投资企业,以Nfar4为被解释变量时,政策效应的回归系数显著为正,表明如不将外商投资企业纳入对照组,2009年增值税转型改革对企业厂房建筑物类投资的扩张效应大于替代效应。表4的结果显示,删除2008年纳入转型试点范围企业和删除外商投资企业,对于表3所显示的主要结论并无影响。

表4 删除特定企业后增值税一般纳税人样本的计量结果

	删除2008年纳入转型试点范围企业				删除外商投资企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3 ₄	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3 ₄
政策效应	2.67*** (7.79)	2.56*** (7.50)	0.11 (1.12)	2.45*** (6.66)	3.05*** (3.95)	2.55*** (3.32)	0.50*** (4.37)	2.05** (2.63)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
组内R ²	0.04	0.03	0.02	0.02	0.04	0.03	0.02	0.02
样本量	439654	439654	439654	439654	399807	399807	399807	399807

注:同表3。

总结表2~表4的计量分析结果可以发现,2009年增值税转型改革对于受影响企业的固定资产投资行为起到了明显的促进作用,使其新增经营类固定资产投资率提高2~3个百分点。但这种作用主要体现在机器设备类投资上,对于厂房建筑物类投资除删除外商投资企业

样本之外无显著影响。改革也使得受影响企业的固定资产投资结构在改善，其机器设备类固定资产投资率高于厂房建筑物类固定资产投资率。

五、稳健性检验及拓展分析

接下来主要从四个方面进一步讨论基本结论的稳健性问题：一是考虑使用双重差分分析方法最为重要的前提条件，事前时间趋势是否一致问题；二是部分企业当年无新增固定资产投资是否影响基本结论？三是是否因为调整了处理组企业 2009 年固定资产投资账面值才获得以上结论？四是国企和非国企对于增值税转型改革的反应是否存在不同？由此也可以讨论 2009 年的其他经济刺激计划是否影响结论。

1. 时间趋势问题的检验

处理组和控制组在改革之前是否具有共同时间趋势，是双差法得以成立的核心。我们遵循一般文献的做法，采用“安慰剂”检验法来检验这一点，即假设改革发生在 2008 年，仅使用 2007 年与 2008 年两年的数据，按式（3）做计量分析。

表 5 的第（1）～（3）列是未控制产业年份交叉项、省份年份交叉项时的计量结果，“处理组×2008 年”的回归系数均显著为正，表明按照这种模型设定，处理组企业和对照组企业在 2009 年之前的固定资产投资变化趋势确有不同，共同时间趋势假设无法接受。表 5 的第（4）～（7）列是完全按照式（3）进行的计量分析，即在控制个体固定效应、年份固定效应的基础上，增加产业年份交叉项、省份年份交叉项作为控制变量。从结果可见，“处理组×2008 年”变量的回归系数数值较小，且均不显著。这说明，当计量模型设定允许不同产业、不同省份的企业，在不同年份有不同的固定资产投资趋势时，不能拒绝处理组企业 and 控制组企业的投资行为在改革之前具有共同趋势，因此式（3）的计量模型设定是适当的。

表 5 事前共同时间趋势的检验（2007 年、2008 年企业样本）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
因变量	Nfar2	Nfar3	Nfar4	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4
处理组×2008 年	1.19*** (2.97)	1.03*** (2.72)	0.15* (1.70)	0.35 (1.19)	0.28 (0.93)	0.07 (0.67)	0.21 (0.62)
2008 年哑变量	-2.74*** (-7.02)	-1.90*** (-5.25)	-0.85*** (-7.81)	3.28 (0.20)	1.12 (0.15)	2.16 (0.31)	-1.04 (-0.10)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	N	N	N	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	N	N	N	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.05	0.02	0.03	0.05	0.02	0.03	0.03
样本量	293648	293648	293648	293648	293648	293648	293648

注：同表 3。

当然，由于本文的数据年份较短，仅有改革之前的两年数据，以上“安慰剂”检验结果或有可能是偶然的。为此，我们还采用两类特殊的计量模型设定，再讨论处理组和控制组共同时间趋势问题。

首先是采用允许企业投资行为带有不可观测的个体特定时间趋势的固定效应模型（Fixed Effect-Fixed Trend 模型，简称为 FE-FT 模型）。伍德里奇（2005）以及安格里斯特

和皮施克（2012）详细讨论了 FE-FT 模型，并指出 FE-FT 模型适用的一个条件是有三期数据，本文符合这一要求。FE-FT 模型的基本设定与式（3）相同，差别仅在于假设影响企业投资行为的不可观测个体因素为 $\eta_i + g_{it}$ ，即除不随时间可变的 η_i 部分外（固定效应模型的假设），还包括随时间可变但有固定趋势的 g_{it} 部分^①。由于 FE-FT 模型允许每个企业的投资行为有特定的时间趋势，因此所谓处理组和控制组的不同时间趋势就已被控制，不应影响政策效应变量的回归结果。在具体操作中，首先要将所有变量进行差分运算，消去 η_i ，同时 g_{it} 仅留下 g_i ，然后按面板数据固定效应方法进行计量分析。

FE-FT 模型的具体结果见表 6 的第（1）～（4）列。从表 6 中可见，以 Nfar2 和 Nfar3 为因变量时，政策效应变量的回归系数均在 1% 的水平上显著为正，只是数值上较表 3 的结果小；当以 DNfar3_4 为因变量时，政策效应回归系数在 1% 水平上显著为正。这些结果与表 2 的结论是一致的。当以 Nfar4 为因变量时，回归系数甚至在 5% 的水平上显著为负，说明 2009 年增值税改革甚至让受影响企业减少了厂房建筑物类投资。总体来看，FE-FT 模型的结果依然支持本文的基本结论，2009 年增值税转型改革促进了企业以机器设备为主体的固定资产投资，但对厂房建筑物类固定资产投资未发现促进作用。

表 6 时间趋势问题的其他模型设定检验

	FE-FT 模型				控制处理组时间趋势的 FE 模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4
政策效应	1.42*** (3.46)	1.72*** (4.21)	-0.30** (-2.45)	2.11*** (4.04)	2.20*** (5.51)	2.17*** (4.96)	0.02 (0.17)	2.15*** (4.13)
处理组时间趋势	—	—	—	—	0.33 (1.10)	0.27 (0.87)	0.06 (0.59)	0.20 (0.59)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	N	N	N	N
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.07	0.04	0.03	0.03	0.04	0.03	0.02	0.03
样本量	293648	293648	293648	293648	440472	440472	440472	440472

注：同表 3；其中第（1）～（4）列均为差分。

其次是在式（3）计量模型设定的基础上，以控制处理组时间趋势，代替控制时间固定效应。具体做法是将“处理组×年份”变量加入到式（3）中，再选择固定效应分析方法进行分析。其经济含义是允许处理组企业、控制组企业分别作为一个整体有不同的发展趋势，且假设这种趋势可以外推到改革之后的年份^②。从表 6 的第（5）列、第（6）列、第（8）列结果来看，政策效应变量的回归系数均在 1% 水平上显著为正，数值上与表 2 的结果也较为接近；第（7）列显示政策效应变量回归系数不显著。因此可以说，采用控制处理组时间

① 如 $g_i=0$ ，则 FE-FT 模型就退化成普通的固定效应模型（FE 模型）。

② 这种思路类似于 FE-FT 模型。差别在于将处理组、控制组分别作为一个整体，认为其有特定的时间趋势，从而减少了解释变量的个数，因此模型可以按常规的固定效应分析方法进行分析，还可以加入“产业年份交叉项”“区域年份交叉项”。

趋势的 FE 模型所得结论与表 2 的基本结论是一致的。

2. 部分企业当年无新增固定资产投资

与已有基于国家统计局工业企业数据库进行研究的文献不同，本文利用全国税收调查数据的优势，在于采用当年新增固定资产指标来衡量企业的投资行为^①。但在全国税收调查数据中，每年均大约有 30%~40% 的企业，其各类新增固定资产投资指标的数值显示为零。也就是说，每年大约有 30%~40% 的企业未发生本文界定的固定资产投资活动。因变量大量为 0 值有可能干扰基于式 (3) 进行的计量检验结果的稳健性。为此我们采用两种方式做进一步检验：一是将因变量转换为 0-1 变量，企业当年各类新增固定资产投资大于 0 则取值为 1，否则取值为 0，然后采用 XTLogit 模型进行计量分析；二是仅保留 Nfar2、Nfar3、Nfar4 为正值的样本企业，再按式 (3) 进行计量分析。

利用 XTLogit 模型得到的实证分析结果见表 7 的第 (1)~(3) 列。由表 7 可见，当以当年新增生产经营用固定资产、机器设备类固定资产、厂房建筑物类固定资产的 0-1 变量 Nfadum2、Nfadum3、Nfadum4 为被解释变量进行计量分析时，政策效应的回归系数均在 1% 的显著性水平上显著为正，表明 2009 年增值税转型改革确实使受影响企业进行包括机器设备类、厂房建筑物类在内的新增固定资产投资的概率均增加。当仅保留各类当年新增生产经营用固定资产投资为正值的样本企业时，按式 (3) 进行计量分析的结果见表 7 的第 (4)~(7) 列。从表 7 中可见，此时样本观测值数量均大幅下降。当以 Nfar2、Nfar3 为因变量时，政策效应的回归系数均在 1% 的显著性水平上为正；当以 Nfar4 为因变量时，政策效应的回归系数为负且在 10% 的水平上显著。这表明，当仅保留当年新增固定资产投资为正值的样本企业时，研究发现 2009 年增值税转型改革促进了受影响企业的机器设备类固定资产投资率，但减少了厂房建筑物类固定资产投资。显然，无论是采用 XTlogit 模型，还是仅保留因变量为正值的样本，都不影响前文的主要结论，即 2009 年增值税转型促进了企业以机器设备类固定资产为主体的投资行为。

表 7 对部分企业当年无新增固定资产投资问题的稳健性检验

	XTlogit 模型			仅保留因变量为正值样本			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
因变量	Nfadum2	Nfadum3	Nfadum4	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4
政策效应	0.06*** (15.06)	0.06*** (17.07)	0.02*** (5.50)	1.53*** (4.03)	2.00*** (6.11)	-1.07* (-1.99)	3.75*** (7.06)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.02	0.03	0.03	0.08	0.04	0.10	0.08
样本量	440472	440472	440472	217395	193623	71299	71299

注：同表 3。

^① 国家统计局工业企业数据库中有关企业固定资产投资的指标，仅有“年末固定资产”等会计指标。因此这些文献（聂辉华等，2009；聂海峰和刘怡，2009；Chen 等，2015；Cai 和 Harrison，2015）只能采取“本年固定资产净值减去上年固定资产净值”的方式计算企业固定资产。

结合表7中第(6)列和第(3)列的计量分析结果可以推测,改革使得受影响企业的厂房建筑物类固定资产投资率显著增加,这是扩张效应的体现。但如将计量分析限制在进行厂房建筑物类固定资产投资的企业范围内,则改革对厂房建筑物类投资率的影响是负的;如以DNfar3_{_4}为因变量,政策效应回归系数高于表2的结果达到3.75且在1%水平上显著,表明替代效应很显著。正是因为扩张效应和替代效应的综合作用,使得我们无法从总体上观察出改革对于企业厂房建筑物类固定资产投资的影响。

3. 不调整处理组企业2009年固定资产投资账面值

在表2~表7的计量分析中,我们将处理组企业2009年新增固定资产被抵扣的进项税加回,以与2008年、2007年可比。虽然这一调整对于增加计量分析的准确度是必要的,但由此带来的一个疑问是,上文的计量分析结果,是否因为处理组企业2009年的新增固定资产记账值额外增加了进项税?

为回答这一疑问,表8提供了不进行固定资产进项税调整时的计量分析结果^①。表8的第(1)~(4)列,是使用各类新增固定资产的原始账面值计算投资率及机器设备与厂房建筑物类投资率差值时的计量结果。可以发现,此时政策效应变量的回归系数依然在1%的水平上显著,只是在数值上比表2的结果略有下降。这说明,前文有关增值税转型改革提供的税收激励促进了企业投资,尤其倾向于机器设备类固定资产投资的结论是稳健的,并非是因为将机器设备类固定资产投资进项税加回账面值所致。表8的第(5)~(7)列是使用各类新增固定资产的原始账面值取对数作因变量时的计量结果^②。结果也显示,政策效应变量的回归系数均在1%的水平上显著为正。这进一步说明无论是以投资率还是以对数值为因变量,增值税转型促进了企业投资的结论是稳健的。

表8 不调整处理组企业固定资产投资会计记账时的计量结果

	原始账面值计算投资率				原始账面值取对数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
因变量	Ornfar1	Ornfar2	Ornfar3	DOrnfar3 _{_4}	Orlnnfa1	Orlnnfa2	Orlnnfa3
政策效应	2.46*** (7.37)	2.11*** (5.86)	1.99*** (5.86)	1.88*** (5.36)	0.40*** (8.27)	0.36*** (6.16)	0.35*** (5.22)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
组内R ²	0.05	0.04	0.03	0.03	0.05	0.04	0.03
样本量	440472	440472	440472	440472	440472	440472	440472

注:同表3。

4. 国有企业和非国有企业对税收激励反应的差异

受数据约束,本文仅能利用2007~2009年企业数据来识别2009年增值税转型改革的政策

^① 表8未包含厂房建筑物类固定资产投资的计量分析结果,是因为其在2009年改革时不允许进项税抵扣,在前文所有计量分析中均未作调整。

^② 为解决部分企业各类新增固定资产投资额为0导致取对数值无意义的问题,我们对所有企业的新增固定资产投资值均加上1。

效应。但 2007~2009 年恰是全球金融危机对中国发生影响的时期，尤其是 2009 年全面铺开的“四万亿”经济刺激计划对于企业投资行为的影响也非常大。那么，前文基于双差法分析所发现的“处理组企业 2009 年新增固定资产投资率相对上升的结论，是否来自于“四万亿”经济刺激计划的其他措施，特别是与之相伴随的信贷宽松政策，而非来自于增值税转型改革呢？

本文按照是否受 2009 年增值税转型改革影响来界定处理组企业和对照组企业。按照双差法的原理来分析，只要经济刺激计划的其他措施以及信贷宽松政策并非特定作用于处理组企业或对照组企业，都不应影响前文的分析结论。或者说，只要各类经济刺激计划与 2009 年增值税转型改革的受益范围并非一致，是否属于处理组企业与是否直接受益于各类经济刺激计划、是否受益于信贷宽松政策没有对应关系，我们设定的“政策效应”变量就能很好地捕捉到增值税转型改革的效果。

对于这一问题，一个补充说明是区分国有企业和非国有企业分别进行计量检验。樊纲和霍普（2013）发现，2008 年国有企业获得的银行贷款为 10.77 万亿元，而 2009 年快速增长到 17.67 万亿元；与之对比，非国有企业 2008 年获得的银行贷款为 19.57 万亿元，而 2009 年仅增加到 22.3 万亿元。由此他们指出，国有企业在信贷方面更为受益于 2009 年的经济刺激计划。就本文的研究主题而言，存在一种可能，处理组企业中国有企业比重高于非国有企业，从而导致“政策效应”变量回归系数体现的不仅是增值税转型改革的效果，还包括了国有企业所享有的额外的信贷优势。为此，表 9 分别给出了仅以非国有企业（第（1）~（4）列）、国有企业（第（5）~（8）列）为样本的计量检验结果。可以看到国有企业的样本数量明显较少。当以 Nfar2、Nfar3 为因变量时，政策效应变量的回归系数均在 1% 或 10% 的水平上显著为正，且系数相差不大。当以 Nfar4 为因变量时，可以看到政策效应变量的回归系数均不显著，国有企业样本时符号甚至为负。这表明，即使将国企和非国企分开来分析，2009 年增值税转型改革显著促进企业机器设备类以及总的生产经营用固定资产投资，但对厂房建筑物类投资影响不显著的结论依然成立。当以 DNfar3_4 为因变量时，政策效应的回归系数在 1% 水平上显著为正，表明国有企业和非国有企业在税收激励下均是倾向于增加机器设备类投资。因此，虽然 2009 年增值税转型改革与大规模经济刺激计划是同步实施，但并没有发现经济刺激计划其他措施干扰“政策效应”变量识别结果的证据。

表 9 区分国有企业与非国有企业的计量检验

	非国有企业				国有企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3_4
政策效应	2.64*** (7.82)	2.53*** (7.64)	0.12 (1.06)	2.41*** (6.72)	2.29* (1.77)	2.88*** (2.76)	-0.59 (-1.36)	3.48*** (3.69)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.04	0.03	0.02	0.03	0.04	0.03	0.04	0.03
样本量	407075	407075	407075	407075	33397	33397	33397	33397

注：同表 3。

表 10 采用三重差分法, 进一步考察国有企业针对增值税转型改革的反应是否有所不同。具体做法是: 在式 (1) 计量模型中加入“国企×处理组”“国企×改革年份”“国企×处理组×改革年份”三个变量。“国企×处理组×改革年份”的回归系数, 度量的是国企相对于非国企, 对 2009 年增值税转型改革反应的差异之处。从表 10 可见, “政策效应”变量的回归系数与前文相比较变化较小, 当以 Nfar2、Nfar3 和 DNfar3 _4 为因变量时均在 1% 水平上显著为正; 以 Nfar4 为因变量时不显著。这说明本文的基本结论并不受对国有企业做特别处理的影响。当以 Nfar2 和 Nfar3 为因变量时, “国企×处理组”的回归系数显著为负, 表明国有企业整体上设备投资率较低; 同时, “国企×处理组×改革年份”的回归系数均不显著, 表明国有企业的政策效应并没有显著不同。不过, 当以 Nfar4 为因变量时, “国企×改革年份”的回归系数显著为正, 说明国有企业在 2009 年确实存在加大厂房建筑物投资力度以取得规模扩张的现象, 这可能是其信贷优势的体现; 但“国企×处理组×改革年份”的回归系数为负且微弱显著, 说明这并非是由增值税转型改革提供的税收激励所导致的。

表 10 国企政策效应三重差分法计量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	Nfar2	Nfar3	Nfar4	DNfar3 _4
处理组×改革年份 (政策效应)	2.68*** (7.75)	2.56*** (7.54)	0.12 (1.09)	2.44*** (6.65)
国企×处理组	-0.68* (-1.94)	-0.49** (-2.14)	-0.19 (-0.86)	-0.30 (-1.07)
国企×改革年份	1.29 (1.59)	0.01 (0.01)	1.28** (2.61)	-1.27 (-1.01)
国企×处理组×改革年份 (国企×政策效应)	-0.77 (-0.93)	0.12 (0.13)	-0.89* (-1.98)	1.02 (0.85)
企业特征变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
产业年份交叉项	Y	Y	Y	Y
省份年份交叉项	Y	Y	Y	Y
组内 R ²	0.04	0.03	0.02	0.02
样本量	440472	440472	440472	440472

注: 同表 3。

总体说来, 分样本的计量结果显示, 面对增值税转型改革提供的税收激励, 国有企业与非国有企业在投资行为的反应并无显著差异。采用三重差分方法所得的结果表明, 国有企业与非国有企业相比较, 面对增值税转型改革的税收激励, 其机器设备投资行为并没有显著差异; 但 2009 年“四万亿”刺激计划确实使国有企业在厂房建筑物类投资方面更为积极。不过, 这一结果并非是因为增值税转型改革提供的税收激励。

六、结论及政策讨论

本文采用“全国税收调查”企业数据, 评估了中国 2009 年全国范围全行业推开的增值税转型改革, 对于企业固定资产投资行为及其结构的影响。研究发现, 改革显著促进了企业的机器设备类固定资产投资, 但对厂房建筑物类投资的作用不明显; 改革使得受影响企业机器设备类与厂

房建筑物类固定资产投资率之差更为显著，企业投资结构在改善。这些结论可以通过多方面的稳健性检验。这些研究发现，既是有关税收激励对企业投资行为影响领域文献的有益补充，又有助于我们从企业层面深入认识作为中国经济刺激计划重要组成部分的结构性减税政策的经济影响。

按照公开的政策文件表述，推进增值税转型改革的政策目标还包括“鼓励企业技术改造”^①。林毅夫和任若恩（2007）指出，发展中国家的企业技术进步，主要体现在其不断引进先进机器设备方面，属于包含在资本中的技术进步。企业可以通过消化吸收内含于新设备的先进技术，逐步增强其自身的自主创新能力。中国作为一个发展中大国，企业的技术改造乃至技术进步，在当前发展阶段必然主要体现在机器设备类固定资产的投资上。因此，本文的研究发现，改革促进了企业的机器设备投资，在一定程度上表明通过增值税转型改革“鼓励企业技术改造”的政策目标取得了积极进展。

以上研究发现，对于讨论如何实现中国增值税的完全转型问题也有启发意义。按照国务院的部署，建筑业将在2016年5月1日纳入“营改增”范围，由此房屋建筑物类固定资产投资包含的进项增值税将纳入抵扣范围，从而使企业的所有固定资产投资包含的进项税均可以抵扣。本文认为，从当前中国的经济形势出发，也可考虑不允许企业房屋建筑物投资抵扣，而是将机器设备类固定资产投资包含的进项税抵扣比例，由现有的100%提高到150%左右，大致能实现与房屋建筑物类投资纳入抵扣链条相当的减税效果。按照本文的研究结论，这一方案将会进一步激励企业加大机器设备类固定资产投资力度，从而更为有利于促进企业的技术改造和转型升级。

参 考 文 献

- [1] Auerbach A. J., Hassett K., 2009, *Taxes and Business Investment: Lessons from the Past Decade* [A], In: Viard A. (Ed.), *Tax Policy Lessons from the 2000s* [C], AEI Press.
- [2] Cai J., Harrison A. E., 2015, *The Value-Added Tax Reform Puzzle* [R], NBER Working Paper, No. 17532.
- [3] Chen Y., He Z., Zhang L., 2015, *The Effect of Investment Tax Incentives: Evidence from China's Value-Added Tax Reform* [EB/OL], <http://ssrn.com/abstract=1918579/2015-3-10>.
- [4] Cummins J. G., Hassett K. A., Hubbard R. G., 1994, *A Reconsideration of Investment Behavior Using Tax Reforms as Natural Experiment* [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, 25 (2), 1~74.
- [5] Ebrill L., Keen M., Bodin J. P., Summers V., 2001, *The Modern VAT* [M], Washington: International Monetary Fund.
- [6] Goolsbee A., 2004, *Taxes and the Quality of Capital* [J], *Journal of Public Economics*, 88 (3~4), 519~543.
- [7] Hassett K. A., Hubbard R. G., 2002, *Tax Policy and Business Investment* [A], In: Auerbach A. J., Feldstein M. (Eds.), *Handbook of Public Economics* [C], Elsevier, 1293~1343.
- [8] Heckman J., Hotz V. J., 1989, *Choosing among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training* [J], *Journal of the American Statistical Association*, 84 (408), 862~874.
- [9] House C. L., Shapiro M. D., 2008, *Temporary Investment Tax Incentives: Theory with Evidence from Bonus Depreciation* [J], *American Economic Review*, 98 (3), 737~768.

① http://www.gov.cn/gzdt/2009-03/06/content_1252229.htm.

- [10] Jorgenson D. W. , Hall R. E. , 1967, *Tax Policy and Investment Behavior* [J], *American Economic Review*, 57 (3), 391~414.
- [11] Khandker S. R. , Koolwal G. B. , Samad H. A. , 2010, *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices* [M], Washington: World Bank Publications.
- [12] Pischke J. S. , 2007, *The Impact of Length of the School Year on Student Performance and Earnings: Evidence from the German Short School Years* [J], *Economic Journal*, 117 (523), 1216~1242.
- [13] Smart M. , Bird R. M. , 2009, *The Impact on Investment of Replacing a Retail Sales Tax with a Value-Added Tax: Evidence from Canadian Experience* [J], *National Tax Journal*, 62 (4), 591~609.
- [14] Yagan D. , 2015, *Capital Tax Reform and the Real Economy: The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut* [J], *American Economic Review*, 105 (12), 3531~3563.
- [15] 乔舒亚·安格里斯特、斯特芬·皮施克:《基本无害的计量经济学:实证研究者指南》[M], 郎金焕、李井奎译, 格致出版社, 2012。
- [16] 陈烨、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], 《经济研究》2010年第9期。
- [17] 樊纲、尼古拉斯·霍普:《国有企业在中国经济中的作用》[EB/OL], http://www.chinausfocus.com/wp-content/uploads/2013/05/2022-Part-1__sc.pdf/2015-3-10.
- [18] 林毅夫、任若恩:《东亚经济增长模式相关争论的再探讨》[J], 《经济研究》2007年第8期。
- [19] 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年第5期。
- [20] 聂海峰、刘怡:《增值税转型对投资和就业的影响——中部地区增值税转型效果评价》[R], 中国公共经济学论坛暨公共经济与管理国际会议, 2009。
- [21] 汪德华、杨之刚:《增值税“扩围”——覆盖服务业的困难与建议》[J], 《税务研究》2009年第12期。
- [22] 伍德里奇:《横截面与面板数据的经济计量分析》[M], 王忠玉译, 中国人民大学出版社, 2005。

Can Indirect Tax Investment Deduction Improve Enterprise Investment Structure ?

Wang Dehua

(National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: China's VAT reform provides a good opportunity to research the impact of the indirect tax reform on the firm fixed assets investment and structure. Using DID method and the enterprise datas form 2007 to 2009, We find that the VAT reform in 2009 significantly increases business investment in fixed assets, specifically enhances the investment on machinery and equipment, but not the investment on plants and buildings. Reform makes the difference between the investment rate of machinery equipment and plant buildings more significant, and the investment structure of enterprise is improved. We also find that the non state-owned enterprises and state-owned enterprises are not different in terms of machinery and equipment investment, but state-owned enterprises are more positive in the buildings investment in 2009. The result of triple differential analysis method shows that it is not the effect of the reform.

Key Words: Value-added Tax Reform; Fixed-asset Investment; Difference-in-Difference

JEL Classification: H25; H32; G31

(责任编辑: 焦云霞)