

税负与企业投资：基于“营改增”的实证研究

朱树彦
中央财经大学
2019 年 1 月

内 容 摘 要

定量评估税负对企业投资的影响具有重要的现实意义。基于 2009-2015 上市公司的微观数据，本文实证检验了“营改增”带来的税负变动对企业投资的影响。研究发现：企业的流转税税负降低一个百分点，企业总投资增加 10.98%，净投资增加 4.57%；“营改增”显著促进了企业总投资增加 1.83%，净投资增加 0.86%；减税对融资约束较紧的中小规模私企投资的促进作用更为显著。这表明减税能通过缓解企业的融资约束从而促进企业投资。

关键词：企业税负 企业投资 营改增

ABSTRACT

This paper investigates how the tax reform promotes firm investment and alleviates financing constraints. We exploit VAT reform starting from 2012 as exogenous shocks and uses listed companies to make fixed effect regression analysis. Our empirical evidences reveal that (1) turnover tax burden of enterprises decreased by 1%, the total investment of enterprises increased by 10.98%, net investment increased by 4.57%; (2) VAT reform significantly promoted the total investment of enterprises increased by 1.83%, net investment increased by 0.86%; (3) the promotion effect of tax cuts is more significant for small and medium-sized private enterprises with tighter financing constraints. This suggests that tax cuts can boost firm investment by easing corporate financing constraints.

KEY WORDS: tax burden firm investment VAT reform

目 录

一、绪论..... 1

 （一）研究背景..... 1

 （二）研究内容和研究方法..... 1

 （三）研究意义..... 1

 （四）研究创新点..... 2

二、文献综述..... 3

 （一）税收负担对企业投资的影响的相关文献..... 3

 （二）“营改增”的相关文献..... 3

 （三）对现有研究的评述..... 4

三、理论分析和研究假说..... 5

 （一）税收负担的相关理论..... 5

 （二）企业投资的相关理论..... 5

 （三）“营改增”的制度背景..... 5

 （四）研究假说..... 7

四、数据和研究设计..... 8

 （一）数据和变量说明..... 8

 （二）描述性统计..... 14

 （三）实证模型..... 15

五、实证检验..... 17

 （一）基准回归：固定效应模型..... 17

 （二）内生性问题的进一步考虑..... 17

 （三）稳健性检验..... 20

 （四）异质性分析..... 22

六、结论..... 25

税负与企业投资：基于“营改增”的实证研究

一、绪论

（一）研究背景

税收政策工具被广泛地运用于稳增长、调结构，而减税成为当前各国的重要选项。美国《减税和就业法案》于 2018 年 1 月起开始实施，将美国的企业所得税由 35% 大幅降至 21%；而中国自 2018 年 5 月 1 日起，下调了部分行业的增值税税率。

我国经济已经进入“新常态”，在深入推进供给侧结构性改革的过程中，如何发挥好税收政策的调控作用、实现中国经济的平稳换挡更是学界关心的焦点问题。

理论上来说，减税可以在多个方面影响宏观经济。第一，减税可以减少价格扭曲，提高资源配置效率；第二，减税可以促进企业投资，扩大总需求，提振经济；第三，税收政策指向性强，能够促进产业结构调整，平衡区域间发展差距（申广军 等，2016）。

（二）研究内容和研究方法

本文研究的问题是减税能否促进企业投资，减税对企业投资的影响在不同企业间是否存在差异，以及减税通过何种渠道促进企业投资。要回答这些问题，面临着潜在的内生性问题。比如：是否可能存在某些因素同时影响企业税负和投资？企业税负的测量误差是否存在？投资越多、资源配置效率越高的企业是否更有可能得到政府照顾和税收减免？

2012-2015 年在地区间、行业间逐步推广的“营改增”为本文的识别提供了极好的“自然实验”。本文尝试利用“营改增”的政策冲击以克服潜在的内生性问题，基于 2009 年-2015 年上市公司的微观数据，实证考察了减税对企业投资的影响。本文的研究发现：企业的流转税税负降低一个百分点，企业总投资增加 10.98%，净投资增加 4.57%；“营改增”显著促进了企业总投资增加 1.83%，净投资增加 0.86%；中小规模私企对减税的反应更为强烈。这些中小规模私企往往面临着较紧的融资约束，而减税能够改善企业的自由现金流量，这说明减税通过放松企业的融资约束促进了企业投资。

（三）研究意义

定量评估减税可能产生的政策效果，明确哪些企业对减税的反应更大，对于更合理地运用税收工具、更精准地加强宏观调控具有重要的现实意义。本文的研究阐明了“营改增”如何通过降低税负、缓解企业的融资约束促进了企业投资，具有一定的创新性。

（四）研究创新点

本文可能的贡献在于：一、利用 2012-2015 年在地区间、行业间逐步推广的“营改增”作为政策冲击，尝试构建企业实际流转税税负的工具变量，缓解了潜在的内生性问题，为更好地识别了减税与企业投资之间的因果关系提供了思路；二、本文详细分析了不同企业对减税的异质性反应，并从中梳理出减税影响企业投资的机制。

本文其余部分安排如下：第二部分回顾了相关文献；第三部分通过理论分析提出了本文的研究假说，并由制度背景引出本文的研究设计；第四部分详细说明了本文所采用的数据和实证策略；第五部分进行实证检验，并解释了减税对企业投资的影响；最后是本文的结论。

二、文献综述

（一）税收负担对企业投资的影响的相关文献

围绕税收对企业投融资的影响，学者们进行了大量实证研究。

国外的研究中，Hall & Jorgenson（1967）分析了税收政策对企业投资行为的影响，并检验了美国战后税收政策调整的效果。Alstadsater 等（2017）利用 2006 年瑞典税改分析了股息税减税对投资的影响，发现对于现金紧张的企业，减税对投资的影响更大。House & Shapiro（2008），Zwick & Mahon（2017）检验了折旧税前扣除政策的变动对企业投资的影响，后者详细分析了这一政策在不同企业之间效果的异质性。然而，中国企业对税收激励的反应并未得到充分的研究。

在国内的研究中，部分学者探讨了增值税转型改革对企业行为的影响。在这些研究中，聂辉华等（2009）评估了增值税转型改革对企业投资、研发、雇佣的影响。罗宏、陈丽霖（2012）研究了增值税转型改革对企业融资约束的影响，发现税负降低能够通过缓解内源性融资从而改善企业的融资约束。许伟、陈斌开（2016），申广军等（2016）利用 2004-2009 年增值税转型改革研究了减税对企业投资的影响，定量评估了企业税负对投资的影响。

（二）“营改增”的相关文献

2012 年“营改增”试点开启后，学界从不同视角开展了诸多研究。

在产业分工上，研究发现“营改增”促进了服务业企业的专业化分工（陈钊、王旻，2016；范子英、彭飞，2017）。在生产率上，研究发现服务业“营改增”促进了以劳动生产率和全要素生产率提高表征的制造业升级（李永友、严岑，2018）。

本文尤为关注的是“营改增”对企业税负的影响。理论上，增值税对增值额进行增税，对于企业投入的原材料、购入的设备和服务，可以通过进项税抵扣。因此，进行了“营改增”的企业税负应该有所降低，但实证上的发现却有所不同，比如：王玉兰、李雅坤（2014）发现“营改增”后，交通运输企业增值税一般纳税人税负增加，而曹越、李晶（2016）发现“营改增”并未显著影响试点公司的流转税税负。范子英、彭飞（2017）为后“营改增”时期看似不合理的税负变动现象提供了一种解释。他们发现由于“营改增”采取的是分地区、分行业的“分步式”改革策略，“营改增”减税效应的实现一方面依赖于上游企业属于增值税企业，同时也需要本企业与上游增值税行业具备足够的关联；只有这样才能获得足够多的进项抵扣来源。因此，他们从产业关联的视角切入，发现“营改增”的减税效果主要作用于那些与增值税行业联系紧密的行业。

（三）对现有研究的评述

关于税收负担对企业投资的影响，研究大多采用微观面板数据，发现增值税转型改革带来的税负降低在不同程度上促进了企业投资。相比于宏观层面的时间序列数据，企业层面的微观面板数据包含了更多的个体异质性，从而能更加细致地识别政策对企业投融资的影响。

在有关“营改增”的研究中，部分学者采用双重差分法研究了“营改增”对企业投资的促进作用（李成、张玉霞，2015；刘柏、王馨竹，2017）。双重差分方法是评估政策效果的有力工具，但不足之处在于，相比于结构性模型，它不能估计减税的异质性影响，也无法测算企业投资对税负的弹性。

与之前的研究不同，本文利用范子英、彭飞（2017）的发现，仿造许伟、陈斌开（2016）和申广军等（2016）的做法，尝试从产业互联的视角构造工具变量以识别减税对企业投资的影响。实证方法将在第四部分详细阐述。

三、理论分析和研究假说

（一）税收负担的相关理论

如何衡量企业税负是研究中面临的问题之一。以往的研究中，具有代表性的是刘骏和刘峰（2014）的方法，用企业支付的各项税费和税费返还之差衡量企业税负。这一指标可以较全面地反映企业税负，但“营改增”影响的税种仅限于增值税和营业税，因此这一度量方法无法准确衡量改革带来的实际税负变化。要衡量企业的增值税和营业税的税负率，可行的办法是根据已知税额倒推出流转税。具体做法将在第四部分中详细说明。

（二）企业投资的相关理论

一方面，众多变量影响着企业投资。如企业规模（聂辉华 等，2009）、企业的资本结构（申广军 等，2016）等因素，本文在设置控制变量时考虑了这些因素。

另一方面，企业税负可以通过不同的渠道直接或间接影响企业投资。例如减税可以降低投资成本从而直接促进企业投资，也能通过改善企业现金流和估值，降低融资成本进而间接促进投资。本文在实证检验中，基于减税能够缓解中小规模私企的融资约束进行了异质性分析。

（三）“营改增”的制度背景

1994 年分税制改革以来，我国对制造业征收增值税、服务业征收营业税。营业税和增值税并存的局面不利于产品与服务的流通，也导致了重复征税的问题。

2012 年 1 月 1 日起，上海市选择了“1+6”行业正式启动了“营改增”试点工作。随后的几年中，“营改增”在地区和行业两方面逐渐扩围，为本文的识别提供了极好的“自然实验”。2012 年 9 月 1 日起，试点的“1+6”行业，由上海市分批扩大至八省市；一年之后，扩围到全国所有地区，并不断有新的行业纳入“营改增”试点范围。截止到 2015 年底，服务行业中只剩下建筑业、房地产业、金融业和生活服务业仍然缴纳营业税，这些行业于 2016 年 5 月开始实施“营改增”。

由于生产上的联系，制造业购买了较多的生产性服务。改革前，这些购入的服务不能作为进项抵扣；改革后，制造业购入的服务也纳入抵扣。因此，“营改增”降低了所有制造业企业的税负（范子英、彭飞，2017）。在研究设计上，本文采用了 2009 年-2015 年的服务业上市公司数据，将“1+6”行业和广播影视服务、铁路运输和邮政业、电信业作为实验组；将建筑业、房地产业、金融业和生活服务业作为对照组。“营改增”后，处理组税负的降低程度取决于该行业与上游增值税行业的关联程度，且与上游增值税行业联系越密切，“营改增”的减税效应越明显。

表 1：“营改增”试点行业与改革进程

试点地区	试点时间	试点行业	试点前营业税税率	试点后增值税税率
上海	2012 年 1 月 1 日	交通运输业：陆路运输、		
北京	9 月 1 日	水路运输、航空运输和管		交通运输业：11%
江苏、安徽	10 月 1 日	道运输服务；	交通运输业：3%	有形动产租赁：17%
福建、广东	11 月 1 日	现代服务业：研发和技术、	现代服务业：5%	除有形动产租赁之外的
天津、浙江、	12 月 1 日	信息技术、文化创意、物		的现代服务业：6%
湖北		流辅助、有形动产租赁和		
		鉴证咨询服务		
	2013 年 8 月 1 日	增加广播影视服务	5%	6%
	2014 年 1 月 1 日	增加铁路运输和邮政业	3%	11%
	6 月 1 日	增加电信业	3%	基础电信服务：11%， 增值电信服务：6%
全国范围	2016 年 5 月 1 日	增加建筑业、房地产业、	建筑业：3%	建筑业和房地产业：11%
		金融业和生活服务业	房地产、金融业和 生活服务业：5%	金融业和生活服务业：6%

注：这张表展示了“营改增”从 2012 年到 2016 年在地区、行业间逐渐扩围。本文采用的是 2009 年到 2015 年的数据。因此，2016 年才纳入“营改增”范围的行业将作为对照组（非试点行业），2015 年以前完成“营改增”的行业将作为实验组（试点行业）。

（四）研究假说

理论上，“营改增”使得服务业试点企业外购原材料、设备和应税服务得以抵扣进项税额，并且可以将应纳的销项税额通过“价外税”的模式转嫁给链条的下一环，如果增值税链条完整，实施“营改增”后的服务业企业的税负自然得以减轻。但正如范子英和陈飞（2017）指出，由于我国“营改增”采取的是先试点、在推广的渐进式改革策略，产业关联程度成为“营改增”后税负升降的重要因素。因此，本文提出假说 1：“营改增”降低了与增值税行业联系紧密的企业流转税税负。

关于企业税负的降低能否促进企业投资，研究者建立了大量理论模型进行预测，如 Jorgensen 提出的使用者成本模型。一般上看，减税可以降低投资成本从而直接促进企业投资，也能通过改善企业现金流和估值，降低融资成本进而间接促进投资（许伟、陈斌开，2016）。因此，本文提出假说 2：企业的流转税税负越低，企业的投资规模越大。

需要注意的是，企业是存在异质性的：即使是面临着相同的政策变量，不同企业受到的影响和做出的反应也是有差异的。而在中国的制度背景下，企业的所有权性质在很大程度上影响着企业的财务决策及其经济后果。国有企业预算“软约束”的存在以及其在获取资源方面所具有的先天优势，导致其融资约束相对宽松。所以，当面临税制改革时，税负降低对投资的促进效应也就没有非国企显现得强。由此，本文提出假说 3：国有企业的投资对流转税税负的敏感程度低于非国企。

同样，企业规模可能是另一个重要的异质性因素。一方面，规模较大的企业在债务融资、股权融资上都有优势，因而对减税可能更不敏感；另一方面，中小企业的“融资难、融资贵”问题尤为突出，减税可以使其融资约束的紧张局面得以改善。因此，本文提出假说 4：规模较大企业的投资对流转税税负的敏感程度低于规模较小的企业。

四、数据和研究设计

（一）数据和变量说明

本文所用的数据覆盖了2009到2015年^①服务业和交通运输业在沪深主板上市的722家公司，其中有323家纳入营改增范围。该数据主要来自国泰安CSMAR数据库、锐思RESSET数据库、中国知网等。

参照以往的研究，本文对数据进行了如下处理：（1）对所有连续变量（年龄、GDP增速除外）在0.5%和99.5%的水平上缩尾（winsorize）处理；（2）删除流转税税负 <0 或 >1 的样本^②，共9个；（3）删除2009-2015年间被证监会贴上ST或ST*标签的上市公司。表2展示了各个变量的定义和数据来源。

本文的被解释变量包括：（1）企业总投资，（2）企业净投资，（3）新增固定资产投资，（4）新增无形资产投资。对所有被解释变量取自然对数处理，主要是为了减小极端值的影响，使其更服从正态分布，同时便于解释。

本文的核心解释变量是企业的实际流转税税负。“营改增”前，企业缴纳营业税，而“营改增”后，改征增值税。所以，“营改增”的影响应表现为营业税比例的降低和增值税比例的提高（范子英、彭飞，2017）。因此，本文以企业实际缴纳的营业税与增值税之和与营业收入的比率衡量企业的流转税税负。

问题在于，上市公司的年报中缺少企业缴纳增值税的相关数据。本文采用范子英、彭飞（2017），曹越、李晶（2016）的做法，用教育费附加、地方教育费附加、城市维护建设税三项指标综合倒推流转税，以尽可能降低测量误差。教育费附加、地方教育费附加、城市维护建设税是根据企业缴纳的增值税、营业税和消费税之和乘以相应税率，因此只要确定相应税率，就能倒推出营业税和增值税之和。

流转税税负的具体计算过程如下：（1）如果教育费附加、地方教育费附加和城市维护建设税及相应税率都列示清晰，若存在单一税率，则分别相除，求出流转税总额，并

^① 数据的选取截止到2015年有两方面原因：一是实证策略的要求，本文将2016年后进行“营改增”的企业作为对照组，因此无法将时间继续向后延伸，否则就找不到合适的对照组；二是数据本身的限制，在国泰安数据库中，本文核心解释变量企业流转税负的相关数据截止到2016年。

^② 由于增值税抵扣链条的断裂，少数企业的营业收入确实可能低于营业税和增值税之和，即企业的流转税税负确实可能大于1。

取相差小于 10%的两个或三个结果求平均值；若税率列报不清晰，主要按地方教育费附加（一般为 1%或 2%）和教育费附加（3%）确定。（2）如果只列报了教育费附加和城市维护建设税（即地方教育费附加和教育费附加合并列报），若存在单一税率，则分别相除，求出流转税总额，如果差异小于 20%，则取平均值，差异大于 20%，主要按教育费附加确定；若税率列报不清晰，则主要按教育费附加确定，教育费附加在 2011 年以前 3%为主，2011 年及以后 5%为主^①。（3）经上述步骤计算出企业的流转税总额之后，减去实际缴纳的消费税^②，就是实际缴纳的营业税和增值税。再除以营业收入，即得到关键解释变量的测量。图 1、图 2 分别展示了解释变量和被解释变量的变动趋势。

^① 这一做法是因为：2011 年地方教育费附加税率作出了调整，税率为 2%。

^② 并非所有企业都需缴纳消费税，只有涉及到消费税征收范围（例如烟、酒、化妆品、成品油等消费品）的企业才缴纳消费税。

图 1：企业流转税税负变动趋势（2009-2015 年）

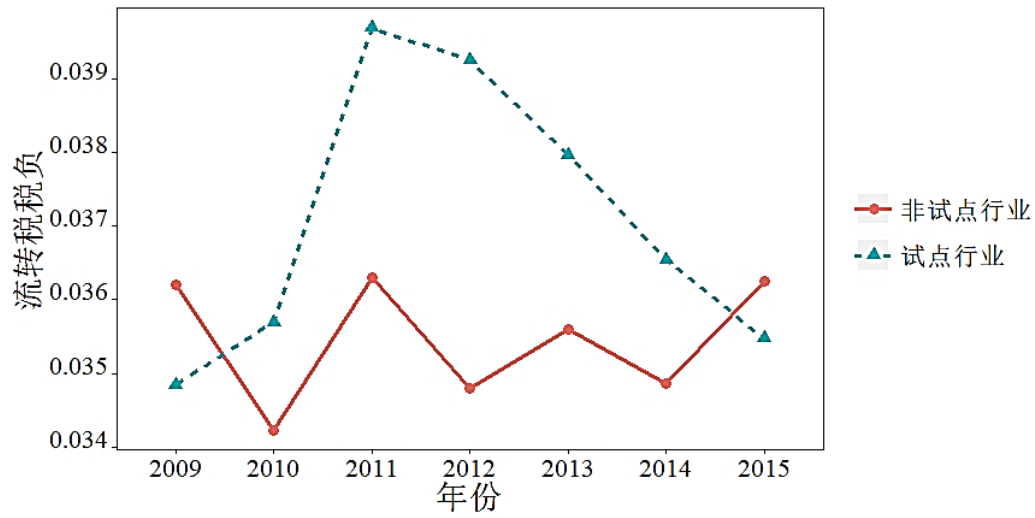
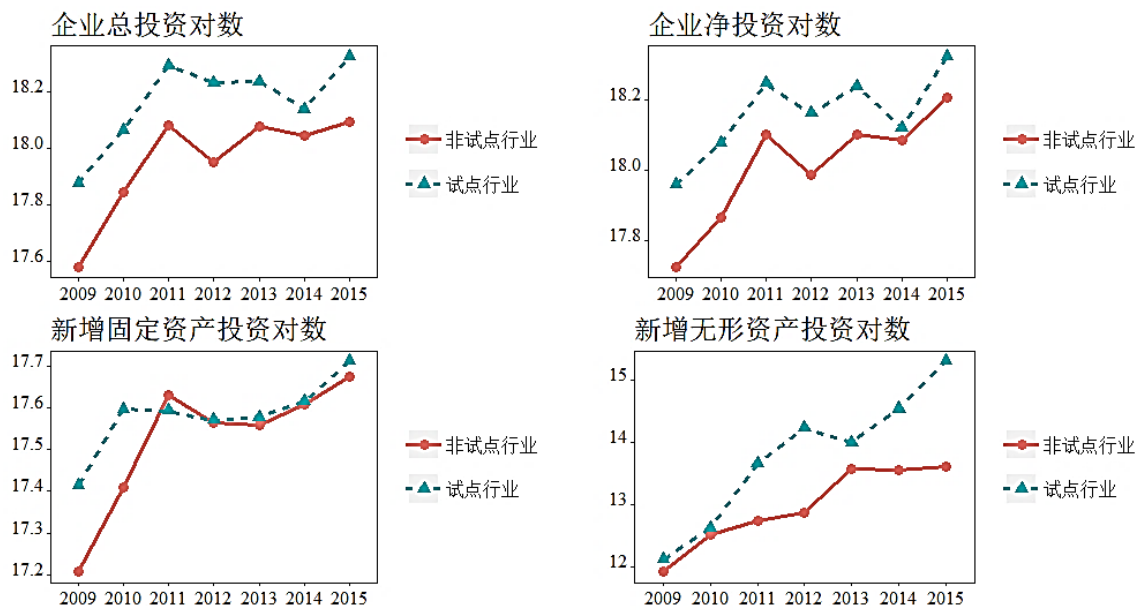


图 2：被解释变量（企业投资）变动趋势（2009-2015 年）



本文还在回归中加入了一系列控制变量。

首先，本文用企业期初总资产的自然对数衡量企业规模。因为企业投资和企业规模密切相关，规模较大的企业在投融资上具有相对优势（聂辉华 等，2009）。

其次，企业的资产负债率和企业的融资成本相关，资产负债率低的企业更容易以低成本获得外源性融资，因此更可能增加投资（申广军 等，2016）。

第三，企业的盈利能力和现金流刻画了企业内源性资金的丰富程度。内源性资金充足的企业更可能以低成本获得外部融资。因此，本文用营业利润除以营业收入的比值衡量企业的盈利能力，用本期现金和现金等价物的净增加额除以期初总资产的比重刻画企业的现金流状况，

第四，本文还控制了企业年龄，处于不同发展阶段的企业目标有所不同。比如新兴企业可能竞争压力大，急于扩张；而成熟期的企业投资更为稳健。

最后，所在省份的 GDP 增速刻画宏观环境的影响。GDP 增速高表明宏观环境较好，从而企业更有可能增加投资。

本文用“营改增”政策变量和与增值税行业关联程度的交互项作为企业流转税税负的工具变量。其中，“营改增”政策变量对试点企业在试点年份及以后取 1，否则取 0；某企业与增值税行业的关联程度用该企业所在行业的加权平均进项税率衡量，权数是该企业在行业对来自各个行业的中间投入所消耗的比例。

$$Wvat_{it} = \sum_{i=1}^{139} VAT_rate_{it} \times Direct_cons_i$$

it 分别表示行业（ $i=1, \dots, 139$ ）和年份（ $t=2009, \dots, 2015$ ）。 VAT_rate_{it} 表示中间投入行业 i 在 t 年适用的增值税税率，如果为营业税行业则税率为 0。 $Direct_cons_i$ 表示中间投入行业 i 的 2012 年直接消耗系数^①。具体而言，2012 年是“营改增”试点开启的年份，本文需要测算 2012 年之前，2012，2013，2014，2015 各年的加权进项税率。这一公式的测算可理解为：按照行业中间投入加权的进项税税率。

表 3 展示了各行业与上游增值税行业关联程度的测算结果。可以看出，总体来说，“营改增”试点行业的加权进项税率高于营业税行业。这说明生产性服务业与增值税行业联系较为紧密。

^① 采用 2012 年直接消耗系数是因为投入产出表的发布时间间隔较长，2012 年的直接消耗系数是目前可得的最新数据，且与本文其他数据覆盖的时间范围（2009 年-2015 年）最为接近。

表 2：主要变量定义及数据来源

变量	定义	来源
被解释变量		
企业总投资	购建固定资产、无形资产和其他长期资产支出的现金净额（自然对数）	国泰安数据库
企业净投资	购建固定资产、无形资产和其他长期资产支出的现金净额—处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额（自然对数）	
新增固定资产投资	固定资产的本期增加总额（自然对数）	
新增无形资产投资	无形资产的本期增加总额（自然对数）	
关键解释变量		
流转税税负	（实际缴纳的营业税+实际缴纳的增值税）/营业收入。其中，实际缴纳的营业税与增值税之和根据教育费附加、地方教育费附加、城市维护建设税除以相应税率，并减去消费税得到。	国泰安数据库
工具变量		
与增值税行业关联程度	139 部门直接消耗系数与对应行业增值税率（17%、13%、11%、6%、0%）的加权平均进项税率。	2012 年投入产出表、 国家税务总局
营改增政策	试点行业的企业在试点当年及以后取 1，否则取 0。	
控制变量		
总资产	期初总资产的自然对数	国泰安数据库
资产负债率	负债总额/资产总额（滞后一期）	
利润率	营业利润/营业收入（滞后一期）	
现金流	现金及现金等价物净增加额/期初总资产	锐思金融数据库
年龄	样本年份—注册年份	
GDP 增速	注册地所在省份的 GDP 增长率	
		中国知网

表 3：与上游增值税行业的关联程度：2009-2015 年均值

营业税行业		“营改增”行业	
农、林、牧、渔服务	0.049	铁路运输	0.048
房屋建筑	0.102	道路运输	0.058
土木工程建筑	0.095	水上运输	0.068
建筑安装	0.097	航空运输	0.086
建筑装饰和其他建筑服务	0.089	管道运输	0.051
批发和零售	0.014	装卸搬运和运输代理	0.066
零售业	0.014	仓储	0.072
住宿	0.057	邮政	0.045
餐饮	0.066	电信和其他信息传输服务	0.039
货币金融和其他金融服务	0.017	互联网和相关服务	0.054
资本市场服务	0.013	软件和信息技术服务	0.054
保险	0.014	租赁	0.052
房地产	0.008	商务服务	0.069
居民服务	0.038	研究和试验发展	0.065
其他服务	0.064	专业技术服务	0.060
教育	0.019	科技推广和应用服务	0.059
卫生	0.080	新闻和出版	0.061
文化艺术	0.032	广播、电视、电影和影视录音制作	0.035
体育	0.030	娱乐	0.039
均值	0.047	均值	0.057

注：作者在测算了各个行业各年按直接消耗系数加权的进项税率（与上游增值税行业的关联程度）后，这张表展示的是 2009-2015 年间各行业加权进项税率的均值。左侧的行业在样本期间一直缴纳营业税，是本文的对照组（非试点行业）；右侧的行业在样本期间进行了“营改增”，是本文的实验组（试点行业）。

（二）描述性统计

表 4：描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
总投资 (log)	4,574	18.06	2.405	0	24.11
净投资 (log)	4,359	18.10	2.310	0	23.99
新增固定资产投资 (log)	4,575	17.55	2.644	0	24.02
新增无形资产投资 (log)	4,312	13.42	6.091	0	22.38
关键解释变量					
流转税税负	4,492	0.0362	0.0232	0.000493	0.134
工具变量					
营改增*关联程度	4,577	0.0154	0.0274	0	0.0966
与增值税行业关联程度	4,577	0.0392	0.0292	0.00443	0.105
营改增	4,577	0.248	0.432	0	1
控制变量					
总资产 (log)	4,577	22.29	1.816	17.90	29.90
资产负债率	4,313	0.495	0.269	0.0249	3.401
利润率	4,303	0.122	0.462	-9.126	1.318
现金流	4,313	0.0399	0.228	-0.383	2.628
GDP 增速	4,577	9.547	2.317	3	17.40
年龄	4,577	15.91	5.897	1	62
企业数量	722				

（三）实证模型

如前所述，实证研究税负对企业投资的影响面临着潜在的内生性问题。因此，在基准回归中，本文设置面板固定效应模型控制企业不随时间变化的特征，以减轻潜在的内生性问题：

$$Y_{fit} = \gamma + \delta Taxburden_{fit} + X_{fit}\lambda + \sum_{2010}^{2015} Year_t + \alpha_f + \varepsilon_{fit} \quad (1)$$

其中 fit 分别表示企业、行业、年份。 Y 是本文关心的被解释变量：企业投资， $Taxburden$ 是本文的关键解释变量：企业的流转税税负。 $Year$ 是年份虚拟变量， α_f 是不随时间变化的企业固定效应，用来剔除短期内不随时间变化的因素，如企业文化、企业家能力、政企关系等。

为了进一步控制内生性，本文还作出尝试，利用“营改增”作为政策冲击构造工具变量，并采用两阶段最小二乘（2SLS）进行估计。第一阶段回归方程设定为：

$$Taxburden_{fit} = \tau + \eta Policy_{fit} * Wvat_{it} + X_{fit}\psi + \sum_{2010}^{2015} Year_t + \alpha_f + \xi_{fit} \quad (2)$$

其中 fit 分别表示企业、行业、年份。 $Policy$ 是“营改增”政策变量，试点企业在试点当年和之后取1，否则取0。 $Wvat_{it}$ 是行业 i 在 t 年与增值税行业的关联程度，衡量了该行业平均可获得的来自增值税行业的进项税抵扣水平。

企业流转税税负的工具体变量是“营改增”政策变量和与增值税行业关联程度的交互项。背后的逻辑是：“营改增”对某一企业的减税效应取决于与该企业与上游增值税行业的关联程度。

工具变量的变差（variation）来自两个层面：行业层面和时间层面。一方面，在“营改增”后的同一时点，征收增值税的行业是一定的，但不同行业与增值税行业的关联程度不同，比如交通运输业企业中的水路运输和道路运输，由于道路运输的成本主要来自“过路费”，不能抵扣，而水路运输的成本主要是燃油，可以抵扣，因此，水路运输业与增值税行业关联更加紧密，“营改增”对水路运输业的减税效应理论上会更为明显。这是行业层面的变动。另一方面，随着“营改增”试点范围的推广，改征增值税的行业不断增加，企业能够获得的来自增值税行业的抵扣也就不断增多，“营改增”的减税效应也会逐渐显现。这是时间层面的变动。

工具变量的有效性要求（1）工具变量的相关性：工具变量的相关性可以通过一阶段工具变量的 F 值进行检验。理论上，越多的中间投入来自上游增值税行业，则“营改增”的减负效应越强，企业税负的下降越大，因此，我们预期 η 的符号方向为负；（2）工具变量的外生性：第一，改革试点是由政府选择的，而非企业自主选择，因此， $Policy_{fit}$ 相对企业投资行为而言具有一定的外生性。第二，在 $Wvat_{it}$ 计算中，本文采用了全国层面分行业的直接消耗系数，因此， $Wvat_{it}$ 这一指标反映的是，平均而言某行业与上游增值税行业的关联程度，单个企业的投资行为很大程度上与此不直接相关。

五、实证检验

（一）基准回归：固定效应模型

本文的基准回归采用了模型（1）。基准回归的结果报告在表 5。我们首先来关注流转税税负的系数。前两列的结果显示，流转税税负与企业的总投资和净投资有显著负相关关系。具体而言，流转税税负降低一个百分点，企业的总投资增加 10.98%，企业的净投资增加 4.57%；其中，固定资产投资增加 6.59%。这一结果与文献中的发现一致，比如聂辉华等(2009)和申广军等（2016）都发现了由增值税转型导致的实际税率降低刺激了企业投资。第（4）列的结果表明，流转税税负降低并未显著增加当期的新增无形资产投资。本文认为，可能的解释是由于新增无形资产投资中包含了大量土地使用权，而这一时期（2009-2015 年）正值中国房地产市场异常升温，房地产市场的巨大吸引力削弱了企业对无形资产的投资力度，从而使得无形资产投资对税负并不敏感。模型中其他控制变量系数的符号方向都一致且符合理论预期。其中，利润率的影响显著为正，说明企业内源性资金越多，越有可能增加投资；另外，GDP 增速对企业投资的影响显著为正，表明二者之间有显著的正向关联。

（二）内生性问题的进一步考虑

本文尝试采用工具变量法克服潜在的内生性问题。表 6 展示了固定效应模型加工具变量的回归结果。第（1）列是单独进行的一阶段回归，即对模型（2）的回归。

工具变量的第一阶段回归中，可以直接估计“营改增”对企业流转税税负的影响，从而可以评估改革效应。按照表 6 第（2）列的回归结果计算，“营改增”使得代表性试点企业（关联程度均值为 0.057）的流转税税负降低了 0.166 个百分点^①。结合固定效应模型的估计结果，即企业流转税税负下降一个百分点，企业总投资增加 10.98%，“营改增”促进企业总投资增加 1.83%^②。按照第（3）列回归结果计算，“营改增”促进企业净投资增加 0.86%^③。

本文使用了改革虚拟变量与和上游增值税行业的关联程度的乘积作为工具变量，试图克服内生性偏误。但两阶段最小二乘法导致估计量的方差增大，回归结果并不显著。本文认为，基准回归中控制了一系列可能影响企业投资的因素，包括企业规模、融资来

^① $0.057 \times 0.0292 \times 100 = 0.16644$

^② $0.166 \times 10.98\% = 1.83\%$

^③ $0.057 \times 0.0332 \times 100 \times 4.57\% = 0.86\%$

源等。另外，还控制了企业固定效应和时间趋势，从而剔除了企业不可观测因素（如政企关系等）和时间不可观测因素（如经济周期等）的影响，很大程度上控制了内生性问题。因此，权衡之后，本文的后续研究将仍然采用固定效应模型进行分析。

表 5：基准回归结果：固定效应模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
	总投资	净投资	新增固定资产投资	新增无形资产投资
流转税税负	-10.98*** (1.327)	-4.570*** (1.565)	-6.588*** (1.858)	-3.850 (5.766)
总资产	0.831*** (0.0571)	0.646*** (0.0596)	0.787*** (0.0798)	1.582*** (0.251)
资产负债率	-1.254*** (0.157)	-0.729*** (0.175)	-0.848*** (0.218)	-2.781*** (0.680)
利润率	0.291*** (0.0548)	0.295*** (0.0636)	0.531*** (0.0723)	0.405 (0.279)
现金流	0.368*** (0.0878)	0.208** (0.0881)	0.500*** (0.123)	0.129 (0.380)
年龄	-0.100*** (0.0336)	-0.106*** (0.0336)	-0.0689 (0.0470)	0.0374 (0.145)
年龄平方	0.00202** (0.000846)	0.00290*** (0.000851)	-8.05e-05 (0.00119)	0.000264 (0.00364)
GDP 增速	0.0475** (0.0188)	0.0370* (0.0191)	-0.0157 (0.0264)	0.0226 (0.0801)
常数项	1.159 (1.174)	4.755*** (1.213)	1.968 (1.640)	-21.07*** (5.108)
样本数	4,224	4,013	4,225	3,994
Within R ²	0.128	0.076	0.065	0.035
企业数量	716	716	716	705
年份虚拟变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES

注：1）括号内是标准误；（2）* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.0$

表 6：回归结果：固定效应模型+工具变量

	两阶段最小二乘估计				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	流转税税负	总投资	净投资	新增固定资产投资	新增无形资产投资
营改增*关联程度	-0.0288** (0.0139)				
流转税税负		-38.05 (39.87)	-16.80 (37.91)	-76.86 (62.81)	-258.7 (174.8)
总资产	-0.000901 (0.000726)	0.805*** (0.0703)	0.635*** (0.0661)	0.728*** (0.108)	1.674*** (0.323)
资产负债率	-0.00115 (0.00198)	-1.298*** (0.171)	-0.760*** (0.178)	-0.938*** (0.271)	-2.686*** (0.861)
利润率	-0.00256*** (0.000657)	0.232** (0.108)	0.341** (0.149)	0.354** (0.180)	-0.510 (0.720)
现金流	0.00349*** (0.00112)	0.474*** (0.172)	0.270 (0.178)	0.756*** (0.271)	1.040 (0.787)
年龄	0.000333 (0.000233)	-0.0258 (0.0209)	-0.00501 (0.0228)	-0.0562* (0.0326)	0.0462 (0.0985)
GDP 增速	0.000513** (0.000240)	0.0625** (0.0293)	0.0426 (0.0261)	0.0220 (0.0460)	0.133 (0.126)
常数项	0.0472*** (0.0147)	1.996 (2.271)	4.610** (1.989)	5.286 (3.518)	-15.08** (7.603)
工具变量一阶段		-0.0292** (0.0139)	-0.0332** (0.0122)	-0.0284** (0.0138)	-0.0345** (0.0141)
样本数	4,225	4,224	4,013	4,225	3,994
Within R ²	0.016				
企业数量	716	716	716	716	705
年份虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）括号内是标准误；（2）* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；（3）第（1）列是单独进行的一阶段回归，由于被解释变量的样本数量存在一定差别，与实际的一阶段回归有所不同；（4）后四列是两阶段最小二乘的回归结果，囿于篇幅，只汇报了一阶段回归中工具变量的系数和标准误，没有汇报一阶段回归中其他控制变量的系数。

（三）稳健性检验

目前为止，本文还面临着面板数据中的样本选择问题。本文采用上市公司数据，企业的进入和退出可能会影响本文估计结果的稳健性。比如，2012年后新进入的企业可能处于初创期，扩张速度较快，投资量较大；如果这些企业多集中于“营改增”行业，税负较低，那么，这些企业的进入会使流转税税负与企业投资呈现负相关关系。本文保留2010-2015年均存在的企业，构建平衡面板数据来解决潜在的样本选择问题。表7展示了平衡面板数据的回归结果：企业流转税税负降低一个百分点仍然能显著地促进总投资增加近7%。

表 7：2010-2015 年平衡面板子样本

	(1)	(2)
	总投资	新增固定资产投资
流转税税负	-6.954*** (1.726)	-2.401 (2.021)
总资产	0.936*** (0.0640)	0.805*** (0.0750)
资产负债率	-1.310*** (0.144)	-0.404** (0.172)
利润率	0.195*** (0.0417)	0.347*** (0.0492)
现金流	0.825*** (0.104)	0.896*** (0.123)
年龄	-0.169*** (0.0541)	-0.0943 (0.0633)
年龄平方	0.00324** (0.00129)	-0.000148 (0.00151)
GDP 增速	0.0546** (0.0260)	0.00653 (0.0304)
常数项	-0.811 (1.456)	1.371 (1.708)
样本数	3,842	3,838
Within R ²	0.116	0.066
企业数量	664	663
年份虚拟变量	YES	YES
企业固定效应	YES	YES

注：1）括号内是标准误；（2）* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

（四）异质性分析

基于以下原因，本文进行了异质性分析。一方面，“营改增”前，各个企业面临不同的发展瓶颈，不同类型的企业对于减税政策可能做出不同的反应；另一方面，要了解减税对于投融资的促进作用，就要理解减税政策可能以何种渠道、在多大程度上影响哪类企业。

根据企业的所有权性质，本文将上市公司分为国有上市公司和私营上市公司，表 8 展示了分样本回归结果。减税对两者的总投资都有显著影响，但国企对税负更不敏感。就固定资产投资而言，减税对国企并没有显著影响，但对私营企业影响显著。对于私企而言，流转税税负降低一个百分点，企业总投资增加 12.16%，固定资产投资增加 9.56%，均高于全样本的估计系数。这与文献中关于国有企业和非国有企业的发现一致（申广军等，2016）。“营改增”后，固定资产投资由于可以抵扣而变得相对便宜，非国有企业做出了因此扩大了投资规模，而国有企业却没有及时做出反应。

根据“营改增”前（2009-2011 年）企业总资产的中位数，本文将上市公司分为规模较大的上市公司和中小规模上市公司。尽管从整个行业来看，上市公司都是行业中规模较大的公司，但在上市公司中进一步区分规模并不失一般性。表 9 的分样本回归结果表明，中小规模的上市公司对减税更为敏感。这与文献的发现基本一致（Zwick & Mahon, 2017）。中小规模企业往往面临更多的金融摩擦（Financial friction），因而融资成本较高。减税能够降低企业的融资成本，从而促进企业投资。

以上的异质性分析结果表明，减税对企业投资的影响确实存在明显的异质性：对于中小规模私企而言，减税对投资的促进效应更强。这些中小规模私营企业往往面临较紧的融资约束，从而制约了企业投资。而减税使得这些企业的净利润增加，自由现金流改善，并且相对于外部融资，内源性资金的融资成本较低，因此，这些企业对减税做出更强的反应。罗宏、陈丽霖（2012）研究了增值税转型改革对企业融资约束的影响。他们发现，税负降低能够改善企业的内源性融资约束从而促进投资，这与本文的发现相一致。

表 8：异质性分析：所有权性质

	总投资		新增固定资产投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	国企	民企	国企	民企
流转税税负	-9.471*** (2.497)	-12.16*** (1.702)	0.803 (3.408)	-9.552*** (2.367)
总资产	0.686*** (0.0941)	0.961*** (0.0896)	0.630*** (0.128)	0.980*** (0.124)
资产负债率	-0.904*** (0.337)	-1.328*** (0.205)	-0.979** (0.460)	-0.852*** (0.283)
利润率	0.364** (0.175)	0.276*** (0.0622)	0.494** (0.239)	0.531*** (0.0808)
现金流	0.0952 (0.191)	0.478*** (0.109)	0.444* (0.261)	0.613*** (0.151)
年龄	-0.110** (0.0482)	-0.114** (0.0498)	-0.0899 (0.0658)	-0.0716 (0.0692)
年龄平方	0.00229* (0.00122)	0.00253** (0.00125)	0.000609 (0.00166)	-0.000329 (0.00174)
GDP 增速	0.0471* (0.0244)	0.0441 (0.0316)	-0.0193 (0.0332)	-0.0321 (0.0439)
常数项	4.344** (1.968)	-1.527 (1.773)	5.647** (2.685)	-1.919 (2.458)
样本数	2,128	2,005	2,128	2,006
Within R ²	0.074	0.165	0.026	0.105
企业数量	344	386	344	386
年份虚拟变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES

注：（1）括号内是标准误；（2）* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；（3）按照公司最终控制人的性质区分为国企和民企，其中（1）、（3）列是国企样本的回归，（2）、（4）列是民企样本的回归。

表 9：异质性分析：企业规模（按照总资产中位数区分）

	总投资		新增固定资产投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	规模较大	中小规模	规模较大	中小规模
流转税税负	2.521 (2.194)	-13.98*** (1.791)	5.928 (3.854)	-9.454*** (2.185)
总资产	0.594*** (0.0750)	0.979*** (0.0897)	0.592*** (0.132)	0.924*** (0.109)
资产负债率	-0.707** (0.301)	-1.209*** (0.206)	-1.025* (0.529)	0.706*** (0.250)
利润率	-0.101 (0.167)	0.288*** (0.0678)	0.524* (0.293)	0.513*** (0.0776)
现金流	0.169 (0.157)	0.431*** (0.118)	0.224 (0.275)	0.594*** (0.143)
年龄	-0.0763** (0.0379)	-0.0981* (0.0553)	-0.134** (0.0665)	-0.0190 (0.0674)
年龄平方	0.00139 (0.000947)	0.00270* (0.00140)	0.00178 (0.00166)	-0.00121 (0.00171)
GDP 增速	0.0437** (0.0187)	0.0516 (0.0355)	-0.0115 (0.0329)	-0.0348 (0.0433)
常数项	5.781*** (1.537)	-2.186 (1.800)	6.668** (2.700)	-1.217 (2.192)
样本数	2,141	2,083	2,141	2,084
Within R ²	0.054	0.181	0.023	0.116
企业数量	319	397	319	397
年份虚拟变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES

注：（1）括号内是标准误；（2）* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；（3）按照 2009-2011 年（“营改增”前）平均总资产的中位数，将样本分为规模较大的上市公司和中小规模的上司公司。

六、结论

本文研究了企业税负如何影响企业的投融资行为。始于 2012 年的“营改增”试点在地区、行业上逐渐扩围，为识别税负变动对企业投资的影响提供了一个极好的“自然实验”。本文尝试利用这次政策冲击，基于 2009-2015 年的上市公司数据，实证研究了“营改增”带来的流转税税负的变动对企业投融资的影响。

固定效应模型的估计结果表明，流转税税负下降一个百分点，企业总投资增加 10.98%，净投资增加 4.57%。两阶段回归结果表明，减税可以在短期内刺激投资需求，“营改增”显著促进了企业总投资增加 1.83%，净投资增加 0.86%。本文的异质性分析显示，减税对投资的促进效应对融资约束较紧的中小规模私企更为显著。本文的证据表明“营改增”的减税效应通过能够缓解企业的融资约束从而促进企业投资。

本文的研究发现具有直接的政策含义：一、本文确认了减税对投融资的积极影响，为减税政策的实施提供了现实证据；二、减税对投资的激励对于中小规模私企更强，政策制定者可以据此提高宏观调控的精准度，增强宏观调控能力；三、减税通过改善中小规模私企的现金流量和融资约束促进了其投资，因此政策制定者要着力解决中小企业“融资难、融资贵”的问题，激发中小企业的活力。

参考文献

- [1] Alstadsater, Annette, Martin Jacob, and Roni Michaely, 2017, “Do Dividend Taxes Affect Corporate Investment?”, *Journal of Public Economics*, 151: 74—83.
- [2] Hall, R. E., and D. W. Jorgenson, 1967, “Tax Policy and Investment Behavior”, *American Economic Review*, 57(3): 391—414.
- [3] House, Christopher L., and Matthew D. Shapiro, 2008, “Temporary Investment Tax Incentives: Theory with Evidence from Bonus Depreciation”, *American Economic Review*, 98(3): 737—768.
- [4] Zwick, Eric and James Mahon, 2017, “Tax Policy and Heterogenous Investment Behavior”, *American Economic Review*, 107(1): 217—248.
- [5] 曹越、李晶, 2016《“营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据》, 《财贸经济》第 11 期
- [6] 陈钊、王旻, 2016《“营改增”是否促进了分工：来自中国上市公司的证据》, 《管理世界》第 3 期
- [7] 范子英、彭飞, 2017《“营改增”的减税效应和分工效应：基于产业互联的视角》, 《经济研究》第 2 期
- [8] 李成、张玉霞, 2015《中国“营改增”改革的政策效应：基于双重差分模型的检验》, 《财政研究》第 2 期
- [9] 李永友、严岑, 2018《服务业“营改增”能带动制造业升级吗？》, 《经济研究》第 4 期
- [10] 刘柏、王馨竹, 2017《“营改增”对现代服务业企业的财务效应——基于双重差分模型的检验》, 《会计研究》第 10 期
- [11] 罗宏、陈丽霖, 2012《增值税转型对企业融资约束的影响研究》, 《会计研究》第 12 期
- [12] 聂辉华、方明月、李涛, 2009《增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例》, 《管理世界》第 5 期
- [13] 申广军、陈斌开、杨汝岱, 2016《减税能否提振中国经济？——基于中国增值税改革的实证研究》, 《经济研究》第 11 期
- [14] 王玉兰、李雅坤, 2014《“营改增”对交通运输业税负及盈利水平影响研究 ——以沪市上市公司为例》, 《财政研究》第 5 期
- [15] 许伟、陈斌开, 2016《税收激励和企业投资——基于 2004~2009 年增值税转型的自然实验》, 《管理世界》第 5 期