

加快税收现代化建设，助力实现中国式现代化*

岳树民

中国人民大学财政金融学院、中国人民大学数字税收研究所

王庆*

中国人民大学财政金融学院

摘要：党的二十大指出，中国式现代化是推进中华民族伟大复兴的社会主义现代化。税收现代化作为中国式现代化的重要组成部分，又是服务中国式现代化的基本支撑，是统筹国家发展与人民利益的税收现代化，是极具生命力的税收现代化，具有讲政治、强组织及重文化三大特色。应通过进一步推进“坚强有力的党的领导制度体系、成熟完备的税收法治体系、优质便捷的税费服务体系、严密规范的税费征管体系、合作共赢的国际税收体系、高效清廉的队伍组织体系”建设，加快实现税收现代化，推进中国式现代化建设。

关键词：社会主义现代化建设；中国式现代化；税收现代化；六大体系

党的二十大指出，中国式现代化是人口规模巨大、实现全体人民共同富裕、物质文明与精神文明相协调、人与自然和谐共生、走和平发展道路的现代化，这既是对长久以来社会主义现代化建设的进一步具化，亦是各领域迈向第二个百年奋斗目标的行动指南。税收在国家治理中具有基础性、支柱性、保障性作用，在中国式现代化建设中，应以二十大精神为引领，紧紧把握中国式现代化的本质要求，完善税收体制机制，以税收现代化服务于中国式现代化。

一、中国现代化目标下的税收现代化建设

回顾历史，现代化追求贯穿中国近现代史。新中国成立后，党中央领导全国人民开始致力于社会主义现代化建设。1964年，我国正式提出“建设成为一个具有现代农业、现代工业、现代国防和现代科学技术的社会主义强国”的现代化建设目标；1982年，党的十二大将民主

*国家社科基金重点项目“新发展阶段财税体制促进高质量发展研究”（22AZD017）。

*作者单位：中国人民大学财政金融学院、中国人民大学数字税收研究所

政治和精神文明纳入社会主义现代化建设目标；1987年，党的十三大提出通过实施“三步走”战略，建设富强民主文明的社会主义现代化国家，中国特色社会主义现代化由抽象走向具体。进入21世纪，我国“三步走”战略发展至“全面建设小康社会、加快推进社会主义现代化”阶段。2002年，党的十六大明确了更高水平小康社会的建设目标；2007年，党的十七大将我国社会主义现代化建设目标拓展为“富强民主文明和谐”。

在这一过程中，税收始终服务于社会主义现代化建设需要。建国初期，税收重点保障工业化所需资金；随着“四个现代化”目标形成，税收推动综合平衡，实现财政收支、积累与消费和近期与远期适当比例关系。改革开放后，税收紧紧围绕党中央以经济建设为中心的工作方向，配合“三步走”战略，通过包干制和分税制，助力社会主义市场经济、人民民主政治、先进文化与和谐社会建设。税收服务于社会主义现代化建设，也有力促进了税收现代化的发展。1997年党的十五大报告在总结过去五年工作时指出，“按照建立社会主义市场经济体制的要求，大步推进了财政、税收等体制改革”；2007年党的十七大报告对税收提出更具体的现代化建设任务，要求实行有利于科学发展的税收制度。

2008年全球经济遭遇危机，面对发展环境变化及可能对我国社会主义现代化建设事业造成的冲击，2013年党的十八届三中全会作出全面深化改革的重大战略决策，坚定“全面建成小康社会，进而建成富强民主文明和谐的社会主义现代化国家”的奋斗目标，并将财政定位为国家治理的基础和重要支柱，由此从法制化、科学化、规范化角度提出构建现代税收的具体要求，以期形成“完备规范税法、成熟定型税制、优质便捷服务、科学严密征管、稳固强大信息、高效清廉组织”的税收现代化体系。

2013年以来全球发展印证了党中央决策的预见性和科学性。面对世界百年未有之大变局，2017年，党的十九大作出“中国特色社会主义进入新时代”的重大判断，相应地，社会主义现代化奋斗目标拓展为“富强民主文明和谐美丽”。在世界经济复苏乏力、局部冲突和动荡频发、全球性问题加剧背景下，我国社会主义现代化建设目标拓展为“五位一体”，不仅体现我国迎难而上，始终以人民为中心的立党宗旨，也体现中国是为人类进步事业而奋斗的负责任大国。为更好实现新时代建设社会主义现代化的奋斗目标，2020年国家税务总局提出以“坚强有力的党的领导制度体系、成熟完备的税收法治体系、优质便捷的税费服务体系、严密规范的税费征管体系、合作共赢的国际税收体系、高效清廉的队伍组织体系”为标志的税收治理现代化体系，我国税收现代化建设进入新的阶段。

统观我国税收现代化建设历程，可以看出税收现代化始终是在中国共产党领导下，从社会主义现代化建设大局出发，审时度势，既充分发挥税收组织收入功能以保障国家长治久安，

又充分发挥税收调节功能以实现全体人民的共同发展，其具有以下几点特质。

第一，税收现代化是中国式现代化的重要组成部分。

党的二十大提出的中国式现代化，是对党领导团结全国各族人民要建成的社会主义现代化国家的具体描绘，是具有中国特色的现代化标准，是对过去长期实践的总结，更是面向未来、指导未来的。中国式现代化是对长久以来党领导社会主义现代化建设实践探索的高度概括与总结，而这一过程包括对税收现代化的探索。税收作为财政收入的主要来源和调节经济社会发展的重要政策手段，税收体制机制总是基于社会主义现代化建设目标与任务，契合现代化的步伐进行相应的改革调整完善。回顾历次党代会，可清晰看到社会主义现代化建设目标的不断升级，都伴随税收不断向新的现代化目标的发展。新时代的中国式现代化建设需要现代化税收进一步发挥好优化资源配置，维护市场统一，促进社会公平，实现国家长治久安的保障功能和作用。

第二，以人民为中心是税收现代化的基本遵循。

西方现代化之路常被理解为现代税收形成与发展之路，从《大宪章》的“无赞成不纳税”到《独立宣言》的“无代议士不纳税”，税收成为这一漫长进程的斗争焦点和核心议题。不过，西方现代化的文明底色是个体理性，在此视角下，以国家为主的公权力被看作是一种羁绊，故西方现代化进程也是约束公权力的进程。特别是在税收领域，国家与个体间泾渭分明，个体享有纳税后的权利，国家履行最小支出之责任。相较而言，我国现代化之路则坚守“以人民为中心”的立党宗旨和治理理念，而表现出完全不同的国家与人民命运共同体关系。早在中共三大、四大、五大时期，党的政治活动就深刻阐释了“为中国人民谋幸福，为中华民族谋复兴”的初心与使命（马海涛等，2021）；革命战争时期的减租减息，解决人民困难；社会主义建设时期的改革税制，保证城乡人民基本生活需要；改革开放时期的减税政策，实现人民生活奔向全面小康。可以说，每一时期对应的税收制度和政策安排，都与当时的经济社会发展相适应，都是从最广大人民根本利益出发作出的决策，以人民为中心，取之于民、用之于民、造福于民，是我国税收的基本遵循，正如党的二十大报告强调的，“江山就是人民，人民就是江山。中国共产党领导人民打江山、守江山，守的是人民的心”^①。坚持以人民为中心的发展思想，不断满足人民日益增长的美好生活需要，是新时代税收现代化建设的目标。

第三，税收现代化服务于中国式现代化。

^①习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告，<https://www.12371.cn/2022/10/25/ARTI1666705047474465.shtml>。

近现代以来,中国的现代化探寻之路跌宕起伏,其中,中国共产党作为工人阶级先锋队,代表了最先进生产力,中国共产党领导的社会主义现代化道路,亦成为最具生命力的现代化探寻之路。反映到税收领域,收入上,1950年全国税收收入为48.98亿元,2020年为154312.29亿元,年均增速13.2%^①;功能上,建国之初的税收在宏观经济稳定工具箱中的地位还很有限,当前税收已在国家治理和全球经济治理中发挥越来越重要的作用(杨志勇,2019);征管上,已由20世纪50年代的“一员进户,各税统管,征管查合一”模式,发展至“以明晰征纳双方权利和义务为前提、以风险管理为导向、以专业化管理为基础、以重点税源管理为着力点、以信息化为支撑”现代税收征管体系(刘尚希等,2018:338-344),充分显现出党领导社会主义现代化建设下的税收事业所具有的旺盛生命力。新时代,税收现代化既是中国式现代化的重要组成部分,又是服务于中国式现代化的制度保障和基本支撑;要在经济高质量发展、共同富裕、人类命运共同体等方面贡献税收力量,这既给税收现代化建设提出了高要求,也给税收现代化赋予全新发展空间,使税收现代化在巩固国家与人民命运共同体关系中继续向前发展,成为极具生命力的税收现代化模式。

二、税收现代化是中国式现代化的基本支撑

中国式现代化是现代化新的征程,面临一系列风险,需要完成经济建设、政治建设、文化建设等重大战略任务(中国式现代化研究课题组,2022)。税收现代化服务中国式现代化,应利于克服风险,助力重大战略任务完成,既保障国家长治久安,又实现全体人民全面发展。“坚强有力的党的领导制度体系、成熟完备的税收法治体系、优质便捷的税费服务体系、严密规范的税费征管体系、合作共赢的国际税收体系、高效清廉的队伍组织体系”,勾画出了系统完备、科学规范、运行有效的现代税收治理体系,实现税收现代化方能筑牢中国式现代化的基本支撑。

(一) 坚持党的领导和队伍建设是实现税收现代化的政治根本

税收现代化之所以能够更好地服务于中国式现代化,能够成为中国式现代化的基本支撑,就是税收事业始终坚持中国共产党的领导。新中国成立以来,特别是改革开放后的社会主义现代化建设取得成就,是以建立和完善社会主义市场经济体制以及坚持和完善人民民主制度为基础的,税收在其中起桥梁作用,通过税法、税制、税种等动态调整,实现社会主义市场经济体制与人民民主制度良性互动,以社会主义市场经济体制促进人民民主制度完善落

^①数据来源:国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

实，以人民民主制度保障社会主义市场经济体制健康发展。但不论是社会主义市场经济体制还是人民民主制度，都是在中国共产党领导下向前推进的。只有中国共产党的领导，市场经济体制才能是以公有制为主体的社会主义市场经济体制；只有中国共产党的领导，民主制度才能是一切权力属于人民的人民民主制度；也只有中国共产党的领导，税收才能有效联结经济体制与政治制度，统筹国家发展与广大人民群众的根本利益。

概括来说，中国的税收现代化，特色之一就是“讲政治”。相对应，“坚强有力的党的领导制度体系”和“高效清廉的队伍组织体系”是税收现代化讲政治的具体抓手。

党的领导制度体系，是坚决维护党中央权威，全面系统贯彻党的领导，把党的领导落实到国家治理各领域各方面各环节，包括不忘初心制度、各级党委工作制度、党的执政能力制度、靠人民执政制度等^①。税收治理包含坚强有力的党的领导制度体系，就是坚持党对税收工作的全面领导，是共和国国体政体对税收治理的制约与要求（邓力平、陈丽，2020）。这也回答了为何征税的问题，即社会主义市场经济体制决定征税是为了人民，人民民主制度决定征税的权力属于人民，而中国共产党是最广大人民根本利益的代表。因此，需要通过党的领导制度体系建设，使党始终从大局出发总揽税收发展，在坚持党对税收工作全面领导的过程中，坚持社会主义市场经济体制健康发展和人民民主制度完善落实，从而确保税收治理始终朝向税收现代化的方向发力。

当然，要做到坚持党对税收各项工作的全面领导，还需要一支有信仰有能力的税务干部队伍。毋庸置疑，人民在税收治理中居主体地位，作为最广大人民根本利益代表的党自然是税收治理的领导力量。这一领导力量通过各级税务干部得以发挥，税务干部整体素质决定领导力量大小，进而对税收治理效果有决定性影响。税收治理包含高效清廉的队伍组织体系，就是从共同信仰、协作意愿和良好沟通出发，提升税务干部队伍整体素质，以把党的大局观落到实处，在税收各项工作中自觉拓展和推进税收现代化。这是对全体税务干部提出的政治要求，是将个人能动性统一于中国式现代化建设进程之中，既壮大了党对税收治理的领导力量，又确保了税收治理效果利于税收现代化的实现。

（二）坚持完备法治和规范征管是实现税收现代化的组织基础

中国式现代化是要推进中华民族伟大复兴，建成能够满足人民美好生活需要的社会主义现代化国家；建成现代化经济体系，推动经济高质量发展是重要的目标任务。经济高质量发

^①中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度 推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定，http://www.gov.cn/xinwen/2019-11/05/content_5449023.htm, 2019-11-05。

展是我国社会主义现代化建设持续推进的关键，也是税收现代化建设持续推进的关键。经济高质量发展，是我国在经历经济高速增长阶段后，经济发展由量变到质变的转变，是新时代经济发展的鲜明特征，对税收现代化建设提出了更高要求。一方面，经济量的发展是质的发展的基础，我国经济向更高级发展阶段的递进，是长期经济建设的成果，形成了一定生产方式、经济结构和产品结构。税收治理要与“发挥市场机制在资源配置中的决定性作用”相配合，从税收中性出发，要减少对已有生产方式、经济结构和产品结构的扭曲；另一方面，经济质的发展是量的发展的提升，已有生产方式、经济结构和产品结构借助新技术、新模式和新业态进行全方位提升，税收治理要利用各种税收调节手段助力新的生产方式、经济结构和产品结构尽快成形，进而在一个更高的发展阶段上去实现量的发展。当然，组织收入是税收制度的基本职能，税收治理在促进经济量与质的转变过程中还需努力稳定税收收入，以保障国家治理对基本财力的需要。进一步说，税收是通过整合经济资源与政治资源来发挥组织收入的职能，经济资源包括各种可税的物质财富，政治资源包括各种实施税收治理的公共工具。新时代，基于推进现代化经济体系建设，助力经济高质量发展以及稳定税收收入的共同要求，税收现代化的实现必然要求税收所组织的各项资源要充裕且效率要高。

概括来说，中国税收现代化特色之二就是“强组织”。相对应，“科学完备的税收法治体系”和“严密规范的税费征管体系”是税收现代化强组织的具体抓手。

税收法治体系，是强调政府处理税收事务要依照法律来进行，包括税收立法制度、税收执法制度和税收法律监督制度等。税收治理包含科学完备的税收法治体系，就是在税收领域坚持和完善中国特色社会主义法治要求，依法治税、依法行政，将税收法治贯穿税收工作的始终（岳树民，2015）。其中，依法治税是依托符合经济社会发展实际、条文明晰准确的高质量立法，使税收行为相关各方遵从税法安排，依据税法调解纠纷或解释歧义；依法行政是依托可操作的税法条文来解释、指导实际税收征收工作，均可起到规范政府征税行为的作用。更重要的是，税收征收有法可依，还可形成税收行为相关各方的稳定预期，这是对各方利益的共同保障，既利于稳定税收收入，也利于构建高水平社会主义市场经济体系和助力经济高质量发展。

法治之下必然伴随严密征管，所谓税费征管体系，是税费征收管理活动中各要素间的相互联系、协调与配合，包括征管制度、征管手段、征管机构等。税收治理包含严密规范的税费征管体系，就是在税收治理中促进征管机构依法依规精准监管、精确执法，高效有力开展税费管理。征管机构是税收治理效果得以直接体现的组织保障，征管机构在现有征管制度下充分运用大数据、区块链、云计算等现代数字技术完善征管手段，提升征管效能，尤其数字

经济下新产业、新模式和新业态的快速发展，需要进一步提升征管机构的数字化水平，以做到监管精准、执法准确、管理到位、应收尽收。同时，征管机构与征管手段还要实现人与技术的高度融合，以做到征收成本最小化。应收尽收和征收成本最小化的税费征管体系，自然是利于税收收入的稳定，更深层次上，还体现出税收与市场机制运行、经济高质量发展的契合。

科学完备的税收法治体系和严密规范的税费征管体系，解决的是如何征税的问题，即税收从根本上讲是个法律问题（岳树民，2015）。政府依据法律划定税费征收边界，依托高效清廉的征管机构，基于法律、制度、技术做到应收尽收和征收成本最小化，满足对税收促进市场机制顺畅运行、助力经济高质量发展以及稳定税收收入的共同要求，也是现代税收制度充分发挥税收组织收入功能以保障国家长治久安的具体体现。

（三）坚持优质服务和合作共赢是实现税收现代化的文化抓手

中国式现代化所强调的全体人民共同富裕、物质文明与精神文明相协调、人与自然和谐共生、走和平发展道路，体现出中国式现代化是中华优秀传统文化与中国特色社会主义文化的结合。具体来说，中华优秀传统文化一直在拓展公之范畴，从早期的共同体到衍伸出自然之公、社会之公和天下之公，再到天下大同，崇尚的就是人与人、人与社会、人与自然的和谐共生。发展至新时代，党领导全国各族人民建设社会主义现代化，面对世界百年未有之大变局，对内巩固国家与人民命运共同体，对外谋求构建人类命运共同体，这是对天下大同价值理念新的诠释与升级，是中国特色社会主义文化的生动写照。税收现代化是中国式现代化的重要组成部分，中国式现代化所蕴含的文化基因说明，中国税收现代化的实现需要文化支撑与传承。从国内看，巩固国家与人民命运共同体，需要创建利于普遍征税和公平征税的整体氛围，将受益原则与能力原则更好结合在一起，调节个人、产业、地区均衡发展，实现物质文明与精神文明的完美契合，厚植“人人纳税，税为人人”的公共伦理关系和税收文化。从国际看，构建人类命运共同体，需要创建利于共同发展和共赢发展的整体氛围，将推进中国税收治理与完善国际税收治理更好结合在一起，协调国家间征税立场与税收政策，培育“以合作管控分歧”的公共利益观。如此从税收领域统筹国内与国际两个大局，夯实两个命运共同体的文化基础，会加快促进税收现代化的实现。

概括来说，中国税收现代化特色之三就是“重文化”。相对应，“优质便捷的税费服务体系”和“合作共赢的国际税收体系”是税收现代化重文化的具体抓手。

税费服务体系，是强调为纳税主体提供优质服务，以保障纳税主体权益，促进税收遵从，包括服务流程、服务模式等。税收治理包含优质便捷的税费服务体系，就是通过征管机构与

纳税主体合力，深化税收共治格局，最大程度凝聚税收共识。税收是现代国家最重要最基本的制度安排，在多个层面影响经营活动和日常生活，进而影响价值观和政府观。纳税主体对税费的认同，从一个侧面反映了其对社会、政府的看法和价值取向（岳树民，2015）。征管机构依照以纳税主体为中心的服务流程，不断革新服务模式，不仅是为方便纳税主体的税费缴纳，还要有助于纳税主体去认识税费征收的原理与依据，从而认同普遍征税和公平征税的现代意义，尤其是从中国式现代化促进全体人民共同富裕的角度来理解横向公平与纵向公平，使每个纳税主体在潜移默化中形成“人人纳税，税为人人”的公共伦理价值观念及其行为模式。这在极大提升当前税收文化的同时，无疑也是利于税收现代化的实现。

国际税收体系是主权国家对跨国纳税主体征税所形成的税收分配关系，包括国际税收规则、国际税收协调等。税收治理包含合作共赢的国际税收体系，就是面对世界百年未有之大变局，积极参与国际税收事务，增强中国在国际税收领域的话语权和影响力，为坚持和平发展作出税收贡献。中国式现代化具有广阔经济前景，据估算，在不发生大的经济衰退前提下，中国人均GDP在2030年左右达到2万美元，在2050年左右达到5万美元（中国式现代化研究课题组，2022），意味着国际税收领域的中国权重会稳步增加。中国是负责任大国，权重增加对应的是责任增加。中国是要努力打破“国强必霸论”和“修斯底德陷阱”，推动全球走和平发展道路。税收作为全球各国共同关心的治理内容，中国在税收逃避、税基侵蚀、协定滥用、重复征税、争端解决等方面与其他国家进行充分协调并展开积极合作，以达成国际税收治理最大限度的共识，既符合全球各国经济利益，亦利于在全球范围内培育“以合作管控分歧”的公共利益观。

优质便捷的税费服务体系和合作共赢的国际税收体系，解决的是如何使用税收的问题，即税收要“以人民为中心”，统筹好国内与国际两个大局，不断革新税费服务模式和加强国际税收协调，以利于国家与人民命运共同体的巩固以及人类命运共同体的构建。这是对中国式现代化协调发展的适应，亦是对税收现代化下充分发挥税收调节功能以实现全体人民全面发展的具体体现。

三、积极推进税收现代化的“六大体系”建设

实现税收现代化需要做到“讲政治、强组织、重文化”，建设“坚强有力的党的领导制度体系、成熟完备的税收法治体系、优质便捷的税费服务体系、严密规范的税费征管体系、合作共赢的国际税收体系、高效清廉的队伍组织体系”就是“讲政治、强组织、重文化”。税收现代化建设就是以“六大体系”为抓手，狠抓落实，加快实现税收现代化。

（一）坚强有力的党的领导制度体系建设

一是加快建设不忘初心、牢记使命制度。不忘初心、牢记使命的制度是党的领导制度体系重要内容，加快建设不忘初心、牢记使命的制度，是要坚持从社会主义现代化建设大局的高度来看待税收现代化建设，是要把实现中华民族伟大复兴、增进民生福祉始终作为事业奋斗目标，坚持党史、税收发展史学习，从历史中感悟做好新时代税收工作的使命感与责任感。二是进一步落实各级党委工作制度。党委工作制度是党领导团结全国各族人民取得长期建设成就的坚强政治保证，自国地税征管体制改革中各级税务部门党组改为党委后，税务系统各级党委就充分发挥领导核心作用，有力推进了税收现代化建设进程。应持续完善党委议事决策规则，在税收工作中形成上下贯通的严密体系，做到党的组织和党的工作全覆盖。三是加强党的执政能力制度。新时代实现税收现代化，需要统筹国家发展与人民利益、国内与国际两个大局，深化税收共治格局，充分发挥税收的收入和调节功能。把握好税收现代化的方向，需要强化党建引领，通过持续学习深刻领会习近平新时代中国特色社会主义思想，完善决策机制、强化监督制约机制等举措，不断提高各级党委认识全局、依法执政、应对复杂局面的能力。四是健全靠人民执政制度。长期以来，我国税收现代化进程就是一个“为国聚财、为民收税、取之于民、用之于民、造福于民”的过程，人民既是税收现代化之动力，也是税收现代化之方向，应持续贯彻党的群众路线，厚植党建群众基础，完善干部联系群众制度，在与人民的紧密联系中推进税收现代化建设进程。

（二）成熟完备的税收法治体系建设

一是精细税收立法工作。落实税收法定原则，需要继续对现行以暂行条例实施的各个税种完成全国人大立法。同时，可考虑在加强全国人大相关力量后，改变长期以来税收立法“宜粗不宜细”的倾向，仔细研究各个税种基本要素，尽可能在税法中详细规定各税种基本要素，以减少执行中的纠纷。当然，针对已经出台的税法修订工作也要及早列入规划。二是完善税收司法及司法解释。伴随我国全面落实税收法定原则，我国涉税行政案件也呈增长态势。这显示出税收法定不仅要有税法，更要会用税法，税法越多越要完善税收司法及相关司法解释制度。而且，涉税的司法解释也会形成对行政立法权的有效监督，故要加快完善税收司法及司法解释的速度。三是加强税收执法和执法督察工作。严格税收执法是依法治税的关键，应在税务系统继续推行行政执法公示、执法全过程记录和重大执法决定法制审核的同时，加快构建新型税务执法质量控制体系，做到执法为民。税务执法督察力度要加大，但也要明确督察重点，把防范逃避税和提升税收执法水平放到同等重要的位置。四是完善税制体系。通过税收立法工作，进一步完善我国税制体系，包括完善直接税体系，即从系统性、整体性和协

同性角度改革个人所得税、房地产税等税种，完善由不同税种组成的在不同环节渐次调节收入差距的直接税体系，提高直接税比重。间接税方面，还应继续优化增值税，健全抵扣链条、科学设定税率和征收率，完善留抵退税制度，并协调增值税与所得税间的关系；明确消费税的定位，在努力“增强消费对经济发展的基础性作用”的条件下，协调好赋予消费税的组织收入、促进环保、调节收入差距等多个目标之间的关系，进而优化完善消费税的征收范围、税率和纳税环节。

（三）优质便捷的税费服务体系建设

一是持续优化税收营商环境。2020 年，税务总局发布《关于推进纳税缴费便利化改革优化税收营商环境若干措施的通知》；2021 年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步深化税收征管改革的意见》，要求建立以服务纳税人缴费人为中心的智慧税务，为纳税人缴费人提供优质高效的精细化、个性化、智能化服务，相关目标与任务及具体措施为运用数字技术提升服务质量，持续优化税收营商环境指明了路径。二是充分发挥纳税服务机构作用。近几年税务系统特别注重纳税服务机构设置和力量配备，省级层面设立纳税服务中心，县级层面则有办税服务大厅，应充分利用这些纳税服务机构，做好涉税业务讲解、方便涉税信息获取，以使纳税主体通过纳税服务机构的优质服务，充分了解和认识涉税涉费征收依据，传承税收文化，增强税收遵从。三是加强数字化服务与宣传。应充分运用现代信息技术成果和传播手段，推动智慧税务建设，提高纳税服务与税收宣传的数字化、可视化水平，采用直播、在线互动、定向投放等新模式，增强纳税服务的精细化、个性化和智能化，尽力提高全社会税收理论素养和知识运用能力。四是积极开展社会合作。税务系统应在加强涉税中介监管前提下，积极开展与行业协会和社会中介的合作，以扩展纳税服务机构功能、扩大税收宣传渠道，合力深化税收精诚共治格局。五是推动信用税务建设。建立纳税主体信用记录，完善纳税信用积分动态评价机制。

（四）严密规范的税费征管体系建设

一是进一步提升征管机构效能。我国现已确立以税务总局为主、与省区市党委和政府双重领导的管理体制，国地税合并后上下一致的征管机构成为建设严密规范税费征管体系的组织基础。应通过加强内控管理、明确各级责任、推进绩效管理等措施，进一步提升征管机构工作效能。二是完善税费征管制度。完善征管操作规范，建立健全税务系统事中事后监管规则标准，加快建立自然人税收管理体系。三是提升税费征管技术手段。以金税工程为撬点，加快适应数字经济和现代信息技术发展态势，统一征管数据标准和口径，实现全国征管软件统一，推进税收征管数字化进程，构建税收大数据共享制度与机制，在金税四期下增强系统

集成征管能力,以逐步实现对大部分财政性质资金的高效征管。四是健全税收大数据和风险管理机制。针对企业所得税、环境保护税、土地增值税等具体税种完善相应风险防控、清算管理以及稽查体制,在对纳税主体干扰最小的同时做到精准监管、精确执法。五是协调推进减税降费与严密征管。减税降费作为积极财政政策的重要措施,在当前发挥了重要作用。下一步,减税降费应实现由纾困型向发展型、措施型向制度型、优惠型向机制型、普惠型向结构型、减负型向功能型转变,以协调推进减税降费与严密征管。

(五) 合作共赢的国际税收体系建设

一是参与国际税收规则制定。目前,我国已与世界上多数国家建立税收合作机制,税收协定网络基本覆盖我国对外投资主要目的地,这为我国参与国际税收规则制定奠定了坚实基础。新时代,要积极参与国际税收相关活动,做国际税收规则制定的引领者,为实现不同发展程度国家间的协调发展作出不懈努力。二是加强国际税收合作。要推动完善国际税收合作机制,加强税收情报交换,围绕双支柱方案做好政策储备和有效沟通。三是打击国际逃避税。要全面深入参与 BEPS 行动计划,使税收与实质经济活动相匹配,构建相对公平的国际税收体系。四是服务对外开放战略。要为我国对外开放战略的顺利实施提供更多税收支持,在全球税收治理舞台上充分展现合作共赢的发展观,积极分享“以合作管控分歧”的治理经验。

(六) 高效清廉的队伍组织体系建设

一是加强新时代税务干部队伍思想建设。新时代,实现税收现代化任务艰巨,但极其重要。要深刻理解党的二十大精神,坚定信仰理念,加强思想淬炼、实践锻炼和专业训练,做有担当、能担当、强担当的新时代高素质税务干部。二是推进高效协作机制。要在税务系统内构建起上下贯通、充满活力的队伍体系,围绕税收现代化建设,凝聚共识、紧密配合,推进高效协作机制。三是筑实基层干部队伍。要重视和培育基层干部队伍,把基层税务机构建设的重点落到队伍的建设上来。可考虑根据地区经济社会发展状况对基层干部队伍编制实行动态管理,进一步完善交换轮岗等制度来拓展基层干部队伍整体眼界,完善选拔流动机制拓宽基层干部队伍发展空间,对边远困难地区基层干部队伍给予更多支持。

参考文献:

- [1]岳树民.构建适应市场经济发展的现代税收制度[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2015(4):72-75.
- [2]马海涛,马金华,林源.中国共产党百年治财税的历史进程、基本经验与现实启示[J].地方

财政研究,2021(8):16-22.

[3]杨志勇.新中国税收 70 年:迈向社会主义现代化强国[J].中国经济报告,2019(5):19-26.

[4]刘尚希等.中国改革开放的财政逻辑(1978-2018)[M].北京:人民出版社,2018.

[5]中国式现代化研究课题组.中国式现代化的理论认识、经济前景与战略任务[J].经济研究,2022(8):26-39.

[6]邓力平,陈丽.新时代中国特色税收现代化之路再思考[J].税务研究,2020(5):5-12.

“营改增”的企业投资效应*

——兼议间接税减税的作用

张静

中国人民大学财政金融学院

贺颖

中国社会科学院经济研究所

提要:自 2012 年推行的生产性服务业“营改增”改革,会通过完善增值税抵扣链条促进下游企业的服务要素投入和固定资产投资。本文基于大样本微观企业数据,借鉴强度双重差分法的思想,根据产业集聚理论,利用不同地区因改革前生产性服务业规模差异所产生的政策影响程度的差异,识别生产性服务行业“营改增”对下游企业的改革效应及作用机制。结果发现:(1)生产性服务业“营改增”显著促进下游企业的固定资产投资;(2)上述政策效果是通过减少外购服务的重复征税、降低下游企业的经营成本,从而缓解其内部资金约束而产生的。这一机制体现在“营改增”更大地促进了融资约束程度高、留抵税额较少的下游企业的投资。本文的研究有助于我们理解企业的投资行为,进而有助于理解我国近年以增值税为主体的减税改革逻辑。

关键词:“营改增”税制改革;生产性服务;固定资产投资

一、引言

税收政策和税制改革在我国改革开放过程中一直发挥着重要作用。增值税作为最重要的主体税种,其税制改革历程始终与改革开放的关键节点紧密契合。作为 1994 年分税制改革以来力度最大的税制改革之一,营业税改征增值税改革(以下简称“营改增”)自 2012 年起开始试点推行。^①它既是“推进供给侧结构性改革的战略举措,也是打造增长友好型税收

* 张静,中国人民大学财政金融学院,邮政编码:100872,电子邮箱:zhang-j@ruc.edu.cn;贺颖(通讯作者),中国社会科学院经济研究所。本文得到国家自然科学基金青年基金项目(71603265、72103200)的资助。感谢匿名审稿人的修改建议,笔者已做出相应修改,本文文责自负。

^①从改革进程看,“营改增”改革分两大阶段。第一个阶段自 2012 年 1 月 1 日在上海的“6+1”行业试点起,到 2014 年 6 月 1 日将电信业纳入全国范围内的改革试点行业止,历经 5 次试点范围的拓展(财税[2011]110 号、财税[2012]71 号、财税[2013]37 号、财税[2013]106 号和财税[2014]43 号),共涉及“3+8”个行业;第二个阶段是 2016 年 5 月 1 日“营改增”在全国全面实行,改革主要将金融保险业、

体系的重大实践”。^①在“营改增”试点推开过程中，减税规模逐年增加，改革效应逐步显现。^②打通增值税抵扣链条带来的减税效应不仅有利于实现专业化分工、提升资源配置效率，而且有助于降低下游企业的经营成本，促进其固定资产更新和技术改造投资，推动产业技术升级，为中国经济增长注入新的动力。“营改增”的投资效应一开始就受到学界关注（范子英和彭飞，2017；李成和张玉霞，2015；袁从帅和包文馨，2015；赵连伟，2015），但至今这类文献主要分析“营改增”试点行业企业的投资行为。鉴于投资在经济增长中的重要作用，及现实中“营改增”行业的下游企业几乎涉及国民经济中的绝大多数行业^③，所有行业均直接采购和使用“营改增”的生产性服务，因此“营改增”通过降低下游企业外购服务要素的税收成本，进而对下游企业投资行为的影响也应成为我们评估该政策的一个重要方面。那么，“营改增”在减税的同时，在实践中是通过怎样的微观作用机制影响试点行业下游企业的投资？哪些因素会限制改革减税红利的实现？本文主要基于实证结果对这些问题进行回答，研究结论有助于我们理解 2017 年以来以间接税为主的更大规模减税改革的逻辑，并为未来税制改革的设计和减税措施的部署提供重要的现实依据。

“营改增”的政策效果评估不仅对中国的政策制定具有重要的现实意义，同时也有助于我们在理论研究层面理解税收政策对企业投资行为的影响。经济学中关于税收政策影响企业投资的理论主要分为以下两类：第一类理论，在新古典经济学框架下，认为金融市场无摩擦，所有企业面临相同的资金价格，税收政策通过调节企业投资的税后收益，影响企业的投资决策。代表模型有：使用者成本模型、Q 模型和边际有效税率模型（Jorgenson, 1963；Hall & Jorgenson, 1967；Lucas, 1967；Tobin, 1969）。但是实证研究发现上述模型对现实的解释程度有限（Eisner, 1969；1970；Eisner & Nadiri, 1968），从而发展出第二类理论，其在传统模型基础上考虑企业融资的因素，强调企业现金流对其投资行为的影响（Elliott, 1973）。此后，许多税收政策的研究也开始从缓解企业资金约束的角度，分析减税对企业投资的影响（刘行等，2019；Fazzari et al., 1988；Saez et al., 2019；Yagan, 2015；Zwick & Mahon, 2017）。

至今已有大量实证文献研究税收政策对微观企业行为的影响——特别是对投资的影响，

建筑业、房地产业和生活服务业纳入试点范围。本文主要选择的研究对象是第一个阶段中 2013 年 8 月首次在全国范围内推广的对于“7+1”个生产性服务行业的“营改增”改革。这“7+1”个生产性服务行业具体包括：7 个部分现代服务业（研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、有形动产租赁服务、鉴证咨询服务、广播影视服务）和交通运输服务行业（铁路运输服务除外）。

① 国家税务总局《完善现代增值税制度 助推经济全球化发展——王军出席 OECD 第四届增值税全球论坛并作主旨发言》，2017 年 4 月 14 日。http://www.xinhuanet.com/politics/2017-04/14/c_129536635.htm。

② 2018 年 3 月 28 日国务院常务会议指出，“过去五年通过实施‘营改增’累计减税 2.1 万亿元”，“为进一步完善税制，支持制造业、小微企业等实体经济发展”，会议同时确定“深化增值税改革的措施，进一步减轻市场主体税负”。<http://www.gov.cn/guowuyuan/gwycwhy/20180328c04/index.htm#>。

③ 根据 2012 年全国投入产出表，42 部门中对生产性服务依赖程度最低的是“农林牧渔产品和服务”部门，其生产性服务投入占总投入的比值为 0.019，其它适用增值税的部门的生产性服务投入占总投入的比值在 0.025（纺织品）至 0.130（批发和零售）之间分布。根据投入产出表，所有行业均直接使用生产性服务行业，可定义为“营改增”试点行业的下游企业。

但结论不一。不同税收政策, 尽管都增加了企业的现金流、缓解融资约束, 它们的政策效果呈现很大的差异: House & Shapiro (2006) 和 Zwick & Mahon (2017) 发现 2003 年的加速折旧政策增加企业内部现金流, 从而显著地刺激投资。而 Yagan (2015) 认为 2003 年股息税减免虽然降低了传统模型里企业发行股票的融资成本, 但现实中企业主要使用内部资金进行投资, 并未受到外部融资约束, 因此这项股息税减免政策并未有效地促进当时的企业投资。有时即使是针对同一项税收政策, 不同的研究者基于不同的样本或研究设计, 结论也有所差异。例如对于中国的增值税转型改革, 毛捷等 (2014)、聂辉华等 (2009)、申广军等 (2016)、汪德华 (2016)、许伟和陈斌开 (2016)、Liu & Mao (2019)、Zhang et al. (2018) 等研究发现这一改革显著促进企业固定资产投资, 但 Cai & Harrison (2011) 认为 2004 年增值税转型试点改革无任何积极的长期政策效果。类似争议也存在于中国的加速折旧政策和“营改增”的效应评估中。不同于刘启仁等 (2019) 及刘行等 (2019), 曹越和陈文瑞 (2017) 发现加速折旧政策对企业固定资产投资规模并无显著影响。关于“营改增”对试点企业固定资产投资影响的研究中, 范子英和彭飞 (2017) 及李成和张玉霞 (2015) 发现“营改增”显著促进设备类固定资产投资, 而袁从帅和包文馨 (2015) 则认为, 由于存在房地产市场及企业规模等因素的干扰, 改革对设备类固定资产投资的促进作用并不明显。由此可见, 具体税收政策对企业投资行为的影响及其作用机制仍然需要严谨地实证研究。

本文旨在研究生产性服务业“营改增”对于试点行业下游企业投资行为的影响。理论上, “营改增”通过打通增值税抵扣链条, 消除营业税和增值税并行产生的重复征税问题, 从而降低了下游企业的税收负担和生产成本, 减轻了内部资金约束, 促进投资和发展。不同于增值税转型改革和加速折旧政策, 尽管“营改增”并不直接针对固定资产, 但考虑到中国企业面临不同程度的融资约束 (邓可斌和曾海舰, 2014; 鞠晓生等, 2013), “营改增”将通过节税、降低边际生产成本、增加企业现金流的机制来促进下游企业的投资。因此, 对于“营改增”政策效果的研究为我们理解间接税减税政策是如何通过影响企业资金约束, 进而影响其投资, 提供了一个非常有价值的现实案例。

本文借鉴强度双重差分法的思想, 利用不同地区因改革前生产性服务业规模差异所产生的政策影响程度的差异, 研究“营改增”对促进下游企业生产性服务的购买和固定资产投资的影响, 并对其中的作用机制进行检验。相较于现有文献, 本文的贡献主要在于以下三个方面。第一, 不同于现有文献考察“营改增”对试点行业固定资产投资的影响, 本文关注“营改增”对更为广泛的试点行业的下游企业的影响。选择下游企业的固定资产投资作为研究对象, 并对影响机制进行分析, 为税收政策通过缓解资金约束促进投资的理论假说提供事实依据。第二, 相较于以往“营改增”效果评估的文献, 本文在实证识别策略上具有创新性, 利用地区层面改革前生产性服务可及性的相对差异构建强度双差分的回归分析来研究“营改增”的政策效果。我们的回归结果在各种模型设定、指标度量及样本加权下均稳健。第三, 本文的实证研究基于河北省 2010—2015 年大样本的税收调查数据, 它不仅指标丰

富，而且包含不同规模和类型的企业，具有较强的现实代表性。这一数据的优势帮助我们能够更为全面地分析“营改增”对经济中各类型企业的异质性影响，从而更好地梳理“营改增”的作用机理。

二、制度背景与理论假说

1994 年我国分税制改革确立了以营业税与增值税并行为主的流转税税制结构，形成了商品服务“双轨制”的征税局面。营业税依据销售额全额征税，而增值税实行抵扣制度，仅对商品和劳务在各环节的增值额部分征税。该税制安排适应我国当时的经济发展阶段和税收征管水平，但随着经济的发展，社会各行业分工协作程度逐渐提高，两税并行的制度显现出诸如抵扣链条不完整、重复征税、行业间税率高度不统一进而扭曲市场资源配置等诸多弊端。

为改变上述税制设计中的不合理之处，我国于2012年开始选择部分行业和地区进行“营改增”试点改革，并在之后的5年间逐步推广至全国原征收营业税的所有行业。2011年11月国务院颁布《营业税改征增值税试点方案》，规定自2012年1月1日起，在上海选择“6+1”项服务项目改征增值税，标志着“营改增”税制改革拉开序幕。^①此后，“营改增”的试点范围逐步扩大：2012年8月起分批扩大至北京等8省（直辖市），进一步自2013年8月1日起在全国范围内实施，并且将广播影视服务业也纳入其中；2014年将铁路运输业和邮政业（1月1日起）、电信业（6月1日起）依次纳入“营改增”范围。2016年3月23日，财政部发布财税〔2016〕36号文件《关于全面推开营业税改征增值税试点的通知》决定自2016年5月1日起，在全国范围内全行业全面推行增值税制度。^②至此，“营改增”税制改革全面完成，营业税退出历史舞台。

考虑到企业固定资产投资在社会总投资中占据着重要的地位，对国民经济发展起着重要的作用，同时契合“营改增”给企业减轻税负的政策目的，本文选取2013年8月起在全国首批试点的“7+1”服务行业改革为研究对象，分析“营改增”对试点行业下游企业投资行为的影响。这“7+1”服务行业包括7项现代服务：研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、有形动产租赁服务、鉴证咨询服务、广播影视服务和1项交通运输服务（铁路运输服务除外）。这些行业大多属于生产性服务部门^③，其主要的经济活动是为其它产品或服务的生产提供中间服务，它们所提供的服务是下游企业开展生产的重要投入要素及发展的助推剂，因此在这些行业实行“营改增”改革会对下游企业的生产投资和长远发

^① “6+1”项服务分别为：6项现代服务：研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、有形动产租赁服务、鉴证咨询服务；1项交通运输服务（铁路运输服务除外）。

^② 改革涉及的行业包括金融保险业、建筑业、房地产业和生活服务业。

^③ 生产性服务部门是指为其它产品或服务的生产提供中间服务的行业。《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》中将生产性服务业分为交通运输、现代物流、金融服务、信息服务和商住服务等。尽管不同机构对生产性服务业的概括存在差异，但基本都认同交通运输业、研发和技术服务业、信息服务业、现代物流业属于生产性服务业。

展产生重要的影响。

“营改增”前，下游企业无法将其购买服务时所支付或承担的增值税作为进项税额进行抵扣，这就意味着它同时负担了生产这些服务的增值税。“营改增”统一税制后，这一部分税额可以作为其进项税额进行抵扣，即它只需就自身增加值的部分缴纳增值税。生产性服务业“营改增”通过打通外购服务的增值税抵扣链条，可能会对下游企业的固定资产投资产生以下两方面的影响：一方面，它降低了下游企业购买服务的成本，所带来的减税收入效应和宽裕现金流有助于企业增加固定资产更新和技术改造投资。但另一方面，外购生产性服务成本降低，会促使企业购买更多的生产性服务，挤占固定资产投资所需的资金。此外，如果企业的生产性服务由内部生产转为外部提供，之前内设的生产性服务部门将被取消或逐步萎缩，相关固定资产的投资也会减少。基于以上的原因，生产性服务业“营改增”对下游企业固定资产投资的影响需要基于数据进行严谨的实证检验。

生产性服务“营改增”对下游企业的影响不仅与企业的总投入中生产性服务的比重有关，另外更重要的，也与当地生产性服务业规模有关，这一规模决定了该地区生产性服务的可及性。根据产业集聚（agglomeration）理论，在空间分布上，生产性服务业企业和下游企业存在明显的协同集聚特征（陈建军和陈菁菁，2011；陈建军等，2009；Scott, 1988）。这主要是因为中间产品生产的规模经济可以降低中间品的价格，并且减少了下游企业的信息搜寻和甄别协调的成本（江静等，2007；Abdel-Rahman & Fujita, 1990；Dixit & Stiglitz, 1997；Marshall, 1890；Venables, 1996）。在这一意义上，距离的增加会显著提高企业的交易成本（Johansson & Quigley, 2004；Varga & Schalk, 2004），特别是考虑到税收调查数据中其包含众多中小微企业，这些企业的采购和业务范围大多呈现本地化特征。^①所以在我们的研究框架下，地区生产性服务的可及性在很大程度上是由改革前该地区生产性服务行业的规模决定的。基于此，本文主要是利用不同地区因改革前生产性服务业规模差异所产生的政策影响程度的差异，识别生产性服务行业“营改增”对下游企业的改革效应及作用机制。

综上，本文提出以下的实证检验假说，并围绕此进行分析：“营改增”通过打通增值税抵扣链条，减少企业的经营成本，进而增加企业内部可用于投资的资金，最终促进下游企业的固定资产投资。改革前地区内生产性服务业规模越大，该影响也越大。

三、实证研究设计和数据说明

（一）识别策略

本文借鉴强度双重差分法的思想，依据生产性服务业与下游产业协同集聚的现实，以各

^① 以交通运输服务为例，物流地理学的研究就指出，即使是在互联网经济下，企业的选址在很大程度上还是取决于当地交通运输业的发展，因为企业需要更为快速和有效地运输其原材料和产品（Lasserre, 2004）。所以交通运输业与使用其服务的下游行业在地理上是相邻的。

地区受“营改增”改革影响程度的差异来识别政策效果。具体而言，本文在地级市层面，根据下游企业所在地区改革前经济中“7+1”生产性服务业占比的横向差异来估计“营改增”对下游企业的相对影响。^①我们采取该识别策略主要基于以下考虑：如前述理论分析，改革前地区生产性服务业占比反映短期内本地区生产性服务的市场规模及市场承接服务业务的能力，从服务供给角度决定着短期内下游企业新增外购生产性服务的可得性。服务经济占比较高地区的下游企业可以随时根据市场及政策的变化便捷地获取需要的服务，灵活调整生产决策，更好地实现改革所能带来的减税效应，减轻内部资金压力，增加投资。相比于县、区，以市为单位的市场范围相对适中，既保证服务的多样性，又避免了县、区内服务业企业过度集中的情况。已有文献大多在地级市层面度量服务业和下游企业的协同集聚关联和产业结构（陈建军等，2009；陈建军和陈菁菁，2011；柯善咨和赵曜，2014）。本文也同样以地级市为单位，比较位于不同服务占比地区的下游企业在改革前后投资和生产经营行为的变化来识别“营改增”的政策效果。

双重差分的研究设计需要满足平行趋势假定。在本文的研究问题中，平行趋势假定意味着在控制了所有的因素（包括固定效应和其它变量）之后，如果没有“营改增”，各个地区的企业在每年都有着相同的投资行为。考虑到在较长的时间内，各个地区企业的投资决策可能会因为受到更多其它不可观测因素（如地区性的政策和地区性的经济周期等）的影响而变得不同，所以平行趋势假定潜在决定了双重差分的研究方法更加适合研究政策的短期效果。本文的样本期是从 2010 年到 2015 年，较短的样本期恰好与双重差分法的要求相契合。但同时，较短的样本期也使得本文的研究结论更多描述的是“营改增”政策对于下游企业投资行为的短期影响。“营改增”打通购买生产性服务的增值税抵扣链条，面临下游企业对生产性服务激增的需求，生产性服务行业的规模也会扩大。但是这种供给面的提升涉及投资、融资、用工等多方面的决策，是需要一定的时间才能实现的。这种生产性服务行业规模扩大对于下游企业投资进一步的影响，就需要更长期的样本才能研究。

（二）模型设定及指标度量

基于上述实证策略，本文采用的基本回归模型如下：

$$Y_{ijmt} = \alpha + SA_{mt}\beta + X_{i,t-1}\theta + \gamma_{jm} + \delta_{jt} + \varepsilon_{ijmt} \quad (1)$$

其中， Y_{ijmt} 是被解释变量，代表 m 地区 j 行业的 i 公司在 t 年的固定资产投资率，等于固定资产投资额占前期固定资产账面价值的比重。在考察具体影响机制时被解释变量还包括企业生产性服务支出占前期营业收入的比重等。

变量 SA_{mt} 为关键解释变量，是改革前各城市生产性服务业占比和“营改增”实施后的哑

^① 我们也根据改革前全国层面的投入产出表，计算所有行业的总投入中生产性服务投入的占比，尝试增加行业维度识别政策的效果。研究发现只有当下游行业的关联程度与当地的生产性服务的可及性相联系时，我们才能较好的识别“营改增”对下游企业的影响。该回归结果说明地区层面产业间的协同集聚决定了生产性服务业占比已经很好地捕捉了“营改增”对下游企业的影响程度。而且考虑到同期存在部分行业去产能政策，本文的回归策略主要基于地区层面生产性服务的占比，而非各行业生产性服务投入的系数，来识别“营改增”对于下游企业投资的影响。

变量的交叉项，它的系数 β 描述了“营改增”的政策效果。本文样本企业所在的河北省于 2013 年 8 月纳入“营改增”试点范围，但是考虑到 2012 年“营改增”就开始在全国部分地区试点并且迅速推广，河北省的企业可能会预期到这一改革会很快发生而改变其生产决策。所以本文选择以 2012 年作为生产性服务业“营改增”的改革事件年，这样可以全面捕捉“营改增”的整体政策效果。对 2012 年之后（含 2012 年）的观测值，改革实施的哑变量赋值为 1，反之赋值为 0。

为了准确地度量改革前各地区生产性服务业的规模，我们选用了距离改革最近的 2008 年全国经济普查数据，计算河北省 11 个地级市“7+1”项生产性服务业企业的营业收入总额占当地全行业营业收入总额的比重，以此作为反映地区生产性服务行业规模的指标。^①、^②虽然 2008 年与 2011 年相隔了 3 年，但是考虑到产业集聚是一个长期的动态积累过程，短期内地区产业结构相对稳定（陈建军等，2009），所以 2008 年的生产性服务业占比能较为准确地反映各地区改革前的状况。如图 1 所示，改革前 11 个地级市生产性服务业占比在 0.012 2 至 0.073 0 间分布，全省简单平均值为 0.032 8。

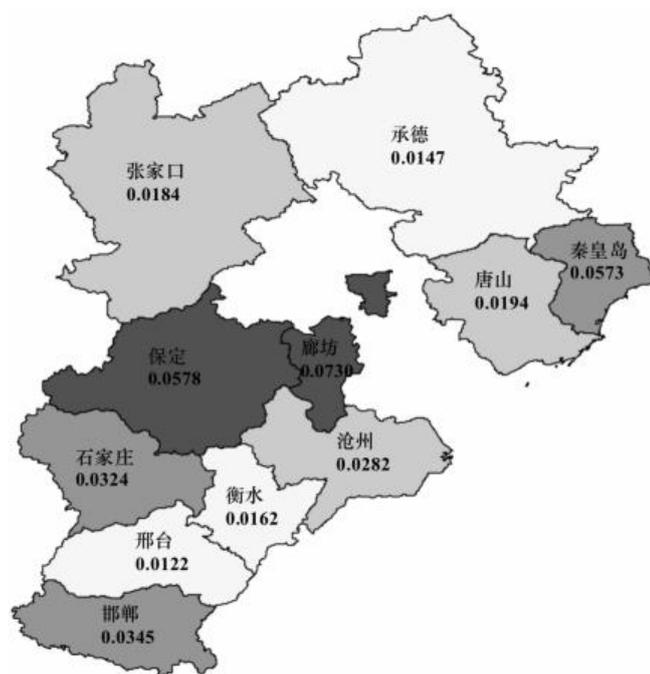


图 1 河北省各地级市生产性服务业占比

资料来源：2008 年全国经济普查数据

^① 河北省各城市各行业的营业收入的数据来自 2008 年《河北省经济普查年鉴》。“营改增”的“7+1”项生产性服务业具体包括如下行业：道路运输、城市公共交通、水上运输、航空运输、管道运输、装卸搬运和运输代理、仓储、计算机服务、软件和信息技术服务、租赁、部分商务服务（法律服务、咨询与调查、广告业、知识产权服务、其它商务服务）、研究和试验发展、专业技术服务、科技推广和应用服务、地质勘查、广播、电视、电影和影视录音制作。

^② 我们也尝试用雇员数来定义生产性服务业的占比，回归结果是一致的。

根据已有研究,我们在回归分析中加入一系列影响企业投资决策的控制变量,为了避免使用同期变量所产生的内生性问题,所有财务指标均采用前一期的值 $X_{i,t-1}$ 。这些变量包括:(1)企业年龄,以调查年份减去企业开业年份加1来衡量,并取自然对数;(2)利润率(营业利润/营业收入),反映企业的盈利能力;(3)资本密集度(固定资产/雇员人数),取自然对数,旨在控制具有不同生产经营特点的企业在固定资产投资需求上的差异;(4)企业规模,以总资产账面价值的对数表示;^①(5)所有制形式,分别为国有企业(国有联营企业、国有与集体联营企业和国有独资公司)、集体企业(及集体联营企业)、外资(及港、澳、台资)企业的哑变量,缺省类型为除上述提到类型之外的其它企业类型。另外,为了捕捉各城市产业结构的差别,我们还控制了城市×行业的固定效应 γ_{jm} 。考虑到同时期部分行业去产能导致产业结构调整,我们也加入了行业×时间的固定效应 δ_{jt} 。因为地区内的企业投资和生产决策往往会相互影响,所以回归中的标准误 ε_{ijmt} 是在城市层面聚类计算而得。

(三) 数据说明与变量的描述性统计

本文进行实证分析的样本来自 2010—2015 年河北省企业税收调查数据。^②税收调查数据是由财政部和税务总局每年在全国统一组织开展的税收调查工作收集整理得到。调查的主要目的是为服务财税改革、加强财税管理提供数据支撑。该数据作为行政管理信息数据在很大程度上保证了样本的代表性、指标的系统性及数据的真实性(Card et al., 2010)。税收调查的对象由重点调查企业和抽样调查企业组成。重点调查企业由财政部和国家税务总局根据税制改革和税收管理的需要确定,主要包括各地重点税源监控企业、“营改增”企业、加工贸易企业等。抽样调查企业针对所有企业抽样得到,覆盖大、中、小微企业。因为研究中部分控制变量为企业前一期的特征,所以回归分析中实际用到的样本是从 2011 年到 2015 年 5 年的样本。原始数据中 2011—2015 年每年的样本量约为 3 万家企业。该数据包括企业层面的资产负债表、利润表和现金流量表中的关键指标、根据会计科目和凭证填写的其它指标(如固定资产的新增指标、包括生产性服务在内的各类外购非固定资产货物和劳务支出)、以及企业各项税务信息。该数据为我们精准分析“营改增”对下游行业企业投资行为的影响及其机制提供了丰富的数据基础。

借鉴 Yagan (2015) 和 Zwick & Mahon (2017) 对美国企业税收调查数据的清理过程,本文的样本筛选遵循下面几个标准:(1) 样本企业的资产总额超过 50 万并且年营业收入超过 10 万。^③我们这样做是考虑到收入和资产规模过小的企业的会计核算制度可能相对不健全,为保证数据质量,将它们从分析样本中剔除。(2) 首先根据“是否是‘营改增’试点纳税人”删除样本期间的“营改增”试点纳税人企业,然后根据行业代码删除服务业和电力、燃气及水

^① 其前期变量为本期期初资产总额和前期期初资产总额的平均值。

^② 限于数据的可得性,本文选择河北省作为研究样本。鉴于河北省企业在受政策影响以及其特征方面的一般性,本文的结论不依赖于这一特定样本的选择。

^③ 50 万和 10 万分别是原始样本中资产规模和年营业收入分布的 1%分位点。

的生产和供应业。删除原因如下：对于在样本期间内“营改增”的企业而言，“营改增”不仅减少了投入要素的税收成本，同时改变了其服务产出适用的流转税制，存在多方面的政策效应；除“营改增”行业以外的其它服务业企业在样本期内的大多数年份仍然适用营业税，它们无法适用“营改增”所带来的生产性服务增值税进项税额抵扣；电力、燃气及水的生产和供应业受国家管制，具有垄断的市场特征，其生产经营行为对市场因素的变动相对不敏感。本文最终的回归样本包括如下四大类行业：农、林、牧、渔业；采矿业；制造业；批发和零售业；（3）根据“增值税缴纳方式代码”我们进一步删除了数据中存在的缴纳营业税的企业和增值税小规模纳税人企业。（4）企业至少在连续两年被调查，这是因为回归分析中财务指标的控制变量是取前一期值。（5）最后，我们删除所在城市发生转变的企业，删除资产账面价值、固定资产账面价值、流动资产账面价值、雇员人数、营业收入、当期销项税额非正的观测值，删除外购设备、融资租赁设备、外购不动产、融资租赁不动产、在建工程、生产性服务支出、生产性服务相关进项税额、留抵税额为负的观测值，以及企业成立年份明显有误的观测值。

①本文最终选取了 2011 年至 2015 年河北省 25218 户企业，共 50357 个观测值的非平衡面板数据作为研究样本。样本中 2011 年企业的固定资产投资为 590.08 亿（占全省相应行业全社会固定资产投资的 7.81%）。②最后我们对各关键变量进行 5% 和 95% 分位点缩尾归并（winsorize）处理，对其中非负变量仅进行 95% 分位点单侧缩尾处理，以消除异常值及变量偏态分布对回归结果的影响。③表 1 列示了回归分析中关键变量的描述性统计。

表 1 各变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	10%分位点	中位数	90%分位点
固定资产投资率	50357	0.100	0.297	0	0	0.255
固定资产投资率（永续盘存法调整后）	50357	0.161	0.525	0	0	0.350
固定资产净投资率	50357	0.097	0.421	-0.238	-0.011	0.621
企业年龄（取对数）	50357	2.163	0.501	1.386	2.197	2.773
总资产（前期取对数）	50357	10.118	1.641	8.008	10.036	12.479
利润率（前期）	50357	0.008	0.051	-0.048	0.007	0.063
资本密集度（前期取对数）	50357	10.761	1.449	8.625	10.886	12.672
生产性服务支出 / 前期营业收入	50357	0.008	0.021	0	0	0.025
交通运输服务支出 / 前期营业收入	50357	0.006	0.018	0	0	0.018
7 项现代服务支出 / 前期营业收入	50357	0.002	0.007	0	0	0.002
生产性服务相关进项税额 / 前期销项税	50357	0.004	0.015	0	0	0.011
交通运输服务相关进项税额 / 前期销项	50357	0.004	0.014	0	0	0.009
7 项现代服务相关进项税额 / 前期销项	50357	0.001	0.005	0	0	0

① 具体包括：填报的企业成立年份晚于调查年份，填报的年份数字不规范、存在歧义。

② 河北省全省 2011 年各行业全社会固定资产投资数据来源于《河北经济年鉴 2012》。

③ 缩尾归并处理不仅可以有效地消除由于企业指标填报纰漏导致的异常值的影响，还可以调整指标的偏态分布，实现最小化均方误差，降低回归系数的偏误（Rivest, 1994）。当换用 1% 和 99% 分位点标准缩尾归并处理时，基准回归结果依旧稳健。限于篇幅，本文并未报告相关结果。

国有企业（是=1，否=0）	50357	0.022	0.148	0	0	0
集体企业（是=1，否=0）	50357	0.019	0.136	0	0	0
外资企业（是=1，否=0）	50357	0.061	0.239	0	0	0

说明：上表列示了 2011—2015 年间关键变量的描述性统计，所有金额类指标的单位为千元。基准回归变量的定义见“（二）模型设定及指标度量”。固定资产投资率等于加总得到的各类外购固定资产投资额 / 前期固定资产，固定资产净投资率等于固定资产净变动 / 前期固定资产。其中，“各类外购固定资产投资额”由外购设备、融资租赁设备、外购不动产、融资租赁不动产及在建工程加总得到，而“固定资产净变动”指本期期末固定资产账面价值减期初固定资产账面价值。“前期固定资产”指前期期初固定资产账面价值和本期期初固定资产账面价值的平均值。由于除购入、建造和融资租入外，资本转入、接受捐赠和盘盈等因素会导致固定资产的被动增加，资产的折旧、盘亏、毁损等导致资产的减少，因此固定资产投资率和固定资产净投资率间存在着一定的差异。本文主要考察企业的自主投资行为，因此选用固定资产投资率作为主要的被解释变量，以固定资产净投资率做稳健性分析。

四、实证结果

（一）“营改增”对下游企业固定资产投资的影响及稳健性检验

基于上述实证策略，我们这部分的实证研究旨在估计：生产性服务业“营改增”通过打通外购服务的税收抵扣链条、实现减税最终促进下游企业固定资产投资的政策效果，回归结果见表 2。被解释变量为固定资产投资率，核心解释变量为地区生产性服务业占比与“营改增”政策实施后哑变量的交互项。第（1）列只在回归模型中控制城市×行业和行业×时间的固定效应。结果显示，核心解释变量的系数为正，并且在 1%的水平上显著，即意味着“营改增”后，相对于生产性服务业占比低的地区，占比高地区的下游企业的固定资产投资有着较大的增长。具体而言，当地区生产性服务占比每多 1 个百分点时，“营改增”后该地区企业的固定资产投资率平均提高 0.581 个百分点。第（2）列所做的回归分析在第（1）列回归模型的基础上加入企业层面影响投资的控制变量。结果显示，核心解释变量对企业固定资产投资的影响程度与第（1）列相比只有些微的下降，变为 0.555，且仍在 1%的水平上显著。这表明本文所构造的度量“营改增”改革效果的政策变量与企业的特征并没有很强的相关性，较可能满足回归分析中变量具有外生性的要求，从而保证其估计系数的无偏性。第（2）列中政策变量的系数表明，改革前地区生产性服务业占比每高出 1 个百分点，该地区下游企业由于受到“营改增”的影响，其投资率将多增加 0.555 个百分点。结合改革前河北省整体的生产性服务占比为 0.032 8，政策变量的系数意味着“营改增”使得河北省下游企业投资率平均增加 1.82 个百分点 $0.555 \times 0.032 8 = 0.018 2$ 。改革前 2011 年河北省样本的平均投资率为 0.113 6，“营改增”使得河北省下游企业固定资产投资率增长了 16.02% $(0.018 2 \div 0.113 6 = 0.160 2)$ 。此外，从回归结果中控制变量的系数可以看出，新设立、规模大、资产利润率较高、资本密集程度低的企业的投资率相对较高，而企业的所有制形式则无显著影响。我们将表 2 第（2）列的回归模型作为基准回归模型。

税收调查数据会根据政策研究的需要对重点调查企业进行重新选择，在我们的回归样本中大约 25.32%的企业只在一期出现。为了尽可能利用数据信息，我们在基准回归中通过控制城市×行业和行业×时间的固定效应和企业层面的控制变量来捕捉一些与“营改增”政策变量相关，并会影响企业投资的因素。但是考虑到一些企业个体特征的影响可能无法被上述控

制变量完全捕捉，在表 2 第（3）列的回归中我们用企业固定效应代替基准回归模型中城市×行业的固定效应和企业控制变量进行稳健性分析。因为控制了企业的固定效应，所以回归的样本只会包括在 2011—2015 年基准回归样本中至少出现了两年的企业，样本数由此减少为 37600。回归结果中政策变量的系数只是略有降低，变为 0.501，且在 5%的水平上显著。可以看出，当控制了企业的固定效应时“营改增”对下游企业投资的影响依然是稳健的。

现实中河北省的“营改增”是从 2013 年 8 月开始的，但考虑到 2012 年河北省企业可能因为对政策的预期而改变其生产投资决策，本文的基准回归设定中以 2012 年作为政策冲击开始年份来捕捉改革的全面效果。为了进一步检验基准回归结果的稳健性，我们在表 2 的第（4）列回归分析中剔除 2012 年的样本，以 2013 年后（含 2013 年）作为改革后年份调整基准模型设定，重新进行回归，发现关键解释变量的系数数值和显著性只是略有下降（0.497 且在 5%的水平上显著）。这样的结果表明基准回归结果所估计的改革政策效果的确描述了改革后企业投资决策的变化，而非其在 2012 年一时的结果。

在表 2 的第（5）列中，我们调整“营改增”政策变量中对生产性服务业的定义：在“7+1”生产性服务业的基础上，加入 2014 年改革的铁路运输业、邮政业和电信业，以此计算各地区生产性服务业占比反映下游企业受政策影响程度，研究改革效果。结果显示，关键解释变量的系数基本保持不变。另外，考虑到每年固定资产投资品的价格不同，会计科目中企业的固定资产存量并不能反映其实际固定资产存量，借鉴 Brandt et al. (2012) 的做法，我们利用永续盘存法，计算了企业的实际固定资产存量和投资率，并将调整后的实际投资率作为结果变量进行回归分析。在表 2 第（6）列所展示的结果中，“营改增”政策变量的系数依然为正，且在 5%的水平上显著。^①表 2 的第（7）列将被解释变量替换为固定资产的净投资率，即期末固定资产减期初固定资产占上期固定资产的比重。回归结果中政策变量的系数为 0.332，在 10%的水平上显著，其经济学含义也与基准回归所估计的影响非常相似。^②最后，本文采用强度双差分策略识别对固定资产投资率的影响，但限于数据的可得性改革前只有一年的样本可计算出该结果变量，所以无法直接进行平行趋势的检验。作为补充，我们选用新增固定资产的对数值作为结果变量，从而将 2010 年的样本加入到回归分析中，其结果支持了平行趋势的假定。限于篇幅，这里并未报告回归结果。

^① 其经济学含义为改革前地区生产性服务业占比每高出 1 个百分点，其实际投资率将多增加 0.936 个百分点。结合改革前河北省整体的生产性服务占比为 0.032 8，政策变量的系数意味着“营改增”使得河北省下游企业投资率平均增加 3.07 个百分点（ $0.936 \times 0.032 8 = 0.030 7$ ）。改革前 2011 年河北省样本的平均实际投资率为 0.166 9，“营改增”使得河北省下游企业固定资产投资率增长了 18.39%（ $0.030 7 \div 0.166 9 = 0.183 9$ ）。

^② 表 2 第（7）列的回归系数仅在 10%水平下显著，但其 t 值为 2.17，非常接近 5%的显著水平。

表 2 “营改增”对生产性服务业下游企业固定资产投资的影响

被解释变量	固定资产投资率						固定资产 净投资率
		基准回归	控制企 业固定 效应	13 年后 为改革期 间且删除 2012 年	生产性服 务范围中 加入铁路 运输业	永续盘存 法调整后 的被解释 变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
地区生产性服务 占比×改革后哑	0.581*** (0.181)	0.555*** (0.172)	0.501** (0.169)	0.497** (0.178)	0.545*** (0.141)	0.936** (0.316)	0.332* (0.153)
企业年龄（对数 值）		-0.036*** (0.003)		- (0.003)	-0.036*** (0.003)	-0.108*** (0.008)	-0.046*** (0.004)
总资产（前期对 数值）		0.023*** (0.002)		0.023*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.043*** (0.004)	0.028*** (0.002)
利润率（前期）		0.211*** (0.043)		0.202*** (0.044)	0.211*** (0.043)	0.339*** (0.075)	0.243*** (0.044)
资本密集度（前 期对数值）		-0.028*** (0.003)		- (0.002)	-0.028*** (0.003)	-0.037*** (0.004)	-0.052*** (0.002)
国有企业		0.001 (0.010)		-0.001 (0.009)	0.001 (0.010)	0.014 (0.017)	-0.012 (0.013)
集体企业		-0.014 (0.008)		-0.011 (0.010)	-0.014 (0.008)	0.000 (0.012)	-0.027** (0.010)
外资企业		-0.010* (0.005)		-0.010 (0.007)	-0.010* (0.005)	-0.026** (0.010)	-0.061*** (0.009)
常数项	0.085*** (0.005)	0.232*** (0.022)	0.091*** (0.004)	0.247*** (0.021)	0.228*** (0.022)	0.325*** (0.038)	0.463*** (0.020)
城市×行业固定	是	是	否	是	是	是	是
行业×时间固定	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	否	否	否	否
样本数	50357	50357	37600	39333	50357	50357	50357
企业数	25218	25218	12464	24400	25218	25218	25218
调整后 R ²	0.023	0.041	0.457	0.042	0.041	0.042	0.051

注：每一列展示了一个回归结果。括号内为标准误，所有回归标准误均在城市层面聚类计算而得。“***”、“**”和“*”分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

接下来我们尝试控制各地区趋势、采用非参数加权方法捕捉各地产业结构的变化及抽样调查方法调整所带来的影响、用 wild 自助抽样法调整聚类标准误、换用非增值税企业样本做反事实分析的方法，从多个方面对上述基准结果进行稳健性检验。首先，为排除不同地区经济发展及企业投资增长趋势的固有差异对回归结果的影响，表 3 的第（1）列回归分析中我们允许不同城市企业的投资率具有不同的线性增长趋势（Autor, 2003），即控制各城市哑变量和时间连续变量的交互项。结果显示，在控制了地区不同增长趋势情形下，“营改增”政策变量的系数略有增加，变为 0.669，且在 1%的水平上显著。这说明基准回归估计出的政策效果是稳健的，不是由各地区不同的线性增长趋势导致的。

本文的样本来自于2010—2015年河北省的税收调查数据，2014年后加大了重点调查企业中小微企业和“营改增”企业的比重，这就使得样本在各年间存在较大差异。为了保证各地区各年的样本具有可比性，本文采用非参数加权的方法（DiNardo et al., 1996），根据某基准年份各地区各行业企业的收入分布，调整其它年份各地区各行业的观测值在回归中的权重。这样做可以帮助我们排除，抽样数据中由于各年对各地区各行业不同收入规模企业的抽样概率发生变化进而对回归结果产生的影响。^①表3的第（2）至（4）列分别以2011、2013和2015年的省会城市（石家庄市）作为基准组计算样本权重并进行加权回归。相比于基准回归，样本加权后回归结果中政策变量的系数变得更大，且也在1%的水平上显著。对此，一个可能的解释是：相比于其它城市而言，石家庄市的企业规模整体偏大，因此根据石家庄市企业规模分布加权后对大规模企业样本赋予更大的回归权重，而现实中大企业投资率普遍较高，所以产生了上述结果。总体而言，通过非参方法对样本加权后，所估计得到的“营改增”的效果依然是稳健的。

此外，考虑到本文所构造的政策变量是在地级市层面变化的，所以回归中的标准误也是在地级市层面聚类计算得到。这里需要考虑的一点是本文的样本只包括11个地级市，在计算聚类标准误时有可能会存在聚类数目太少而错误地得到显著性的结果（Bertrand et al., 2004）。但是对于“太少”的标准在文献中并没有明确的界定，可以从十几到五十几（Cameron & Miller, 2015）。为了检验前文的实证分析结论是否会受到标准误聚类数目太少的影响，表3的第（5）列采用wild自助抽样法（wild-bootstrap），在重复抽样1000次后重新计算系数显著性（Cameron & Miller, 2015；Roodman et al. 2019），并报告了政策变量估计系数的p值。结果显示“营改增”对企业投资率的影响依然在5%的水平上显著。

最后，本文实证研究所围绕的理论假说是：“营改增”主要通过打通外购服务的税收抵扣链条，进而影响下游企业投资。因此，相比于增值税一般纳税人，仅缴纳营业税的企业因为无法进行增值税进项税抵扣，受改革的影响有限。为了反向证明基准回归的估计结果的确反映“营改增”的政策效果而不是源于同时期地区间其它因素的差异，我们选用仅缴纳营业税的企业进行安慰剂检验。表3第（6）列的结果显示，相比于基准回归结果（表2的第（2）列），“营改增”政策变量的系数不仅在数值上只有基准回归结果的一半，而且在统计上是不显著的。这就从另一方面验证了本文“营改增”是通过打通增值税抵扣链条促进企业固定资产投资假说。

^① 非参数加权的方法被广泛地应用于劳动经济学中大样本数据的分析（DiNardo et al., 1996）。本文对该方法的应用如下：以某基准年份石家庄市的企业样本作为基准组，对基准组各大类行业的样本根据前期营业收入划分为五等份组。根据基准组前期营业收入分组的区间范围，将其它各地区各年各行业的样本归属于各规模组别。然后根据其它各地区各年各行业各规模组与对应的基准组各规模组的企业数目的相对比值调整非基准组样本的权重，进行加权回归。

表 3 稳健性检验

被解释变量	固定资产投资率					
	控制城市 线性趋势	以 11 年为 基年加权	以 13 年为 基年加权	以 15 年为 基年加权	wild 自助 抽样法计 算标准误	非增值 税企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区生产性服务占比× 改革后哑变量	0.669*** (0.195)	0.965*** (0.235)	0.991*** (0.219)	1.012*** (0.306)	0.555** [0.046]	0.204 (0.534)
城市×行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	50357	50357	50357	50357	50357	4275
企业数	25218	25218	25218	25218	25218	2345
调整后 R ²	0.042	0.044	0.043	0.073	0.041	0.085

注：每一列展示了一个回归结果，所有列回归的其它控制变量如表 2 的第 (2) 列回归中的控制变量。除第 (5) 列的方括号内为系数的 p 值以外，其它列括号内为标准误，所有回归标准误均在城市层面聚类计算而得。“***”、“**”和“*”分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

(二) 作用机制检验

本文关于“营改增”影响下游企业投资的基本假说是：生产性服务业的“营改增”改革打通生产性服务的税收抵扣链条，降低外购服务的成本，减轻下游企业的流转税税收负担，缓解其内部资金约束进而促进投资。为了检验这一机制的存在，我们首先需要证明企业确实意识到并受益于“营改增”的改革，进而相应地调整了其生产经营决策，即证明“营改增”的税制改革是显现的 (salient)。为此，我们提出如下的假说并进行检验：“营改增”后外购生产性服务的成本降低，企业会增加购买生产性服务的数量。表 4 的第 (1) 至 (3) 列分别考察“营改增”政策变量对下游企业“7+1”项生产性服务总支出、交通运输服务支出和 7 项现代服务支出的影响。这里的被解释变量是三种支出占前期营业收入的比重。这三列回归结果中政策变量的系数均为正，说明“营改增”促使企业增加了生产性服务的购买量。以第 (1) 列总生产性服务支出的回归结果为例，改革前地区生产性服务占比每高出 1 个百分点，该地区下游企业“营改增”后，在“7+1”项生产性服务上的支出比重增加了 0.054 个百分点。结合改革前河北省整体生产性服务占比为 0.032 8，该系数意味着“营改增”使得河北省下游企业生产性服务支出比重平均增加 0.18 个百分点 ($0.054 \times 0.032 8 = 0.001 8$)。基于改革前 2011 年样本该支出的平均比重为 0.009 0，我们可以得出“营改增”使得河北省下游企业生产性服务支出占比增长了 20% ($0.001 8 \div 0.009 0 = 0.200$)，且这一影响在 5%的水平上显著。类似的，“营改增”对于企业交通运输服务支出占比的影响为正，且在 10%的水平上显著。它对 7 项现代服务支出占比的影响也为正，但是在 10%的水平上不显著，出现该结果一个可能的原因是：这一结果变量在样本中的变动 (variation) 较小 (只有 17.38% 的观测值报告购买了这 7 项现代服务，且这些样本的 7 项服务支出占比的均值只有 0.90%)，数据缺少足够的统计检验力 (statistical power) 来估计这一政策效果。

进一步，表 4 的第 (4) 至 (6) 列更直接地分析了“营改增”对下游企业相关进项税额

占其前期销项税额比重的影响。结果显示，改革后下游企业生产性服务相关的可抵扣的进项税额占比显著增加，意味着其在相关要素投入上的税收负担有了明显的下降。以第（4）列生产性服务进项税额占比的回归结果为例，结合改革前 2011 年样本生产性服务相关进项税额的平均占比，“营改增”使得河北省下游企业的生产性服务相关进项税额占比增长了 19.23%。^①

表 4 “营改增”对生产性服务业下游企业外购服务及进项税额的影响

被解释变量	生产性服务支出占比	交通运输服务支出占比	7 项现代服务支出占比	生产性服务相关进项税额占比	交通运输服务相关进项税额占比	7 项现代服务相关进项税额占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区生产性服务占比×改革后哑变量	0.054** (0.024)	0.050* (0.025)	0.003 (0.004)	0.032*** (0.009)	0.024** (0.010)	0.004* (0.002)
城市×行业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	50357	50357	50357	50357	50357	50357
企业数	25218	25218	25218	25218	25218	25218
调整后 R ²	0.099	0.100	0.080	0.090	0.096	0.054

注：每一列展示了一个回归结果，所有列回归的其它控制变量如表 2 的第（2）列回归中的控制变量。括号内为标准误，所有回归标准误均在城市层面聚类计算而得。“***”、“**”和“*”分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

为了证明“营改增”通过减税收入效应促进企业投资，我们检验了下列理论假说：“营改增”应该对面临融资约束的企业影响更大，这是因为当企业面临外部融资约束时主要依靠内部资金投资，它们会对“营改增”带来的新增进项税额的反应更敏感，所以其投资的增长也会更大。为了从实证上验证这一假说，我们在下文首先对描述企业融资约束的指标进行讨论，然后依据这些指标对样本企业进行分组，研究“营改增”对于不同组企业影响的异质性。

如何衡量企业的融资约束在实证上是一个非常复杂的问题，学术界至今未形成一致、可信的指标（参见 Farre-Mensa & Ljunqvist（2016）对此问题的讨论）。本文参照已有文献（张成思和刘贯春，2018；Saez et al., 2019；Yagan, 2015；Zwick & Mahon, 2017），选取流动资产占前期总资产的比重、年龄、收入规模和资产规模等指标来衡量企业受融资约束的程度，并首先就这些指标在中国现实中与企业融资约束的关系作出如下讨论：

一般而言，小型初创企业因为信息不对称、贷款抵押品价值低、受宏观波动影响程度大等因素，往往面临信贷歧视（程海波等，2005；连玉君等，2010；White & Wu, 2006），所

^① 以生产性服务相关进项税额占比的回归结果为例，改革前地区生产性服务业占比每高出 1 个百分点，该地区下游企业由于受到“营改增”的影响，生产性服务相关进项税额比重多增加 0.032 个百分点。结合改革前河北省整体的生产性服务占比为 0.0328，意味着“营改增”使得河北省下游企业的生产性服务相关进项税额比重平均增加 0.10 个百分点 $0.032 \times 0.0328 = 0.0010$ 。由于改革前 2011 年样本的生产性服务相关进项税额的平均占比为 0.0052，“营改增”使得河北省下游企业的生产性服务相关进项税额占比增长了 19.23% $(0.0010 \div 0.0052 = 0.1923)$ 。

以企业的年龄、收入和资产规模往往与企业的融资约束程度呈反比。就流动资产占比而言，以往文献对它如何反映企业所面临的融资约束程度存在争议。一类文献认为企业流动资产占比越低，其融资约束越强（Saez et al., 2019; Zwick & Mahon, 2017），这主要是因为他们认为流动资产反映企业内部可用资金状况，当企业内部资金状况良好时可完全使用内部资金进行投资，不受外部融资条件的限制。同时还有一类文献则持有相反的观点：流动资产占比越高，那么企业的融资约束越强。其主要论点在于企业持有流动资产的成本往往较高（Fazzari et al., 1988; Myers & Majluf, 1984），所以现实中如果企业愿意持有较高的流动资产往往是为防备将来可能面临的流动性困境，以备即时变现解决困境。这恰恰反映了它们无法在现实中及时获取到外部融资（陈国进和王少谦，2016；鞠晓生等，2013；连玉君等，2010；祝继高和陆正飞，2009；Fazzari et al., 1988）。

我们认为上述第二种观点更加符合中国的现实，这是因为中国的银行大多受到政府计划指导的影响，现实中可能经常存在着根据非市场因素进行信贷配给的情况（张成思和刘贯春，2018），这就为企业的外部融资增加了更多的不确定性。所以对中国企业而言，持有流动资产是用来预防未来可能出现的流动性风险的一种重要方式。越难获得外部融资的企业，会持有更高比例的流动资产。为了证明这一点，我们借鉴 Zwick & Mahon（2017）所做的工作，根据改革前（2011 年）企业流动资产占比对样本进行十等分组，分别列出各组经济特征的平均值（见表 5）。表 5 的描述性统计显示，流动性资产占比较高的企业总体而言是那些处于发展早期、收入和资产规模较小、长期借款占比较低（即对外部资金依赖程度较低）、利息支出占比较低、是国有企业的可能性较低的企业。^①以上企业的分组特征表明在中国流动性资产占比越高的企业可能往往面临着相对较高的外部融资约束，这一点与 Zwick & Mahon（2017）中关于美国企业的描述恰巧相反。

表 5 根据流动资产占比对企业分组后的描述性统计

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
流动资产 占比组别	经营 年限	营业收入	资产总额	长期借款占 比 (%)	利息支出占 比 (%)	国有企业占 比 (%)
1	9.59	124 019.00	81 747.72	1.51	1.08	3.44
2	9.95	106 521.10	70 864.34	1.20	1.02	3.33
3	9.93	90 595.73	66 164.95	1.06	0.95	3.02
4	9.77	88 447.92	60 708.28	0.84	0.82	3.37
5	9.59	86 040.71	57 417.96	0.85	0.86	2.05
6	9.57	83 541.89	58 992.66	0.61	0.73	3.08
7	8.97	86 455.89	51 327.90	0.54	0.61	2.57
8	8.13	84 510.22	49 938.56	0.49	0.63	1.25

^① 类似于本文其它资产负债类相对指标的构造，长期借款占比是长期借款占前期资产总额的比重；类似于其它成本支出类相对指标的构造，利息支出占比是利息支出占前期营业收入的比重。

9	7.43	86 133.45	52 903.93	0.46	0.62	1.01
10	6.62	88 794.33	56 529.09	0.33	0.74	0.73

说明：流动资产占比越高流动资产占比组别越大，本表仅对改革前（2011 年）样本分组后进行企业特征的均值分析。所有金额类指标的单位为千元。

鉴于上面关于融资约束的讨论，我们分别根据改革前一年（2011 年）企业流动资产占比、年龄、收入规模和资产规模选取两个子样本——低于 30%分位点的企业和高于 70%分位点的企业。^①然后对各子样本依照基准回归模型进行分析，并对每个指标选取的两个子样本的政策效果的差异进行检验（结果见表 6 的子表 A）。^②根据表 6 的子表 A 第（1）至（2）列的结果，我们发现流动资产占比高的企业在“营改增”之后固定资产投资的增长幅度较大，系数为 1.472 且在 5%的水平上显著。而与之相对的是流动资产占比低的企业改革效果则在统计上基本为零，并且这两组企业“营改增”效果的差异在统计上也是显著的，这与我们之前的预期是一致的。在表 6 子表 A 第（3）至（8）列中，我们对于企业按照年龄、收入和资产规模的分组回归却并未得到类似的结论，“营改增”对于在这些特征上不同的企业的影响并未呈现出显著的差异。对于不同融资约束指标分析得到的税收政策的影响并不完全一致，这也并不新奇，Zwick & Mahon（2017）和 Saez et al.（2019）都发现了类似的问题。这主要是因为各指标在准确衡量融资约束上都存在一定的局限性，仅反映了融资约束的一个侧面，并不完全等价（Zwick & Mahon，2017）。

最后，我们根据企业留抵税额规模进行“营改增”效果的异质性分析，从另一个侧面来证明这项改革的作用机制。如前文所说，“营改增”的减税效应主要是通过企业可以抵扣服务的进项税额，缓解当期的融资约束。但是这一效应得以实现的前提是企业没有或者具有较少期初留抵税额，此时企业购买生产性服务所发生的进项税额可以抵扣部分销项税额，降低企业当期所需缴纳的增值税税额，从而达到减税的目的。但如果企业的留抵税额数目太大，本身足以抵扣掉企业当期的销项税额的全部或者绝大多数，那么“营改增”所带来的生产性服务进项税额抵扣所产生的减税效应就非常有限，这使得企业也没有太大的动机去购买更多的生产性服务，同时其固定资产投资的增长也不如留抵税额较小的企业。根据上述推理，我们将改革前存在留抵税额的样本^③，根据其期初留抵税额占销项税额的比重分样本回归。表 6 的子表 B 的结果应证了上面的假说：只有在留抵税额较低，企业购买生产性服务相关的进项税额在当期得以抵扣的情况下，它们才会有动机在“营改增”后增加生产性服务的购买，然后

^① 此处根据改革前一年（2011 年）样本的特征对企业进行分组，最终参与异质性回归的样本是那些在 2011 年就存在于样本中的企业，因此此处的样本数小于基准回归中的样本数。当将分组标准替换为 40%分位点和 60%分位点时，异质性回归结果依然稳健。

^② 该差异检验是在基准回归双重差分模型的基础上再加入异质性分组哑变量分别和“地区生产性服务占比×改革后哑变量”、“地区生产性服务占比”、各年哑变量（为了控制各组企业投资的时间趋势）这些变量的乘积项。表中报告的是分组哑变量（≤30%）和“地区生产性服务占比改革后哑变量”的三重乘积项的系数。

^③ 由于 74.65%的企业都不存在期初留抵税额，难以判断这类企业对于进项税额即期可抵扣的需求程度。因此，仅根据存在期初留抵税额的样本进行分组异质性分析。

利用节约的税金来增加固定资产的投资。^①该结果证明了“营改增”通过增加企业即期可抵扣的外购服务的进项税额，为其提供更多的内部资金，进而促进投资。

表 6 “营改增”对生产性服务业下游企业固定资产投资效果的异质性分析

子表 A: 根据融资约束程度分组

被解释变量	固定资产投资率							
	流动资产占比		年龄		收入规模		资产规模	
分组变量	低组	高组	低组	高组	低组	高组	低组	高组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
地区生产性服务占比×改革后哑变量	-0.106 (0.420)	1.472** (0.486)	0.629 (0.451)	0.337 (0.218)	0.197 (0.259)	0.791** (0.353)	0.320 (0.276)	0.613** (0.239)
差异检验	-1.508** (0.734)		0.164 (0.452)		-0.261 (0.373)		-0.131 (0.327)	
城市×行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	9824	9437	10054	11855	7185	11966	7391	12025
企业数	3550	3550	3944	4240	3550	3550	3550	3550
调整后 R ²	0.084	0.090	0.085	0.086	0.102	0.078	0.097	0.082

子表 B: 根据增值税期初留抵税额分组

被解释变量	生产性服务支出占比		固定资产投资率	
	留抵税额 / 销项税额 (存在留抵税额的样本)			
分组变量	低组	高组	低组	高组
	(1)	(2)	(3)	(4)
地区生产性服务占比×改革后哑变量	0.218*** (0.067)	0.029 (0.054)	0.709 (0.492)	0.433 (0.714)
差异检验	0.154 (0.099)		1.731** (0.563)	
城市×行业固定效应	是	是	是	是
行业×时间固定效应	是	是	是	是
样本数	2453	2286	2453	2286
企业数	900	900	900	900
调整后 R ²	0.234	0.309	0.188	0.219

注: 子表的每一列展示了一个回归结果, 所有列回归的其它控制变量如表 2 的第 (2) 列回归中的控制变量。括号内为标准误, 所有回归的标准误均在城市层面聚类计算而得。“***”、“**”和“*”分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。表中报告的分组是根据 2011 年的值, 低组定义为 ≤30% 分位点的企业, 高组定义为 ≥70% 分位点的企业。“流动资产 / 前期总资产”变量的 30% 和 70% 分位点分别为 0.699 和 1.105, “年龄”变量的分位点为 6 和 10, “收入规模”的分位点为 18823 和 86034 (单位: 千元), “资产规模”的分位点为 11146 和 53898 (单位: 千元), “留抵税额 / 销项税额 (存在留抵税额的样本)”的分位点为 0.014 和 0.090。差异检验报告的是分组哑变量 (≤30%) 和“地区生产性服务占比改革后哑变量”三重乘积项的系数。

五、结论

“营改增”作为一项集统一税制和减轻税负于一体的重大税制改革, 同时有助于实现稳增长、调结构的双重效应。本文基于 2010—2015 年的税收调查数据, 使用强度双重差分的

^① 分组回归系数的数值和基准回归接近, 且符号符合预期, 系数不显著的原因可能在于存在留抵税额的样本数目较少, 因此降低了回归分析的统计检验力 (statistical power)。

方法，利用不同地区生产性服务占比的差异，对我国生产性服务业“营改增”对下游企业投资的政策效果进行分析。我们的实证研究结果表明“营改增”使河北省下游企业固定资产投资率平均增加了16.02%。

本文通过一系列的稳健性检验证明了基准回归结果并不受模型设定、指标度量及各年之间样本差异的影响。我们还利用同时期只缴纳营业税的企业进行反事实检验，证明了“营改增”确实通过增加企业可抵扣的进项税额，进而促进企业投资。最后，我们根据“营改增”影响企业投资的作用渠道，逐一提供了相关的经验证据。“营改增”促使了下游企业购买了更多的生产性服务，使生产性服务支出占前期营业收入的比重增长了20%，由此带来的生产性服务进项税额占销项税额的比重也增加了19.23%。由于减轻了企业的税收负担，增加了其内部资金，“营改增”对那些更容易受到融资约束的企业产生了更大的效应。对于那些存在较多留抵税额的企业，因为无法享受到进项税额增加所带来的资金优势，“营改增”对它们的生产性服务的购买和投资的影响都比较微弱。

本文的研究在评估“营改增”投资效应的同时，有助于理解中国企业的投资行为，并解释近年来减税改革的逻辑。

第一，有助于我们理解企业的投资行为。如引言部分所述，文献中关于对企业减税的投资效应有两种争论：是增加企业边际收益，还是增加企业现金流？本文的发现认为至少后者是成立的，即当前制约企业投资经营的一大困难在于资金约束，对面临融资约束的企业进行减税将有助于缓解企业的资金压力，促进企业投资和生产。

第二，有助于解释中国减税改革的逻辑。近十年，我国减税改革主要落脚在间接税上，例如2009年增值税转型，2012-2016年“营改增”，2017年简并增值税税率，2018年起连续将增值税税率从17%降为13%，以及今年4月份实施的大规模增值税留抵退税，减税退税力度之大可以说举世罕见。减税政策引发了一些争议。一个典型争议是，同样是降低税率，为何选择的是增值税而不是企业所得税？根据本文研究，减税通过增加企业现金流有助于刺激企业投资，增值税作为价外税虽然本身不影响企业利润核算（加计扣除除外），但是降低税率有助于增加企业现金流。而当企业出现大面积亏损的情况下，通过降低企业所得税税率刺激企业投资不容易起到效果。因此，在经济下行背景下，针对增值税进行减税退税就成为可理解的政策选择。不过，我们认为，本文研究结论与当前经济背景有关，它并不指向长期税制建设，危机过后财政仍需要综合平衡财政可持续性与激发微观经济主体活力这一对矛盾，此时保持税制的弹性仍然是非常有必要的。

参考文献:

1. 曹越、陈文瑞，2017：《固定资产加速折旧的政策效应：来自财税 [2014] 75 号的经验证据》，《中央财经大学学报》第 11 期。

2. 陈国进、王少谦, 2016: 《经济政策不确定性如何影响企业投资行为》, 《财贸经济》第 5 期。
3. 陈建军、陈国亮、黄洁, 2009: 《新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国 222 个城市的经验证据》, 《管理世界》第 4 期。
4. 陈建军、陈菁菁, 2011: 《生产性服务业与制造业的协同定位研究——以浙江省 69 个城市和地区为例》, 《中国工业经济》第 6 期。
5. 程海波、于蕾、许治林, 2005: 《资本结构、信贷约束和信贷歧视:上海非国有中小企业的案例》, 《世界经济》第 8 期。
6. 邓可斌、曾海舰, 2014: 《中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验》, 《经济研究》, 第 2 期。
7. 范子英、彭飞, 2017: 《营改增”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. 江静、刘志彪、于明超, 2007: 《生产者服务业发展与制造业效率提升:基于地区和行业面板数据的经验分析》, 《世界经济》第 8 期。
9. 鞠晓生、卢荻、虞义华, 2013: 《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》, 《经济研究》第 1 期。
10. 柯善咨、赵曜, 2014: 《产业结构, 城市规模与中国城市生产率》, 《经济研究》第 4 期。
11. 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。
12. 连玉君、彭方平、苏治, 2010: 《融资约束与流动性管理行为》, 《金融研究》第 10 期。
13. 刘啟仁、赵灿、黄建忠, 2019: 《税收优惠、供给侧改革与企业投资》, 《管理世界》第 1 期。
14. 刘行、叶康涛、陆正飞, 2019: 《加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
15. 毛捷、赵静、黄春元, 2014: 《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》, 《财贸经济》第 6 期。
16. 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。
17. 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。
18. 汪德华, 2016: 《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》, 《数量经济技术经济研究》第 11 期。

19. 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。
20. 袁从帅、包文馨, 2015: 《“营改增”与企业创新型无形资产投资——基于信息技术服务业上市公司的双重差分研究》, 《河北经贸大学学报(综合版)》第 3 期。
21. 赵连伟, 2015 《“营改增”的企业成长效应研究》, 《中央财经大学学报》第 7 期。
22. 张成思、刘贯春, 2018: 《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》, 《经济研究》第 12 期。
23. 祝继高、陆正飞, 2009: 《货币政策、企业成长与现金持有水平变化》, 《管理世界》第 3 期。
24. Abdel-Rahman, H., and M. Fujita, 1990, “Product Variety, Marshallian Externalities, and City Sizes”, *Journal of Regional Science*, 30(2): 165-183.
25. Autor, D. H., 2003, “Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing”, *Journal of Labor Economics*, 21(1): 1-42.
26. Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, 2004, “How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? ”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.
27. Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97 (2): 339-351.
28. Cai, J., and A. Harrison, 2011, “The Value-added Tax Reform Puzzle”, The World Bank.
29. Cameron, A. C., and D. L. Miller, 2015, “A Practitioner’s Guide to Cluster-robust Inference”, *Journal of Human Resources*, 50(2): 317-372.
- a) Card, D., R. Chetty, M. Feldstein, and E. Saez, 2010, “Expanding Access to Administrative Data for Research in the United States”, American Economic Association, Ten Years and Beyond: Economists Answer NSF’s Call for Long-term Research Agendas.
30. Dixit, A. K., and J. E. Stiglitz, 1977, “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity”, *American Economic Review*, 67(3): 297-308 .
- a) DiNardo, J., N. M. Fortin, and T. Lemieux, 1996, “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, 64(5): 1001-1044.
31. Elliott, J. W., 1973, “Theories of Corporate Investment Behavior Revisited”, *American Economic Review*, 63(1): 195-207.
32. Eisner, R., and M. I. Nadiri, 1968, “Investment Behavior and Neoclassical Theory”, *Review of Economics and Statistics*, 50(3): 369-382.
33. Eisner, R., 1969, “Tax Policy and Investment Behavior: Comment”, *American Economic Review*, 59(3): 379-388.
34. Eisner, R., 1970, “Tax Policy and Investment Behavior: Further Comment”, *American Economic Review*, 60(4): 746-752.

35. Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, B. C. Petersen, A. S. Blinder, and J. M. Poterba, 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 21(1): 141-206.
36. Farre-Mensa, J., and A. Ljungqvist, 2016, “Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints?”, *Review of Financial Studies*, 29(2): 271-308.
37. Hall, R. E., and D. W. Jorgenson, 1967, “Tax Policy and Investment Behavior”, *American Economic Review*, 57(3): 391-414.
38. House, C. L., and M. D. Shapiro, 2006, “Phased-in Tax Cuts and Economic Activity”, *American Economic Review*, 96(5): 1835-1849.
39. Johansson, B., and J. M. Quigley, 2004, “Agglomeration and Networks in Spatial Economics”, *Papers in Regional Science*, 83(1): 165-176.
- a) Jorgenson, D. W., 1963, “Capital Theory and Investment Behavior”, *American Economic Review*, 53(2): 247-259.
40. Lasserre, F., 2004, “Logistics and the Internet: Transportation and Location Issues are Crucial in the Logistics Chain”, *Journal of Transport Geography*, 12 (1): 73-84.
41. Liu, Y., and J. Mao, 2019, “How do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3): 261-291.
42. Lucas, R. E., 1967, “Adjustment Costs and the Theory of Supply”, *Journal of Political Economy*, 75(4): 321-334.
43. Marshall, A., 1890, *Principles of Economics*, London: Macmillan.
44. Myers, S. C., and N. S. Majluf, 1984, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do not Have”, *Journal of Financial Economics*, 13(2): 187-221.
45. Rivest, L., 1994. “Statistical Properties of Winsorized Means for Skewed Distributions”, *Biometrika*, 81(2): 373-383.
46. Roodman, D., M. Ø. Nielsen, J. G. MacKinnon, and M. D. Webb, 2019, “Fast and Wild: Bootstrap Inference in Stata using Boottest”, *The Stata Journal*, 19(1): 4-60.
47. Saez, E., B. Schoefer, and D. Seim, 2019, “Payroll Taxes, Firm Behavior, and Tent Sharing: Evidence from a Young Workers’ Tax Cut in Sweden”, *American Economic Review*, 109(5): 1717-1763.
48. Scott, A. J., 1988, “Flexible Production Systems and Regional Development: the Rise of New Industrial Space in North America and Western Europe”, *International Journal of Urban and Regional Research*, 12(1): 171-186.
49. Tobin, J., 1969, “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1): 15-29.
50. Varga, A., and H. Schalk, 2004, “Knowledge Spillovers, Agglomeration and Macroeconomic Growth: An Empirical Approach”, *Regional Studies*, 38(8): 977-989.

51. Venables, A. J., 1996, "Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries", *International Economic Review*, 37(2): 341-359.
52. Whited, T., and G. Wu, 2006, "Financial Constraints Risk", *Review of Financial Studies*, 19(2): 531-559.
53. Yagan, D., 2015, "Capital Tax Reform and the Real Economy: The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut", *American Economic Review*, 105(12): 3531-3563.
54. Zhang, L., Y. Chen, and Z. He, 2018, "The Effect of Investment Tax Incentives: Evidence from China's Value-added Tax Reform", *International Tax and Public Finance*, 25(4): 913-945.
55. Zwick, E., and J. Mahon, 2017, "Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior", *American Economic Review*, 107(1): 217-248.

THE IMPACTS OF VALUE-ADDED TAX EXPANSION ON FIRM INVESTMENT

——Discuss the Role of Indirect Tax Reductions

ZHANG Jing¹ He Ying²

(1. School of Finance, Renmin University of China;

2. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: The Value-added Tax (VAT) Expansion reform on the productive service industries since 2012 boosts the fixed asset investment of the downstream firms by facilitating the VAT deduction chain. To estimate such an effect empirically, this paper uses the firm-level data and employs the difference in differences estimation strategy. The results show that: (1) the reform increases the investment of downstream firms; (2) such an effect is generated via reducing double taxation of outsourced services on firms, thereby alleviating their internal capital constraints. We find that the reform has stronger impacts on the firms with severer financial constraints and less outstanding VAT credits. Our study helps understand investment behavior of the firms and the rationale behind China's tax reforms of the indirect tax in recent years.

Key Words: Value-added Tax Expansion Reform; Productive Services; Investment