

增值税转型对企业融资约束的影响研究^{*}

罗 宏 陈丽霖

(西南财经大学会计学院 611130)

【摘要】 本文基于2009年增值税转型改革,研究了后危机时代税制改革对企业融资约束的缓解作用。研究发现,增值税转型主要是通过对内源融资约束的缓解改善企业的融资约束,其政策效应呈逐年显现的状态。进一步研究发现,增值税转型对非国企融资约束的缓解作用强于国企;高管的金融背景越强,增值税转型对融资约束的缓解作用越大;企业所处地区的市场化程度越高,增值税转型对融资约束的缓解作用越明显。本文的研究不仅丰富了相关研究成果,拓展了宏观经济政策如何作用于微观企业、影响其财务行为的研究领域,结论对正在进行的营业税改征增值税的试点工作也具有一定参考价值。

【关键词】 增值税转型 税制改革 融资约束

一、引言

税收政策既是国家调控宏观经济的重要手段,也是影响企业财务决策的重要因素。从MM理论(1958)开始,学者们对税收与企业财务关系的探索就没有间断过。随着公司治理和资本市场理论的发展,理论研究中完美市场的假定也在逐步放松,在存在市场缺陷(markets imperfections)的现实条件下,融资约束(financing constraints)问题以及对其形成机理、影响因素、经济后果的探讨也越来越成为学者们关注的热点。融资约束是企业融资决策与投资决策的衔接点,也是影响二者的重要因素。融资约束的强弱关乎着企业资本成本、利益相关者的行为决策,进而影响企业的经营成果和企业价值。除了对融资约束的成因(Myers et al., 1984)和衡量标准(Fazzari et al., 1988)的研究外,现有大多数研究是将融资约束作为自变量或分组变量引入对投资、现金持有、公司业绩等的研究(魏锋等, 2004; 万小勇等, 2011)。而如Andrea (2007)、屈文洲等(2011)、罗长远等(2011)等把它作为因变量进行研究的成果却相对较少。将宏观因素变量引入,直接考察外生性政策变化对融资约束产生影响的研究则更少。本文利用增值税转型改革提供的自然试验机会,研究增值税转型对融资约束的影响。

此轮税制改革,既是为了应对危机、防止经济下滑,

更是为了通过宏观政策作用于微观企业,以促进企业技术进步、调整产业结构、提高企业综合竞争力。2012年1月,营业税改征增值税的试点工作开始在上海、北京等部分行业进行,这标志着此轮改革的又一个新阶段开始。因此,在金融危机背景下,研究整理增值税改革对企业财务的作用效果,具有十分重要的现实意义。

目前,针对增值税转型的研究主要是从宏观层面研究税制改革对宏观税负、就业以及宏观经济运行后果的分析(陈烨等, 2010; 聂海峰、刘怡, 2009);从微观角度的研究相对较少,现有研究成果主要集中在税制改革对投资行为、资本结构以及企业价值方面的研究(万华林等, 2012; 聂辉华等, 2009; 王素荣等, 2010; 杨之刚等, 2000),但与投资密切相关的融资约束问题却鲜有人涉及。

本文通过比较静态分析,运用DID(difference-in-difference)分析法,不仅从理论上探讨了增值税转型对融资约束的总体缓解作用,剖析了其作用路径,还进一步结合企业产权特征、高管金融背景、市场化进程的差异,对政策的实施效果进行了分析和评价。

文章接下来的内容安排如下:第二部分为文献回顾,第三部分为理论分析与研究假说,第四部分为研究设计及描述性统计,第五部分为实证分析与结果检验,第六部分为结语。

^{*} 本文受到国家社科基金项目“我国垄断企业高管薪酬机制研究——薪酬管制的视角”(10XJL0012)、西南财经大学211工程三期建设项目和西南财经大学校管课题(2010XG076)的资助。文责自负。

二、文献回顾

税收对企业投融资影响的研究可以追溯到标志着现代公司财务理论诞生的MM理论(1958),从无税资本结构理论到米勒模型,税收对公司投融资决策所产生的影响得到了理论上的肯定和证明。由于世界上实施生产型增值税的国家很少,所以现有文献主要集中于与增值税同属流转税的消费税改革(Toder, 1995; Hall, 1996; Hall & Rabushka, 1996)和所得税改革的相关研究上(Diamond, 1965; Summers, 1981; Chamely, 1981; Lucas, 1990)。

国内对税收的研究大部分集中于税收对宏观经济的影响研究,而从微观角度考察增值税转型对企业财务行为研究的并不多见。骆阳和肖侠(2010)从税负的角度验证了增值税转型,高新技术产业的受益程度大于非高新技术产业。王素荣等(2010)的研究发现增值税转型对上市公司的经营和投资会产生重大影响。万华林等(2012)结合所得税改革,发现增值税转型提升了企业的投资价值相关性。聂辉华等(2009)认为虽然增值税转型对投资有促进作用,但因为提高了资本劳动比,转型改革会提高失业率。国内基本没有人触及增值税转型与投资息息相关的融资约束问题的研究。

融资约束理论的产生源于投资理论的发展和完善。在新古典投资理论、Q投资理论、加速器投资理论为代表的早期投资理论中,均假设外部资本市场是完美的,内源资金和外源资金是可以完全替代的。因此,投资行为仅决定于投资机会、资金的使用成本等实质性要素,而与企业的市场环境、融资方式和治理机制等因素无关。随着20世纪70年代信息不对称理论的兴起,之前的假设被不断放松。由于信息不对称、道德风险和逆向选择的存在,导致企业各种融资方式不能完全替代。Myers(1984)、Myers & Majluf(1984)以及Greenwald et al.(1984)的研究较早揭示了公司在权益融资过程中的逆向选择问题将导致权益融资成本远高于内部融资成本,由此提引出了融资约束问题。

由于融资约束的提出,只是基本理论逻辑推理的结果,在实证研究中如何对其衡量,学术界展开了诸多尝试和讨论。最早且最具代表性的是基于Q理论的衡量方法,包括利用投资-现金流敏感性和构建KZ指数对公司的融资约束程度进行测度(Fazzari et al., 1988; Kaplan & Zingales, 1997)。另一分支则是以Hubbard & Kashyap(1992)、Whited(1992)以及Bond & Meghir(1994)为代表的一系列基于欧拉方程的检验。连玉君(2007)则基于中国的制度背景和资本市场发育程度,针对Tobin' Q的衡量偏误构造新的代理指标对融资约束进行了衡量。由于每种方法具有不同特点,所以至今为止,关于融资约束的衡量仍然没有统一的标准。

在国内与融资约束有关的研究中,除了关于其衡量标准的讨论和研究外,罗党论等(2008)、邓建平(2011)分别从政治关联、高管金融背景方面,研究了其对融资约束的缓解作用。屈文洲等(2011)、罗长远等(2011)则基于信息不对称、FDI检验了其于融资约束的相关性。郑江淮(2001)、魏峰和刘星(2004)、李延喜等(2007)从不同角度研究了融资约束对投资的影响。李科和徐龙炳(2011)证

明了融资约束缓解与企业经营业绩的正相关性。于蔚等(2011)发现了融资约束不同的企业应对宏观政策冲击,资本结构所受的影响存在差异。于洪霞等(2011)、阳佳余(2012)从不同角度考察了融资约束对企业出口行为的影响。石晓军、张顺民(2010)的研究则发现了商业信用能够通过缓解融资约束,提升企业规模效率。

理论上,我们知道融资约束是由于信息不对称而导致的外部融资成本高于内部融资成本,因而内外部资金不能相互替代。现有大多数研究也从不同的角度发现和证实了融资约束对企业财务决策和经济后果的重要影响,但极少研究去进一步探求内源和外源融资约束对企业产生的不同影响。大多数相关研究还隐含了一个假设,那就是所有的企业处于相似的外部环境之中,所有企业的决策者都具有同质性。而现实中的企业基于内部特征和外部环境等方面的差异,企业本身面临的融资约束程度不同,当外部环境发生变化时,对企业所产生的影响以及所做出的反应也是千差万别的。因此,本文的贡献在于,在研究增值税转型对融资约束所产生的总体影响的同时,细化了其对内源融资约束和外源融资约束产生的不同效果。并在此基础上,基于产权性质、高管背景以及企业所处地区的市场化进程的不同,研究了税制改革在不同情况下对企业融资约束缓解作用的差异。

三、理论分析与研究假设

融资约束理论是早期投资理论在放松完美市场假设条件下衍生出来的,也就是说,融资约束问题是以投资行为的存在为前提的。从宏观经济的角度,税收影响投资的途径之一是将税收转化为储蓄(杨之刚, 2000)。引证到微观经济个体,税收影响投资从而影响融资约束的途径之一,就是税收通过影响企业的可支配收入影响企业的融资约束。增值税从生产型转为消费型,购进固定资产的进项税额可以抵扣,直接增加了企业当期的经营现金净流量,相当于增加了企业的可支配收入,从而降低了企业的融资约束。

税收对融资约束产生影响的另一途径是通过折旧的改变。相对于生产型增值税,转型后的消费型增值税,减少了计入固定资产原值的基数,降低了折旧计提的基数,从而增加了净利润。在其他条件不变的情况下,由于折旧的税盾效应,折旧的减少会减少未来经营期间的经营现金流(万华林等, 2012),但从现金持有的角度来看,增值税转型对企业整体现金流的影响仍然是正向的。此外,从信号传递理论的角度,增值税转型对企业现金流和净利润产生的正向作用,会向外部利益相关者传递正面的信号,影响其行为决策和资源配置,增加外部资金供给量,从而降低外部融资成本。

由于公共政策具有滞后性,制度出台后在实施过程中各主体的博弈行为会导致新制度暂时无法发挥作用(向玉琼, 2009);另一方面,企业从可选择的最佳安排到实际经营之间所需的时间也会产生时滞(诺思, 1991)。基于以上分析,本文提出假设1:

H1: 增值税转型将缓解企业的融资约束;并且,其政策效应将逐年显现。

Myers(1984)指出企业融资偏好顺序依次为内源融

资、商业信用以及外源融资。根据前文的分析,增值税转型既能增加企业的现金流,也可以通过折旧的减少增加企业的净利润。因此,增值税转型有利于增强企业的内部积累,降低对外部融资的依赖性,缓解内部融资约束。在企业的经营过程中,商业信用不可避免的存在,现已有很多研究成果(Biais & Gollier, 1997; Fisman & Love, 2003; Burkart & Ellingsen, 2004)深入研究了商业信用对融资约束的缓解作用。研究指出,在信息不对称条件下,卖方为买方提供的商业信用会成为买方缓解融资约束的替代手段。也就是说,当企业越有能力成为商业信用供给方时,自身面临的融资约束可能会越小。因此,我们可以合理推断,增值税转型后,由于内部积累的增加降低了企业的内部融资约束,相应的也就提升了企业商业信用的供给能力。因此,税制改革后,企业商业信用供给能力的提升实际上也就反映了企业内源融资的缓解程度。

根据利益相关者理论,企业的本质被视为“一个难以被市场复制的专用性投资网络”(Blair, 1995),利益相关者的行为影响着其对企业剩余索取权的获取。所以,当企业面临外部冲击和内部变化时,外部利益相关者也会相机做出有利于自身利益最大化的决策。根据信号传递理论,增值税转型无论从企业内部积累改善还是宏观层面,都向外部投资者传递了正面的信号。因此,外部投资者可能会做出相机选择,改变资金投向,增加资金供给量,降低企业的融资成本,从而缓解企业的外部融资约束。此外,由于增值税转型政策的具体实施内容是直接作用于企业内部,根据以上分析,本文提出假设2:

H2: 增值税转型对内源融资约束和外源融资约束均有缓解作用,并且对内源融资约束的缓解作用大于外源融资约束。

不可忽略的是,企业是存在异质性的,当面临相同的政策变量时,不同企业受到的影响和作出的反应也是有差异的。在中国制度背景下,产权因素在很大程度上影响着企业的财务决策以及由此产生的经济后果。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,决定了其本身所面临的融资约束比非国企弱。所以,当面临税制改革时,政策变化对融资约束缓解的效应也就没有非国企显现得强。由此,本文提出假设3:

H3: 增值税转型对非国企融资约束的缓解作用大于国有企业。

企业的生存和发展,人的因素也在其中起着至关重要的作用。Booth (1999)在对美国企业研究后发现,银行家出任董事能显著提高企业的资产负债率。Allen等(2005)也指出中国的关系与声誉机制起到了替代法律保护 and 金融发展等正式制度的作用。此外,大量研究表明,高管的政治背景能给企业带来税收优惠,融资便利,提高企业价值(Fisman, 2001; Johnson & Mitton, 2003; Faccio, 2006; Adhikari et al., 2006; Claessens et al., 2007);邓建平等(2011)发现了中国民营企业高管金融背景对企业融资约束的缓解作用。因此,当外部政策环境发生变化时,社会资金供给量发生变化时,越具有金融背景的高管越有能力

为企业争取更多的资源,缓解企业的融资约束。根据以上分析,本文提出假设4:

H4: 企业高管的金融背景越强,增值税转型对融资约束的缓解作用越大;并且非国企的效果强于国企。

在企业的投融资问题的研究中,制度背景越来越受到重视。在中国,市场化改革是研究企业行为必须重视的一项重要制度背景(姜付秀、黄继承,2011)。市场化进程决定了政府干预的程度、资源配置的效率、资本市场的发育以及信息不对称程度等一系列与企业投融资决策密切相关的因素。孙铮等(2005)和樊钢等(2011)等的研究表明,中国的市场化改革从改革开放以来虽然取得了巨大进步,但时空的发展仍呈现出非均衡状态。因此,在市场化进程不同的地区,税制改革的效果也必然存在着差异。市场化程度越高的地区,政府干预程度越小,企业通过市场规律调节自身行为的自由度越高,政策发挥作用的时滞就越短,效果也就越明显。由此,本文提出假设5:

H5: 市场化程度越高的地区,增值税转型对融资约束缓解的程度越明显;并且非国企的效果强于国企。

四、研究设计及描述性统计

(一) 数据来源

增值税转型从2004年起在东北三省六个行业试点,2007年扩大到中部六省的部分地区,2009年起在全国正式实施。本文以2009年后实施增值税转型的A股上市公司作为处理组样本,将试点地区的上市公司作为对照组样本;以2005年-2010年为研究期间,采用Ashenfelter et al. (1985)提出的评价公共政策,特别是税收政策效果常用的双重差分(DID)分析法,检验本文的研究假设。

为保证研究结果的可靠性,本文对样本数据做以下处理:(1)根据《财税〔2004〕156号》、《财税〔2007〕75号》文件和上市公司行业代码剔除未参与增值税转型试点的行业。(2)剔除ST和已退市的公司、剔除任何一年所有者权益小于或等于零及相关财务指标缺失的公司。(3)剔除记录不连续的公司。(4)剔除异常值,并对连续变量进行了1%和99%的winsorize处理。

本文最终确定样本为3616个,其中处理组样本3033个,对照组样本583个。主要数据来源于CSMAR数据库。

(二) 主要变量定义

1. 因变量

(1) 投资($I_{i,t}/K_{i,t-1}$): 本文用固定资产原值、在建工程净值、工程物资三项增加值之和,并以期初固定资产净值标准化,衡量当期新增投资(梅丹,2005;袁玉平等,2008;屈文洲等,2010)。(2) 内源融资约束($INT_{i,t}$): 本文用内部积累和商业信用衡量内源融资约束。借鉴阳佳余(2012)的做法,将期末现金持有量与总资产的比作为衡量内部积累的指标;将期末应收账款与其他应收款之和与期末总资产的比衡量企业作为商业信用供给方能力大小的指标。该类指标越高,表明企业受到的内源融资约束越小。(3) 外源融资约束($EXT_{i,t}$): 借鉴Cleary (1999)、Musso (2008)以及阳佳余(2012)的做法,采用企业信用特征衡

量其外源融资约束的大小。本文选取了有形资产净值率、清偿比、流动性比率、资产收益率四个指标。该类指标越高,表明企业越容易获取外部资金,受到的外源融资约束越小。

具体计算方法如下:以内源融资约束指标($INT_{i,t}$)为例,将内部积累和商业信用指标分别按分位数值分为5组^①,按分位数值由低到高,相应的对其赋值1-5,再将两个指标的得分加总除以2,得到内源融资约束指标 $INT_{i,t}$ 。外源融资约束指标($EXT_{i,t}$)的计算方法类似。

2. 自变量

(1) 税制改革变量($Aft_{i,t}$ 和 $Ref_{i,t}$):借鉴聂辉华(2010)和万华林等(2012)的做法,将转型改革的时间哑变量($Aft_{i,t}$)定义为:2009年及以后取1,否则取0;地区哑变量($Ref_{i,t}$)非试点地区取1,试点地区取0。(2) 现金流($Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}$):在模型中,用当期经营活动产生的现金净流量与期初固定资产净值的比衡量(连玉君、程建,2007;屈文洲等,2010)。(3) 高管金融背景(Fin):借鉴胡旭阳(2008)衡量企业政治关联的方法,将CSMAR提供的高管简历分别按字段“银行”、“证券”、“信托”三个字段进行匹配。若匹配成功则赋值1,否则赋值0,然后将三个分项得分加总,即得到高管个人金融背景的得分;为控制企业规模的影响,将所有高管个人得分加总除以高管人数,即得到企业高管整体金融背景的指数,该指标越高,企业高管拥有的金融背景越强。(4) 市场化进程($Mar_{i,t}$):市场化进程的相关数据来源于《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》^②。

3. 控制变量

根据FHP(1988)、Ascioglu(2008)、屈文洲等(2010)、于蔚等(2012)的研究成果,本文还控制了以下变量:(1) 未来投资机会($Q_{i,t-1}$):用滞后一期的总市值与总负债之和除以总资产计算。(2) 期初现金持有量($Cash_{i,t-1}/K_{i,t-1}$):用期初现金及等价物余额与期初固定资产净值的比计算。(3) 期初资产负债率($Debt_{i,t-1}/Assets_{i,t-1}$)。(4) 规模($Size_{i,t}$):以期末总资产的自然对数衡量。(5) 股权集中度($Fshr_{i,t}$):以前五大股东的持股比例之和作为替代变量。(6) 本期主营业务收入增长率($Sgr_{i,t}$)。(7) 贷款利率(I_t):年化^③央行一年期法定贷款利率^④。

(三) 模型设计

如前文所述,基于Q理论产生投资-现金流敏感模型(Fazzari et al., 1988)和Kaplan & Zingales(1997)利用多指标构造指数的方法,在研究融资约束问题中运用较为普遍,本文在实证检验中对融资约束的总体衡量利用双重差分法在投资-现金流敏感性模型的基础上拓展,在对内源融资约束和外源融资约束进行检验时,运用构造指数的方法进行研究。研究模型如下:

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 Aft_{i,t} + \beta_2 Ref_{i,t} + \beta_3 (Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}) + \beta_4 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} + \beta_5 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} \times (Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}) + \beta_j Control_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$INT_{i,t} \text{ or } EXT_{i,t} = \beta_1 Aft_{i,t} + \beta_2 Ref_{i,t} + \beta_3 Cfk_{i,t}/K_{i,t-1} + \beta_4 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} + \beta_5 Fshr_{i,t} + \beta_6 Sgr_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 Aft_{i,t} + \beta_2 Ref_{i,t} + \beta_3 (Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}) + \beta_4 Fin_{i,t} + \beta_5 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} + \beta_6 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} \times (Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}) \times Fin_{i,t} + \beta_j Control_j + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 Aft_{i,t} + \beta_2 Ref_{i,t} + \beta_3 (Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}) + \beta_4 Mar_{i,t} + \beta_5 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} + \beta_6 Aft_{i,t} \times Ref_{i,t} \times (Cfk_{i,t}/K_{i,t-1}) \times Mar_{i,t} + \beta_j Control_j + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中下标*i*代表公司,*t*代表年度。

模型1是对假设1、假设3进行检验,在投资-现金流敏感模型中,现金流变量(Cfk/K)的回归系数被视为衡量融资约束大小的指标。在本模型中,对 Cfk/K 求偏导,当且仅当 $Aft = Ref = 1$ 时, Cfk/K 的系数为 $(\beta_3 + \beta_5)$;其余情况 Cfk/K 的系数为 β_3 。根据理论分析,我们可以预测 $\beta_3 > 0$,说明现金流与投资是正相关的,存在融资约束;我们关注的是反映增值税转型政策效果的地区哑变量和时间哑变量与现金流的交互项系数,即 β_5 是否显著小于0,如果 $\beta_5 < 0$,说明增值税转型后投资-现金流敏感系数降低了,融资约束得到了缓解。假设3则根据企业的产权特征,对模型1进行分组验证。

模型2是对假设2进行检验,因其因变量具有的序数性质,我们用Ordinal logistic回归。由于因变量INT和EXT本身即是融资约束的衡量指标,因此我们主要关注反映税改政策的两个哑变量交互项的系数 β_6 是否显著为正,如果为正,则说明增值税转型对缓解企业融资约束产生了正向作用。

模型3和模型4是对假设4和假设5进行检验。根据前文的分析,我们同样关注的是两个模型中 β_6 的符号。在模型3中,如果 β_6 显著小于0,则说明企业高管的金融背景越强,税制改革对融资约束的缓解程度越高;在模型4中,如果 β_6 显著小于0,则说明企业所处地区的市场化程度越高,税制改革对融资约束缓解的效果越好。

(四) 描述性统计

回归模型中主要变量的描述性统计结果如表1所示。从结果中我们可以看出,作为因变量,投资的标准差为0.53,这表明样本的投资水平存在较大的差异。从内源融

① 阳佳余(2012)也对分位数划分为5组进行处理。

② 樊钢,王小鲁,朱恒鹏(2011)。由于缺少2010年的数据,2010年的取值用2008年和2009年的平均值代替(邓建平,2011;余明桂等,2010)。

③ 年化利率的计算以每档利率的实际执行时间为权数进行计算的。

④ 法定贷款利率数据来自中国人民银行官方网站。

资和外源融资指标来看,标准差都较大,说明样本在融资约束的表现上也存在很大的差异。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名	均值	中值	标准差	最小值	最大值
投资 (I/K)	0.43	0.26	0.53	0	4.45
内源融资 (INT)	2.93	3	1.01	1	5
外源融资 (EXT)	2.92	3	0.77	1	5
现金流 (Cfk/K)	0.26	0.19	0.56	-3.78	6.17
高管背景 (Fin)	0.08	0.06	0.11	0	1.2
市场化进程 (Mar)	8.38	8.31	2.02	0.38	11.8

五、实证分析与结果检验

(一) 税制改革对融资约束影响的整体检验

表2列示了模型1的回归结果。第1列中 $Aft \times Ref \times (Cfk/K)$ 的符号在0.1%的水平上显著为负,说明增值税转型后,显著改善了企业的融资约束状况。从分年回归的情况来看,2009年的 $Aft \times Ref \times (Cfk/K)$ 系数为正,说明企业的融资约束的状况还未得到缓解,这可能是企业的投融资行为还受到前期政策和决策的影响,增值税转型的作用还未体现,2010年该系数为负,t值为-1.74,这表明,在政策实施的第二年,政策效应开始显现,从而假说1得到验证。

表2 模型1的回归结果

变量	(1) 全样本 I/K	(2) 2009年 I/K	(3) 2010年 I/K
常数项	-0.836 *** (-4.20)	-1.865 *** (-3.70)	-1.352 *** (-3.62)
Aft	-0.020 (-0.47)		
Ref	0.025 (1.30)	0.031 (0.65)	0.039 (0.88)
Cfk/K	0.106 ** (2.91)	-0.167 (-1.56)	0.282 (1.11)
Aft × Ref	0.023 (0.54)		
Aft × Ref × (Cfk/K)	-0.131 *** (-3.64)	0.058 (0.50)	-0.420 (-1.74)
Q	10.548 *** (3.62)	30.287 * (2.22)	21.242 *** (3.49)
Cash/K	0.162 *** (7.54)	0.097 (1.76)	0.181 *** (3.68)
Debt/Assets	-10.572 *** (-3.62)	-30.373 * (-2.22)	-21.313 *** (-3.50)
Size	0.091 *** (4.89)	0.158 ** (3.29)	0.132 *** (3.36)
Fshr	0.100 *** (5.92)	0.158 *** (3.77)	0.094 * (2.49)
Sgr	0.130 *** (3.67)	0.120 * (2.37)	0.135 * (2.32)

续表

变量	(1) 全样本 I/K	(2) 2009年 I/K	(3) 2010年 I/K
I	-0.046 (-1.85)		
行业	YES	YES	YES
N	3616	676	724
R ²	0.09	0.112	0.117

注:参数估计值下方括号内为t值。***、**、*分别表示在0.1%、1%、5%水平上显著。

在假说1得以成立的前提下,本文进一步检验了内源融资约束和外源融资约束在税改后的变化。表3列示了模型2的回归结果,从回归结果来看, $Aft \times Ref$ 的系数对内源融资约束指数(INT)在5%的水平上显著为正;对外源融资约束指数(EXT)为正,但并不显著,这说明增值税转型对外源融资的改善力度并不大,主要着力点是通过增强企业的造血机能,提高企业的内部积累来减少对外部资金的依赖,这与前文的理论分析一致,也与增值税转型的政策目标相吻合。由此,假说2得到验证。

表3 模型2的回归结果

变量	内源融资 INT	外源融资 EXT
Aft	-0.149 (-0.97)	0.220 (1.41)
Ref	-0.379 *** (-4.19)	0.268 ** (2.63)
Cfk/K	0.395 *** (6.28)	0.523 *** (8.38)
Aft × Ref	0.328 * (1.96)	0.067 (0.40)
Fshr	0.001 (0.48)	0.016 *** (8.03)
Sgr	-0.018 (-0.72)	-0.039 (-1.05)
行业	YES	YES
N	3616	3616

注:参数估计值下方括号内为z值。***、**、*分别表示在0.1%、1%、5%水平上显著。

(二) 税制改革对融资约束影响的进一步检验:基于不同视角

根据前文的分析,我们将基于企业的异质性做进一步检验,具体结果见表4。根据企业产权性质的差异对模型1进行分组检验。 $Aft \times Ref \times (Cfk/K)$ 的系数国企和非国企均为负,这表明增值税转型后,两类企业的投资-现金流敏感度均有下降,税制改革对两类企业的融资约束均有缓解作用,国企该系数为-0.079,t值为-1.91;而非国企的该系数为-0.204,t值为-3.56,表明增值税转型对国企的融资约束的缓解作用远小于非国企,这可能源于国企本身具有的融资约束就小于非国企,因而对政策变化的敏感度没有非国

企高,这与理论分析的结果相一致,从而假设3得到验证。

当引入高管金融背景的因素后,在全样本情况下,模型3中 $Aft \times Ref \times (Cfk/K) \times Fin$ 的系数在0.1%的水平上显著为负,说明企业高管金融背景越强,越善于解读和运用政策,引导企业的投融资行为,从而使税制改革的作用发挥的更充分。同时我们也发现,在这种情况下,非国企仍然比国企显现出更强的缓解效果,非国企 $Aft \times Ref \times (Cfk/K) \times Fin$ 的系数为-0.142, t 值为-3.08, 国企该系数为-0.046, t 值为-1.89。表明高管的金融背景在国企和非国企中,对税制改革作用的发挥均显现出一定促进作用,只是效果强弱有差异。从而验证了假设4的结论。

表4

模型1分组回归、模型3和模型4的回归结果

变量	产权构成(模型1)			高管背景(模型3)			市场化进程(模型4)		
	全样本	国企	非国企	全样本	国企	非国企	全样本	国企	非国企
	I/K	I/K	I/K	I/K	I/K	I/K	I/K	I/K	I/K
常数项	-0.836*** (-4.20)	-1.036*** (-4.90)	-0.484 (-1.09)	-0.859*** (-4.28)	-1.050*** (-5.02)	-0.371 (-0.83)	-0.837*** (-4.22)	-1.007*** (-4.80)	-0.405 (-0.91)
Aft	-0.020 (-0.47)	-0.042 (-0.82)	-0.038 (-0.35)	-0.021 (-0.47)	-0.041 (-0.79)	-0.047 (-0.43)	-0.023 (-0.53)	-0.031 (-0.60)	-0.045 (-0.41)
Ref	0.025 (1.30)	0.023 (1.06)	0.010 (0.21)	0.026 (1.38)	0.025 (1.15)	0.009 (0.19)	0.021 (1.06)	0.032 (1.42)	-0.003 (-0.06)
Cfk/K	0.106** (2.91)	0.079 (1.74)	0.141** (2.70)	0.070* (2.19)	0.053 (1.27)	0.076 (1.71)	0.110** (3.06)	0.086 (1.93)	0.141** (2.75)
Fin				0.055* (2.37)	0.023 (0.90)	0.072 (1.93)			
Mar							0.018 (1.04)	-0.045* (-2.03)	0.058* (2.23)
Aft × Ref	0.023 (0.54)	0.016 (0.33)	0.037 (0.33)	-0.005 (-0.11)	-0.004 (-0.08)	0.003 (0.03)	0.024 (0.54)	0.016 (0.33)	0.032 (0.28)
Aft × Ref × (Cfk/K)	-0.131*** (-3.64)	-0.079 (-1.91)	-0.204*** (-3.56)						
Aft × Ref × (Cfk/K) × Fin				-0.101*** (-3.70)	-0.046 (-1.89)	-0.142** (-3.08)			
Af × Ref × (Cfk/K) × Mar							-0.140*** (-3.86)	-0.091* (-2.10)	-0.206*** (-3.66)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3616	2344	1272	3616	2344	1272	3616	2344	1272
R ²	0.09	0.113	0.107	0.09	0.11	0.102	0.092	0.116	0.109

注:参数估计值下方括号内为t值。***、**、*分别表示在0.1%、1%、5%水平上显著。

限于篇幅,未列出控制变量的回归结果,其主要结果与表2第1列回归结果一致。

(三) 稳健性检验

为了保证研究结果的稳健性,本文分别用“固定资产原值的增加值/期初固定资产净值”和“购进固资资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/期初固定资产净值”作为模型1中投资(I/K)的替代变量,主要变量 $Aft \times Ref \times (Cfk/K)$ 的回归系数均在1%水平上显著,限于篇幅,未列出回归结果。上述稳健性检验结果和本文主要发现一致。

考虑到企业所处地区市场发育的非均衡状态,我们从市场化进程的视角进一步考察了增值税转型改革对企业融资约束缓解作用的发挥。从表4中我们可以看到,模型4中 $Aft \times Ref \times (Cfk/K) \times Mar$ 系数在全样本的情况下,在0.1%的水平上显著为负,这说明,市场化程度越高,税制改革的作用越明显。在对国企和非国企进行分组检验的结果中,国企的 $Aft \times Ref \times (Cfk/K) \times Mar$ 系数为-0.091,在5%水平上显著,非国企的该系数为-0.206,并且在0.1%水平上显著。这说明市场化程度对两类企业政策作用的发挥均有影响,但对国企的影响要远小于非国企,从而假设5得到验证。

六、结语

本文利用融资约束和公共政策评价方面的理论成果,从理论分析和实证检验两个方面探析了增值税转型改革对企业融资约束的综合影响。

增值税由生产型转为消费型,通过改变企业现金流和折旧,以及向外部利益相关者传递信号,在一定程度上缓解了企业的融资约束,其政策效应呈逐年显现的状态;并

且,研究进一步发现,增值税转型改善企业融资约束主要是通过对内源融资约束的缓解达到其改善作用的。

当将产权性质、高管金融背景、市场化进程三个企业异质性因素引入分析时,研究发现,非国有的融资约束缓解程度明显高于国企。高管的金融背景对税制改革缓解融资约束作用的发挥起到了促进作用,但非国企的作用强于国企。研究还发现,企业所处地区市场化程度越高,增值税转型对融资约束的缓解效应越大,但国企对此因素的敏感程度仍弱于非国企。

本文在国内较早研究了增值税转型与企业融资约束的关系,研究结论丰富了相关领域的研究成果;并在研究宏观政策如何作用于微观个体,从而评价公共政策实施效果方面做了有益的尝试;在完善公司治理、推进市场化改革方面有一定启示。本文的研究发现对2012年1月开始的营改增试点工作此也有参考价值。后危机时代,如何利用税收政策的调控作用,达到提高企业效率、优化资源配置的目标是值得我们继续研究的方向。

主要参考文献

- 陈海秋. 2009. 现阶段增值税转型改革的问题与对策. 重庆工商大学学报, 1: 87~93
- 邓建平, 曾勇. 2011. 金融关联能否缓解民营企业的融资约束. 金融研究, 8: 78~92
- 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 2011. 中国市场化进程对经济增长的贡献. 经济研究, 9: 4~16
- 胡旭阳, 史晋川. 2008. 民营企业的政治资源与民营企业多元化投资—以中国民营企业500强为例. 中国工业经济, 4: 5~14
- 姜付秀, 黄继承. 2011. 市场化进程与资本结构动态调整. 管理世界, 3: 124~167
- 罗党论, 甄丽明. 2008. 民营控制政治关系与企业融资约束. 金融研究, 12: 164~178
- 连玉君, 程建. 2007. 投资—现金流量敏感性: 融资约束还是代理成本. 财经研究, 2: 37~46
- 骆阳, 肖侠. 2010. 增值税转型对江苏省沪市上市公司税负影响的实证分析. 税务研究, 5: 79~80
- 屈文洲, 谢雅璐, 叶殊妹. 2011. 信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性—基于市场微观结构理论的实证研究. 经济研究, 6: 105~117
- 石晓军, 张顺明. 2010. 商业信用、融资约束及效率影响. 经济研究, 1: 102~114
- 王素荣, 蒋高乐. 2010. 增值税转型对上市公司财务影响程度研究. 会计研究, 2: 40~92
- 万华林, 朱凯, 陈信元. 2012. 税制改革与公司投资价值相关性. 经济研究, 3: 65~75
- 向玉琼. 2007. 公共政策供给滞后的理论及原因探讨. 理论探讨, 5: 157~160
- 杨之刚, 丁琳, 吴斌珍. 2000. 企业增值税和所得税负担的实证研究. 经济研究, 12: 26~77

余明桂, 回雅甫, 潘红波. 2010. 政治关系、寻租与地方政府财政补贴的有效性. 经济研究, 3: 65~78

阳佳余. 2012. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究. 经济学(季刊), 7: 1503~1524

Ashenfelter O., D. Card. 1985. Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. The Review of Economics and Statistics, 67 (4): 648~660

Blair M. 1995. Ownership and Control: Rethinking Corporate Governance for the Twenty-first Century. The Brookings Institution, Washington DC

Cleary S. 1999. The Relationship between Firm Investment and Financial Status. Journal of Finance, 54 (2): 673~692

Fazzari S., G. Hubbard and B. Petersen. 1988. Financing Constraints and Corporate Investment. Brookings Papers of Economic Activities, 1: 141~195

Fisman R. and I. Love. 2003. Trade Credit, Financial Intermediary Development and Industry Growth. Journal of Finance, 58 (1): 353~374

Fisman R. 2001. Estimating the Value of Political Connections. American Economic Review, 91: 1095~1102

Faccio M. 2006. Politically Connected Firms: Can They Squeeze the State. American Economic Review, 96: 369~386

Hall R. 1996. The Effect of Tax Reform on Prices and Asset Values. In J. Poterba (Ed.), Tax Policy and the Economy. Massachusetts: MIT Press

Hall R. and A. Rabushka. 1996. The Flat Tax: A Simple, Progressive Consumption Tax. In M. Boskin (Ed.), Frontiers of Tax Reform. Stanford: Hoover Institution Press

Hubbard G., and A. K. Kashyap. 1992. Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to U. S Agriculture. Journal of Political Economy, 100: 506~534

Greene B., J. Stiglitz and A. Weiss. 1984. Informational Imperfections in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations. American Economic Review, 74 (2): 194~199

Kaplan S., and L. Zingales. 1997. Do Investment—cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? Quarterly Journal of Economics, 112: 169~215

Modigliani F., M. Miller. 1958. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. American Economic Review 48, 261~297

Myers S. C. 1984. The Capital Structure Puzzle. Journal of Finance, 39: 575~592

Myers S. C., 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

Musso P., and S. Schiavo. 2008. The Impact of Financial Constraints on Firm Survival and Growth. Journal of Evolutionary Economics, 18 (2): 135~149