

# 融资约束视角下的企业信息披露行为研究

## ——基于增值税转型自然实验的经验证据

张铁铸,金 豪

(上海对外经贸大学 金融管理学院,上海 201620)

**[摘要]**使用自然实验法研究了融资约束与企业信息披露之间的因果关系,把2004年增值税转型在东北的试点作为融资约束缓和的外生冲击,研究发现,事件前后企业信息披露质量有显著下降,融资约束与信息披露之间呈正相关关系。按照企业产权性质、KZ指数和SA指数为基准区分了高融资约束组和低融资约束组,发现,在事先存在高融资约束的企业中,融资约束与企业信息披露正相关的关系更强,即事前受到较强融资约束的企业在事件前后信息披露调整更大。研究还发现:融资约束与信息披露之间关系的理论基础是信息不对称,企业选择信息披露政策时会考虑信息披露成本和融资成本,当融资约束缓和时,企业的融资压力减轻从而减少信息披露。融资约束与信息披露正相关的结论表明,融资约束是影响信息披露的重要因素之一。

**[关键词]**融资约束;信息不对称;信息披露;增值税转型;盈余管理;融资压力;内部融资;外部融资;融资成本

**[中图分类号]**F27 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2017)06-0102-14

### 一、引言

企业在经营过程中出于运营支出和投资需要,通过内部融资(例如留存收益)和外部融资(例如发行股份和债权)来筹集资金<sup>①</sup>。在面临投资机会时,企业都能够在保持流动性的前提下,吸引到足够多的资金。在融资过程中,融资成本的支付水平(例如股利支付和债务本息偿还)和期限结构都是必须考虑的因素,通常这也导致企业在再融资过程中面临两难选择。在面临融资约束时,由于信息不对称和代理问题导致内外部融资成本差异<sup>[1]</sup>。具有融资约束的企业要吸引资金必须提高支付比率,而没有融资约束的企业债务负担则比较轻<sup>[2]</sup>。高成本的外部融资使得企业的发展可能受到制约,例如债权人对会影响风险的决策尤为关注,为规避公司的额外风险,其可能需要通过契约强制公司进行谨慎操作<sup>②</sup>。因此,融资约束是影响企业投融资行为的一个重要因素<sup>[3]</sup>。基于信息不对称角度的研究发现,企业可以通过披露更多的信息缓解融资约束<sup>[4]</sup>。我们认为,要降低信息不对称,提高公司透明度,必须解决信息使用者在信息需求中质和量两方面的问题。在面临融资约束的情况下,企业可能改变信息披露行为,除充分披露以外,还要通过提高信息披露质量来缓解融资约束带来的压力。

事实上,已有的相关研究在鉴别信息披露与融资约束的因果关系上面临巨大挑战<sup>[5-6]</sup>,部分原因在于一些难以测量的因素(例如投资机会的改变<sup>③</sup>)可能会同时影响融资成本和信息披露的选择,从

**[收稿日期]**2016-12-15

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(12BGL003)

**[作者简介]**张铁铸(1974—),男,河南鹿邑人,上海对外经贸大学金融管理学院教授,博士后,从事会计与资本市场方面的研究;金豪(1993—),男,上海人,上海对外经贸大学金融管理学院硕士研究生,从事公司金融方面的研究。

①很多学者对不同国家公司的融资来源进行研究,从研究结论来看,基于留存收益的内容融资是公司的主要融资来源,而外部融资的很大部分通常是贷款。

②债权人很难去公司进行充分的套期保值。当然,如果债权人可以将其债权转为股权,那么以损害债权人利益为代价而使股东获利的行为就不会发生。

③投资机会的改变往往运用边际托宾Q(Marginal q)衡量,然而这一变量难以测量。

而产生变量遗漏问题。另外,融资约束与信息披露之间可能存在互动关系,因而会导致严重的内生性问题。在我国,东北三省 2004 年开始试点增值税转型。从税收与现金流的角度来看,该政策通过缓解内源融资约束改善了企业的融资环境<sup>[7]</sup>。我们基于 2004 年东北三省增值税试点改革构造了一个准自然实验,以解决内生性问题。具体而言,我们以东北三省试点的增值税改革政策作为企业层面融资约束缓解的外生冲击,把该政策的实施作为企业面临融资约束的外生变化,通过观察政策实施前后企业信息披露的调整来研究融资约束与信息披露之间的因果关系。

在研究中,我们采用双重差分(DID)方法,以东北三省符合政策要求的上市公司作为处理组,以全国其他省份的上市公司作为控制组,检验政策实施前后企业信息披露的变化。研究发现,融资约束与信息披露之间存在显著地正相关性。这意味着当企业面临更为严重的融资约束时,他们会倾向于披露更多的信息或者增加信息透明度;而当企业面临宽松的融资约束时,企业出于披露信息成本和融资成本差异考虑会减少信息披露。本文的贡献主要在于:(1)通过构建准自然实验的方法,实证检验了前人关于融资约束和信息披露的理论;(2)运用微观企业层面的数据,分析了宏观税收政策对企业信息披露行为的影响;(3)研究结果为规范企业信息披露行为提供了经验证据。

## 二、文献综述

### (一) 融资约束、投融资决策与信息披露

根据 MM 理论,在完美的资本市场环境下,公司的总价值与公司融资结构无关。换言之,债务水平、抵押品等级、破产清算时索取权的优先次序等与融资结构有关的政策,都对公司价值没有影响。对于公司决策者来说,内部资金和外部资金的融资成本相同,可以互相替代<sup>①</sup>。然而,Myers 和 Majluf 的研究发现,由于市场不完善导致的信息不对称和代理问题,使得企业外部融资成本大于内部融资成本<sup>[8]</sup>。Fazzari 等发现,信息不对称引致的市场不完备会使企业面临融资约束问题,即企业投资机会得不到充分的资金支持,使得企业的发展受到制约<sup>[1]</sup>。Cohn 和 Wardlaw 发现,融资约束会影响企业在工作场合安全性方面的投资,而工伤率的上升会导致公司价值下降<sup>[9]</sup>。Whited 从流动性的角度研究发现,融资约束风险与流动性风险问题存在内在统一性,且均是由信息不对称导致的企业异质风险<sup>[10]</sup>。连玉君等发现,面临融资约束的公司在流动性管理方面更加积极和谨慎,会出于预防性或投机性动机将更多的现金流留存于公司内部,当公司偏离目标现金持有水平后,其调整速度明显快于非融资约束公司<sup>[11]</sup>。因此,融资约束会影响企业的投资决策和流动性管理。

在不披露信息或有限披露信息的情况下,对外部人来说,企业是一个运营着的“黑匣子”,在企业内部,权威或指令会取代市场机制来完成资源的配置,企业基于边际条件决定投入和产出,从而实现价值最大化。当资本市场对企业的信息认知有限时,企业可能无法足额募集资金,或者需要以较高的资本成本来募集所需的资金。信息披露通过提高企业透明度,降低投资者在权衡风险和回报过程中面临的不确定性,进而降低企业由于投资者要求较高的风险溢价而承担较高的融资成本<sup>[12]</sup>。Diamond 和 Verrecchia 认为,信息披露可以使做市商更愿意为市场提供流动性,从而降低权益成本<sup>[13]</sup>。Botosan 研究发现,股票市场上的权益融资成本随着企业披露的增加而减少<sup>[12]</sup>。Anderson 等认为,企业债权人相信,提高会计信息质量有助于更可靠地评估企业财务状况和成长能力,这意味着较低的风险,进而较低的债务成本<sup>[14]</sup>。李姝等以权益融资为立足点,发现了公司披露社会责任报告有助于降低企业的权益资本成本<sup>[15]</sup>。因此,为缓解融资约束,企业倾向于提高信息披露质量来降低由信息不对称引致的融资成本<sup>[4,16]</sup>。关于信息披露降低资本成本这一假设,有两种观点:一种观点是从信息不对称的角度解释;另一种观点认为更多的信息披露通过降低交易成本或增加证券需求提高了股票市

①这意味着,在完美情况下,融资结构只会影响作为“蛋糕”的公司价值的分配,而不会影响“蛋糕”本身的大小。

场的流动性,进而降低了权益资本成本。徐玉德等从企业向银行债务融资的角度也验证了融资约束与信息披露之间的负相关关系<sup>[17]</sup>。不管是披露会计信息还是非财务信息,两者都增加了企业的透明度,减少了内外部信息不对称,从而有效地降低了融资约束。上述文献基本上是从信息不对称的角度出发,其逻辑在于,企业可以通过披露信息来增加信息透明度,减少信息不对称,从而减少融资约束导致的高融资成本。在基于权益融资市场和债务融资市场研究中,相关研究都得到了一定的证据支持。

事实上,融资约束既是企业进行融资决策时面临的问题,也是影响企业进行信息披露的因素之一。已有文献中,直接研究融资约束和信息披露之间关系的并不多,大多是从资产规模、负债率和产权性质等融资约束的代理变量出发研究与盈余管理的关系<sup>[18-19]</sup>。一般认为,公司规模越大,负债比率越高,融资约束程度越高<sup>[20]</sup>。另外张纯发现,国有企业较非国有企业融资约束程度更低<sup>[21]</sup>。卢太平等使用直接度量融资约束的SA指数,研究发现融资约束引发的盈余操控成本较大,这在一定程度上会抑制企业的盈余管理行为<sup>[22]</sup>。直接使用融资约束的指标来研究与企业信息披露的关系会造成遗漏变量的内生性问题,且融资约束的指标往往是根据企业特征和财务指标合成的,解释能力具有一定模糊性。鉴于内生性的考虑,Irani和Oeschz把美国减税法案作为融资约束变化的外生冲击,实证研究发现,融资约束的改变是主要影响因素之一,融资约束与企业信息披露质量负相关<sup>[23]</sup>。

综合上述文献,其他学者往往使用融资约束的代理变量来研究企业融资约束程度与信息披露的关系,但其因果关系的鉴别存在内生性;而Irani和Oeschz的研究提供了新视角<sup>[23]</sup>。

## (二) 增值税改革与融资约束

2004年东北三省实施增值税试点改革,目的在于通过从生产型增值税向消费型增值税转变,减轻制造业企业的资金负担,鼓励企业的固定资产投资<sup>[24]</sup>。而这一转变的经济后果之一是,企业面临的融资约束的改变。万华林等从税制改革角度研究发现,投资补贴的正面效应大于所得税负面效应,整体上增加了公司投资价值相关性<sup>[25]</sup>;王素荣和蒋高乐利用上市公司的财务数据,研究发现增值税改革后采掘业、电力煤气和制造业受益最大<sup>[26]</sup>。显然,增值税试点改革改变了企业的融资约束。政策实施影响企业融资约束主要通过两个方面:一是由于节税效用使得公司内部的现金流和净利润增加,税收抵扣使得企业的可支配收入增加,同时降低了折旧计提的基数,增加了公司内部的现金流<sup>[25]</sup>;二是外部资金的供给增加,信息传递理论表明企业净利润和现金流的增加给外部利益相关者传递了正面信号,影响其行为决策,增加了外部资金供应量<sup>[7]</sup>。东北三省作为老工业基地,以制造业居多,每年对于固定资产的投入巨大,增值税转型带来的融资约束的改变对于这些企业来说应该更显著。因此,不管从内部融资还是外部融资来看,税改试点政策的实施都极大地改善了公司受到的融资约束。由于政策相对于当地的企业来说是外生的,因此这一难能宝贵的自然实验给众多学者的研究提供了契机。罗宏和陈丽霖利用这一自然实验发现了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<sup>[7]</sup>。聂辉华等则利用中国工业数据库33万家企业的大数据,发现了增值税转型显著地促进了企业对固定资产的投资,提高了企业的资本劳动比和生产率<sup>[24]</sup>。这些自然实验的做法都成功避免了不可观测的遗漏变量导致的内生性问题。本文借鉴上述学者的做法,把2004年东北三省的增值税改革试点作为融资约束缓和的外生冲击,采用自然实验法来研究融资约束与企业信息披露之间的因果关系,从而规避内生性问题。

## 三、制度背景与研究假说

生产型增值税和消费型增值税对企业具有不同的经济后果,直接影响企业的经营活动现金流,进而可能影响企业的投融资行为。在生产型增值税制度下,一般纳税人购建固定资产的进项税不能在购建的当期进行抵扣,而必须计入固定资产成本,并通过以后使用期间的折旧计提来抵减企业计算所

得税时的应纳税所得额。就企业而言,这一制度对企业的纳税现金流方面具有明显的滞后效应,导致企业在固定资产购建当期由于资本性支出和税收负担的增加而面临较大的资金压力。在消费型增值税制度下,当期购建固定资产的进项税可以直接抵扣企业的增值税销项税额。

2004年7月1日,财政部、国家税务总局印发了《东北地区扩大增值税抵扣范围若干问题的规定》(以下简称《规定》)。《规定》指出,以东北三省作为试点地区,准许装备制造业、石化工业、冶金业、船舶制造业、汽车制造业和农产品加工业六个行业的一般纳税人在进项税额中抵扣固定资产构建所交的税费,即由生产型增值税转变成消费型增值税,这既减轻了制造业企业的资金负担,又降低了固定资产折旧计提的基数,有助于增加企业的经营活动现金流和报告的净利润,从而鼓励企业进行固定资产投资<sup>[24-25]</sup>。另外,利润增加和现金流状况的改善还具有信号效应,吸引潜在的投资者,从而改善外部资金的供给状况。研究结果显示,增值税试点改革影响了企业的经营和投资决策<sup>[26]</sup>,改善了企业面临的融资约束<sup>[7]</sup>。东北三省的企业以制造业居多,固定资产在企业的资产构成中占有很大的比重,相对于固定资产的投入规模,增值税转型带来的融资约束的改变更为显著。企业选择信息披露政策时会权衡信息披露成本和融资成本,而融资约束是影响企业披露信息的主要影响因素之一<sup>[23]</sup>。无论是权益融资还是债务融资,融资额都与其财务状况息息相关。一方面,操纵信息披露质量的收益是为了获得更多的可融资额;另一方面,过度操纵信息披露质量可能被外界识别,使得可融资额反而减少。因此,在融资动机下,企业的信息披露行为主要取决于融资净增加额,具体见式(1)。

$$\text{Max } f(DA) = r \times [\text{loan\_add} \times (1 - p) + \text{Loan\_loss} \times p] \quad (1)$$

$$\text{S. T. } \text{Loan\_add} = g_1(DA)$$

$$\text{Loan\_loss} = g_2(DA)$$

$$p = g_3(DA)$$

其中, $f(DA)$ 表示企业操纵信息披露质量的净收益; $r$ 是资本收益率; $\text{Loan\_add}$ 是企业操纵信息披露质量后,相比未经操纵时企业获得的超额融资额; $\text{Loan\_loss}$ 是操纵信息披露质量被外界识别,企业损失的可融资额; $DA$ 是应计性盈余; $p$ 是外界识别操纵信息披露质量的概率。根据前面的分析, $g_1(DA)$ 表示 $\text{Loan\_add}$ 是 $DA$ 的增函数, $g_2(DA)$ 表示 $\text{Loan\_loss}$ 是 $DA$ 的减函数, $g_3(DA)$ 表示盈余操纵程度越高,越容易被外界识别。

Skinner和Sloan研究发现,股票市场对未预期的利空消息反应更强烈<sup>[27]</sup>,这意味着,在操纵信息披露质量程度不变的情况下, $\text{Loan\_loss}$ 的金额大于 $\text{Loan\_add}$ 的金额。另外,当企业面临较大的融资约束时,被外界识别的概率 $p$ 越大。因此,在融资约束程度较大时,操纵信息披露质量可能导致 $\text{Loan\_loss} \times p$ 大于 $\text{Loan\_add} \times (1 - p)$ ,即 $f(DA)$ 小于零。在面临较大融资约束的情况下,企业有动机去提高信息披露的质量,减少信息不对称,进而降低企业融资的资本成本。相反,当融资约束缓和时,融资压力减轻会降低企业出于低成本融资等目的而提高信息披露质量的意愿。换言之,融资约束与企业信息披露质量呈正相关,受到的融资约束越大,企业披露信息的质量越高,反之亦然。基于上面的分析,我们认为,东北三省2004年实施增值税试点改革有助于缓和当地企业面临的融资约束,从而可能影响企业的信息披露行为<sup>①</sup>。基于上面的推理,我们提出研究假说1。

H<sub>1</sub>:增值税试点改革实施后,企业融资约束的缓和降低了信息披露的质量。

事实上,在实施增值税试点改革以前,由于经营风险和财务风险的不同,不同企业面临的融资约束可能是不同的。例如,电力公司作为区域性垄断企业,经营风险和财务风险相对较低,从而面临较少的融资约束。虽然,投资补贴的正面效应大于所得税负面效应,整体上增加了公司投资价值相关

<sup>①</sup>融资约束与信息披露之间关系的理论基础是信息不对称,当融资约束缓和时,企业的融资压力减轻从而提供信息披露质量的意愿减低,或者减少非强制性的信息披露。

性<sup>[25]</sup>,但是在融资约束不同的情况下,由增值税试点改革节税效应所带来的融资约束改善,对企业信息披露行为的影响也可能是不同的。节税效应导致的融资约束改善,对那些事先受到融资约束比较严重的企业影响可能更大。因为事前没有受到太大的融资约束的企业,往往其融资已经达到比较优化的状态,在融资约束缓和的外生冲击下,其信息披露不会做太大调整<sup>[23]</sup>。而那些事前受到较大融资约束的企业,在融资约束发生变化时,即融资成本变化时,出于信息披露成本和融资成本的考虑,其信息披露政策会做出更大的改变。基于上述推理,我们提出假说2。

H<sub>2</sub>: 增值税试点改革实施后,事前融资约束严重的企业对信息披露的调整相对较大。

## 四、研究设计

### (一) 实证方法

对于企业来说,增值税试点改革政策是外生的,这一自然实验在一定程度上避免了不可观测的变量遗漏所可能导致的内生性问题,从而为我们研究融资约束与企业信息披露的关系提供了机会。传统的 OLS 回归方法不容易解决由于遗漏变量偏误和处理误差<sup>[28]</sup>导致的内生性问题,因此本文采用双重差分(DID)的方法。我们把东北三省符合政策要求的上市公司作为处理组,在其他省份的上市公司中遴选出一些公司作为控制组,检验政策前后企业信息披露的变化调整。在处理组和控制组的平行趋势得到满足的情况下,DID 估计量就能解释事件的平均处理效应(ATT),即享受政策的企业在政策前后其信息披露的变化。

因为增值税试点改革发生在2004年7月,所以我们把2001年到2004年作为事件前年份<sup>①</sup>,政策变量 *after* 取0,2005年到2007年作为事件后年份,政策变量 *after* 取1。受到政策影响,享受税收抵扣的企业作为处理组,处理变量 *treated* 取1,控制组 *treated* 取0,控制组中的企业是符合税收政策而没有被试点的那些企业。我们通过对比两组在事件前后信息披露调整的差异,就能排除内生性的问题,进行考察融资约束的外生变化与信息披露的因果关系。

构建好控制组后,我们使用 DID 双重差分法,其中每个公司的处理效应由两部分组成。

$$DID^i = (Y_{T,2}^i - Y_{T,1}^i) - (Y_{C,2}^i - Y_{C,1}^i) \quad (2)$$

在上述模型中,第一括号部分是公司 *i* 处理组在事件前后的变化,第二括号部分是公司 *i* 控制组在事件前后的变化,这两部分都是政策虚拟变量导致的差异。然后,在两部分组别之间做差就能得到 DID 估计量。为了评估所有公司的平均处理效应(ATT),我们最后把每个公司的处理效应进行了平均化处理,这样 ATT 就能反映事件对于处理组的平均处理效应。在本文中,平均处理效应表示了享受税收政策优惠的企业在融资约束缓解的情况下,其公司信息披露质量的平均变化。

为了避免样本自选择性偏差,提高样本可比度,我们还根据事前(2005年之前)企业的9个维度特征,即公司规模(*Size*)、负债率(*Lev*)、资产收益率(*ROA*)、每股现金流(*Ocfps*)、托宾 *Q*(*q*)、营业收入增长率(*Growth*)、企业上市年龄(*Age*)、有形资产(*Tang*)和企业产权性质(*State*),在非处理组上市公司中进行遴选,为处理组中的企业寻找匹配的样本公司。所采用的匹配方法是核匹配,其核心思想是将多个维度的匹配压缩到一个维度,通过这个维度的得分给两组之间的样本进行匹配。

具体操作如下:首先用 Logit 回归对“企业是否受到处理”这一虚拟变量和上文的9个协变量进行回归,估计出系数之后,把处理组和非处理组中的样本数据代入,得到拟合值(*P-score*),该拟合值介于0和1之间,表示该企业受到处理的概率,即是否享受税收抵扣的概率。然后我们根据拟合出来的 *P-score* 进行匹配,为处理组一一配对构建了控制组。

<sup>①</sup>在本文中,我们实际上是把2004年增值税试点改革作为一个事件而采用事件研究法。最早进行的事件研究包括对会计盈余信息质量的研究以及对股票分割的市场反应的研究。

## (二) 模型选取

在研究中,为了检验前面推出的假设,我们构建了以下回归模型:

$$FRQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treated_{i,t} + \beta_2 after_{i,t} + \beta_3 treated \times after_{i,t} + \beta \sum_{j=1}^9 Controls_j + v_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$FRQ_{i,t}$ 是公司*i*在第*t*年的信息披露质量; $treated$ 是哑变量,表示是否受到政策影响; $after$ 是哑变量,事件后年份取1;交互项 $treated \times after$ 的系数 $\beta_3$ 是双重差分估计系数,反映了政策的效果,这也是我们主要关注的系数;其他控制变量我们选取了公司规模( $Size$ )、负债率( $Lev$ )、资产收益率( $ROA$ )、每股现金流( $Ocfps$ )、托宾 $Q(Q)$ 、营业收入增长率( $Growth$ )、企业上市年龄( $Age$ )、有形资产( $Tang$ )和企业产权性质( $State$ ); $v_i, \gamma_t, \varepsilon_{i,t}$ 分别是行业效应、年份效应和误差项。在回归之前,我们首先观察自变量的变异情况,发现自变量的变异主要是来自于组间变异而非组内变异,因此判断依赖于组内变异的固定效应模型估计量可能不是有效估计量,通过 Hausman 检验拒绝了使用固定效应的假设,因此我们使用随机效应模型进行回归。

对于模型(3)中的信息披露质量指标( $FRQ$ ),在研究中我们注意到,描述企业信息披露质量的指标有很多,主要可以分为两类:其一是根据信息披露的各项指标进行打分,然后综合得到该公司的信息披露总体质量,其中即有权威机构评级,也有学者自己构建各项指标加权得到信息披露指标;其二是根据盈余披露在上市公司信息披露中的重要地位和上市公司盈余管理的普遍性,专门构造指标对盈余披露质量进行衡量<sup>[28-29]</sup>。对于第一类信息披露质量度量方法,我们注意到,深交所发布了信息质量评级,然而范围仅局限于在深交所挂牌交易的公司,上交所没有发表关于上市公司信息披露的质量评级。由于我们的样本选择范围涵盖沪深两市,因此我们选择了第二类衡量信息披露质量的方法。在研究中,我们借鉴前人的做法,以调整的 Jones 模型<sup>[29]</sup>构建计算出信息披露质量指标  $FRQ$ 。Jones 模型被广泛地用于测度公司披露的盈余质量,基于该模型,总应计( $TA$ )可以根据管理者是否操纵,分解成操纵性应计(Discretionary Accruals,  $DA$ )和非操纵性应计(Non-Discretionary Accruals,  $NA$ )。

$$\frac{TA_{it}}{ASSET_{i,t-1}} = b_1 \frac{1}{ASSET_{i,t-1}} + b_2 \frac{\Delta REV_{it}}{ASSET_{i,t-1}} + b_3 \frac{PPE_{it}}{ASSET_{i,t-1}} + \mu_{it} \quad (4)$$

如公式(4)所示, $TA_{it}$ 是公司*i*在第*t*年的总应计,由净收益减经营性现金流计算所得; $\Delta REV_{it}$ 是公司*i*在第*t*年的销售收入变化量; $PPE_{it}$ 是公司*i*在第*t*年的有形资产,所有变量都除以了滞后一期的资产做标准化。公式(4)中的3个解释变量被认为是非操纵应计,因此残差项 $\mu_{it}$ 可以被认为是管理层通过盈余操纵导致的会计信息质量的下降,即操纵性应计。

$$\frac{NA_{it}}{ASSET_{i,t-1}} = \hat{b}_1 \frac{1}{ASSET_{i,t-1}} + \hat{b}_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}}{ASSET_{i,t-1}} + \hat{b}_3 \frac{PPE_{it}}{ASSET_{i,t-1}} \quad (5)$$

公式(5)是调整的 Jones 模型, $\Delta AR_{it}$ 是应收账款的变化量,该模型假设销售收入中的应收款项也会成为管理层操纵盈余质量的因素,因此,本文把应收款项这部分计入到操纵的利润里面。信息披露质量( $FRQ$ )可以通过总的应计利润增长减去正常利润增长。

$$FRQ_{it} = |TA_{it} - NA_{it}| \frac{1}{(ASSET_{i,t-1})} \quad (6)$$

这一测度指标经常被描述为非正常应计( $Abnormal Accruals$ )。该数值越大,说明公司现金流和收入的偏差越大,其会计信息质量就越差,对于外部投资者来说,越难以了解该公司的经营状况,这与披露的信息质量下降相一致。我们首先分行业、分年度估计了公式(4)的系数,其次将其代入公式(5)拟合出非操纵性应计  $NA_{it}$ ,最后利用公式(6)计算出每个样本的  $FRQ$ 。

对于模型(3)中其他指标的界定,参见表1。

(三) 数据选取

我们的数据来自国泰安(CSMAR),选取了沪深两市A股六个行业的2001—2007年的财务数据。企业是否是国有企业的来自WIND数据库。之所以选取2001—2007年的数据有三点原因:第一,主要是因为2007年7月增值税转型试点扩大至中部六省,为了避免出现多期处理影响控制组的问题,我们将范围缩至2007年之前;第二,是因为2007年会计政策有重大改变,避免计量口径不一致的问题;第三,是为了避开2008年发生的金融危机对

表1 模型变量的界定

变量	代码	界定
信息披露质量	FRQ	根据调整的琼斯模型测算
政策虚拟变量	after	2001—2004年取0,2005—2007取1
分组虚拟变量	treated	受到政策影响的企业取1
公司规模	Size	总资产的自然对数
负债率	Lev	负债除以总资产
总资产回报率	ROA	净利润除以总资产
每股经营性现金流	Ocfps	经营性现金流除以总股数
营业收入增长率	Growth	营业收入增长率
托宾Q	Q	成长性指标托宾Q值
固定资产占比	Tang	固定资产除以总资产
上市年限	Age	企业上市时间的自然对数
企业股权性质	State	虚拟变量,国有企业取1
董事会规模	Board	董事会人数的对数

我们结果导致的影响。我们对数据做了如下处理:(1)删除了该政策规定的六个行业之外的所有企业,这是为了保证两组样本之间的可比性;(2)删除了ST和PT类公司,这类公司连年亏损,其财务信息质量不高,可能对我们的结果产生偏误;(3)删除了2001—2007年财务数据缺失的样本;(4)对主要变量做了1%和99%水平的Winsorize缩尾处理。最终,我们把遴选出的61家东北三省上市公司作为处理组,配比遴选出的全国其他省份的430家上市公司作为非处理组。另外,我们选取试点前4年数据和试点后3年数据,最终得到共计3393个企业年度观测值。样本公司选择结果参见表2。

表2 样本公司分布

年份 行业	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total
B	24	24	24	24	24	23	24	167
C0	40	40	40	40	40	40	38	278
C1	20	20	20	19	19	20	19	137
C2	4	4	4	4	4	4	4	28
C3	9	8	9	9	9	9	9	62
C4	76	75	76	76	74	75	75	527
C5	24	25	25	25	25	25	24	173
C6	70	70	69	69	70	67	68	483
C7	112	111	112	112	112	108	109	776
C8	50	50	48	49	48	49	48	342
C9	4	4	3	3	3	3	3	23
D	8	8	8	8	8	8	7	55
G	39	39	39	39	39	39	39	273
H	9	10	10	10	10	10	10	69
合计	489	488	487	487	485	480	477	3393

表3是对各变量的描述性统计,其中第(1)列和第(2)列是全样本对于信息披露质量(FRQ)等变量的均值和中位数的描述统计;第(3)列和第(4)列是2983个控制组观测值的描述性统计;第(5)列和第(6)列是410个处理组观测值的描述性统计;最后两列是控制组和处理组的单变量均值检验。

我们发现处理组企业的信息披露质量FRQ大于控制组,这说明其信息披露质量比控制组低,盈利性、成长性等指标也低于控制组。托宾Q值和有形资产(Tang)在统计上,两组存在显著差异,这是因为处理组的样本大多是东北三省的制造业企业,这些企业大多数是老工业企业,固定资产比例较高,而其盈利能力和成长性相对于其他地区较低,投资效率较差<sup>[31]</sup>。

表3 描述统计结果

变量	总样本(N=3393)		控制组(N=2983)		处理组(N=410)		两组差异	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	t 值
FRQ	0.057	0.040	0.056	0.040	0.060	0.040	-0.004	-1.176
Size	21.311	21.242	21.313	21.235	21.299	21.273	0.015	0.278
Lev	0.494	0.493	0.493	0.497	0.498	0.474	-0.005	-0.514
ROA	0.023	0.028	0.023	0.028	0.019	0.027	0.004	1.222
Ocfps	0.364	0.271	0.367	0.275	0.348	0.251	0.018	0.673
Q	1.708	1.281	1.727	1.301	1.576	1.171	0.151 **	2.039
Growth	0.222	0.163	0.226	0.167	0.194	0.133	0.032	1.462
Age	1.873	1.946	1.875	1.946	1.857	1.946	0.018	0.629
Tang	0.313	0.291	0.309	0.288	0.339	0.321	-0.030 ***	-3.555
State	0.506	1.000	0.506	1.000	0.510	1.000	-0.004	-0.148
Board	2.235	2.197	2.233	2.197	2.247	2.197	-0.014	-1.207

注:\*\*、\*\*\* 分别表示在5%、1%统计水平显著。

表4是处理组和控制组公司信息披露质量(FRQ)在2004年增值税转型前后的变化情况,可以看到,处理组在事前事后信息披露(FRQ)有很大的变化,其均值从0.053上升到了0.068,这意味着盈余管理程度增大,信息披露质量在增值税改革后有所下降。相反,没有受政策影响的控制组信息披露水平在事前事后的没有显著变化。另外,中位数的比较显示,单变量的秩检验结果与均值一致,说明处理组在政策发生之后,FRQ的均值和中位数都有显著的上升,即信息披露质量有显著下降。

## 五、实证结果

### (一) 双重差分估计结果

为了检验前面提出的 $H_1$ ,我们利用样本公司数据基于模型(3)进行了回归分析。考虑到民营企业与

国有企业可能具有不同的融资约束,我们在全样本检验的基础上做了分样本检验。另外,在统计分析中,为了检验假说 $H_2$ ,我们借鉴Kaplan和Zingles的做法,分别构建了KZ指数和SA指数<sup>①[32-34]</sup>,以年度行业的中位数为基准,区分高融资约束组(KZ\_high、SA\_high)和低融资约束组(KZ\_low、SA\_low),进行了实证检验。具体的回归分析结果参见下表5。

在表5中,第(1)列是全样本回归,treated和after的系数为正说明受到政策影响的公司其FRQ值上升,信息披露质量下降。同时treated和after的交互项的系数也为正,且在1%的置信水平上显著,treated×after的回归系数 $\beta_3$ 是我们关心的DID估计系数,该系数反映了纯粹的政策效应。该系数显著为正意味着政策冲击使得信息披露质量下降,因为该政策是作为融资约束缓和的外生冲击,从而验证了我们的 $H_1$ 。管理层在信息披露过程中面临来自公司内部或外部的融资约束,旨在减少代理冲突的合约安排通常是依据财务报告数据制定的。管理层可能在面临融资约束时通过选择会计政策或结构性调整交易行为等影响信息披露,以达到期望的财务报告目的。在影响信息披露过程中,管理层面临成本与收益权衡问题,其成本可能表现为监管处罚等直接成本,也可能表现为声誉的减损等间接成本。理论上,管理层权力对信息披露的影响在边际收益等于边际成本时实现均衡。除非制度严重缺失或监管严重不力导致成本为零,否则管理层不会无限制地利用权力来影响信息披露。在我国,由于信息披露操纵的成本很低,证券市场的制度安排不健全,加之公司治理存在严重缺陷以及中小投资

①KZ指数是根据公司的现金分红、经营性现金流、现金持有、资产负债率和投资机会进行分类排序,然后采用Ordered Logit回归拟合得到。SA指数是采用Hadlock和Pierce基于公司规模和公司年限模型测算得到<sup>[33]</sup>。



者的“投票冷漠”现象,管理层更容易利用信息不对称来影响信息披露。上述检验结果表明,政策变化作为外生冲击改变了公司面临的约束,进而影响了信息披露质量。

公司可以通过提高信息披露水平来缓解由信息不对称导致的融资约束<sup>[4,16]</sup>。然而,披露信息是有成本的<sup>①</sup>,当企业面临的融资约束缓和时,企业披露的信息质量就会有所下降。事前受到比较强的融资约束的公司,其内源资金比较紧张,外源资本市场融资又有很大阻碍。因此,我们的假说是认为这些公司在税改试点事件之后会做出更大的信息披露调整。因为,在税改事件后这些原本受到较强融资约束的公司在内源融资方面会得到较大的改善,管理者就没有太大的动机去披露更多的信息来增加外源资本的可获得性,其信息披露质量调整理论上会有很大的变化。

表5 事前约束的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	民营	国有	SA_high	SA_low	KZ_high	KZ_low
<i>treated</i>	0.002 (0.48)	-0.003 (-0.53)	0.010 (1.43)	-0.006 (-0.99)	0.012 (1.62)	0.001 (0.10)	0.003 (0.47)
<i>after</i>	-0.007 (-1.06)	0.001 (0.17)	-0.008 (-0.18)	-0.008 (-0.84)	-0.005 (-0.45)	-0.004 (-0.49)	-0.010 (-1.15)
<i>treated × after</i>	0.016 *** (2.94)	0.027 *** (2.98)	0.005 (0.74)	0.026 *** (3.54)	0.002 (0.25)	0.017 ** (2.23)	0.010 (1.32)
<i>Size</i>	0.004 *** (3.10)	0.004 * (1.96)	0.003 * (1.83)	0.004 * (1.88)	0.005 ** (2.31)	0.005 ** (2.47)	-0.001 (-0.39)
<i>Lev</i>	0.034 *** (5.38)	0.039 *** (4.69)	0.032 *** (3.47)	0.026 *** (2.75)	0.040 *** (4.54)	0.057 *** (6.60)	0.024 ** (2.15)
<i>Roa</i>	-0.207 *** (-12.33)	-0.250 *** (-11.63)	-0.133 *** (-4.93)	-0.135 *** (-5.03)	-0.243 *** (-11.14)	-0.207 *** (-10.61)	-0.103 *** (-3.01)
<i>Ocfps</i>	-0.000 (-0.04)	0.003 (0.91)	-0.002 (-0.75)	-0.000 (-0.11)	-0.000 (-0.11)	-0.038 *** (-10.42)	0.018 *** (6.86)
<i>Q</i>	0.010 *** (10.79)	0.009 *** (6.94)	0.011 *** (7.35)	0.007 *** (4.55)	0.011 *** (8.86)	0.010 *** (8.74)	0.009 *** (5.29)
<i>Growth</i>	0.015 *** (6.48)	0.013 *** (4.24)	0.018 *** (4.97)	0.018 *** (4.83)	0.013 *** (4.28)	0.017 *** (5.62)	0.014 *** (3.73)
<i>Age</i>	0.000 (0.12)	-0.002 (-0.60)	0.004 (0.75)	0.006 (0.98)	-0.002 (-0.51)	-0.005 (-1.52)	0.010 *** (2.92)
<i>Tang</i>	-0.043 *** (-5.72)	-0.043 *** (-4.24)	-0.047 *** (-4.44)	-0.063 *** (-5.95)	-0.029 *** (-2.71)	-0.020 ** (-2.01)	-0.056 *** (-5.42)
<i>State</i>	0.000 (0.03)			0.005 (1.33)	-0.005 (-1.40)	-0.002 (-0.54)	0.003 (0.83)
<i>Board</i>	-0.009 * (-1.95)	-0.004 (-0.58)	-0.015 ** (-2.14)	-0.007 (-1.15)	-0.009 (-1.37)	-0.005 (-0.77)	-0.012 ** (-1.98)
常数项	-0.038 (-1.24)	-0.049 (-1.09)	0.000 (0.)	-0.023 (-0.43)	-0.068 (-1.47)	-0.072 * (-1.69)	0.072 * (1.71)
行业 年份				控制 控制			
<i>N</i>	3346	1654	1692	1667	1679	1647	1699
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1707	0.2202	0.1439	0.1341	0.2258	0.2843	0.1513

注:括号内是*t*值;\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在1%、5%和10%统计水平显著。

已有研究表明,民营企业面临的融资约束远远大于国有企业。因此,我们把是否是国有企业作为事前融资约束程度的一个代理变量,根据公司是否是国有企业把样本分成两个子样本。通过比较两个子样本的 DID 估计量可以验证我们的假说 H<sub>2</sub>。第(2)列、第(3)列是按照公司是否属于国有企业

①信息披露的成本除了信息加工、处理等直接成本以外,还包括由信息披露可能导致竞争劣势,诉讼成本和政治成本等。

划分成的两个子样本。第(4)列至第(7)列是按照 *KZ* 指数和 *SA* 指数为基准划分的融资约束高低组。与全样本得到的有所不同,在融资约束较低的企业中,融资约束与信息披露正相关的关系虽然还是存在,但在统计意义上却不显著;而融资约束较高的样本中,其 DID 估计系数为 0.027、0.026 和 0.017,明显的大于全样本的 0.015。如我们之前的理论推导一样,节税效应导致的融资约束的改善应该只影响那些事先受到约束比较严重的企业。事前如果没有受到太强的融资约束的企业往往其融资投资已经达到比较优化的状态,在此次融资约束缓和的外生冲击下,其信息披露不会做太大调整<sup>[25]</sup>。国有企业具有高股权集中度和融资相当容易的特点,我们的子样本分组标准中是否是国有企业和股权集中度高可以代表事前是否受到较强的融资约束。因此,我们验证了  $H_2$ 。

(二) PSM 匹配结果

为了消除样本自选择问题和平行趋势假设,我们进一步使用倾向得分匹配(PSM)为处理组中的事前样本一一匹配最相近的对照样本。被解释变量信息披露质量 *FRQ* 虽然在统计上没有显著差异,但是因为我们比对的是事件前后信息披露质量的变化情况,为了更好地支持平行趋势假设,有必要挑选出各项指标和处理组相近的样本作为控制组。图 1 是我们匹配前和匹配后的倾向得分分布图。

图 1(a)是把整个非处理组作为控制组时,用 Logit 回归得到的拟合值的核密度分布情况,我们可以看出两者之间存在一定差异。图 1(b)是选取企业层面特征变量采用 PSM 倾向得分匹配得到的控制组与处理组的核密度分布情况,不难看出两者变化趋势一致,满足平行趋势假设。另外,两者交叉重叠部分很大,满足共同支撑假设。

表 6 是我们应用 PSM + DID 的估计结果。我们通过一些企业特征为处理组匹配了控制组进而作为其反事实的结果。在税改试点之前,我们发现处理组与控制组之间的差异很小,只有 -0.001 且统计上不显著,这说明税改试点前两组匹配良好。第(2)列显示了税改试点之后处理组和控制组的变化情况。我们发现匹配的控制组在事件前后信息质量有细微的上升,从 0.054 变化到 0.055,因为匹配的控制组里的样本都是东北三省之外的符合政策规定的六个行业内的企业,然而他们没有受到政策试点,因此他们的变化不是由于政策影响的结果,是时间因素和其他噪音导致的变化。

同时处理组在事件前后其信息披露质量发生了显著地变化,其差值为 0.015,如果我们不把时间等其他对信息披露的影响考虑进去的话,就高估了政策真正的平均处理效应。通过将各组在事件前后的 *FRQ* 差额再进行组别之间做差,得到了政策真正的处理效应 0.014,意味着接受税改后的企业降低了大约 0.014 的会计信息质量,这在统计和经济上都是显著的,且这一结果与表 5 的 0.015 的结果相近,说明我们

表 6 PSM + DID 的估计结果

	因变量:FRQ		
	试点前	试点后	试点前后差异
处理组	0.053	0.068	0.015*** (0.004)
控制组	0.054	0.055	0.001 (0.003)
组间差异	-0.001 (0.003)	0.013*** (0.003)	
ATT			0.014*** (0.004)

注:括号内是标准差;\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平显著。

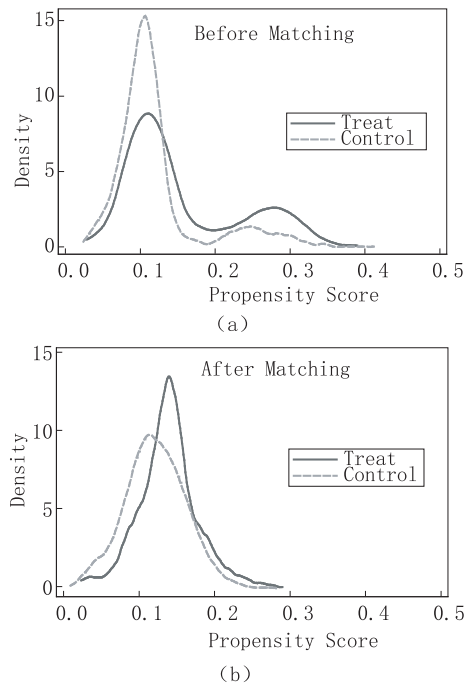


图 1 匹配前后倾向得分的核密度分布

的结果是稳健的。

## 六、稳健性检验

为了保证研究结论的可靠性,我们从两方面进行了稳健性检验。首先,我们使用投资-现金流敏感分析,检验 2004 年的政策是否真正的缓和了融资约束;其次,为了排除逆向因果关系,我们做了安慰剂检验。

### (一) 投资-现金流模型

因为本文实证的核心设计是将 2004 年的增值税转型政策作为融资约束的外生冲击,尽管前人已经有研究证实了这一点<sup>[7]</sup>,我们还是在投资-现金流模型的基础上检验 2005 年的政策是否真正地缓和了融资约束。具体模型如下:

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 treated_{i,t} + \beta_2 after_{i,t} + \beta_3 ocf_{i,t}/K_{i,t-1} + \beta_4 treated \times after_{i,t} + \beta_5 treated \times after_{i,t} \times ocf_{i,t}/K_{i,t-1} + \beta \sum_{j=1}^9 Controls_j + v_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$I_{i,t}/K_{i,t-1}$ 是当年新增投资除以年初固定资产余额, $ocf_{i,t}/K_{i,t-1}$ 是当年经营性现金流除以年初固定资产余额, $treated \times after \times ocf_{i,t}/K_{i,t-1}$ 是三个变量的交互项。根据理论分析,我们可以预测  $\beta_3$  ( $\beta_3 > 0$ , 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处理哑变量和时间哑变量与现金流的交互项系数,即  $\beta_5$  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,即融资约束得到了缓解。其他控制变量包括托宾  $q$  的滞后项,现金等价物比例( $Cash\_k$ ),财务杠杆的滞后项( $Lev$ ),公司规模( $Size$ ),营业收入增长率滞后项( $Growth$ )等。表 7 限于篇幅没有具体展开,只列示了几个主要的显著变量的统计结果。正如我们所预料的, $ocf_{i,t}/K_{i,t-1}$ 的系数显著为正,而  $treated \times after \times ocf_{i,t}/K_{i,t-1}$ 三者的交互项系数显著为负,说明增值税转型后投资-现金流敏感系数降低了,即融资约束得到了缓解。

表 7 投资-现金流模型检验结果

变量	常量	after	treated × after × ocf <sub>i,t</sub> /K <sub>i,t-1</sub>	ocf <sub>i,t</sub> /K <sub>i,t-1</sub>	Adj-R <sup>2</sup>	N
系数	-12.041 ***	-0.372 ***	-0.144 ***	0.027 ***		
t 值	-10.36	-5.00	-10.62	6.95	0.154	3393

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平显著。

### (二) 逆向因果关系的安慰剂检验

为了排除逆向因果关系,我们还借鉴安慰剂检验的研究思路进行稳健性检验。我们选取增值税试点改革前后各一年为窗口期,从 2002 年开始滚动。举例来说,表 8 第(1)列就是假设把原来 2004 年发生的政策放在 2002 年发生,这样 2002 年是事前年份,2003 是事后年份。如此滚动直到 2006—2007 年组,即第五组。这样做相当于对相邻两年的信息披露指标做匹配双重差分,理论上来说,如果我们的结果是由政策导致的话,那么第(1)列、第(2)列、第(4)列、第(5)列的 DID 估计系数都应该是不显著的,这样就排除了逆向因果关系。

根据表 8 的统计分析结果,就 DID 估计量而言,确实只有第(3)列的结果 0.02 是显著的。值得注意的是:首先,0.02 的数值大于表 5 第一列全样本的 0.015。这可以解释为政策效果是短期的,两年的窗口期得到的 DID 估计值大于七年的窗口期估计值;其次,关注第(2)列、第(3)列、第(4)列的 DID 估计量,可以发现数值分别是 0.009、0.020 和 -0.018,这三个数字体现了  $FRQ$  值先上升后下降,转折点恰好在 2004 年,这正是政策实施的年份。总体来说,表 8 排除了逆向因果关系,证明了  $FRQ$  的变化是由增值税改革政策导致,而且该效果是短暂的,持续不超过两年。

除了上述两方面的稳健性检验以外,考虑到 2009 年增值税改革的全面的实施,我们采用另一种

识别方法,定义政策变量 *after*,将转型改革 2009 年及以后取 1,否则取 0。处理变量 *treated* 定义为:之前试验过的地区取 0,非试验地区取 1。样本区间是 2006—2010 年,按照同样的方法回归得到了一致的结果,均发现了增值税改革导致的融资约束缓和使得企业信息披露质量显著下降。限于篇幅限制,研究结果未罗列。

表 8 安慰剂检验

因变量:FRQ		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		年份分配				
		2002—2003	2003—2004	2004—2005	2005—2006	2006—2007
试点前	控制组	0.058	0.052	0.050	0.047	0.047
	处理组	0.047	0.048	0.051	0.069	0.055
	组间差异	-0.011 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.001 (0.005)	0.022 *** (0.005)	0.008 (0.006)
试点后	控制组	0.053	0.052	0.048	0.050	0.063
	处理组	0.052	0.056	0.070	0.055	0.080
	组间差异	-0.001 (0.005)	0.004 (0.005)	0.021 *** (0.005)	0.004 (0.005)	0.017 *** (0.006)
DID 估计量		0.010 (0.007)	0.009 (0.007)	0.020 *** (0.008)	-0.018 (0.007)	0.010 (0.008)

注:括号内是标准差;\*\*\*,\*\*, \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平显著。

## 七、总结

在面对不同的融资约束水平时,出于融资成本和披露信息成本高低的权衡,企业会对信息披露政策做出相应改变。本文基于 2004 年东北三省增值税改革试点,采用事件研究的方法,根据 2001—2007 年沪深 A 股上市公司披露的数据,实证检验了融资约束与企业信息披露质量之间的关系。

2004 年东北三省增值税改革试点缓解了企业受到的融资约束,我们基于这一事件构造控制组,通过与处理组对比统计分析,来检验融资约束变化前后企业信息披露质量的调整情况。我们基于增值税改革试点这一自然实验进行的研究发现,融资约束与信息披露质量正相关,表明融资约束是影响信息披露的重要因素之一。另外,外生的、由节税效应导致的融资约束缓和使得公司信息披露质量下降。而且,在事先受到较强融资约束的企业中,融资约束与企业信息披露正相关的关系更强,即事前受到较强融资约束的企业会在融资约束变化时做出更大的信息披露调整。本文的研究结论丰富了关于融资约束与企业信息披露方面的相关理论。另外,从实践方面来看,本文研究结论的意义在于:(1)对于信息使用者来说,要关注事件冲击下企业信息披露行为可能发生的变化,特别是融资约束缓和可能导致的信息披露质量下降。(2)对政策制定者来说,政策实施通常不仅对企业具有直接的经济后果,而且可能具有间接的影响,例如通过改变企业面临的融资约束进而改变企业的信息披露行为。(3)由于融资约束既会对公司投融资行为产生影响,又反映了资本市场的完美程度,因此研究解决融资约束问题对于促进资本市场的健康发展具有积极的意义。

### 参考文献:

- [1] Fazzari S, Hubbard R, Petersen B. Financing constraints and corporate investment[J]. *Bookings Papers on Economic Activity*, 1988, 3(1): 141 - 195.
- [2] Fazzari S, Hubbard R, Petersen B. Investment-cash flow sensitivities are useful; a comment on Kaplan and Zingales[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(2): 695 - 705.
- [3] Kaplan S, Zingales L. Do investment-cash sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169 - 215.
- [4] Verrecchia E. Essays on disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 32(1): 97 - 180.

- [5] Bharath T, Sunder J, Sunder S. Accounting quality and debt contracting[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83(1): 1-28.
- [6] Lee G, Masulis W. Seasoned equity offerings: quality of accounting information and expected flotation costs[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 92(3): 443-469.
- [7] 罗宏, 陈丽霖. 增值税转型对企业融资约束的影响研究[J]. *会计研究*, 2012(12): 43-49.
- [8] Myers C, Majluf N. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [9] Cohn J, Wardlaw M. Financing constraints and workplace safety[J]. *Journal of Finance*, 2016, 71(5): 2017-2058.
- [10] Whited T. Debt, liquidity constraints, and corporate investment: evidence from panel data [J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(4): 1425-1460.
- [11] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. *金融研究*, 2010(10): 158-171.
- [12] Botosan C. Disclosure level and the cost of equity capital[J]. *Accounting Review*, 1997, 72(3): 323-349.
- [13] Diamond D, Verrecchia R. Disclosure, liquidity, and the cost of capital[J]. *Journal of Finance*, 1991, 46(4): 1325-1359.
- [14] Anderson R, Mansi S, Reeb D. Board characteristics, accounting report integrity and the cost of debt[J]. *Journal Accounting and Economics*, 2004, 37(3): 315-342.
- [15] 李姝, 赵颖, 童婧. 社会责任报告降低了企业权益资本成本吗? ——来自中国资本市场的经验证据[J]. *会计研究*, 2013(9): 64-70.
- [16] Lambert R, Leuz C, Verrecchia R. Accounting information, disclosure, and the cost of capital[J]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(2): 385-420.
- [17] 徐玉德, 李挺伟, 洪金明. 制度环境、信息披露质量与银行债务融资约束——来自深市 A 股上市公司的经验证据[J]. *财贸经济*, 2011(5): 51-57.
- [18] 陈骏. 基于债务契约的银行监督有效吗? ——来自盈余管理视角的经验证据[J]. *中央财经大学学报*, 2010(12): 84-90.
- [19] 李增福, 曾庆意, 魏下海. 债务契约、控制人性与盈余管理[J]. *经济评论*, 2011(6): 88-96.
- [20] Almeida H, Campello M, Weisbach M. The cash flow sensitivity of cash [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1777-1804.
- [21] 张纯, 吕伟. 信息披露、市场关注与融资约束[J]. *会计研究*, 2007(11): 32-38.
- [22] 卢太平, 张东旭. 融资需求、融资约束与盈余管理[J]. *会计研究*, 2014(1): 35-42.
- [23] Irani M, Oesch D. Financial constraints and corporate disclosure [R]. Working Paper, University of Illinois, 2015.
- [24] 聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. *管理世界*, 2009(5): 17-24.
- [25] 万华林, 朱凯, 陈信元. 税制改革与公司投资价值相关性[J]. *经济研究*, 2012(3): 65-75.
- [26] 王素荣, 蒋高乐. 增值税转型对上市公司财务影响程度研究[J]. *会计研究*, 2010(2): 40-46.
- [27] Skinner J, Sloan R. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio[J]. *Review of Accounting Studies*, 2002, 7(2): 289-312.
- [28] Almeida H, Campello M, Galvao F. Measurement errors in investment equations[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2010, 23(9): 3279-3328.
- [29] Dechow P, Sloan R, Sweeney A. Detecting earnings management[J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2): 193-225.
- [30] Jones J. Earnings management during import relief investigations[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2): 193-228.
- [31] 喻坤, 李治国, 张晓蓉, 等. 企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击[J]. *经济研究*, 2014(5): 106-120.
- [32] Kaplan S, Zingales L. Do investment cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [33] Hadlock J, Pierce J. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [34] 鞠晓生, 芦荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1): 4-16.

[责任编辑: 杨志辉]

## **A Research on the Behavior of Information Disclosure from the Prospective of Financial Constraints: Evidence from the 2005 Reform of Added Value Tax**

ZHANG Tiezhu, JIN Hao

(School of Finance, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China)

**Abstract:** We use the natural experiment method to study the relationship between financial constraints and corporate information disclosure. We took 2004 VAT reform in northeast of China as an exogenous shock which relieved financing constraints, the study found that the corporate information disclosure quality decreased significantly after the event. Financing constraints are positively related to information disclosure. We separated high financial constraints and low financial constraints by ownership of enterprises, KZ-index and SA-index. We found that the positive relationship between financing constraints and corporate information disclosure were stronger in the state-owned enterprises and high financial constraints enterprises, which means that enterprises in financing constraints before the event would adjust themselves more. The relationship between financing constraints and information disclosure is based on the theory of asymmetric information; enterprise information disclosure policy would consider the information disclosure and financing costs. When financing constraints eased, the corporate financing pressure decreased and reduced the quality of information disclosure. The conclusion of the positive relationship between financing constraints and information disclosure is one of the important factors that affects the information disclosure, which can also be used as a reference factor when making information disclosure policy.

**Key Words:** financial constraints; information asymmetry; information disclosure; added-value tax reform; earnings management; financing pressure; internal financing; external financing; financing cost