

信息观还是计量观： 研发费用单列与自愿创新披露

刘 斌 江承鑫

【摘要】2018年开始实施的“研发费用单列”是会计理论信息观转向计量观在会计报表格式中的体现。本文分析了“研发费用单列”的理论意义,并以企业自愿创新披露为研究视角,提出“研发费用单列”的信息观假说和计量观假说。研究表明,研发费用单列后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异减小了,支持了计量观假说。该结果通过了平行趋势检验、安慰剂检验等稳健性测试。对投资者反应的检验表明,研发费用单列后,与研发弱势企业相比,研发强势企业的市场反应变好了,进一步支持了计量观假说。横截面检验表明,计量观假说的效应在企业的信息披露质量较低、信息中介的信息传递作用较弱、投资者的识别信息能力较差时更强。

【关键词】信息观;计量观;研发费用单列;自愿创新披露

【作者简介】刘斌,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,博士,重庆大学公司财务与会计治理创新研究院常务副主任;江承鑫(通讯作者),重庆大学经济与工商管理学院博士研究生(重庆 400030)。

【原文出处】《管理评论》(京),2023.10.81~93

【基金项目】国家社会科学基金重点项目(18AGL009);中央高校基本科研基地平台建设创新项目(2018CD-JSK02PT09)。

一、引言

2018年6月,财政部对一般企业财务报表格式进行了修订(详见财会[2018]15号文件),并在上市公司2018年的年度财务报告中开始实施。本次修订的一大亮点是,将费用化研发支出单独以“研发费用”项目列示在利润表中(本文称之为“研发费用单列”)。在此之前,费用化研发支出与其他管理费用合并为“管理费用”项目列示,会计信息使用者只能从财务报表附注等“表外”获知费用化研发支出的具体金额。显然,研发费用单列将费用化研发支出的具体金额信息从“表外”放入了“表内”,提高了利润表项目划分的详细程度和准确程度,增强了利润表的“粒度”。那么,这一报表格式变革具有哪些更深

层次的理论依据?是否符合资本市场的现实需求?要回答这些问题,有必要回到更深层次的理论内涵,即信息观(information approach)和计量观(measurement approach)。

信息观和计量观在会计理论界一直针锋相对。信息观认为证券市场是有效的,投资者会对包括会计报表在内的所有信息做出反应^[1],会计信息有用与否与其表达形式无关^[2]。相反,计量观则认为证券市场不完全有效,会计应当在帮助投资者预测公司业绩和价值时承担更多的义务^[1],更多地计量和报告企业价值^[2]。在信息观下,即使研发费用不单列,会计信息使用者也可以在财务报表附注等“表外”获知费用化研发支出的信息。在计量观下,至少存在部分

会计信息使用者不能关注到放在“表外”的费用化研发支出,需要在利润表中单列出来予以提示。可见,研发费用单列的理论基础是计量观。那么,当前的中国资本市场是否符合计量观,需要单列研发费用呢?本文拟从企业自愿创新披露的视角对此进行实证检验:一方面,创新披露会产生重要的经济后果^[3],企业有动机对研发费用单列做出应对,进而干扰落脚于外部人决策的检验结果;另一方面,研发强势/弱势会传递不同的信号,在计量观下,研发强势企业会因研发费用单列而得到积极的市场反馈,研发弱势企业则相反,因而两类企业会在自愿创新披露上表现出差异,这为实证检验奠定了基础。

本文以中国A股上市公司为研究样本,以研发费用单列前后两年共4年(2016-2019年)为样本期间,并利用Python编程提取年度财务报告中的创新关键词,构建自愿创新披露指标,实证检验了研发费用单列对研发强势企业与研发弱势企业自愿创新披露的差异化影响。结果表明,研发费用单列后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异减小了,支持了计量观假说。该结果通过了平行趋势检验、安慰剂检验等稳健性测试。对投资者反应的检验表明,研发费用单列后,与研发弱势企业相比,研发强势企业的市场反应变好了,进一步支持了计量观假说。横截面检验表明,计量观假说的效应在企业的信息披露质量较低、信息中介的信息传递作用较弱、投资者的识别信息能力较差时更强。

本文可能的贡献有:(1)信息观与计量观之争在很大程度上决定了会计准则,尤其是会计信息的确认和披露。现有文献借助公允价值会计的实施为此提供了一些经验证据^[4-5]。然而,公允价值会计同时包含了会计信息——公允价值变动收益的确认和披露。本文研究的研发费用单列则不涉及会计确认,而是纯粹的披露位置变化,这细化了与计量观相关的实证文献的研究对象。(2)现有关于会计准则变更的研究大多从资本市场入手^[6-7]。然而,企业对研发费用单列并不是被动接受,其可能采取的应对措施会导致市场检验变得不可靠。本文从企业自愿创新

披露的视角入手,有效避免了这一问题,是对研究视角的创新。(3)现有关于自愿信息披露影响因素的研究主要涉及诉讼成本^[8]、机构投资者持股^[9]、CEO自信^[10]和内部人交易^[11]等。本文将自愿信息披露与会计报表格式联系起来,是对现有文献的有益拓展。

二、理论分析与研究假说

计量观在会计实务界最典型的应用便是公允价值会计。斯科特更是直接将信息观与历史成本计量对应,将计量观与公允价值计量对应,他指出:在信息观下,会计人员应当采用历史成本基础的财务报告,并辅以许多补充披露;而在计量观下,会计人员应负责将现值融入财务报表中^[1]。早期的研究表明,公允价值会计增强了会计信息的价值相关性^[2],但这并不意味着投资者在非公允价值会计下就不能对企业进行正确估值,也就不能说明计量观的成立与否。稍晚的实证研究支持了计量观:Hirst等^[4]发现,只有在完全公允价值收益计量下,银行分析师的风险判断和价值判断才能区分银行对利率风险的暴露程度;李增福等^[5]发现,市场对同时在“资本公积”和“其他综合收益”中列报的公允价值变动反应充分,而对于仅列入“资本公积”的情形则反应不足,对仅计入利润表的情形则会过度反应。

本文研究的研发费用单列与公允价值会计虽然同属计量观,但存在明显不同:公允价值会计新确认了一种稳健会计不会确认的损益——公允价值变动收益,并将其单独列示在利润表中;但费用化研发支出在研发费用单列前也会在利润表中确认并影响净利润,研发费用单列只是将其从管理费用中移出,作为研发费用单独列示,属于披露位置的变动。因此,公允价值会计相关的实证研究不能区分计量观的效果在于会计信息的表内确认还是单独列示,而研发费用单列则只涉及会计信息的单独列示,具有与公允价值会计不同的理论内涵。此外,公允价值会计在实务中的应用暂时只涉及金融资产,而研发费用单列则主要涉及企业研发活动和创新信息披露,具有与公允价值会计不同的现实意义。

一般来说,检验某项会计准则变更的效果,最直

观的方式是检验会计准则变更时的市场反应,或变更前后某项会计信息的价值相关性变化。然而,企业对会计准则的变更通常不是完全被动地接受,相反,会计准则变更最先影响到的可能是企业的应对行为,例如盈余管理行为^[13]。因此,直接检验研发费用单列与股价等市场指标的关系,所得到的结果不仅包含了研发费用单列这一会计政策变更的影响,还包含了操控研发费用、调整实际研发投入以及改变自愿创新信息披露策略等企业应对措施的影响,这可能导致直接落脚于资本市场的检验出现偏差甚至是伪回归。

本文认为,自愿创新披露是更好的“试金石”。首先,在信息观下,研发费用单列不会影响会计信息使用者对企业创新信息的感知;而在计量观下,研发费用单列会加强会计信息使用者对企业创新信息的感知,实质上增加了企业的强制性的、财务性的创新信息披露。其次,已有研究认为,非财务信息披露是对财务信息的重要补充^[14],当投资者需要相关信息用以估值时,企业会增加自愿性信息披露^[15],因而当强制性信息披露不能满足企业的信息披露需求时,企业便会增加自愿性信息披露,反之亦然。最后,企业的信息披露决策取决于其对信息使用者反应的预期,也就是说,从时间先后来看,研发费用单列首先影响的不是作为会计信息使用者的投资者,而是作为会计信息披露者的企业。因此,在研发费用单列的同时,企业可能已经有针对性地改变了其自愿创新披露行为:如果企业预期信息观成立,便不会做出任何应对;如果企业预期计量观成立,便会在自愿创新披露上做出应对。接下来,本文将分别假定信息观和计量观成立,更具体地分析企业在研发费用单列后的自愿创新披露行为,进而得出可检验的研究假说。

在此之前,有必要厘清企业在自愿创新披露的决策过程中受到哪些因素的影响。现有文献普遍认为,企业的自愿信息披露面临两种成本:其一是专有化成本^[16,17];其二是企业内外部信息不对称导致的逆向选择成本^[18]。具体到自愿创新披露而言:一方面,

创新活动通常是企业最重要的商业机密,它不仅关系着当前产品的竞争力,更预示着企业未来的发展方向,因而过多地对外披露创新信息可能会削弱企业的竞争优势,导致经营效益的损失,从而形成自愿创新披露的专有化成本;另一方面,创新活动需要持续不断的高额投入,同时其产出又具有较强的不确定性,如果企业的创新活动对投资者、债权人等外部人不够透明,那么在众多企业中,外部人无法正确识别企业创新能力的强弱,只好给创新能力强和创新能力弱的企业一个相似的估值,最终导致创新能力强企业估值偏低,而创新能力弱的企业估值偏高,从而形成自愿创新披露的逆向选择成本。综上所述,企业进行自愿创新披露决策的过程,实际上是在专有化成本和逆向选择成本之间进行权衡的过程:当边际专有化成本较高时,企业会减少自愿创新披露;当边际逆向选择成本较高时,企业会增加自愿创新披露。

即使研发费用不在利润表中单列,财务报表附注也会予以披露。只要信息使用者有意识地深挖,便可以较低成本获知该信息。显然,需要时刻关注市场状况的竞争者或潜在竞争者具有上述意识,而一些普通投资者则更可能“有限关注”利润表项目。因此,研发费用单列的主要影响不在于专有化成本,而在于逆向选择成本。如果信息观成立,那么所有投资者都与企业竞争者一样,可以对财务报表附注披露的研发费用予以充分关注,研发费用单列不会对强制性创新信息披露产生实质影响,也就不会影响逆向选择成本。如果计量观成立,那么与企业竞争者不同,部分投资者的时间精力有限,对于财务报告的庞杂内容只能实现有限关注,未在利润表中列报的费用化研发支出不能引起他们的关注。研发费用单列可以让他们更轻易地获知企业具体的费用化研发支出金额,加强了强制性创新信息披露,进而影响逆向选择成本。综上所述,在信息观下,研发费用单列与自愿创新披露的两类成本均无关,不会影响企业的自愿创新披露决策;而在计量观下,研发费用单列与企业自愿创新披露的边际逆向选择成本密切

相关,会影响企业的自愿创新披露决策。

接下来分析研发费用单列对企业自愿创新披露的具体影响。通常研究所关注的创新文本信息所传递的都是积极信息,与之不同,研发费用是一种较为精确的数值信息,相对较高和较低的研发费用分别会向外界传递出积极和消极两种完全相反的信号。研发费用单列使投资者倾向于将研发费用相对较高的企业识别为研发强势企业,而将研发费用相对较低的企业识别为研发弱势企业。因此,研发费用单列后,研发强势企业更不需要通过自愿创新披露来降低逆向选择成本,而研发弱势企业则更需要通过自愿创新披露来降低逆向选择成本。为使分析过程更加清晰明了,本文结合图1进行静态边际分析。如图1所示,曲线x是自愿创新披露的边际逆向选择收益(成本降低)曲线,曲线y是自愿创新披露的边际专有化成本曲线。对于研发强势企业而言,研发费用单列加强了其较高研发费用这一积极的强制性创新信息披露,在一定程度上替代了自愿创新披露,因而自愿创新披露的边际逆向选择收益下降,曲线x左移到新的均衡点B,此时,企业的自愿创新披露减少;同理,对于研发弱势企业而言,研发费用单列加强了其较低研发费用这一消极的强制性创新信息披露,在

一定程度上对冲了自愿创新披露,因而自愿创新披露的边际逆向选择收益上升,曲线x右移到新的均衡点C,此时,企业的自愿创新披露增加。最终,研发费用单列会对研发强势企业和研发弱势企业的自愿创新披露造成相反的影响。

基于上述分析,本文提出如下两个待检验的竞争性研究假说:

信息观假说:研发费用单列后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异不会发生显著变化。

计量观假说:研发费用单列后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异会减小^①。

三、研究设计

1. 模型构建

根据前文的研究假说,本文实证分析部分的目标是检验研发费用单列前后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异是否会发生显著变化。因此,本文构建如下模型进行实证检验:

$$RDREPORT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{it} \times RDHIGH_{it} + \alpha_2 POST_{it} + \alpha_3 RDHIGH_{it} + \alpha \text{CONTROL}_{it} + \omega_{it} \quad (1)$$

其中,RDREPORT表示自愿创新披露变量,POST表示是否处于研发费用单列后的虚拟变量,RDHIGH

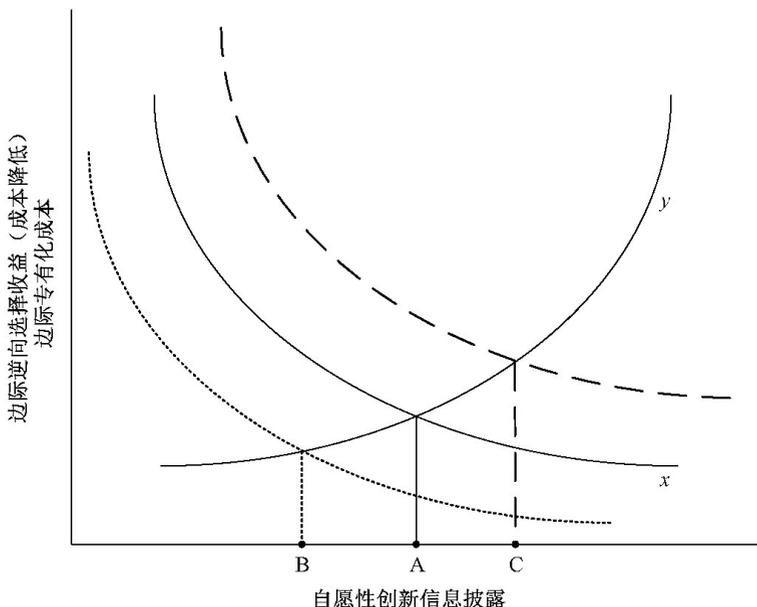


图1 自愿创新披露的边际分析

表示是否为研发强势企业的虚拟变量,CONTROL表示一组控制变量,包括公司规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、总资产收益率(ROA)、研发投入(RD)、企业年龄(AGE)、再融资(SEO)、盈余管理(EM)、审计意见(AO)、股价同步性(SYS)、机构持股(INST)、股权集中度(EC)、两职合一(DUAL)、产权性质(SOE)等。本文主要关注POST×RDHIGH的系数,如果其不显著,则表明研发费用单列对研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异不会造成影响,支持信息观假说;如果其显著为负,则表明研发费用单列减小了研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异,支持计量观假说。

2. 变量定义

参考李岩琼和姚颐的研究^[19],本文采用关键词法计算企业的自愿创新披露指标:利用Python编程,提取企业年度财务报告中出现的与创新相关的关键词,并计算其占年度财务报告全文字数的比例,再乘上100得到度量企业自愿创新披露的变量RDREPORT。与李岩琼和姚颐的研究一致^[19],创新相关关键词包括:研发、创新、研究、开发、R&D、研制、科研、预研、设计、创造、实验、试验、技术、专利、工艺、新项目、新产品、新业务、知识产权、科技成果、科技投入。

研发费用单列在A股上市公司2018年的年度财

务报告中开始实施,因此对于POST变量,本文将2016年和2017年的观测取值为0,将2018年和2019年的观测取值为1。研发投入具有行业特征,而且正如本文的理论分析所述,研发强势与研发弱势主要是指研发费用的相对高低而非绝对高低。因此,本文首先计算了每家企业与同行业其他企业业务范围的文本相似度(具体计算方法见后文),随后,将其中相似度最大的同行业公司认定为比较对象,并根据研发费用(用总资产平减后)是否大于相似度最大的同行业公司,将样本企业划分为研发强势和研发弱势两组,RDHIGH分别取值为1和0。其他变量定义见表1。

本文采用TF-IDF(term frequency-inverse document frequency)方法计算业务范围的文本相似度。具体步骤如下:第一,基于jieba分词^②对每篇业务范围文本进行分词。第二,计算每个词的逆文本频率(inverse document frequency),计算公式为: $idf(w)=\log(N/df(w))$,其中,idf(w)表示w的逆文本频率,N表示业务范围文本总篇数,df(w)表示出现了w的业务范围文本篇数。第三,计算每篇业务范围文本中所有词的TFIDF值,计算公式为: $TF-IDF(w)=tf(w)\times idf(w)$,其中,tf(w)表示w在该篇业务范围文本的词频。第四,将每篇业务范围文本向量化^③,计算每两个向量夹角的余弦,其值越大表明业务范围文本的余弦相似度越

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
自愿创新披露	RDREPORT	年报中创新相关关键词数/年报全文字数×100
研发强势/弱势	RDHIGH	研发费用(用总资产平减后)是否大于比较对象的虚拟变量
研发费用单列	POST	2018年和2019年的观测取1,2016年和2017年的观测取0
企业规模	SIZE	期末总资产的自然对数
资产负债率	LEV	期末总负债/期末总资产
总资产收益率	ROA	本期净利润/期末总资产
研发投入	RD	本期研发费用/期末总资产
企业年龄	AGE	上市年数
再融资	SEO	当年有再融资取1,否则取0
盈余管理	EM	根据琼斯模型计算
审计意见	AO	非标审计意见取1,否则取0
股价同步性	SYS	用“公司—年度”的日市场回报率对日个股回报率回归的R ²
机构持股	INST	机构投资者持股比例
股权集中度	EC	第一大股东的持股比例
两职合一	DUAL	董事长与总经理是否为同一人的虚拟变量
产权性质	SOE	国有企业取1,非国有企业取0

注:本文对行业的划分以证监会发布的《上市公司行业分类指引》(2012年修订)为准。

大,计算公式为: $SIM = \cos(\theta) = (\sum_{i=1}^n (X_i \times Y_i)) / (\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i)^2} \times \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i)^2})$, 其中, n 表示向量长度(词语总数); X_i 和 Y_i 表示向量中每个元素的值。

3. 样本选择

本文的初始样本为 A 股上市公司,并以研发费用单列后两年,即 2018-2019 年为处理窗口,以研发费用单列前两年,即 2016-2017 年为对照窗口进行样本选取。考虑到“科创板”重点支持高新技术产业和战略性新兴产业,且率先进行了注册制试点,与其他 A 股上市公司存在明显区别,本文剔除了这部分上市公司。除此之外,本文还剔除了数据不全的样本,并遵循研究惯例,剔除了 ST、*ST 上市公司以及金融行业上市公司。

本文所使用的数据中,年度财务报告的 PDF 文件来自巨潮咨询网,研发费用数据来自 CNRDS 数据库,其中 2017 年及以前的数据来自财务报表附注中

管理费用的明细项目,2018 年及以后的数据来自利润表,其他财务数据均来自 CSMAR 数据库。为避免极端值的影响,本文对所有连续变量均进行了上下 1% 的缩尾处理。为缓解异方差的影响,本文采用稳健标准误来检验变量系数的显著性。为缓解变量在时间序列上的相关性影响,本文还进行了公司层面的聚类处理。

四、实证检验

1. 描述性统计

表 2 列示了本文所涉及的主要变量的描述性统计结果。其中,创新相关词汇数的均值为 371.964,表明中国 A 股上市公司总体上在年度财务报告中对创新情况进行了大量自愿性的文字描述。值得注意的是,RDREPORT 的均值为 0.203,与李岩琼和姚颐统计的 0.185 较为一致^[9],一定程度上印证了变量的客观性。

表 3 列示了单变量检验的结果。从最右列的检

表 2 描述性统计

变量	观测数量	均值	标准差	最小值	最大值
年报中创新相关词汇数	10236	371.964	187.864	0	1584
RDREPORT	10236	0.203	0.086	0.058	0.502
POST	10236	0.562	0.496	0	1
RDHIGH	10236	0.498	0.500	0	1
RD	10236	0.021	0.018	0	0.114
SIZE	10236	22.245	1.251	19.818	26.368
LEV	10236	0.412	0.197	0.057	0.965
ROA	10236	0.032	0.089	-0.705	0.214
AGE	10236	9.897	7.304	0	29
SEO	10236	0.085	0.279	0	1
EC	10236	0.330	0.141	0.081	0.728
DUAL	10236	1.697	0.460	1	2
EM	10236	0.055	0.056	0	0.311
AO	10236	0.962	0.190	0	1
INST	10236	36.882	23.206	0.010	87.63
SYS	10236	0.307	0.157	0.009	0.763
SOE	10236	0.270	0.444	0	1

注:“年报中创新相关词汇数”与“RDREPORT”的最小值不一致,这是因为,“RDREPORT”经过了上下 1% 的缩尾处理,而“年报中创新相关词汇数”是原始数据。

表 3 单变量检验结果

RDREPORT	所有年度	单列前	单列后	差异
所有企业	0.2030	0.2075	0.1995	-0.0080***
研发弱势企业	0.1925	0.1891	0.1951	0.0060**
研发强势企业	0.2136	0.2260	0.2039	-0.0221***
差异	0.0211***	0.0369***	0.0088***	

注:*,**、***分别代表 10%、5% 和 1% 及其以下的统计显著性。

验结果可以看出,研发费用单列后,企业整体的RDREPORT下降了0.0080,在1%的水平上显著异于0;研发弱势企业的RDREPORT增加了0.0060,在5%的水平上显著异于0;研发强势企业的RDREPORT减少了0.0221,在1%的水平上显著异于0。从最下行的检验结果可以看出,研发强势企业的RDREPORT比研发弱势企业高0.0211,在1%的水平上显著异于0;在研发费用单列前,这一差异为0.0369,在1%的水平上显著异于0;在研发费用单列后,这一差异缩小到0.0088,在1%的水平上显著异于0。上述结果表明,研发强势企业在研发费用单列后减少了RDREPORT,而研发弱势企业在研发费用单列后增加了RDREPORT;同时,研发费用单列前,研发强势与弱势企业之间的RDREPORT差异较大,而研发费用单列后,研发强势与弱势企业之间的RDREPORT差异较小,初步支持了计量观假说。

2. 回归结果

表4列示了模型(1)的回归结果。(1)列是未控制年度、行业和公司固定效应的回归结果,(2)列是控制

年度和行业固定效应的回归结果,(3)列是控制年度和公司固定效应的回归结果。可见,POST×RDHIGH的系数分别为-0.0220、-0.0206和-0.0025,且分别在1%、1%和5%的水平上显著,表明研发费用单列后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异减小了,与计量观假说相符。经过计算可知,以控制年度和行业固定效应的回归结果为准,上述减小幅度达到55.83%^④;以控制年度和公司固定效应的回归结果为准,上述减小幅度达到73.53%。以创新相关词汇数的均值371.964为基准计算,研发费用单列后,与研发弱势企业相比,研发强势企业在年报中披露的创新相关词汇数量平均减少了约207.67个(371.964×55.83%)。

3. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验

本文基于如下模型进行平行趋势检验:

$$RDREPORT_{it} = \alpha + \beta_v \sum_{v=-2}^2 POST_{vit} \times RDHIGH_{it} + \gamma_v \sum_{v=-2}^2 POST_{vit} + \delta_1 RDHIGH_{it} + \delta_2 CONTROL_{it} + \omega_{it} \quad (2)$$

其中,POST_v表示观测是否处于研发费用单列后

表4 模型(1)的回归结果

变量	(1) RDREPORT	(2) RDREPORT	(3) RDREPORT
POST×RDHIGH	-0.0220***(-7.14)	-0.0206***(-7.70)	-0.0025**(-1.96)
POST	0.0004(0.21)		
RDHIGH	0.0307*** (12.69)	0.0308*** (14.53)	0.0045*** (4.40)
RD	1.2458*** (15.94)	0.5740*** (7.05)	0.2624*** (3.41)
SIZE	-0.0010(-0.70)	0.0014(1.02)	0.0074*** (2.59)
LEV	-0.0217***(-2.66)	-0.0301***(-3.97)	-0.0336***(-3.79)
ROA	-0.0090(-0.68)	0.0003(0.03)	0.0078(1.21)
AGE	-0.0020***(-8.79)	-0.0018***(-9.05)	-0.0052***(-10.50)
SEO	0.0084*** (3.19)	0.0075*** (3.17)	0.0015(1.08)
EC	-0.0532***(-4.98)	-0.0252***(-2.63)	0.0003(0.02)
DUAL	0.0013(0.47)	0.0004(0.16)	-0.0004(-0.23)
EM	-0.0214(-1.23)	-0.0179(-1.16)	-0.0134*(-1.82)
AO	0.0179*** (3.06)	0.0095* (1.75)	0.0050** (1.98)
INST	-0.0002***(-3.59)	-0.0001**(-2.48)	0.0000(1.32)
SYS	0.0128*** (2.66)	0.0075(1.03)	0.0093*** (2.59)
SOE	0.0088** (2.34)	0.0142*** (4.03)	-0.0035(-0.87)
常数项	0.2190*** (7.59)	0.1717*** (5.51)	0.0844(1.40)
观测数	10236	10236	10236
调整的R ²	0.181	0.363	0.102
年度固定效应	未控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制

注:*、**、***分别代表10%、5%和1%及其以下的统计显著性;为避免多重共线性,在控制年度固定效应的回归中剔除了POST变量;RDHIGH是随年度变化的变量,故可保留在控制公司固定效应的回归中。下同。

(前)第 v 年的虚拟变量,其他变量的定义同模型(1)。需要指出的是,模型(2)所采用的样本包括2015年,否则会造成完全多重共线性。同时,模型中未设置2015年的POST变量,这意味着平行趋势检验的基准年度为2015年,例如,POST₂×RDHIGH的系数含义为,与2015年相比,2016年的研发强势企业与研发弱势企业的RDREPORT差异变化了多少。模型(2)的回归结果如表5所示,可见,在研发费用单列前,POST×RDHIGH的系数均不显著,表明在政策前,两组样本的RDREPORT变化趋势没有出现显著差异,符合平行趋势检验的预期。

(2)安慰剂检验

前文的检验可能存在的问题是,研发强势与弱势两类企业有可能本来就在自愿创新披露的变动趋势上存在差异,即在时间序列上,相对于研发强势企业,研发弱势企业本来就倾向于增加自愿创新披露,

进而形成主检验的回归结果。为排除这一可能的替代性解释,本文设计了一个安慰剂检验,其核心思想是:假定一个研发费用单列实施年度,检验在假定的政策实施前后,能否观测到与主检验同样的结果,如果不能,则可以进一步确认主检验的结果的确来源于研究假说。

具体检验策略如下:假定研发费用单列的政策变更发生在2016年,由此,模型(1)中POST变量的定义变为在2016年和2017年取值为1,在2014年和2015年取值为0,其他变量和模型设定均保持不变。此时,POST×RDHIGH的系数含义改变为,与2014年和2015年相比,2016年和2017年的研发强势企业与研发弱势企业的RDREPORT差异变化了多少。结果如表6所示,POST×RDHIGH的系数均不显著,表明研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露上的差异没有特定的时间序列变动趋势,故可以排除

表5 平行趋势检验的回归结果

变量	(1) RDREPORT	(2) RDREPORT	(3) RDREPORT
POST ₂ ×RDHIGH	0.0008(0.16)	0.0006(0.13)	-0.0010(-0.44)
POST ₁ ×RDHIGH	-0.0030(-0.67)	-0.0004(-0.09)	-0.0018(-0.86)
POST ₁ ×RDHIGH	-0.0217***(-4.69)	-0.0222***(-5.38)	-0.0049**(-2.30)
POST ₂ ×RDHIGH	-0.0189***(-4.34)	-0.0194***(-4.96)	-0.0033**(-2.12)
POST ₂	0.0070*** (2.65)		
POST ₁	0.0100*** (3.00)		
POST ₁	0.0157*** (5.32)		
POST ₂	-0.0002(-0.07)		
RDHIGH	0.0315*** (8.92)	0.0307*** (9.74)	0.0068*** (3.78)
控制变量	控制	控制	控制
观测数	12130	12130	12130
调整的R ²	0.189	0.365	0.082
年度固定效应	未控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制

表6 安慰剂检验的回归结果

变量	(1) RDREPORT	(2) RDREPORT	(3) RDREPORT
POST×RDHIGH	0.0043(1.28)	0.0032(1.06)	0.0009(0.55)
POST	0.0171*** (8.44)		
RDHIGH	0.0230*** (9.06)	0.0245*** (10.98)	0.0047*** (3.79)
控制变量	控制	控制	控制
观测数	8156	8156	8156
调整的R ²	0.207	0.376	0.128
年度固定效应	未控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	控制	未控制
公司固定效应	未控制	未控制	控制

在时间序列上,相对于研发强势企业,研发弱势企业本来就倾向于增加自愿创新披露这一主检验结果的替代性解释。

(3)其他稳健性检验

正如前文所述,研发费用单列可能促使企业调整研发投入,例如,研发弱势企业可能在研发费用单列后增加研发投入,这会影响RDHIGH的取值,进而影响回归结果。为此,本文还改用研发费用单列前的研发费用高低识别RDHIGH变量。此外,研发费用的相对高低也可能是以营业收入为比照基准的,因此本文还在识别RDHIGH变量时改用营业收入作为研发费用平减项。如表7(1)、(2)列所示,改变RDHIGH的取值方法后,POST×RDHIGH的系数仍然显著为负。

前文对RDREPORT的识别是基于年报全文的,但年报中也存在部分文本属于强制性披露,例如按交易所信息披露要求对会计政策与会计方法的常规性描述。为此,本文还以年报中的“管理层讨论与分析”(也称“经营情况讨论与分析”)为基础识别RDREPORT变量。此外,以年报总长度作为平减项可能使RDREPORT受到年报格式调整的影响。为此,本文还换用年报中创新相关关键词数的自然对数度量RDREPORT。如表7的(3)、(4)列所示,改变RDREPORT的取值方法后,POST×RDHIGH的系数仍然显著为负。

计量观假说的重要前提是,研发活动对企业很

重要,研发强势向外界传递的信息比研发弱势更积极。但是,研发活动并非对所有行业都重要,一些企业长期没有研发费用,其原因不一定是研发能力弱,也可能是它们所处的行业不太需要创新。这类企业的存在,可能削弱回归结果的可靠性。因此,本文还剔除了样本期间平均RD低于中位数水平的行业。结果如表7的(5)列所示,剔除部分行业后,POST×RDHIGH的系数仍然显著为负。

研发强势企业与研发弱势企业的特质差异可能干扰回归结果,为此,本文采用倾向得分匹配(PSM)对样本进行配对,具体方法为:首先在原本RDHIGH取1的样本中随机选取二分之一作为研发强势企业,随后以模型(1)的控制变量^⑤为协变量在原本RDHIGH取0的样本中进行匹配,尽可能选出与研发强势企业具有相似特质的研发弱势企业。结果如表7(6)列所示,筛选样本后,POST×RDHIGH的系数依然显著为负。

五、进一步研究

1.投资者反应

计量观假说的成立需要一个重要前提:企业管理者预期研发费用单列会使投资者更好地认识和理解企业研发活动的价值。根据这一前提可以进一步预期:研发费用单列后,研发强势企业比研发弱势企业更受到投资者认可。在实证上,本文通过年度报告发布日的累计异常报酬(CAR)对此进行检验。如表8最右列所示,研发费用单列前,研发强势企业的

表7 其他稳健性检验的回归结果

变量	(1) RDREPORT	(2) RDREPORT	(3) RDREPORT	(4) RDREPORT	(5) RDREPORT	(6) RDREPORT
POST×RDHIGH	-0.0065***(-4.63)	-0.0040***(-2.96)	-1.2211***(-2.81)	-0.0421***(-4.41)	-0.0290***(-3.42)	-0.0619***(-4.11)
RDHIGH	0.0077***(7.50)	0.0056***(5.56)	2.1792***(6.93)	0.0484***(7.53)	0.0540***(8.02)	0.0579***(5.48)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	8872	10236	10260	10280	8624	4948
调整的R ²	0.107	0.103	0.079	0.074	0.116	0.137
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表8 投资者反应的检验结果

CAR	研发弱势企业	研发强势企业	差异
单列前	-0.0064	-0.0032	0.0032**
单列后	-0.0140	0.0012	0.0152***
差异	-0.0076***	0.0044***	

CAR比研发弱势企业高0.0031,在研发费用单列后,这一差异扩大到0.0152,显著性水平也有所提高,表明研发费用单列后,投资者短期内对两类企业的区别定价更加明显,符合预期。如表8最下行所示,研发费用单列减小了研发弱势企业的CAR,而增加了研发强势企业的CAR,同样符合预期。

2. 横截面检验

计量观假说成立的关键前提是,资本市场中存在部分投资者可以识别列报在“表内”的研发费用信息,但不能识别列报在“表外”的研发费用信息,这实际上是一种企业与投资者之间的信息不对称。众所周知,信息不对称程度与信息发布者(企业)、信息中介(分析师等)和信息使用者(投资者)均有密切联系。企业的信息披露质量、分析师的信息传递作用和投资者的信息识别能力,均与信息不对称程度相关,进而对计量观假说的成立与否具有重要影响。因此,本文接下来分别就这三个方面展开横截面检验。

(1) 企业的信息披露质量与计量观假说

企业的信息披露质量越差,信息透明度也越低,投资者获取其研发费用信息的成本也就更高。前文的分析已经表明,研发费用单列可以降低投资者获取企业研发费用信息的难度,进而影响预期到这一点的企业在自愿创新披露上的决策。如果企业的信息披露质量较差,投资者获取研发费用信息的成本在研发费用单列前更高,那么研发费用单列进一步降低投资者获取研发费用信息难度的作用也会更大,计量观假说的效应也就会较强。由此可以预期,

企业信息披露质量越差,计量观假说的效应越强。

深交所自2008年起开始对上市公司进行年度信息披露考评,评级分为优秀、良好、合格与不合格共四个等级。上交所也于2016年起开始对上市公司进行类似的评级,评级分为A、B、C、D共四个等级。沿袭现有文献的做法^[20],本文将评级为优秀和良好(A和B)的样本归为信息披露质量较好组,将评级为合格和不合格(C和D)的样本归为信息披露质量较差组(数据来自CNRDS数据库),并采用倾向得分匹配(PSM)进行配对以使样本量更均匀,然后分别对模型(1)进行回归。如表9所示,信息披露质量较好组的POST×RDHIGH系数不显著,信息披露质量较差组的POST×RDHIGH系数在10%的水平上显著为负,且两者的差异在10%的水平上显著异于0^⑥。上述结果表明,计量观假说的效应在信息披露质量较差的企业中更强,符合前述推论。

(2) 分析师的信息传递作用与计量观假说

证券分析师对计量观假说成立与否的影响体现在两个方面:一方面,分析师是资本市场重要的信息中介,其主要职能是通过发布研究报告,向资本市场提供有价值的信息。已有实证研究普遍表明,分析师可以为资本市场提供增量信息,从而影响股价^[21,22]。另一方面,分析师还具有外部治理效应。具体来说,分析师可以通过对内部人的监督,促使其提高信息披露质量,进而缓解企业内外部的信息不对称。实证研究也支持了分析师的外部治理作用^[23,24]。根据上述两方面的讨论,本文进一步预期,分析师跟踪数

表9 根据企业信息披露考评结果分组的回归结果

变量	(1)	(2)
	信息披露质量较好 RDREPORT	信息披露质量较差 RDREPORT
POST×RDHIGH	0.0043(0.38)	-0.0246*(-1.95)
RDHIGH	-0.0026(-0.31)	0.0074(0.93)
组间系数差异		-0.0289*
费舍尔组合检验的P值		0.07
观测数	1466	1466
调整的R ²	0.121	0.079
控制变量	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
公司固定效应	控制	控制

量越少,投资者获悉财务报表附注中研发费用信息的难度越大,计量观假说的效应也就越强。

借鉴已有研究的做法^[24],本文以一年内对公司进行过跟踪分析的分析师(团队)数量为分析师跟踪的代理变量(数据来自CSMAR数据库)。据此,本文将样本分为分析师跟踪较多组和分析师跟踪较少组,分别对模型(1)进行回归。如表10所示,分析师跟踪较多组的POST×RDHIGH系数不显著,分析师跟踪较少组的POST×RDHIGH系数在5%的水平上显著为负,且两者的差异在10%的水平上显著异于0。上述结果表明,计量观假说的效应在分析师跟踪较少的企业中更强,符合前述推论。

(3)投资者的信息识别能力与计量观假说

与普通投资者相比,机构投资者更为理性^[25],搜集、处理和使用信息的能力更强,愿意花在投资信息搜集上的时间精力也更充分。即使研发费用不单列,机构投资者也有充分的动机、能力和精力了解到

企业的研发费用信息。因此,“研发费用单列”对机构投资者中的作用相对较小。机构投资者也具有信息中介的作用^[26],机构投资者能够从公司管理层获得私有信息,并通过市场交易传递给其他股东。因此,研发费用单列对机构投资者持股比例较高企业的其他普通投资者的作用也相对较小。由此,本文进一步预期,计量观假说的效应在机构投资者持股比例较低的企业中更强。

本文以企业的机构投资者持股比例(数据来自CNRDS数据库)是否大于其在年度内的中位数为准,将样本分为机构持股比例较高组和机构持股比例较低组,对模型(1)进行分组回归。如表11所示,机构持股比例较高组的POST×RDHIGH系数不显著,机构持股比例较低组的POST×RDHIGH系数在5%的水平上显著为负,且两者的差异在5%的水平上显著异于0。上述结果表明,计量观假说的效应在机构投资者持股比例较低的企业中更强,符合前述推论。

表 10 根据分析师跟踪数量分组的回归结果

变量	(1)	(2)
	分析师跟踪较多 RDREPORT	分析师跟踪较少 RDREPORT
POST×RDHIGH	-0.0025(-0.23)	-0.0165**(-2.22)
RDHIGH	0.0160**(2.08)	0.0199*** (3.51)
组间系数差异		-0.0140*
费舍尔组合检验的P值		0.08
观测数	4990	5290
调整的R ²	0.039	0.135
控制变量	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
公司固定效应	控制	控制

表 11 根据机构投资者持股比例分组的回归结果

变量	(1)	(2)
	机构持股比例较高 RDREPORT	机构持股比例较低 RDREPORT
POST×RDHIGH	-0.0070(-0.70)	-0.0182**(-2.11)
RDHIGH	0.0200*** (2.96)	0.0259*** (3.92)
组间系数差异		-0.0112**
费舍尔组合检验的P值		0.04
观测数	5437	4843
调整的R ²	0.061	0.085
控制变量	控制	控制
年度固定效应	控制	控制
公司固定效应	控制	控制

六、结论与启示

本文以研发费用单列这一信息观转向计量观的报表格式变更为研究契机,以企业自愿创新披露为研究视角,分析了研发费用单列的理论意义,并检验了其政策效果。研究表明,研发费用单列后,研发强势企业与研发弱势企业在自愿创新披露程度上的差异减小了。该研究结果表明,企业总体上认为研发费用单列会提高投资者识别费用化研发支出的能力,并在自愿创新披露上做出反应,支持了计量观假说。对投资者反应的检验表明,研发费用单列后,与研发弱势企业相比,研发强势企业的研发投入市场反应变好了,进一步支持了计量观假说。横截面检验表明,上述结果在信息披露评级较差、分析师跟踪数量较少和机构投资者持股比例较低的企业中更明显。

根据上述研究结果,本文的主要研究结论体现在两个层面。在现实层面,本文的主要研究结论是,从企业应对的视角来看,2018年修订后的报表格式将研发费用从管理费用中独立出来予以列示的做法是有必要的,尤其对于信息披露质量较低(信息披露评级较差)、信息中介的作用较小(分析师跟踪数量较少)和投资者的识别信息能力较弱(机构投资者持股比例较低)的企业而言,研发费用单列的作用更大。在理论层面,本文的主要研究结论是,就目前中国的资本市场而言,计量观可能是更符合现实需要的会计理论观点。

本文对会计准则制定者有一定启示。虽然会计准则制定和修订的最终目的是更好地服务于会计信息使用者,但其首先影响的却是会计信息的提供者——企业的应对行为。更重要的是,企业的反应取决于企业对市场的预期。就本文来说,企业预期计量观更符合现实,因而研发费用单列会影响到企业的自愿创新披露,而企业的反应又会进一步影响到会计信息使用者。因此,在会计准则的制定和修订过程中,首先要考虑到作为会计信息提供者的企业如何预期会计准则对市场的影响。

本文对会计信息使用者也有一定启示。自愿性

信息披露是强制性信息披露必不可少的补充。由于会计准则的限制以及纯数字反映较为困难等客观原因,一些重要信息(如本文研究的创新信息)在强制性信息披露中可能不够充分,此时有必要掌握了企业的自愿性信息披露后再进行投资决策。当然,尽管自愿性信息披露中包含大量重要信息,但也需要认识到其具有较强的主观性,企业是名副其实还是虚有其表,需要会计信息使用者仔细鉴别。

注释:

①根据理论分析,当研发强势企业的自愿创新披露更少时,这里的表述应当是扩大,但根据常识,研发强势企业的自愿创新披露会多于研发弱势企业(后文的检验结果也确实如此),这里采用了简略的提法。

②详见 <https://github.com/fxsjy/jieba>。

③向量的元素为所有业务范围文本包含的词汇,元素的值为词的TF-IDF值。

④计算方法为: $-0.0206/0.0369=-55.83\%$,其中, -0.0206 为(2)列中 $POST \times RDHIGH$ 的回归系数, 0.0369 为研发强势企业与研发弱势企业在研发费用单列前的 $RDREPORT$ 差异;在计算控制个体固定效应之后的经济显著性时,将 $RDREPORT$ 差异用公司层面均值进行调整。

⑤不包括 RD ,因为分组依据即为 RD ,以其为协变量无法找到合适的对照样本。

⑥本文采用费舍尔组合检验方法进行组间系数差异的检验,并将抽样次数设定为1000次;由于费舍尔组合检验要求两组回归的变量完全一致,无法采用直接控制公司的方式控制公司个体固定效应,因此对所有变量进行了减去“公司平均数”的处理,以达到控制公司个体固定效应的目的,后同。

参考文献:

[1]威廉·R.斯科特著,陈汉文,鲁威朝,黄轩昊,等译.财务会计理论[M].北京:中国人民大学出版社,2012.

[2]朱丹,刘星,李世新.公允价值的决策有用性:从经济分析视角的思考[J].会计研究,2010,(6):84-90.

- [3] Saidi F., Žaldokas A. How Does Firms' Innovation Disclosure Affect Their Banking Relationships?[J]. *Management Science*, 2021, 67(2): 742-768.
- [4] Hirst D. E., Hopkins P. E., Wahlen J. M. Fair Values, Income Measurement, and Bank Analysts' Risk and Valuation Judgments[J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(2): 453-472.
- [5] 李增福, 黎惠玲, 连玉君. 公允价值变动列报的市场反应——来自中国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2013, (10): 13-19.
- [6] 刘斌, 徐先知, 曹玲. 公允价值会计准则变更的市场反应研究——基于亏损上市公司的经验证据[J]. *管理评论*, 2011, 23(5): 119-128.
- [7] 张先治, 晏超. 会计准则变革、资本成本与企业投资行为——基于资本资产定价模型的理论分析[J]. *管理评论*, 2018, 30(4): 206-218.
- [8] Healy P. M., Palepu K. G. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2001, 31(1-3): 405-440.
- [9] 牛建波, 吴超, 李胜楠. 机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露[J]. *管理评论*, 2013, 25(3): 48-59.
- [10] Koh P., Reeb D. M., Zhao W. CEO Confidence and Unreported R&D[J]. *Management Science*, 2018, 64(12): 5725-5747.
- [11] 曾庆生, 周波, 张程, 等. 年报语调与内部人交易: “表里如一”还是“口是心非”? [J]. *管理世界*, 2018, 34(9): 143-160.
- [12] Barth M. E., Beaver W. H., Landsman W. R. Value-Relevance of Banks' Fair Value Disclosures under SFAS No. 107[J]. *The Accounting Review*, 1996, 71(4): 513-537.
- [13] 蒋大富, 熊剑. 非经常性损益、会计准则变更与ST公司盈余管理[J]. *南开管理评论*, 2012, 15(4): 151-160.
- [14] Gu F., Li J. Q. Disclosure of Innovation Activities by High-technology Firms[J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2003, 10(2): 143-172.
- [15] Tasker S. C. Bridging the Information Gap: Quarterly Conference Calls as a Medium for Voluntary Disclosure[J]. *Review of Accounting Studies*, 1998, 3(1-2): 137-167.
- [16] Verrecchia R. E. Discretionary Disclosure[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1983, 5(1): 179-194.
- [17] 王雄元, 喻长秋. 专有化成本与公司自愿性信息披露——基于客户信息披露的分析[J]. *财经研究*, 2014, 40(12): 27-38.
- [18] Grossman S. J. The Informational Role of Warranties and Private Disclosure about Product Quality[J]. *The Journal of Law and Economics*, 1981, 24(3): 461-483.
- [19] 李岩琼, 姚颐. 研发文本信息: 真的多说无益吗? ——基于分析师预测的文本分析[J]. *会计研究*, 2020, (2): 26-42.
- [20] 肖土盛, 宋顺林, 李路. 信息披露质量与股价崩盘风险: 分析师预测的中介作用[J]. *财经研究*, 2017, 43(2): 110-121.
- [21] Barber B. M., Loeffler D. The "Dartboard" Column: Second-Hand Information and Price Pressure[J]. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28(2): 273-284.
- [22] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. *经济研究*, 2012, 47(7): 127-140.
- [23] Yu F. Analyst Coverage and Earnings Management[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(2): 245-271.
- [24] 胡玮佳, 韩丽荣. 分析师关注降低上市公司的会计信息风险了吗? ——来自中国A股上市公司的经验证据[J]. *管理评论*, 2020, 32(4): 219-230.
- [25] 高雅, 熊熊, 马俊俊. 寻找中国股票市场更优的投资者画像结构[J]. *管理评论*, 2020, 32(10): 47-58.
- [26] 陈冬华, 姚振晔. 政府行为必然会提高股价同步性吗? ——基于我国产业政策的实证研究[J]. *经济研究*, 2018, 53(12): 112-128.