

R &D 信息披露的市场反应研究

刘 斌,李 翔

(重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400030)

摘 要:本文分析了新会计准则实施后我国上市公司 R &D 支出的信息披露现状,并实证检验了其长期和短期市场反应。研究发现:长期市场反应下,股价对 R &D 支出的信息披露存在选择性吸收,投资者能区分其会计处理、披露的规范程度以及是否是高科技公司的公司性质;短期市场反应中也存在股价对 R &D 信息的选择性吸收,并且投资者能区分高科技公司的会计处理和披露的规范程度,但对于非高科技公司则无明显反应。

关键词:R &D;信息披露;市场反应;事件研究法

中图分类号:F062.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2010)03-0005-08

伴随着 21 世纪的科技进步,产品和劳务中“物质”所占的比重将不断下降,“知识和信息”所占的比重将不断上升,智力资本、无形资产在现代经济社会中发挥的作用将越来越大。同时,随着知识创新步伐的不断加快,无形资产在我国企业中所占的比重也越来越大,无形资产的质与量正逐渐成为衡量企业核心竞争力的重要标志,也是现代企业生存和发展必不可少的宝贵资源和价值创造的主要源泉。R &D(research & development)支出,作为企业在研究和开发无形资产方面的技术创新投资,更是推动技术进步、提升企业生存能力及核心竞争力的主要动力。

尽管 R &D 活动对于企业变得愈来愈重要,但 2006 年之前的会计制度对一般的研发支出仅要求确认为当期费用^①,且对 R &D 的披露没有做出任何要求。因此,部分企业在财务报告中披露 R &D 的行为只是一种自愿行为,披露很不规范。直到 2006 年出台的新会计准则,才将研发支出划分为研究阶段的支出和开发阶段的支出,其中:研究阶段的支出全部费用化,开发阶段的支出在满足无形资产的确认条件时资本化,并明确要求上市公司在财务报告附注中的无形资产类别项下披露计入当期损益和确认为无形资产的研究开发支出金额。至此,我国才

对 R &D 信息有了明确的披露要求和规范。但新准则实施后我国上市公司 R &D 信息披露的现状究竟如何?所披露信息的市场反应怎样?是否存在噪音或被市场价格有效吸收?R &D 黑箱中资本化和费用化的会计处理如何影响投资者的决策,并如何影响到公司的价值评估及投资者利益?所有这些问题都是公司财务理论和会计理论应该回答的重大理论和现实问题。

1 R &D 支出信息披露的现状分析与文献回顾

1.1 R &D 支出信息披露的现状分析

本文搜集了 2007—2008 年新会计准则实施后沪深两市所有上市公司的年度财务报告,从行业分布、披露的会计项目等角度考察了我国上市公司 R &D 支出的信息披露现状,具体见表 1 和表 2。

从表 1 可知,新会计准则实施后的两年中,披露 R &D 信息的上市公司已接近上市公司总量的一半,但仍有一半上市公司未披露 R &D 信息,说明我国对上市公司 R &D 的信息披露的监管仍需加强。另外,从高科技上市公司^②披露的情况来看,信息技术业和制造业所占样本数量较多,且披露 R &D 的公司数目比例较高,其比例均超过了 65%。这可能

收稿日期:2009-12-27

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70972055)

作者简介:刘斌(1962—),男,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院会计学系主任,教授,博士生导师,管理学博士,厦门大学会计发展研究中心博士后,研究方向:会计、审计理论、成本核算与控制体系设计;李翔(1985—),男,四川内江人,重庆大学经济与工商管理学院会计学硕士研究生,研究方向:会计理论,中国技术经济研究会会员登记号:103010189A。

① 2006 年之前的会计制度仅要求对确指的 R &D 支出进行资本化。

② 本文借鉴了国家科技部对高新技术企业的划定标准,将信息技术行业、制造业大类下的电子行业和医药生物制品行业的上市公司界定为高新技术企业。

是因为高科技上市公司的无形资产数量较多、质量较高,其 R &D 信息披露对公司的合理估值和盈利预期将起到正向的推动作用,因此高科技上市公司比较倾向于披露无形资产研发方面的信息。

表 1 R &D 信息披露在我国上市公司各行业的分布

行业	2007 年	2008 年
农、林、牧、渔业	30.77 % (12)	34.76 % (14)
采掘业	71.88 % (23)	74.23 % (28)
制造业	68.43 % (594)	70.83 % (624)
信息技术业	72.45 % (71)	76.47 % (85)
综合类	34.21 % (26)	36.22 % (32)
建筑业	40.63 % (14)	42.56 % (16)
房地产业	8.06 % (5)	9.13 % (7)
金融、保险业	0.00 % (0)	0.00 % (0)
交通运输、仓储业	10.94 % (7)	12.64 % (9)
传播与文化产业	18.18 % (2)	18.18 % (2)
...	...	...
累计披露家数	753	820
样本总数	1519	1638
累计披露家数占当年上市公司总数的比例	49.56 %	50.06 %

注:由于篇幅限制,因此本表仅列举了代表性行业的信息披露现状,表格内的百分比数字表示披露 R &D 公司占其所属行业公司总数的比例;括号内的数字表示披露 R &D 信息的公司个数。

表 2 列举了 2007—2008 年样本公司在财务报告附注中披露 R &D 较为常用的项目。据统计,涉及到 R &D 披露的项目超过了 20 种。按规范要求,披露在“无形资产”和“开发支出”两项目下的比例还不到 20 %。许多上市公司视各自情况将 R &D 信息披露在“董事会报告”、“专项应付款”和“支付的其他与经营活动有关的现金”等项目中,并且没有一个统一的格式规范。总体而言,我国的 R &D 信息披露仍不规范,在各类项目中存在重复披露的现象,且不少公司披露的支出数据不明确,由此说明我国对上市公司 R &D 信息披露的规范工作还应加强。

表 2 我国上市公司披露 R &D 信息所采用的项目及比例分布

项目	上市公司运用该项目披露 R &D 信息的比例	
	2007 年	2008 年
无形资产	7.23 % (55)	10.32 % (64)
开发支出	10.28 % (78)	12.45 % (85)
董事会报告	16.88 % (128)	20.34 % (136)
管理费用	3.30 % (25)	2.48 % (22)
长期待摊费用	1.02 % (8)	1.12 % (9)
专项应付款	29.44 % (224)	30.49 % (230)
支付的其他与经营活动有关的现金	33.88 % (257)	35.89 % (269)
其他项目	31.98 % (243)	28.21 % (213)

注:由于篇幅限制,因此本表将披露 R &D 并不常用的项目统一记入“其他项目”;百分号后括号内为公司数。

1.2 文献回顾

国外对 R &D 支出的相关研究已比较成熟:Lev

和 Sougiannis 发现研究开发费用资本化后的数额在统计上是可靠的,且具有经济含义,这些数额对于投资者来说具有价值相关性,公司研究开发费用的资本化数额与未来回报具有显著的相关性。他们还认为,在研究开发强度高的上市公司中,市场对其股票的定价存在着明显的系统偏差 (asystematic mispricing)^[1]。Aboody 和 Lev 研究了 163 家软件上市公司的软件开发成本的资本化与费用化,发现资本化的软件开发成本更具有决策相关性,每股软件资产具有增量信息含量^[2]。Lev 和 Zarowin 对 1977—1996 年美国证券市场的研究表明,过时的会计准则 (FASB 的 SFAS No. 2) 和对研发支出的费用化处理导致了收入与费用的不配比,最终导致财务数据信息含量的损失^[3]。Chan 和 Sougannis 发现在那些研究开发费用与权益市场价值比值高的样本公司中,其股票定价存在着明显的偏差 (mispricing),在控制了其他因素的影响后,研究开发强度 (R &D intensity) 与股票回报的波动性显著正相关。他们认为,这些证据反映了投资者缺乏有关公司研究开发活动的信息,并建议加强相应信息的披露水平^[4]。

在国内,大多数关于 R &D 的研究集中于会计处理的讨论及其国际比较,基本属于规范性的研究^[5]。在实证研究方面,仅有以下代表性的研究成果:薛云奎和王志台考察了 1995—1999 年 R &D 的信息披露现状及其对会计信息有用性的影响,由于样本公司没有一家披露 R &D 支出,因此他们采用市净率来间接度量 R &D 的大小,认为 R &D 信息的不当披露是导致我国上市公司会计信息有用性逐年下降的重要因素之一^[6];李青原以 2003 年制造业的上市公司为样本,发现我国上市公司的研发支出具有较强的价值相关性,应当在一定程度上予以资本化^[7];杨丹、遼东和孟子平研究了我国上市公司 2002—2007 连续 6 年 R &D 的信息披露现状和信息含量,发现我国新会计准则和证监会的相关规定存在执行不力的问题,R &D 信息与上市公司的盈利或亏损存在一定相关性^[8]。

以上代表性论述表明:国外对 R &D 支出的实证研究在很大程度上忽略了是否高科技的公司性质和披露的规范程度等变量特征的影响,其实证结论还有待完善;国内虽已开始涉及 R &D 的实证研究,但由于数据搜集的困难,其样本量往往偏少,所使用的替代变量也存在一定问题,因而其研究结论必然存在较大局限。为此,本文拟选取 2007—2008 年沪深两市全部上市公司为样本对象,深入探讨 R &D 支出的会计处理、高科技与非高科技公司性质以及披露的规范程度对长期和短期市场反应的影响。

2 实证研究

2.1 研究假设与样本选取

从 R & D 信息披露的长期市场反应来看,有实证研究表明 R & D 支出的信息披露与长期股票价格存在相关关系,如 Darrough 和 Ye 指出:对亏损公司而言,会计盈余和净资产并没有完全捕获公司的未来预期,导致亏损公司的长期市场价值与其会计盈余出现负相关的原因之一就是 R & D 支出的费用化,因为 R & D 活动会增加公司的价值,而费用化 R & D 又会大量减少公司的会计盈余,两者存在此消彼长的关系^[9]。但上述研究结论是建立在美国市场下相对规范的 R & D 信息披露基础之上的,对于我国新准则实施后 R & D 的信息披露对股票价格的长期市场反应究竟有什么影响,目前我们还不得而知。

Shi 的研究结论表明,R & D 投资存在收益与风险的权衡。由于 R & D 活动本身对于公司价值的提升具有较大的不确定性,其支出的费用化金额巨大且会带来公司当期盈余的减少^[10]。同时,我国 R & D 信息披露的不规范性又可能会进一步加剧这种风险,因此对于投资者而言其风险是比较大的。当然,风险较大并不意味着投资者不认同企业的 R & D,关键是看其收益与风险谁的权重更大一些。一般来说,企业都是进行相对理性的投资,并会控制投资风险,保持其经营的稳定和持续,所以我们有理由认为企业进行的 R & D 投资会对企业价值产生正向的推动作用。进一步来看,R & D 支出可以分为资本化支出和费用化支出。资本化的 R & D 支出由于已进入开发阶段,其研究成果或知识技术已可以应用于某项计划或设计,并具备了形成一项新产品或新技术的基本条件,因此我们可以认为资本化的 R & D 收益要高于它的风险,投资者很可能会对其做出正向的价格反应;而研究阶段的特征是探索性的,为进一步的开发活动进行资料及相关方面的准备,已进行的研究活动将来是否会转入开发,开发后是否会形成无形资产等具有较大的不确定性,可以认为其风险会高于收益,投资者很可能不会对研究阶段的 R & D 支出暂不做出反应或评价。故本文提出以下假设:

H1:资本化的 R & D 支出与股价的长期市场反应显著正相关,而费用化的 R & D 支出与股价的长期市场反应没有显著性关系。

众所周知,R & D 活动主要是指技术创新,相对而言,高科技企业的 R & D 活动对企业的生存和发展更为重要,并且高科技企业往往能得到国家政策

的扶持与保护,因此可以推测对于股价的长期市场反应,投资者更为关注高科技公司的研发活动。故提出如下假设:

H2:高科技企业 R & D 支出的长期市场反应比非高科技企业更为显著。

此外,从本文对 R & D 信息披露现状的统计结果来看,规范披露和非规范披露的上市公司之间有较大差异。我们认为规范披露 R & D 信息有助于投资者对上市公司研发项目的分析和评估,并能更有效地反映其研发进度、风险控制和收益评估等信息。反之,非规范披露 R & D 信息会导致上市公司与投资者之间的信息不对称,对其股票价格有一定的负面影响。故再提出如下假设:

H3:上市公司规范披露 R & D 信息与其股价的长期市场反应显著正相关。

另一方面,从 R & D 信息披露的短期市场反应来看,张信东和杨婷在对生物医药行业 R & D 信息价值相关性的研究中发现,投资者投资于 R & D 披露的上市公司可以得到更高的平均收益^[11],这是否意味着 R & D 信息披露前后的短期市场中存在着超额报酬?为解答上述问题,本文将利用事件法来研究 R & D 信息披露的短期市场反应。从本文收集的数据来看,部分上市公司披露 R & D 信息前后其股价均存在明显的巨幅波动,且高新技术企业与非高新技术企业之间有较大差异,故本文提出以下假设:

H4:R & D 支出的信息披露会产生股价的短期市场波动。

H5:高科技企业和非高科技企业,其 R & D 信息披露的短期市场反应会有所不同。

样本选取上,本文通过翻阅上市公司年报,搜集并整理了沪深上市公司 2007—2008 年所有 R & D 的信息披露资料。本文中的其他实证数据来自上海和深圳证券交易所网站、巨潮资讯网、CSMAR 和 CCER 数据库。经筛选并剔除无 R & D 信息披露、个别异常值、样本数据不全以及 ST 和 *ST 的上市公司样本后,在 2007 和 2008 年分别得到样本公司 118 家和 103 家。另外,文中所使用的股票价格均是已做了复权复息处理后的 4 月底收盘价格。

2.2 模型设计

2.2.1 长期市场反应的模型设计

根据目前国内外现有的研究结果,价格模型(Ohlson 模型)^[12]在中外市场研究都具有较好的解释力。Bernard,陆宇峰,党建忠、陈军和褚俊红,杨丹、魏蕴新和叶建明等人的研究结果都在不同程度上提供了证据^[13-16]。同时,价格模型是一个开放的模型,除了包括净资产、盈余等主要因素外,也可

以将其他与价值相关的信息引入到模型中。因此, 本文将使用在价格模型基础上进一步变换和推导得出的多元线性回归模型, 考察 R &D 信息披露的长期市场反应。依据 Ohlson 模型的股利贴现、无风险套利、清洁盈余关系 (clean surplus relationship) 和非正常盈余满足线性关系等假设, 本文经过变换和推导得到了如下模型:

$$MVE_t = \beta_0 + \beta_1 BVE_t + \beta_2 X_t + \beta_3 DIV_t + \beta_4 V_t \quad (1)$$

本文的进一步分析认为, 由于研发活动能够为企业带来未来的经济效益, 是一种技术创新活动。创新就意味着风险, 因而其经济效益具有很大的不确定性, 很难被当前的会计数据反应。为此, 本文用 V_t 表示难以被当前净资产、盈余等会计信息所反应的其他信息, 并且将 R &D 支出分解为 $RD F_t$ 和 $RD Z_t$, 分别代表费用化和资本化的 R &D 支出, 并作为 V_t 的一部分引入到模型 (1) 中。为检验高科技公司的 R &D 支出对股价的影响, 加入哑元变量 HT (High Tech), 并分别与 $RD F_t$ 和 $RD Z_t$ 进行交乘后再进入回归模型。另外, 为检验上市公司 R &D 信息披露的规范性 (normative) 对其股价的长期影响, 再加入哑元变量 NOR 代表规范披露的样本公司^①, 同样与 $RD F_t$ 和 $RD Z_t$ 交乘后再进入回归模型, 故本文最终采用的回归模型如下:

$$MVE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BVE_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 DIV_{i,t} + \beta_4 RD F_{i,t} + \beta_5 RD Z_{i,t} + \beta_6 HT_{i,t} + \beta_7 HT \times RD F_{i,t} + \beta_8 HT \times RD Z_{i,t} + \beta_9 NOR_{i,t} + \beta_{10} Nor \times RD F_{i,t} + \beta_{11} Nor \times RD Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在式 (2) 中, $MVE_{i,t}$ 表示权益市场总价值; $BVE_{i,t}$ 表示净资产的账面价值; $X_{i,t}$ 表示净利润; $DIV_{i,t}$ 表示公司当期支付的现金股利金额; $RD F_{i,t}$ 表示公司当期 R &D 支出的费用化金额; $RD Z_{i,t}$ 表示公司当期开发支出中的资本化金额; $HT_{i,t}$ 为哑元变量, 1 表示高科技公司, 0 表示非高科技公司;

NOR 为 1 表示 R &D 信息的规范披露, 0 表示 R &D 信息的非规范披露。

对于被解释变量 MVE 的计算, 考虑到我国上市公司目前还存在着大量的限制性流通股, 本文借用了杨丹、魏韞新和叶建明提出的修正方法^②对模型 (2) 中的被解释变量 MVE 进行了改进, 使之更符合中国目前的资本市场国情。即把限制性流通股价格看作流通股价格的一个百分比, 并将设定该比例为 $f(ntr)$, 用 P 表示流通股的市场价格, TS 表示流通股股数, $N TS$ 表示限制流通股股数^[16], 因此, 计算公司总市值的公式为:

$$MVE = P \times TS + f(ntr) \times P \times N TS \quad (3)$$

杨丹、魏韞新和叶建明估计了 1995—2005 年 $f(ntr)$ 的数值^[16], 本文直接引用了他们对于 2002—2005 年的估计数值, 分别为 0.43、0.49、0.38 和 0.42。考虑到我国目前仍然存在大小非解禁的问题, 市场对限制流通股的解禁有一定的合理预期, 本文取的 $f(ntr)$ 值为四年的均值, 即为 0.43。故本文对于公司总市值 (MVE) 的计算, 使用的是流通股价格乘以流通股股数再加上限制流通股的估值之和作为最终的 MVE。

2.2.2 短期市场反应的模型设计

1) 确认事件、测试期间与估计期间

本部分研究主要探讨 R &D 信息披露对上市公司股价的短期市场反应。由于单独披露 R &D 信息的上市公司数量很少, 本文先采用年报披露日作为 R &D 信息披露的事件日, 以此计算年报披露日后的累计超额报酬率 (CAR), 然后用回归分析方法来剔除未预期盈余对累计超常收益的影响, 从而估算出 R &D 信息所引起股价的短期市场反应。具体而言, 本文以年报披露日前 5 个交易日及年报披露日后 5 个交易日为测试期间 (加上宣告日当日总计 11 天), 并以年报披露日第 6 天起算的前 50 天作为市场模型的估计期间, 见图 1。

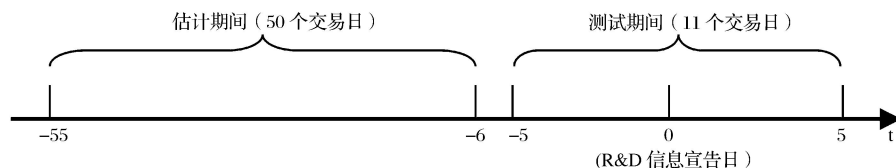


图 1 事件日、测试期及估计期的关系示意图

① 规范披露是指按照规定在“无形资产”和“开发支出”两项目下进行披露的上市公司, 非规范披露是指在规范披露项目以外的其他项目中进行披露的上市公司。

② 文献对于总市值的计算, 主要有 3 种方法: 假定非流通股的价格与流通股价格一致; 非流通股价格等于每股净资产; 非流通股价格等于 15 倍每股盈余。但这些传统的经验做法缺少合理的经济逻辑和数据支持。杨丹、魏韞新和叶建明已从理论上证明这 3 种做法会造成价格模型的系数估计出现严重的偏差。

2) 市场模型。

根据应用最广泛的“市场模型”,其公式如下:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中, $R_{i,t}$ 为 t 期 i 公司的报酬率, R_{mt} 为 t 期市场加权指数的股票报酬率, α 代表回归截距项, β 代表回归斜率, $\varepsilon_{i,t}$ 代表回归残差项。

3) 预期报酬率。

根据 Fama 的研究,由市场模型可求得每个公司在“事件期”的“预期报酬率”^[16],即:

$$R'_{i,t} = \alpha + \beta R'_{mt} \quad (5)$$

其中 $R'_{i,t}$ 为 t 期 i 公司的预期报酬率,经由估计期计算得来; R'_{mt} 为 t 期市场加权指数的股票报酬率。

4) 累计超额报酬率 (CAR)。

通过事件期的实际报酬减去事件期的预期报酬即可计算出超额报酬,然后将其加总即可得累计超额报酬率,即:

$$CAR = \sum_i^n (R_{i,t} - R'_{i,t}) \quad (6)$$

5) 剔除未预期盈余影响的累计超额报酬率 (CAR¹)。

为计算剔除未预期盈余影响的累计超额报酬率 (CAR¹),本文首先用样本数据拟合如下回归方程,以得到该回归方程的系数估计值:

$$CAR_{i,t} = r_0 + r_1 UE_{i,t} + r_2 RDF_{i,t} + r_3 RDZ_{i,t} + r_4 NOR_{i,t} + r_5 Nor \times RDF_{i,t} + r_6 Nor \times RDZ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

然后将各公司除未预期盈余 (UE) 以外的其他自变量代入模型(7)即得到本文需要的剔除未预期盈余影响的累计超额报酬率 (CAR¹)。

3 实证检验与结果分析

3.1 R&D 信息披露的长期市场反应

R&D 信息披露长期市场反应的检验结果如表 3 所示。

从表 3 中我们可以看出:本模型的拟合优度 Adj- R^2 的值较高,且 F 统计值均在 0.01 水平上显著,这表明回归模型在两个年度的整体线性关系显著,模型中自变量对因变量的解释程度较高,其回归结果有较高的可靠性;资本化研发支出 (RDZ) 在 0.01 的显著水平下表现出对股价的正相关关系,而费用化研发支出 (RDF) 没有通过 T 检验,未表现出对公司股价的明显相关性,此结果完全支持假设 1;

作为衡量高科技影响的哑元变量 (HT) 检验分别在 0.1 和 0.05 显著水平下通过,且资本化的交乘项 $HT \times RDZ$ 更为明显 (其系数远大于单个的 RDZ 和 HT,且两年的显著性均达到 0.01),而反映费用化的 RDF 及其交乘项 $HT \times RDF$ 均未通过检验,假设 2 也得到支持;同样地,作为衡量规范披露 (NOR) 的哑元变量及其交乘项都分别表现出了对股价的正相关性 (交乘项的系数也大于单个的 RDZ 和 NOR,其显著性均达到 0.05 水平),反映费用化的 RDF 指标虽然在 2007 年通过了 10% 的统计显著性检验,但其系数为负,同时该指标在 2008 年以及其交乘项 $Nor \times RDF$ 均表现不明显,故假设 3 也得以证实。

表 3 R&D 信息披露长期市场反应的检验结果

自变量	2007 年	2008 年
常量(CONSTANT)	0.026 (0.721)	0.124 (3.843) ***
净资产账面价值 (BVE)	0.535 (3.493) ***	0.320 (3.238) ***
净利润(X)	0.254 (2.193) **	0.278 (2.298) **
现金股利(DIV)	0.597 (6.014) ***	0.683 (5.378) ***
费用化研发支出 (RDF)	-0.051 (-1.478)	0.259 (1.354)
资本化研发支出 (RDZ)	0.264 (3.056) ***	0.362 (3.251) ***
哑元变量(HT)	0.087 (1.498) *	0.105 (1.951) **
哑元变量交乘项 (HT×RDF)	-0.042 (-0.783)	-0.064 (-0.308)
哑元变量交乘项 (HT×RDZ)	0.432 (3.421) ***	0.493 (3.228) ***
哑元变量 (NOR)	0.156 (2.286) **	0.118 (4.223) ***
哑元变量交乘项 (Nor×RDF)	-0.258 (-1.453) *	0.153 (0.138)
哑元变量交乘项 (Nor×RDZ)	0.427 (2.238) **	0.676 (3.562) ***
Adj- R^2	0.451	0.672
F 检验	70.634 ***	86.892 ***
样本数(N)	118	103

注:表内自变量对应单元格的数据表示标准化回归系数,括号内的数据为 T 统计量,“*”、“**”、“***”分别表示 0.10、0.05、0.01 统计水平下的双尾 T 检验显著或 F 检验显著。

考虑个体差异和面板数据本身存在的残差序列相关,为保证结果的稳健性,本文又分别使用了处理聚类标准差 (clustered standard error)^① 的普通最小二乘法 (OLS) 和考虑随机效应的组间 (between) 回

① 在面板数据中,由于同一个体在不同时间的数据容易存在相关性,因此导致残差序列相关所形成的聚类现象。为尽可能避免聚类现象产生的估计偏误,在使用 OLS 时需要对其标准差进行修正。

归^①两种方法重复进行了价格模型的估计,从而对上文回归方法的结果进行稳健性测试,详见表 4 与表 5。

表 4 处理聚类标准差的 OLS 估计结果

自变量	2007 年			2008 年		
	全部	高新	非高新	全部	高新	非高新
Constant	0. 83 (4. 69) ***	0. 86 (2. 42) **	0. 48 (3. 62) ***	- 0. 13 (- 1. 22)	0. 14 (0. 15)	- 0. 23 (- 1. 42)
BVE	1. 07 (3. 15) ***	0. 57 (5. 96) ***	1. 17 (3. 36) ***	2. 48 (7. 12) ***	1. 46 (2. 71) ***	2. 46 (6. 75) ***
X	1. 21 (4. 47) ***	1. 18 (3. 71) ***	0. 76 (0. 42)	10. 52 (8. 60) ***	11. 03 (4. 50) ***	13. 65 (7. 45) ***
DIV	- 7. 28 (- 5. 81) ***	- 11. 12 (- 4. 81) ***	- 5. 80 (- 2. 41) **	- 14. 14 (- 3. 65) ***	- 7. 20 (- 1. 00)	- 12. 13 (- 4. 10) ***
RDF	5. 43 (1. 40)	- 5. 32 (- 0. 25)	9. 56 (1. 21)	4. 34 (1. 40)	2. 38 (1. 39)	6. 42 (1. 35)
RDZ	13. 74 (3. 22) ***	14. 63 (3. 78) ***	12. 22 (3. 11) ***	14. 63 (3. 40) ***	12. 88 (3. 89) ***	11. 27 (3. 01) ***
R-square	0. 13	0. 22	0. 19	0. 33	0. 47	0. 34
样本个数	118	39	79	103	35	68

注:表格内的数据表示估计系数,括号内的数字表示考虑 clustered standard error 修正后的 t 值,“*”、“**”、“***”分别表示 0. 10、0. 05、0. 01 统计水平下的双尾 T 检验显著或 F 检验显著。

表 5 考虑随机效应的组间(between)回归结果

自变量	2007 年			2008 年		
	全部	高新	非高新	全部	高新	非高新
Constant	0. 78 (3. 57) ***	1. 68 (1. 61) *	0. 51 (2. 07) **	- 0. 56 (- 3. 41) ***	- 0. 58 (- 1. 77) *	- 0. 57 (- 2. 47) **
BVE	1. 04 (2. 30) **	0. 02 (6. 01) ***	1. 34 (3. 54) ***	2. 77 (8. 78) ***	2. 62 (4. 30) ***	2. 89 (6. 55) ***
X	0. 36 (4. 03) ***	1. 51 (3. 34) ***	- 0. 36 (- 0. 19)	14. 65 (7. 90) ***	14. 45 (4. 62) ***	14. 66 (6. 22) ***
DIV	- 3. 87 (- 5. 31) ***	- 10. 59 (- 4. 63) ***	4. 07 (0. 21)	- 24. 12 (- 5. 39) ***	- 21. 66 (- 2. 53) **	- 25. 74 (- 4. 23) ***
RDF	2. 53 (0. 21)	- 6. 33 (- 0. 49)	- 9. 94 (- 1. 36)	2. 37 (0. 45)	3. 39 (1. 25)	- 2. 42 (- 0. 95)
RDZ	4. 60 (3. 50) ***	9. 43 (3. 55) ***	12. 71 (2. 88) ***	12. 25 (2. 84) ***	14. 77 (3. 82) ***	13. 36 (2. 45) **
R-square	0. 15	0. 12	0. 23	0. 57	0. 66	0. 43
样本个数	118	39	79	103	35	68

注:“*”、“**”、“***”分别表示 0. 10、0. 05、0. 01 统计水平下的双尾 T 检验显著或 F 检验显著。

从表 4 与表 5 可以发现,采用处理聚类标准差的 OLS 和考虑随机效应的组间(between)回归,这两种方法的结论与表 3 的回归结果基本一致,如资本化的 R&D 支出对公司股价也产生了显著的正向效应等。同时,本文还采用了传统的对总市值的计算方法,即用流通股价格乘以总股数来计算总市值,将其代入到回归模型(2),用以上 3 种回归方法,基本结论不变。因此可以看出,本文的研究结果是稳健的,不会因为市值计量方法的不同或选择指标的

差异而产生变化。

3. 2 R&D 信息披露的短期市场反应

本文根据 221 家样本公司年报公布日、年报公布日前 55 日和后 5 日的公开数据资料,以市场模型计算超额报酬,然后将公司分为高科技与非高科技公司两个子样本,以比较不同样本在年报公布日后的累计超额报酬形态以及对短期股价的影响,其结果如表 6 所示。

① Between 回归的估计表达式为： $\bar{y}_i = \alpha + x_i\beta + \varepsilon_i$, $\bar{y}_i$ 、 $\bar{x}_i$ 分别表示基于 y_{it} 、 x_{it} 不同时间数值计算的平均数。该方法考虑了个体差异,在本文中由于使用的是非平衡数据,因此使用加权最小二乘法。

表 6 宣告日及其前后股价反应汇总表(221 家)

时期	高科技公司 74 家	比例 (%)	非高科技公司 147 家	比例 (%)
宣告日前 5 日	CAR 为负 45 家	61	CAR 为负 81 家	55
	CAR 为正 29 家	39	CAR 为正 66 家	45
R &D 宣告日	CAR 为负 44 家	60	CAR 为负 85 家	58
	CAR 为正 30 家	40	CAR 为正 62 家	42
宣告日后 5 日	CAR 为负 34 家	46	CAR 为负 82 家	56
	CAR 为正 40 家	54	CAR 为正 65 家	44

注:上述结果均通过 Wilcoxon 符号秩等级检验法和 Marginal 等级相关系数法的非参数检验。

由表 6 可知:高科技公司在年报公布日前后股价和累计超额报酬均存在较为明显的波动,表现为年报公布前 5 日 CAR 为正的上市公司家数由 39 % 上升为年报公布当天的 40 %和宣告后 5 日的 54 %,其波动的幅度较大(CAR 在年报公布日前后由负变正相差有 15 个百分点),说明投资者对高科技公司的 R &D 信息保持较为敏感的反应;而非高科技公

司在年报公布日前后波动并不明显,说明投资者对于非高科技公司的 R &D 信息披露并不敏感。

为进一步检验累计超额报酬的影响因素,我们将 $CAR_{i,t}$ 作为检验短期市场反应的因变量带入回归模型(7)中,分别对高科技和非高科技样本组进行了实证检验,其回归结果如表 7。

表 7 R &D 信息披露累计超额报酬影响因素的检验结果

主要自变量	高科技组样本		非高科技组样本	
	回归系数	t 值	回归系数	t 值
未预期盈余(UE)	0.544 ***	6.342	0.375 ***	5.257
费用化研发支出(RDF)	-0.036	-0.843	0.053	0.488
资本化研发支出(RDZ)	0.322 ***	4.468	0.109	1.135
哑元变量(NOR)	0.192 **	2.793	0.331	0.874
哑元变量交乘项(Nor × RDF)	-0.187	-0.401	-0.316	-0.626
哑元变量交乘项(Nor × RDZ)	0.885 ***	4.098	0.298	0.921

注:该回归结果的 Adj-R² 为 0.483,F 值为 141.47,且在 0.01 水平下显著。“*”、“**”、“***”分别表示 10 %、5 %、1 %统计水平下的双尾 T 检验显著或 F 检验显著。

高科技与非高科技公司在年报公布日以及前后 5 日的平均超额累计报酬变动关系(已去除未预期盈余的影响),如图 2 和图 3 所示。

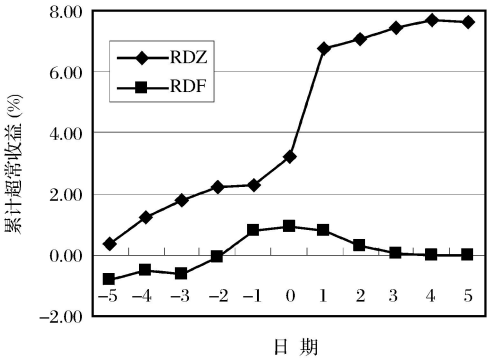


图 2 高科技组累计超额报酬图

由表 7、图 2 和图 3 可知,高科技组中 RDZ 的平均累计超额报酬在年报公布日前后始终呈上升趋势,并最终获得了 7.72 % 的平均累计超额回报,并且无论是其自身的回归系数还是与 NOR 交乘项的回归系数均通过了 0.01 的统计显著性检验;相反,RDF 和非高科技组的平均累计超额报酬则出现了不同程度和范围的波动,最终趋近于 0,说明假设 4 和假设 5 成立。

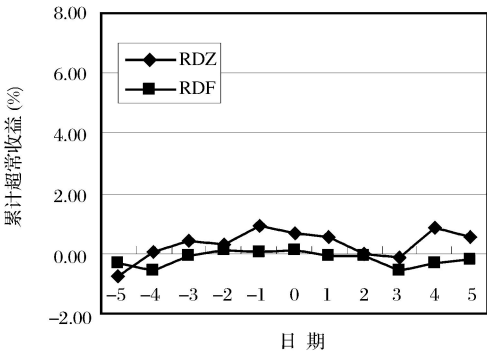


图 3 非高科技组累计超额报酬图

4 结论及研究不足

本文分析了新会计准则实施后我国上市公司 R &D 支出的信息披露现状,结果发现我国上市公司 R &D 支出的信息披露还很不规范,具体表现为披露总体占比不高,披露项目混乱和支出数据不明确等。同时,依据前述实证研究结果,本文还可得出以下结论:

- 1) 股票价格的长期市场反应对 R &D 支出的信息披露存在选择性吸收,投资者能够区分 R &D 支出的会计处理、披露的规范程度以及从事 R &D 支

出的公司性质。

2) 股票价格的短期市场反应对 R &D 支出的信息披露也存在选择性吸收,对于高科技公司投资者能够区分 R &D 支出的会计处理和披露的规范程度,而对非高科技公司其股票价格没有明显的短期市场反应。

由于新会计准则实施时间的局限以及样本公司 R &D 披露信息的不规范,因此本文存在时间窗口较短和样本选择上的不足。

参考文献

- [1] LEV B, SOUGIANNIS T. The capitalization, amortization, and value-relevance of R &D[J]. Journal of Accounting and Economics, 1996, 21: 107-138.
- [2] ABOODY D. The value relevance of intangibles: the case of software capitalization[J]. Journal of Accounting Research(supplement), 1998: 235-247.
- [3] LEV B, ZAROWIN P. The boundaries of financial reporting and how to extend them[J]. Journal of Accounting Research, 1999, 37(2): 353-385.
- [4] CHAN L K C, LAKONISHOK J, SOUGIANNIS T. The stock market valuation of research and development expenditures[J]. Journal of finance, 2001(12): 2431-2456.
- [5] 原长弘,王鲜菊,李垣. 国外国际研发研究评述[J]. 技术经济, 2009(4): 30-36.
- [6] 薛云奎,王志台. R &D 的重要性及其信息披露方式的改进[J]. 会计研究, 2001(3): 20-26.
- [7] 李青原. 研发和广告支出摊销: 费用化还是资本化——来自我国制造业上市公司的经验数据[J]. 财务通讯(学术版), 2006(10): 3-7.
- [8] 杨丹,逢东,孟子平. R &D 披露现状分析及其信息含量的实证研究[C]// 中国第七届实证会计国际研讨会论文集. 西安: 西安交通大学出版社, 2008: 792.
- [9] DARROUGH M, YE J. Valuation of Loss Firms In a Knowledge-based Economy [J]. Review of Accounting Studies, 2007(12): 61-93.
- [10] SHI C. On the trade-off between the future benefits and riskiness of R &D: a bondholders' perspective[J]. Journal of Accounting and Economics, 2003, 35: 227-254.
- [11] 张信东,杨婷. R &D 投入与公司价值的相关性分析[C]// 中国第七届实证会计国际研讨会论文集. 西安: 西安交通大学出版社, 2008: 792.
- [12] OHLSON J A. Earnings, book values and dividends in equity valuation [J]. Contemporary Accounting Research, 1995, 11(2): 661-687.
- [13] BERNARD V L. The Feltham-Ohlson framework: implications for empiricists[J]. Contemporary Accounting Research, 1995(11): 733-747.
- [14] 陆宇峰. 净资产倍率和市盈率的投资决策有用性——基于“费森-奥尔森估值模型”的实证研究[D]. 上海: 上海财经大学, 1999.
- [15] 党建军,陈军,褚俊红. 基于 Feltham-Ohlson 模型的中国上市公司股票价格影响因素检验[J]. 统计研究, 2004(3): 57-60.
- [16] 杨丹,魏温新,叶建明. 股权分置对中国资本市场实证研究的影响及模型修正[J]. 经济研究, 2008(3): 73-85.
- [17] FAMA E F, FRENCH K R. The cross-section of expected stock returns[J]. Journal of Finance, 1992, 6(2): 427-465.

Study on Market Reaction of R &D Information Disclosure

Liu Bin, Li Xiang

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract : This paper is focused on the research of current R &D information disclosure of listed companies in China after carrying out new accounting standards. The empirical research on their stock price reaction in a long-and short term show that :there is selective absorption of R &D information disclosure under the long-term stock market reaction, and investors can distinguish accounting treatment, standardized degree of disclosure and whether they are high technology companies; there is selective absorption of R &D information disclosure on the stock price reactions in a short term as well, and investors can distinguish accounting treatment and norms degree of disclosure for high technology companies, while there is no significant reaction on stock price in a short term for non-high-tech companies.

Key words : R &D; information disclosure; market reaction; event study