

编委会主任：袁红林 荣 莉

主 编：袁红林 荣 莉 魏清华

执行主编：钟英娥 彭 悦 龚正虹

副 主 编：邱红萍 陈志愉 熊臻杰 邵 敏 戴 毅 杜士超 桂慧文

胡晓松 胡家菁 康 晗 刘 钢 刘 倩 彭涵雨 汪卓娅

谢宏涛 余 贛 周 云 张杨舒雅

目 录

公共经济与管理

- 我国职业足球赛事运营现状及发展对策研究····· 高云鹏 3
- 两型社会发展战略对经济增长的影响——以武汉城市圈为例····· 霍建躲 9

产业经济与企业管理

- 基于主成分分析法的电商上市公司财务绩效评价····· 钟龙根 19
- 图书行业实行转售价格维持制度合理吗?····· 朱乐维 29

财务与会计

- 九好集团欺诈性借壳上市案例分析····· 花 富 41
- 华为员工持股对中小科技企业融资的启示——基于企业生命周期视角····· 李 洋 48
- 险资举牌的动机及风险分析——以前海人寿为例····· 邵 敏 56
- 京东商城无形资产评估案例分析····· 王清华 65

现代金融与证券市场

- 我国商业银行股权结构与经营绩效关系的实证研究····· 陈 涛 75
- 上证 50ETF 期权推出对现货市场价格发现效率的影响····· 冯玉兰 83
- 媒体报道倾向与公司 IPO 进程····· 卢 红 97
- 基于谱函数模型的中国股指期货风险测度与保证金设定····· 孙林鹏 107
- 我国上市商业银行非利息收入结构变化对银行风险的影响····· 易校萍 119

法 律

- 比较宪法视阈下的公民住房权····· 崔池阳 131
个人信用信息错误的民法救济——以“商业银行上报错误个人信用信息案”为例····· 黄阳木子 137

文史哲

- 用马克思主义看供给侧结构性改革····· 孙健炜 147
动人的艺术现实表现者——贾樟柯电影的研究····· 张可轩 153

理工农

- 基于OWA算子赋权的UML类图度量····· 方 春 161

公共经济与管理

我国职业足球赛事运营现状及发展对策研究

高云鹏

摘要: 92年著名的“红山口会议”奠定了我国体育事业发展转型的基调,我国的足球事业也开始走上了职业化的发展道路。中国职业足球至今不过20余年,但所取得的成绩有目共睹,在短时间内建立起职业足球联赛和相关的产品市场成为国内最受欢迎的体育赛事。但近几年,职业足球的发展呈现出“一团虚火”,看似繁荣的市场,实则暗流涌动,资本家激进的投资思路无益于中国足球的长远进步。本文结合管理学、经济学等学科理论并运用文献分析法,在对我国当前的职业足球赛事运营现状进行总结概括基础上,对所存在的问题进行归纳分析。通过借鉴国外顶级联赛悠久的发展历史和启示经验,对我国当前职业足球联赛和联赛内部职业俱乐部的未来发展提出较为可行的对策,一是要理性投资,职业足球才能够开源节流;二是鼓励企业进入中超的媒体版权市场。从而提升我国足球的竞争力和影响力,让中国足球早日重返世界舞台。

关键词: 职业足球; 中超; 转会; 赛事运营

2017中超的冬季转会窗口出现了数个备受瞩目的转会事件,其中上海上港足球俱乐部以6000万欧元的天价引进了英超豪门切尔西俱乐部的球员奥斯卡。这桩交易创造了两个纪录,一是使得奥斯卡成为2017年世界足坛冬季转会窗口的标王,二是再次刷新了中超俱乐部引援费用的新纪录。“余音未落”仅过了一个星期,上海上港的同城对手上海绿地申花俱乐部也宣布了一则重磅转会消息,前阿根廷主力前锋、效力过多家欧洲豪门俱乐部的“野兽”特维斯也以1100万欧元加盟球队,转会价格上并不足以和奥斯卡的转会相比,但是据媒体报道,特维斯的周薪高达了61.5万英镑,放眼世界足坛远超梅西和C罗两大巨星,足坛“打工皇帝”当之无愧,特维斯的加盟也超过了刚刚加盟同城对手的奥斯卡40万英镑的周薪。相比国际球星的天价转会,国内球员的转会交易中也不乏高昂的价格,北京国安的张呈栋已8000万人民币转会至河北华夏幸福俱乐部,山东鲁能的王永珀以6000万人民币转会至天津权健俱乐部。种种交易迹象已表明,金元足球的趋势依旧在我国盛行,资本家对于联赛的投入也证明职业足球市场在我国是受

到多方关注的，国家有政策支持，市场有资本注入，球迷、媒体、赞助商都对当下的职业足球有着超乎以往的投入热度。社会关注足球固然是好，尤其是近年来不少的足球专家和媒体人士对我国足球的长期发展都有很好的建议和规划，但是目前的职业足球仍然存在许多“乱象”，资本家疯狂的投入下，职业球员的身价已经出现了极高的溢价，巨大的身价泡沫已经成了我国职业足球的一大“顽疾”；职业赛场上，球迷不文明现象和裁判误判也经常成为媒体的焦点；球场外，职业球员的自身素质也经常被人所诟病。在如今职业足球拥有“大好形势”的表象下，一系列的场内场外问题也不时有发生，我国职业足球的现状究竟如何，将在后文中一一分析。

1. 文献研究综述

我国职业足球发展时间较短，但道路颇为坎坷，20世纪末的甲A辉煌历历在目，但21世纪初的“反赌打黑”也让中国足球跌入谷底。经历过低谷的中国足球，近几年慢慢得到了社会上的关注，人们纷纷开始反思职业足球的问题症结出现在哪里，成因是如何。众多学者认为，我国职业足球屡屡出现问题是因为经营管理体制与足球职业化改革的不相适应造成的。在国外，足球是完全按照市场规律经营的产业，而在我国职业足球很大程度上要服从行政体制的安排。而且资本家对于足球投入是一种短期行为、足球俱乐部自身的经营能力薄弱，一旦离开背后的企业支持则不能继续生存下去，许多因素影响俱乐部经营的效益。高巍认为目前我国职业足球俱乐部造血能力不强、球市萎靡不振、收入下降、亏损严重导致俱乐部难以为继。他认为职业足球的问题有俱乐部投资主体的多元化，产权不清晰，俱乐部的主体身份包括了国企、私企、股份制企业等，多利益主体导致多方经营的局面，产权十分不清晰，各投资方的权益无法得到保证；其次目前的职业足球俱乐部是高投入，低产出的行业，球员的转会和工资等费用占到了投入的四分之三左右，造成一些财力不足的俱乐部沉重的债务危机；他还认为目前我国职业足球的后备人才十分匮乏，而且职业运动员在保险、社会福利、退役安置等问题上尚未解决，我国的足球距离职业化还有很长的路要走。王黎明、郝盛国认为我国职业足球首先在品牌建设上就没有受到足够的重视，在各级足球联赛中经常出现俱乐部的名称、队徽、球场等肆意更换，很难培养市场和消费者的客户忠诚度，俱乐部长此以往会流失大量的消费中坚力量。而且顶级俱乐部的地理位置分布也不平均，以中超16家俱乐部为例，东部地区拥有14家，中西部仅拥有两家，俱乐部的所在地都是位于省会城市，难以对中国大多数的二三线城市产生影响。他们还认为我国的职业足球联赛经营水平不高，大多数俱乐部入不敷出，与欧美俱乐部相比收入结构不够合理，过度依赖门票收入，相反电视转播收入所占比例很小。多数学者对职业足球联赛运营基本是从俱乐部的产权、收入

结构、薪资水平、无形资产开发、运动员保障等角度进行研究,其中存在的问题都是反映在以上观点中。对于职业足球的发展对策,学者们认为首先是要树立好本国职业足球联赛的品牌文化,要将品牌建设和扩大市场推广度结合起来,利用不同的传媒渠道建立全方位的宣传模式等等。

2. 我国职业足球联赛与职业足球俱乐部的运营现状

2.1 中超联赛的收支状况

当下中超联赛的赞助收入近几年来是呈上升的趋势,而且根据不同的赞助金额对应不同的赞助级别。以2016赛季的中超为例,赞助费用达到了5亿人民币,而且将赞助商分为三个级别,第一级别冠名赞助商为中国平安,第二级别官方合作伙伴有NIKE、京东、IMG等大型企业,第三级别官方供应商以及合作伙伴为壳牌石油公司等。如此高额的赞助费用使得中超可以与一些知名的娱乐节目相比较,足以说明中超联赛目前在我国具有较强的市场开发能力。

其次,中超的版权包括了电视转播、著作权、特许经营权等。2015年之前,中超每年的电视转播版权仅千万,相比英超等欧洲成熟联赛,他们一个赛季的转播费用高达17.5亿英镑,是中超转播收入的300多倍。当然,英超作为一个面向全球的商业市场,他的国际化和商业化水平都很高,我们的联赛自然不足以与之相比。但是在国内,中超赛事的转播版权这几年来都有很多的媒体来为之竞价,以2014赛季中超的5000万媒体版权费用中,央视和地方卫视的转播权分别接近1000万,而新媒体的转播权接近3000万。越来越多的互联网企业开始重视赛事版权资源,PPTV和腾讯体育分别以高价收购了西甲和NBA未来五年的网络媒体版权,相比他们对国内赛事的媒体版权,可谓是小巫见大巫。2015年体奥动力以80亿的天价合同购买了中超未来5年的媒体版权,这是对中超的赛事推广最好的肯定,但是之后赛事转播资源如何实现盈利还有待观察。

2.2 中超俱乐部的收支状况

相比中超联赛,中超俱乐部整体收入情况也在不断好转,2010年至2016年中超俱乐部的收入情况连年好转,2010、2011、2012年连续三年均无俱乐部盈利。但是自2013赛季结束后,广州恒大和辽宁宏运在赛季总收支上呈现盈利,2014赛季后有5家俱乐部实现盈利。值得一提的是,2015年11月6日广州恒大足球俱乐部登陆“新三板”正式成为上市公司,成为我国职业足球运营的模范代表。然而,恒大的光芒掩盖不了其他俱乐部的亏损,自2010年开始各俱乐部每个赛季的球队投入都在不断增加,2014赛季已经达到每支球队投入高达2.5亿人民币,一方面是俱乐部的巨大投入,一方面是较大的亏损,我们的职业足球联赛至今还是一个亏本的买卖。

3. 我国职业足球赛事运营存在的问题

3.1 职业足球夹杂在政治与商业之间，难以得到长期理性发展

我国的足球水平是一张国家政治名片，历代许多领导人对于足球的发展都抱有很多期待。中共中央总书记习近平曾多次造访欧洲足球俱乐部，表达过希望国内能够学习足球发达国家的优秀经验，助力中国足球的水平再上一个台阶。他在出访墨西哥时，谈到他的三个愿望便是中国世界杯出线、举办世界杯以及赢得世界杯冠军。足球运动在我国有着庞大的群众基础，职业足球的发展在市场经济的大背景下将会增强它的竞争力，能够将职业足球资源配置趋于合理。但是足球在我国也属于准公共物品，除了商业目的之外，职业足球联赛还具有较大的公益属性，当有职业俱乐部代表国家参加洲际大赛时，就不单单是得到某一地区球迷的支持，它更是代表着国家意志和国民期待。例如广州恒大足球俱乐部两夺亚冠冠军，使得世界重新认识了中国足球，无数国人为之振奋。但是恒大一家的成功却不能掩盖资本家缺乏对于职业足球的理性认识。目前我们的职业联赛自身的造血能力不足，总体收支水平还是处于亏损，但是资本家却没有收到这点影响反而加大了投资，这看似不符合常理，但是却与政治商业目的分不开。中超的16家俱乐部皆有地产背景，然而土地的购买审批是需要经过当地政府允许的，这些地产商为了能够以更加便捷、成本更低的方式得到土地，就以投资当地足球俱乐部来投其所好，当地的足球俱乐部取得好的成绩后会提升当地的市场影响力进而吸引更多的商业投资，而且能够间接影响当地居民的生活质量，这也是当地政府十分期望的。所以地产商与政府之间一拍即合，各取所需，政府出于政治目的，希望足球能够带动地方发展、安定社会，地产商则希望讨好政府有利于自己的业务开发。这从而使得职业足球的发展变为一项短视行为，缺乏长期的整体规划，我国的职业足球发展难以得到真正的改观。

3.2 “金元足球”逻辑造成足球市场泡沫严重

“金元足球”进入我国的标志性事件就是广州恒大俱乐部的崛起。在此之前中超俱乐部的投资都在亿元以下的水平，而恒大地产在组队初期就经常豪掷百万美元吸引国家外援，更是斥资千万欧元请来了世界顶级教练里皮团队。恒大的大手笔带动了整个中超联赛的投资额，每年投资增长率都在50%以上，到2014赛季结束，各队总投资加起来已超过40亿人民币。恒大俱乐部近几年的大手笔也使其成为盈利最多球队，恒大的曝光度也频频增加，广告宣传价值也更加出色。对于一家俱乐部而言，不仅有拥有一定的球迷基础，投资与成绩也是成正比的，所以这两年的中超联赛，许多易主的俱乐部在更换股东后，在球队建设上更是不遗余力，请来的世界球星不再是已过巅峰之年的，而是当下大红大紫的球星，中超联赛的整体观赏性也比以前有了很大的提升。但是，如此高额

的投入使得我国球员市场出现了巨大的转会泡沫。中超联赛受限于知名度和水平,在邀请世界球星转会时需要付出的价钱超过了转会市场的参考价格,而且国内优秀的球员数量十分稀少,在我国足球并未完全放开外援政策的情况下,俱乐部想要得到一些优质的国内球员往往需要付出高昂的转会费。近几年国内球员的转会价格也是水涨船高,一个球员在德国转会市场的价格为25万欧元,但是在国内进行转会时往往达到了七八千万人民币,溢价比高达三十多倍。中国足协在今年年初还制定了一项限制外援数量登场以及增加U23年轻队员出场机会的政策,使得本就稀缺的优秀球员的身价将会再一次的升高,完全不符合世界转会市场规律。国内的球员也会因为国内俱乐部开出的高待遇而放弃留洋的机会,从此以往中国足球的水平很难再提高一个档次。

4. 我国职业足球赛事运营的发展对策

4.1 理性投资, 职业足球能够开源节流

前几年,大家认为投资中超是一种烧钱行为。许多小俱乐部在买卖球员上不能和财大气粗、资金雄厚的俱乐部相比,导致他们实力不济,俱乐部几经易主。例如重庆力帆多次更换球队股东、广州日之泉远走西安、梅州客家转嫁海南、上海申花几近易地昆明,这都说明中超俱乐部是一个烧钱买卖。而且中超俱乐部的薪资不断提升,外援和本土球员的薪资畸高,各队在引援谈判时虚高报价、恶性竞争,扰乱了中超整体环境,不利于长期发展。要想改变这样的情形首当其冲就是要让中超各队理性投资,先要将球队的品牌文化塑造起来,立足于打造一支有底蕴的球队,现阶段依靠外援提升联赛观赏性,但是在未来需要我们有自己的优秀球员来扩大中超在世界上的影响力,提升国家队实力。其次还有建立球队的文化,要让球迷有文化认同感,将自己融入进球队之中。再者就是建立联赛产权制度,推行现代公司的治理模式,改善俱乐部的运营和管理。要实现俱乐部资产的流动,广泛引入各类社会资本,形成具有保障的融资体制机制。最后要将联赛和俱乐部的无形资产归还给各俱乐部,调动他们的积极性和投资热情,并且足协在未来的发展中要弱化行政角色,突出服务职能,要让更多的民营企业和社会力量参与到足球的发展当中。

4.2 要让更多的媒体分享中超版权资源开发

早前,我们的中超联赛在转播权的问题上一至是不能像国外那样与企业自由谈判竞价。而是由央视在其中获得了绝对的垄断力量,央视在其他的大陆地区赛事版权购买上也有垄断优势。长期以来我国的赛事版权收入一至处于低谷,然而国外俱乐部50%的赛事收入都是来自转播权当中。中超的赛事版权也应当放宽赛事转播限制,建立转播市场的创新机制。让新媒体和传统媒体共同分享中超的赛事资源,这样也可以增加中超的媒

体市场收入。2015年的《足改》方案中也正式明确了以上建议,政策的放宽将会为中超的版权开发带来前所未有的契机,新媒体丰富的传播渠道也将更好的打造中超赛事,近几年互联网媒体纷纷收购国外优质赛事版权,他们对赛事版权的重视为中超联赛的媒介版权开发提供了前所未有的基础。目前,联赛的资源开发还严重不足,传统媒体的垄断和联赛“管办不分”的现象依然制约着版权的经营和开发,应当放开这一部分的权力制约,调动俱乐部版权开发的主动性,这样才有利于中超赛事运营体系更加完善。

参考文献

- [1]李建新、刘汉生.我国职业足球发展的特征解读与思考——以中国足球超级联赛为例[J].体育与科学,2016,(2):30-36
- [2]高巍.中国职业足球俱乐部的经营现状及发展对策研究[J].山东体育学院学报,2010,(1):28-36
- [3]王黎明、郝盛国.足球中超联赛产业发展研究[J].体育文化导刊,2014,(3):118-121
- [4]易剑东、谭刚.中国职业足球联赛的产品属性研究[J].体育科学,2013,(9):29-35
- [5]刘庆青.对我国足球俱乐部市场开发的思考[J].体育与科学,2006,27(1):76-78
- [6]中国经济网.英超时隔13年重登央视上赛季转播收入是中超340倍[EB/OL].http://finance.ifeng.com/a/20150806/13891648_0.shtml
- [7]陈静飞.我国职业足球联赛运行的研究[J].才智,2014(17)
- [8]崔国文,邹月辉.中超运动员薪酬问题分析[J].西安体育学报,2015,(3):294-304
- [9]颜强.中超商业价值报告[C]2012年全国第三届足球发展论坛,2012
- [10]王超.中超联赛发展动力研究之内在动力—经济利益[J].价值工程,2011(15):304

两型社会发展战略对经济增长的影响

——以武汉城市圈为例

霍建躲

摘要: 2007年12月,“武汉8+1城市圈”改革试验方案的实施使得武汉城市圈成为建设环境友好型社会和资源节约型社会的领头羊,本文以此为背景来研究两型社会发展战略对经济增长的影响对于加快两型社会建设、武汉城市圈建设都具有重要意义。本文选取湖北省12个城市2001~2015年相关面板数据,选取地区GDP为被解释变量,全社会固定资产投资、第二第三产业产值占比(非农产值占比)、就业人数作为控制变量,引入时间虚拟变量T、地区虚拟变量W和它们的交叉项WT,通过构建双重差分(DID)模型,研究武汉的两型社会发展战略对经济增长影响。研究发现两型社会发展战略的确能促进经济增长。针对以上结论,本文提出了关于加强武汉城市圈建设、加快实施两型发展战略的政策建议。

关键词: 武汉城市圈; 经济增长; 两型社会; 双重差分(DID)模型

1. 绪论

1.1 研究背景与意义

1.1.1 研究背景

自改革开放以来,我国经济发展迅速,但是经济发展背后却带来比较严重的环境污染问题与资源低效利用的问题。为解决经济快速发展带来环境污染问题和资源利用低下情况,十七大以来我国开始提出环境友好型社会和资源节约型社会建设的发展战略。

1.1.2 研究意义

研究两型发展战略对经济增长影响有着重要意义。改革开放以来,我国以环境恶化和资源低效利用为代价,大力发展我国经济,但是随着我国资源逐渐消耗与环境恶化,我国经济增长速度出现下滑。2007年12月武汉城市圈两型社会发展战略的实施给区域经济发展带来了新动力,为探索低消耗、低污染发展方式奠定了基础。本文以

武汉城市圈两型社会建设为例,通过研究两型社会发展战略对经济增长的影响,得出两型社会发展战略能促进经济增长,从而为加快实施两型社会发展战略来促进经济增长提供理论依据。

1.2 文献综述

目前,国内关于两型社会研究比较多,国内学者吴亚平(2008)在论文中论述了两型社会的内涵,马凯(2006)回顾改革开放二十几年来取得的成就以及背后存在的环境问题。除此之外,双重差分模型是用于评估政策效应的计量研究方法,近年来越来越广泛运用于准自然实验的政策效应评估。在国外研究文献中,有 Gruber 和 Poterba(1995)关于美国税制改革的研究以及 Bakeretal(2008)关于儿童抚养补贴福利分析的实证分析,国内学者周黎安、陈烨(2005)首次在国内对中国农村税费改革的政策效果进行实证研究等一系列关于双重差分模型的实证成果。但是目前国内较少将双重差分模型运用于两型社会研究方面,正是基于这个原因,本文从这个角度入手研究两型社会发展战略对经济增长的影响。

2.两型社会发展战略

2.1 武汉城市圈的基本概况

十七大以来,我国做出建设环境友好型社会、资源节约型社会(简称两型社会)重大战略部署,为的就是摆脱牺牲环境来发展经济的老路,探索一条不以环境为代价的经济发展模式,从而实现经济、社会与自然的和谐发展。

截止 2015 年,武汉城市圈国土面积约占湖北省国土面积的 31.2%,达 58051.9 平方公里;地区生产总值达 18535.51 亿元,由此我们可知武汉城市圈已经成为湖北省经济发展的支柱。

2.2 两型社会发展战略及其实施概述

2.2.1 经济规模

武汉城市圈自 2008 年建立以来,经济发展迅速。截止 2015 年,武汉城市圈地区生产总值达 18535.5 亿元,占全省生产总值 60%,较 2014 年 GDP 增长了 7.3%,武汉城市圈地区生产总值对于全省生产总值起推动作用。社会消费品零售总额为 8736.83 亿元,占全省总额的 62.5%,比 2014 年增加 17.2%,增幅远超全省平均增长速度,有效促进全省消费的增长,也有效带动了全省的经济发展。

2.2 产业结构

由表 2.2.2 可知在两型社会发展战略实施之后,武汉城市圈不断调整城市圈内的三大产业结构,加快转变探索出新的经济发展方式,大力建设生态园区,推动着两型社会

的建设。城市工业化进程快于全省，三大产业结构趋于优化，武汉城市圈三次产业结构比例由2008年10.9:45.5:43.6的调整为2015年的8.7:47.2:44.1，明显可以看出武汉城市圈内农业占比比重下降，非农产值比重上升的现象，这对于武汉城市圈优化产业结构提高经济发展速度发挥着重要作用，也带动其他城市圈的发展。在各个城市第三产业占比中，武汉市第三产业比重最高，达到51%。

表 2.1 2015 年武汉城市圈三大产业

城市	第一产业(亿元)	第二产业(亿元)	第三产业(亿元)	一、二、三产业比值
湖北省	3309.84	13503.56	12736.79	11.2:45.7:43.1
城市圈	1605.48	8753.28	8176.75	8.7:47.2:44.1
武汉	359.81	4981.54	5564.25	3.3:45.7:51
黄石	108.56	679.88	439.67	8.8:55.4:35.8
鄂州	84.66	422.44	222.91	11.6:57.9:30.5
孝感	259.45	705.76	491.99	17.8:48.4:33.8
黄冈	379.62	618.42	591.2	23.9:38.9:37.2
咸宁	178.59	500.47	351.01	17.3:48.6:34.1
仙桃	87.99	318.14	191.48	14.7:53.2:32.1
潜江	69.88	305.17	182.52	12.5:54.7:32.8
天门	76.92	221.46	141.72	17.5:50.3:32.2

数据来源：湖北省统计局. 湖北统计年鉴[M]. 武汉：中国统计出版社, 2016

3.研究理论模型的构建——双重差分（DID）模型

查阅有关于经济增长方面论文和文献之后，结合新古典经济增长理论，总结出影响经济增长的因素主要有以下几个：资本积累、劳动力数量、产业结构等。新古典经济增长理论认为经济增长源自于资本存量的增加和劳动力数量的增加，刘伟（2002）等学者则认为产业结构优化尤其是第三产业占比的提高能促进经济增长。因此为分析两型社会发展战略对经济增长的影响，我们选取地区GDP作为被解释变量，用来表示经济增长。除此之外，我们引入三个控制变量，即就业人数、全社会固定资产投资、第二产业和第三产业占比（非农产值占比），其中就业人数用来近似代替劳动力数量，全社会固定资产投资用来替代资本积累（投资），第二、三产业占比用来表示非农产业结构；根据双重差分模型基本思路，我们再引入三个变量：两个虚拟变量 W_{it} 、 T_{it} 和它们的交叉项 WT_{it} 作为解

释变量，其中交叉项 WT_{it} 用以检验武汉城市圈一体化建设对经济增长影响的效果。

根据前文分析和假设我们建立了如下计量模型用以刻画这些变量对经济增长的影响：

$$\ln G_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 W_{it} + \alpha_2 T_{it} + \delta_0 W_{it} T_{it} + \beta_1 \ln J_{it} + \beta_2 \ln I_{it} + \beta_3 \ln K_{it} \quad (3.1)$$

其中，就业人数的对数（ $\beta_1 \ln J_{it}$ ）控制就业人数对经济增长的影响，全社会固定资产投资（ $\ln I_{it}$ ）控制的是投资（资本）积累对经济增长的影响，第二、三产业占比（ $\ln K_{it}$ ）反映非农产业结构对经济增长的影响。

4. 两型社会发展战略对经济增长影响的实证分析

4.1 数据的收集与整理

本文选取的数据主要来源于2002~2016年《湖北省统计年鉴》中的12个市的2001~2015的相关统计数据，这12市分别为武汉城市圈内的武汉、黄石、鄂州、孝感、黄冈、咸宁和不属于城市圈的十堰、宜昌、襄阳（襄樊）、荆门、荆州、随州，部分数据来源于2002~2016年各市统计年鉴的统计数据。为更加符合数据的可比性，本文涉及到的数量上的数据，如地区生产总值和全社会固定资产投资都利用了当年公布的价格指数进行了平减。本文选取武汉城市圈内六个城市的数据而不是选取九个城市，是考虑到其他三个城市（天门市、潜江市、仙桃市）就业数据无法准确获取。

通过前文的分析，最后我们选取城市圈内六个城市作为处理组，非城市圈的六个城市作为对照组，共计12个观察值。由于城市圈两型社会建设成果需要在一个较长的时间跨度下才能更好的辨别，因此，我们选取了两型社会发展战略实施前7年数据和实施后8年的数据，共计15年的数据。

4.2 参数估计及模型调整

4.2.1 变量协整检验

在进行回归实证分析前有必要进行协整检验来证明上述变量存在协整关系。本文采用了两个检验统计量：PanelADF—Statistic 和 GroupADF—Statistic 统计量。协整检验的结果如表4.2.1所示：我们在的显著性水平5%的情况下统计量拒绝原假设，接受备择假设，因此，我们可以知道变量间存在长期均衡关系，即上述模型合理。

表 4.1 面板数据协整检验结果

项目	PanelPP	PanelADF	GroupPP	GroupADF
协整结果	-1.9329 (0.0266)	-3.6178 (0.0000)	-3.8530 (0.0000)	-3.8573 (0.0000)

注：括号内为 p 值。

4.2.2 实证结果分析

通过对模型（1）进行混合 OLS、固定效应模型回归、随机效应模型回归，并且进行固定效应 F 值检验和 Hausman 检验来判断我们使用模型的形式，回归结果如表 4.2.2。

表 4.2 两型社会发展战略对经济增长影响的回归结果

	OLS	FE	RE
_cons	0.0241 (0.7391)	-1.5877* (0.9425)	-1.3609 (1.1690)
W	-0.0990** (0.0429)	(Dropped)	-0.1159* (0.0676)
T	-0.2882*** (0.0567)	0.0085 (0.0254)	-0.0253 (0.0405)
WT	0.0213 (0.0545)	0.0485** (0.0210)	0.0369 (0.0355)
$l_n I$	0.6086*** (0.0273)	0.5327*** (0.0128)	0.5518*** (0.0206)
$l_n K$	0.1951 (0.2017)	1.1802*** (0.2209)	1.017434*** (0.281542)
$l_n J$	0.1826*** (0.0332)	-0.0191 (0.0153)	0.0182 (0.0226)
Adjusted R2	0.9460	0.9921	0.9563
F 值	523.1984	1409.434	653.4268
固定效应 F 值	119.5647	固定效应 P 值	0.0000
Hausman 检验值	68.2654	Hausman 检验 P 值	0.0000

注：1.*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著

2.括号内为标准差

根据上述结果我们选取固定效应模型作为最终模型。从上表的回归结果我们可知政策变量 WT 的系数 δ_0 为 0.0485，说明两型社会发展战略的实施对地区 GDP 增长有 4.85% 的贡献，表明两型社会发展战略能够促进经济增长。除外之外，观察其余两个控制变量的系数， $l_n I$ 的系数 β_2 为 0.53，说明在其他条件不变情况下，全社会固定资产投资每增加 1%，地区生产总值便会相应增加 0.53%。

5. 研究结论与政策建议

5.1 研究结论

通过对两型社会发展战略对经济增长影响的实证分析发现：两型社会发展战略的实施能够提高经济增长率，推动武汉城市圈的经济发展。同样，本章的实证结果还验证了上面理论的部分结论，即：全社会固定资产投资的增长和非农产值占比的提高与经济增长成正相关关系。因此，本文通过理论模型分析两型社会发展战略对经济增长影响得出的结论得到了实证的检验，说明本文模型的推导和结论是合理的，具有一定的现实意义。

5.2 政策建议

武汉两型社会建设旨在加强城市区域合作和信息共享，从而促进武汉城市圈内城市的经济增长能力。由理论分析和实证检验结果发现：社会固定资产的增加、非农产值占比比例的提高能促进经济发展。由以上研究结论，对于加快城市经济发展，更好实施两型社会发展战略，有以下两个方面的重要政策启示。

5.2.1 加快武汉城市圈区域经济合作

目前武汉城市圈经济增长率较高，但是城市之间差距较大，不同城市之间产业结构差异较大，城市圈内城市发展水平参差不齐，武汉市在武汉城市圈占有的地位太过突出，这不利于武汉城市圈整体发展和建设，也不利于两型社会发展战略的平衡发展。因此，有必要加强城市圈内城市之间协调，让圈内其他城市经济结构和经济增长率趋同于武汉市，投资、消费、就业等要素更多向经济增长率相对滞后的城市倾斜，从而达到武汉城市圈区域经济一体化发展，更好实现两型社会发展的目标。

5.2.2 政府加大对武汉两型社会建设的投资推动城市圈建设

作为两型社会发展战略改革试验区，武汉城市圈的建设好坏与否关系两型社会发展战略未来的发展前景，也为未来更好建设两型社会奠定基础，因此政府有必要继续加大对武汉两型建设的投资，推动城市圈更快更好地发展，这也有助于为以后其他城市圈的建立和建设，从而更好拉动经济增长。

参考文献

[1]李鸿.论城市圈建设与区域经济协调发展—以武汉市为例[J].学术论坛,2011,34(9):115~119

[2]曹骥贲,吴老二.城市圈可接近性与城市经济增长—以珠三角、武汉城市圈为例[J].开放导报,2006(3):75~79

[3]鲁文彬,花俊.武汉城市圈金融产业集聚与经济增长—基于2001~2010年数据的

实证研究[J].海南金融,2011(10):33~37

[4]李洁,张天顶.武汉城市圈固定资产投资的资金需求分析—基于经济增长的视角[J].理论月刊,2012(1):131~134

[5]周黎安,陈烨.中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J].经济研究,2005(8):44~53

[6]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

[7]马凯.发展循环经济建设资源节约型和环境友好型社会[J].求是,2005(16):7~9

[8]陈小卉.都市圈发展阶段及其规划重点探讨[J].城市规划,2003,27(6):55~57

[9]徐文鑫.我国省直管县体制对城镇化的影响研究[D].浙江:浙江大学,2015

[10]刘伟,李绍荣.产业结构与经济增长[J].中国工业经济,2002(5):14~21

[11] Lee M J, Kang C. Identification for difference in differences with cross-section and panel data[J].Economics Letters,2006,92(2):270~276

[12] Donald S G, Lang K. Inference with Difference-in-Differences and Other Panel Data[J].Review of Economics & Statistics, 2007, 89(2):221~233

产业经济与企业 管理

基于主成分分析法的电商上市公司财务绩效评价

钟龙根

摘要：近年来，网络信息技术迅猛发展，为电子商务企业的成长提供了有力的支撑，电子商务成为了一个富有活力和吸引力的新兴产业。电子商务上市公司的财务绩效在某种程度上是电子商务行业的晴雨表，研究其财务绩效并进行评价，一方面可以较为直观的反映出电子商务上市公司的经营状况和发展趋势，另一方面也能够从侧面体现整个电子商务行业的表现和前景。

本文主要以实证研究为基础，数据基于2016年的深、沪两市电子商务上市公司的指标数据，主要包括了偿债能力、成长能力、营运能力和盈利能力这四个一级指标；接着复相关系数方法、聚类分析法被我们采用来建立财务绩效评价的指标体系；针对原始指标的维度过大，主成分分析法用于指标的降维，并计算得到各个公司的相关主成分得分，从而得出综合得分；最后对电商上市公司进行综合评价和分析。本文期望能够为投资者提供有效的衡量标准，为客观评价电子商务上市公司财务绩效提供参考，也为电子商务上市公司改善其经营管理方式提供依据。

关键词：电子商务；聚类分析；主成分分析法

1. 前言

随着我国经济和信息技术的持续发展，电子商务领域发生了翻天覆地的变化，不管是互联网技术还是用户体验都达到了一个新的高度，电商正步入一个创新、发展、变革的电商大时代。《2015年度中国电子商务市场数据检测报告》显示：我国在2015年中，电子商务平台的总交易额达到了18.3万亿元，同比增长了36.5%，增幅上升达到5.1%。在2016年出台的“十三五规划”中，明确指出了要将电子商务作为我国信息化推进过程中的重大工程之一，大力发展电子商务的基础设施建设，助推电子商务领域的创新发展。毫无疑问，电子商务作为推动中国经济持续增长，助力产业转型升级的新引擎，是我国经济发展不可缺失的重要一环，电子商务公司运转的好坏对我国经济健康状况产生

了一定程度的影响。电子商务上市公司的一年内经营业绩可以形成数字化的年度财务报表,但其中涉及的财务指标众多且提供的都是单一的财务指标,缺乏系统、直观、综合的评价体系。因此,需要在财务绩效评价中对指标考察全面,并运用主成分分析法对指标进行降维,最后采用复合因子对电商上市公司的财务绩效进行评价。

刘艳(2006)^[1]对28家上市的电子元器件制造业进行了研究,运用层次分析进行实证,并采用聚类的方法进行指标的筛选。接着,赵雯(2015)^[2]对江西上市公司的财务指标进行了分析,主要运用的是主成分分析方法对复杂的财务指标进行降维。张立军、罗珍(2008)^[3]针对复杂的上市公司的财务绩效指标,采用了系统聚类方法划分大类,采用相关分析划分子类的方法。Yongchen li,qin zhang(2011)^[4]选取了12家房地产公司作为样本,主成分分析被用于处理复杂的维度,进行降维处理,解决了数据量大、指标复杂的问题。随后, Ioan Bogdan Robu, Costel Istrate(2015)^[5]运用了主成分分析方法研究罗马尼亚布加勒斯特证券交易所2006至2011年的符合国际财务准则的上市公司财务数据。

综上,主成分分析方法和系统聚类方法用的较多,但较多文献将他们独立运用进行研究,很少有研究将二者结合起来。本文首先利用聚类分析方法进行指标的初步筛选,在运用主成分分析方法进行降维从而得到综合得分进行排序,具有一定的研究价值。

2.电子商务上市公司绩效评价体系的构建

2.1 指标的初步选取

本文依据相关性、合理性、代表性、全面性、可靠性、科学性原则建立电子商务上市公司的财务绩效指标体系,查阅有关文献,从公司的四个层面,包括成长能力、盈利能力、营运能力和偿债能力,选取了近20个初始指标。

(1) 盈利能力指标

X1:每股收益, X2:主营业务利润率, X3:总资产报酬率, X4:净资产收益率, X5:成本费用利润率

(2) 偿债能力指标

X6: 流动比率, X7:速动比率, X8:现金比率, X9:产权比率, X10:资产负债率;

(3) 营运能力指标

X11:存货周转率, X12:固定资产周转率, X13:流动资产周转率, X14:营运资金周转率, X15:总资产周转率;

(4) 成长能力指标

X16:每股收益增长率, X17:营业收入增长率, X18:净利润增长率, X19:净资产增长率, X20:总资产增长率。

2.2 样本数据来源及初步处理

2.2.1 数据来源

为确保数据的客观性和可得性, 本文的样本主要是 2016 年之前沪深两市上市的电子商务公司。在选取样本的过程中, 删除一家停牌公司, 以及财务数据确实的三家公司, 48 家上市公司作为研究样本, 以 2016 年的年报数据为考察区间。

本文所使用的数据主要来源于同花顺 iFind 经济金融数据库及新浪财经网, 数据经过了我们的归纳整理。

2.2.2 数据正向化处理

指标分为两类, 分别是正向指标和适度指标。在筛选得到的 12 个指标中, 适度指标包括现金比率、速动比率和资产负债率, 其余的都是正向指标。因此, 为使结果有效且科学, 对适度指标进行正向化处理。转换公式如下。

$$X'_{ij} = -|X_{ij} - \bar{X}_j| \quad (2.1)$$

其中, X_{ij} 表示样本 i 下指标 j 的数据, \bar{X}_j 是指标 j 的平均值, X'_{ij} 是经过正向化处理后的数据。

通过上述公式, 便可对速动比率、现金比率和资产负债率进行正向化处理。

2.2.3 数据标准化处理

数据的标准化处理主要是为了消除不同量纲对于后续数据处理的影响, 对于上市电商公司的财务绩效评价更加合理

采用 Z 得分方法将数据标准化, 公式如下。

$$Z = \frac{X - \mu_x}{\delta_x} \quad (2.2)$$

其中, Z 是经过标准化后的数据, μ_x 是 X 的期望值, δ_x 为 X 的标准差。本文选择将 12 个指标变量标准化为均值为 0, 标准差为 1 的数列。

2.3 财务绩效指标的聚类分析及筛选

本文在实证过程中, 对盈利能力、偿债能力这些指标群采用 R 型聚类。如果某类包含两个及以上的指标, 通过线性回归计算子类中每个指标与指标群中其余指标间的复相关系数, 选取复相关系数较大的指标进入指标体系。最后选出的指标独立性高, 信息冗余低, 且具有很好的代表性。

本文将上述选取的盈利能力指标群下的五个指标进行 R 型聚类, 得到 SAS 输出的表 2-1 及图 2-1 的聚类结果。

表 2-1 盈利能力指标群三个子类的 R-square 表

Cluster	Variable	Own Cluster	Next Closest	1-R ² Ratio
Cluster1	x3	0.9525	0.3460	0.0727
	x4	0.9525	0.3601	0.0743
Cluster2	x2	0.8493	0.0949	0.1665
	x5	0.8493	0.1931	0.1868
Cluster3	x1	1.0000	0.3706	0.0000

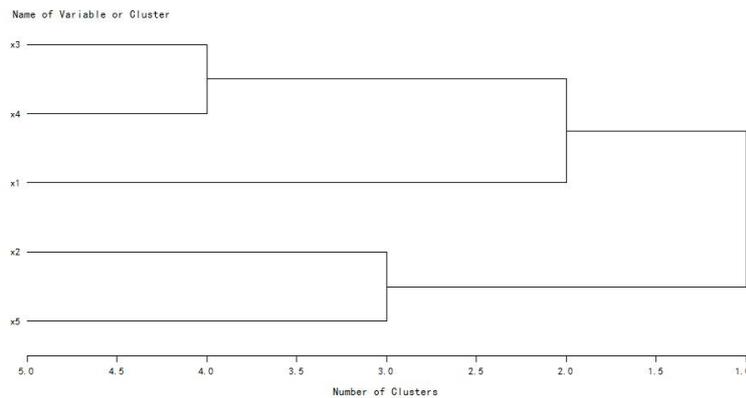


图 2-1 盈利能力指标聚类结果

在表 2-1 中，Own Cluster 是某个成分与类成分内部指标之间相关系数的平方，它的值越高，说明相关性越强，越应该归为同一类；Next Cluster 表示某指标和相邻的类之间的相关系数的平方，1-R²Ratio 由统一横行的数据求得，这些值越小，表示当前的分类结果越合理。

首先，由表 2-1 中可以看出，第 3 列 (Own Cluster) 的值较大，第 4 列 (Next Closest) 和第 5 列 (1-R² Ratio) 的值都比较小。另外，指标变量总体变异的 92.07% 能够被类所解释，远远大于 75%，说明分成三类效果较好也较为合理，故选择将指标分为三类。

其次，从图 2-1 中可看出将指标分为三类时，指标 X1 独自成为一类。X3 和 X4 为一类； X2 和 X5 成为一类。求 X2、X5 对其他四个变量的复相关系数 R：R₂=0.731、R₅=0.754，X2 的复相关系数比 X5 大，X2 入选；求 X3、X4 对其他四个变量的复相关系数 R：R₃=0.911、R₄=0.917，X4 的复相关系数比 X3 大，X4 入选。最终，X1、X4、X5 作为盈利能力的代表性指标加入到财务绩效评价的指标体系。

采用相同的方法，筛选偿债能力指标群中的 X7、X8、X10 进入最终的指标体系中。筛选运营能力指标群中的 X12、X14、X15 进入最终的指标体系中。筛选成长能力指标群中的 X17、X18、X20 进入最终的指标体系中。

综上，财务绩效评价指标体系如表 2-2 所示。

表 2-2 财务绩效评价指标筛选结果

指标类型	代码	指标名称
盈利能力	X1	每股收益
	X4	净资产收益率
	X5	成本费用利润率
偿债能力	X7	速动比率
	X8	流动比率
	X10	资产负债率
运营能力	X12	固定资产周转率
	X14	营运资金周转率
	X15	总资产周转率
成长能力	X17	营业收入增长率
	X18	净利润增长率
	X20	总资产增长率

3. 电子商务上市公司财务绩效评价实证研究

3.1 数据检验

应用主成分分析法之前，需要检验数据是否适用于这个模型。KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) 检验用于标胶两个变量间的相关系数和偏相关系数。Bartlett 球型检验用于检验数据之间的相关性，当 P 值小于一定置信水平时，数据之间就存在一定的相关性。基于样本数据，两种检验的结果如表 3-1 所示。

表 3-1 KMO 检验和 Bartlett 球型检验的结果

Kaiser-Meyer-Olkin 测量取样适当性		.716
卡方统计量		200.862
Bartlett 的球形检定	自由度	76
	显著性	.000

如表 3-1 所示, KMO 值为 0.616 大于 0.5, 这说明筛选的指标体系用主成分分析方法来处理是合理的。同时 Bartlett 球型检验的 P 值为零, 说明相关系数矩阵存在显著的差异, 这个结果也支持主成分分析方法适合处理样本数据这一结论。

3.2 旋转因子载荷矩阵及主成分命名

运用 SPSS 软件处理样本数据, 进行主成分分析, 旋转后的因子载荷矩阵的结果如表 3-2 所示。

表 3-2 旋转后的因子载荷矩阵

	Factor1	Factor2	Factor3	Factor4
x1	0.17333	0.17468	0.73591	0.21277
x4	0.50084	0.14418	0.70447	0.15517
x5	-0.05525	0.07484	0.77662	-0.44864
x7	0.06520	0.94709	0.15078	0.12892
x8	-0.02033	0.95500	0.10535	0.05132
x10	0.70053	0.31004	-0.03371	-0.27541
x12	0.29605	0.15683	-0.01198	0.70983
x14	-0.17645	0.00346	0.06519	0.75112
x15	0.41454	0.27201	-0.53029	0.56976
x17	0.70536	-0.11323	0.20544	0.28210
x18	0.76401	0.15577	0.00140	0.14097
x20	0.68247	-0.28726	0.19168	-0.04423

如表 3-2 所示, 每个变量都能够在某个主成分上具有较大的载荷, 因此, 主成分的命名会更简单。

(1) 第一主成分主要与每股收益增长率、资产负债率、总资产增长率和营业收入增长率相关。以上四个指标体现了电子商务上市公司的发展能力, 第一主成分可以命名为发展能力, 记作 F1。

(2) 第二主成分主要与现金比率和速动比率相关, 是公司偿债能力的体现, 第二主成分可以被命名为偿债能力, 记作 F2。

(3) 第三主成分主要和净资产收益率、每股收益和成本费用利润率有关, 体现了公司的盈利能力, 这个主成分可以命名为盈利能力, 记作 F3。

(4) 第四主成分主要与营运资金周转率、固定资产周转率和总资产周转率相关, 是公司运营能力的体现, 第四主成分可以命名为公司的运营能力, 记为 F4。

3.3 主成分得分及排名

如表 3-3 是主成分分析的特征向量, 即主成分分析模型中的系数。

表 3-3 主成分的特征向量

	Prin1	Prin2	Prin3	Prin4
x1	0.2859	0.2884	0.0849	0.3856
x4	0.3979	0.2994	-0.0619	0.2324
x5	0.0439	0.5889	0.1136	0.0887
x7	0.3160	-0.0216	0.5467	-0.1275
x8	0.2593	-0.0139	0.5811	-0.1724
x10	0.3099	0.0857	-0.0899	-0.5115
x12	0.2988	-0.3081	-0.0189	0.3033
x14	0.0851	-0.2801	0.0777	0.5675
x15	0.2593	-0.5258	-0.0303	-0.1082
x17	0.3562	-0.0004	-0.3249	0.0738
x18	0.3849	-0.0613	-0.2018	-0.2084
x20	0.2370	0.1369	-0.4216	-0.0848

由此表可以得出各主成分得分的线性表达式如下:

$$F1=0.2859X1+0.3979X4+0.0439X5+0.3160X7+\dots+0.2370X20 \quad (3-1)$$

$$F2=0.2884X1+0.2994X4+0.5889X5-0.0216X7+\dots+0.1369X20 \quad (3-2)$$

$$F3=0.0849X1-0.0619X4+0.1136X5+0.5467X7+\dots-0.4216X20 \quad (3-3)$$

$$F4=0.3856X1+0.2324X4+0.0887X5-0.1275X7+\dots-0.0848X20 \quad (3-4)$$

对这几个主成分指标进行加权平均化处理, 得到综合的财务绩效得分:

$$F=0.3773F1+0.2558F2+0.2278F3+0.1391F4 \quad (3-5)$$

根据综合的财务指标, 计算每个上市公司的综合财务绩效得分, 结果如表 3-4 所示 (前一列为得分, 后一列为排名)。

表 3-4 电子商务上市公司主成分得分及排名

name	发展能力 F1		偿债能力 F2		盈利能力 F3		运营能力 F4		综合 F	
	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名
蓝盾股份	2.8335	4	2.6714	2	-1.2765	34	-1.6061	36	1.2382	1
森马服饰	0.9137	8	1.4732	7	1.3099	3	0.5859	9	1.1015	2
青岛金王	2.2502	5	0.7242	13	0.1097	22	-0.0049	19	1.0586	3
三六五网	0.3286	14	1.4403	8	1.3761	2	1.5805	3	1.0257	4
深圳华强	2.0805	6	0.7222	14	-0.2407	29	0.102	17	0.9291	5
焦点科技	0.0116	18	1.7887	6	0.8764	9	1.5905	2	0.8828	6
跨境通	4.4333	1	-1.3832	31	-1.7811	36	-0.4409	26	0.8518	7

续表

name	发展能力 F1		偿债能力 F2		盈利能力 F3		运营能力 F4		综合 F	
易见股份	3.6425	2	-1.3162	30	-1.2372	33	0.6272	8	0.843	8
东方财富	-1.2417	32	3.044	1	2.0854	1	-0.5019	29	0.7154	9
欧浦智网	1.6366	7	0.2978	16	-0.0416	26	0.1987	15	0.7119	10
搜于特	2.8658	3	0.0676	18	-1.4216	35	-0.496	28	0.7057	11
青青稞酒	-0.37	24	1.7991	5	0.8622	10	0.4322	13	0.5771	12
宝鹰股份	0.5552	12	-0.276	23	0.6311	15	0.92	7	0.4106	13
赫美集团	0.7419	10	0.7778	11	-0.7808	32	0.4486	12	0.3634	14
全通教育	0.0999	17	0.4629	15	0.6643	14	0.1453	16	0.3276	15
刚泰控股	0.8539	9	-0.2894	24	0.3191	19	-0.4866	27	0.2532	16
友阿股份	-0.3357	22	-0.1335	20	0.6845	13	1.352	4	0.1832	17
小商品城	-0.7738	29	1.8488	4	0.1225	21	-0.2207	23	0.1782	18
海印股份	-0.7453	28	0.937	10	0.909	7	-0.1112	20	0.1501	19
宏图高科	0.2876	15	-0.9031	29	0.971	5	-0.2115	22	0.0693	20
怡亚通	0.5583	11	-2.836	37	0.3521	18	3.5189	1	0.0549	21
拓维信息	-1.5561	34	1.4067	9	0.7156	11	0.5032	11	0.0057	22
海鸥卫浴	0.3508	13	-0.4786	25	0.6217	16	-1.2225	34	-0.0185	23
探路者	-0.6719	27	-0.2325	22	0.9541	6	0.0683	18	-0.0861	24
广联达	-0.3439	23	2.187	3	-3.1475	37	0.5549	10	-0.2102	25
亿阳信通	-1.0608	30	0.7271	12	-0.2401	28	-0.3372	24	-0.3159	26
快乐购	-0.2268	21	-1.5687	33	1.064	4	-0.7164	30	-0.3441	27
辉丰股份	-0.1488	20	-0.6914	27	-0.0637	27	-0.7798	31	-0.356	28
高鸿股份	0.206	16	-2.3516	36	0.4755	17	0.3658	14	-0.3646	29
苏宁云商	-0.5666	25	-1.7328	34	0.0818	24	-0.87	32	-0.7594	30
美邦服饰	-0.5971	26	-1.5511	32	0.2277	20	-1.5376	35	-0.7841	31
步步高	-1.4	33	-0.6139	26	0.1046	23	-1.7299	37	-0.902	32
五矿发展	-1.1725	31	-3.2464	38	0.885	8	1.1706	5	-0.9084	33
新华都	-0.0551	19	-1.7711	35	-0.4374	31	-2.5684	38	-0.9307	34
摩恩电气	-2.6335	35	-0.1529	21	0.7044	12	-0.9325	33	-1.002	35
三维工程	-3.6651	37	-0.0913	19	0.0168	25	-0.1628	21	-1.425	36
号百控股	-3.0471	36	-0.8668	28	-0.4027	30	-0.3682	25	-1.5143	37
生意宝	-4.0383	38	0.1108	17	-6.0535	38	1.1404	6	-2.7157	38

3.4 结果分析

本文结合雷达图对电子商务上市公司四个方面的主成分进行分析。雷达图的特点是有三个同心圆，最小的圆代表最小值；中心圆代表最小值+1/2 极差；最大圆代表最大值。

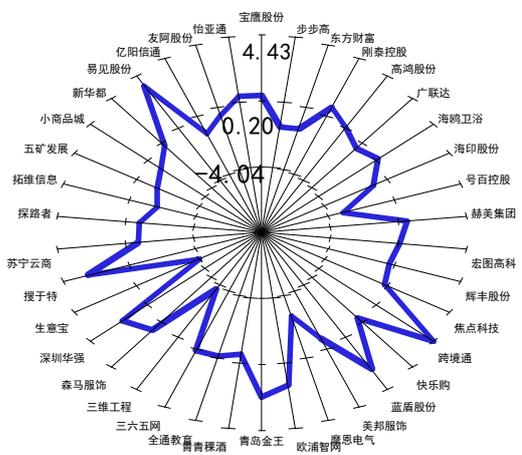


图 3-1 发展能力雷达图

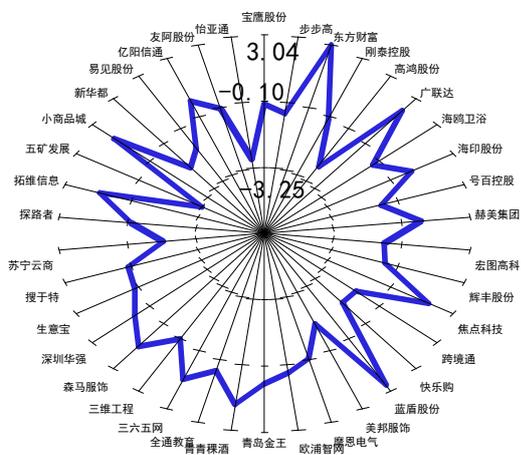


图 3-2 偿债能力雷达图

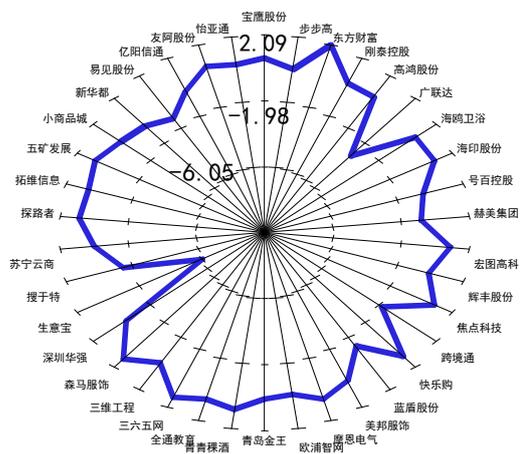


图 3-3 盈利能力雷达图

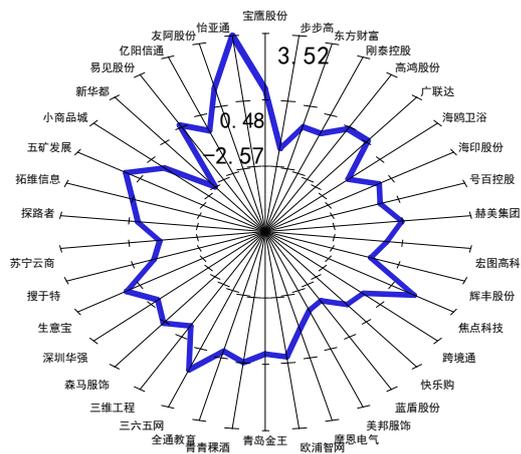


图 3-4 营运能力雷达图

(1) 发展能力分析。我们发现所有公司中有 18 家发展能力的得分为正， 20 家为负，得分为正的公司综合排名基本能够排在前 20 以内。从图 3-1 发展能力雷达图中可以看出电子商务公司的发展能力大体较强，大部分得分分布在中心圆附近，分在小圆与中心圆之中的公司，应分析造成自身发展能力弱的原因，从而有针对性的调整公司战略。

(2) 偿债能力分析。电子商务上市公司偿债能力得分为正同样的有 18 家，其余 20 家得分为负，得分都在 1.4 以上排名前 9，排名靠后的公司得分小于 1。得分最高的东方财富主要提供互联网金融服务，流动资产较多，货币资金较为充裕；而得分最低的五矿发展主营冶金原材料和钢材，存货多，流动资产较少，流动负债相对较大。

(3) 盈利能力分析。电子商务上市公司的整体盈利水平较好，将近三分之一的公司成绩在平均线上，25 家公司得分为正，其余 13 家得分为负。从图 3-3 的盈利能力雷

达图可以看出,除生意宝得分(-6.05)显著偏低外,其余电子商务上市公司盈利能力基本处于中等偏上的水平,侧面体现了电子商务行业在市场上具有一定的分量,具有相当规模的用户。

(4) 营运能力分析。在营运能力上,有18家电子商务上市公司得分为正,剩下20家为负,得分的极差和方差与其他三个能力相比最小。排名第一的怡亚通比第二名焦点科技高出将近两分,营运能力相当突出。从图3-4 营运能力雷达图中也可以看出,电子商务上市公司的营运水平大体都处在中心圆上附近,公司之间的差距较小。

4. 结论

评价上市公司的财务绩效一直以来都是一个热点问题,评价方法的选取与结果是否客观真实密切相关。首先,本文运用聚类分析的方法从四个一级指标,营运能力、偿债能力、盈利能力和成长能力下属的20个二级财务指标选择了12个指标,接着采用了主成分分析法构建了一个财务绩效的评价模型对上市的电子商务公司进行综合评价,并给出排序。

本文针对分析出的上市电子商务公司的综合评分和排序给出如下建议:第一,上市的电子商务公司要对未来的发展目标和方向有一个正确的定位,制定合理的战略规划。同时,关注市场最新动态,对公司的战略做出及时调整。第二,财务管理能力也是需要强化的,建立综合的财务绩效评价体系和相关风险预警机制,有效地反馈公司在盈利、偿债和营运等方面存在问题,把企业的财务风险降到最低。

参考文献

- [1]刘艳,基于 AHP 加权主成分分析的企业绩效评价研究[D]:哈尔滨工业大学,2006
- [2]赵雯,江西省上市公司财务绩效评价与分析[D].华东交通大学,2015
- [3]张立军,罗珍.上市公司经营业绩评价指标的筛选方法[J].统计与决策,2008,2008(18): 63-64
- [4] Li Y, Zhang Q. The Application of Principal Component Analysis on Financial Analysis in Real Estate Listed Company[J]. Procedia Engineering, 2011, 15:4499-4503.
- [5]Ioan Bogdan Robu, Costel Istrate, Procedia Economics and Finance[J]. ResearchGate, 2015,20:553~561

图书行业实行转售价格维持制度合理吗？

朱乐维

摘要：当今世界各国的图书定价策略均有不同，多数国家如美国、英国、比利时、捷克、芬兰、冰岛、爱尔兰、波兰、瑞典、瑞士等实行的是自由价格体系；而我国现行制度是转售价格维持制度（Resale Price Maintenance），即上游的生产商（图书出版商）与下游的零售商（图书经销商）达成一致协议限定最终零售价格水平的行为。这一行为出现了诸多反对的声音，认为限定图书定价会使消费者福利受损，使制造商获取消费者最大的剩余。但在90年代末，英国取消定价销售、日本“弹性执行”定价销售之后，这两国的图书业收入却惨遭滑铁卢。图书为什么会需要限定零售价格呢？为了解决这一问题，本文通过建立服务模型分析，并在模型中引入两种不同类型的消费者：“比较型消费者”和“忠诚型消费者”。得出了在市场中“比较型消费者”较多时应通过实行转售价格维持制度提高服务水平，使得社会总福利提升。这一结论也能为我国未来图书定价的前景做出判断，并期为相关立法执法机关在对图书定价相关案件裁决时提供理论依据。

关键词：图书定价；转售价格维持；消费者类型

1. 引言

近年来，我国的图书产业一直不断蓬勃发展，这与近年来我国大力提倡发展文化产业的相关方针政策是分不开的。但是，在图书产业繁荣发展下仍存在着诸多问题，其中屡被提及的是图书行业的转售价格维持行为。自20世纪70年代以来，越来越多的国家取消了图书市场的限定零售价行为，转向自由市场定价。但在2010年1月8日，由中国出版工作者协会、中国书刊发行业协会、中国新华书店协会制定颁布的《图书公平交易规则》通过我国相关部门的审议、修改后正式出台。在该交易规则中第二十二条规定：“新版图书出版一年内进入零售市场时需按图书标定实价销售，不得打折销售”。第二十三条规定：“在特殊情况下，经销商可以进行优惠促销，但是不得低于版权页定价的85%。”这一规则的出台引发了学者及相关从业者的纷纷评论。支持者认为《图书公平交易规则》的提出是图书行业继续平稳发展的必然要求，图书行业应该以行业自律的方法

来解决该行业中普遍存在的道德缺失的问题。反对者多从法律角度出发,认为这一规则实际上就是一种价格垄断协议,违反了《中华人民共和国反垄断法》的许多规定,其条文背后隐藏的是对消费者基本权益的侵犯,如果消费者的公平交易权和自主选择权被侵害,那么在该规则实施的基础上建立起的公平公正的出版市场竞争秩序有何意义?

2.文献综述

在图书市场中实行转售价格维持这一行为是否有利于市场健康发展呢?对此,不同学者对此给出了不同的见解:

段宏磊,邱隽思(2012)认为若允许图书行业实行转售价格维持制度。很可能导致的结果是出版社通过定高价,将经销商的利润空间扩大。经销商为获得这一部分高额的利润,与出版社合谋,达成排他或其他不利于市场健康发展的行为。长此以往,图书市场很可能变成“柠檬市场”。

Telser(1960)认为制造商实行转售价格维持,是为了促使零售商提升服务水平。当制造商不实行转售价格维持时,零售商进行自由的价格竞争。提供服务的零售商由于成本高,因此价格高。而这些零售商所提供的服务很可能被那些不提供服务价格低的零售商所“搭便车”。这样一来,零售商就没有动机再提供服务了。而实行转售价格维持制度,限定了价格,就能够使得零售商通过服务水平进行竞争,从而使消费者获得更好的服务体验。

Krishnan和Winter(2007)认为由于图书市场中存在着诸多不确定性,而正是由于这种不确定性使得图书经销商会采购相对较少数量或者较少类别的图书。这一行为显然是对消费者不利的。但如果能实行转售价格维持,限定零售价格,就能使得经销商有稳定的利润空间,这样一来,经销商就会有动机充分购买并且销售较多的图书。

张涛(2015)认为图书行业实行转售价格维持制度体现行业协会保护出版行业健康发展的用意。在他看来,图书行业中最为核心的价值其实在于作者的文化创作。但这种价值很大程度上是需要图书的销量和能给作者带来的利润的。而图书出版具有较为明显的规模经济特征,其边际成本会在很大程度上呈现持续下降的趋势。所以,只有图书产品的销售超出其成本印数之后,才能够实现盈利。

综上所述,学者们批判图书行业实行转售价格维持的理由主要在于担心出版社很可能会与图书经销商实行合谋,损害消费者利益;支持的学者从服务、需求不确定性、维持行业健康发展等方面对图书市场进行转售价格维持制度予以支持。但以上学者均未考虑到消费者类型可能会对制造商实行转售价格维持的效果产生影响。由于市场上贩卖的书籍种类繁多,因此会吸引不同类型的消费者进行购买:有的消费者可能并不需要那么

多零售商的服务,他们在购买前就已经做好足够的功课,知道自己需要哪本书籍;有的消费者可能只是随机光顾书店,在购买前并不知道需要哪种类型的书籍,或者是他们知道自己所需要购买书籍的类型,却不知道具体该买哪一本,此时就需要导购人员的介绍与推荐。对于这一部分消费者来说,很可能正是由于销售人员的推荐促成了他们的购买行为。而提供服务是需要成本的,如果不限定图书的价格,一味地进行价格竞争,那么消费者在购买前对书籍的了解度会大大降低——这种信息不对称显然是不利于消费者的。如果将消费者类型纳入到图书定价的模型中,或许能对图书市场实行转售价格维持制度有一个更强有力的解释。基于此,笔者构建了下述模型,即将经销商的服务等级作为销售模型中的一个变量,考虑限定价格是否会对服务的变化产生影响。

3.基本模型

3.1 模型假设

本文沿用现有文献中标准的单制造商双零售商的建模设定(如 Winter, 1993; Schulz, 2007; Montez, 2015)。制造商的有不变的边际生产成本,标准化为零,其他成本不影响这里定价和零售商服务选择的决策,因此不考虑。假设两个零售商 $i \in \{1,2\}$ 之间是垄断竞争的,且零售商不仅在零售价 P_i 上竞争,也在服务水平 S_i 上竞争。假设服务成本为 $cS_i^2/2$, 除此之外没有运营成本。

为了从效用函数推导需求函数,假设每个消费者一次只购买一件产品。这在图书行业也是比较现实的假定,毕竟大多数人不会一次购买多本一样的书。为了使模型精炼,笔者对消费者异质性进行简化,假设只有两类消费者。一类消费者的搜寻或转换成本极高,对其偏好的零售店是忠诚的,称为“忠诚型消费者”;另一类消费者的搜寻或转换成本较低,对零售店没有特别的偏好,总是货比三家,到处比较后再购买,称为“比较型消费者”。假设“忠诚型消费者”的保留效用 U_a 均匀分布在 $[0, \bar{U}_a]$ 上,则这一类消费者的总数即为 \bar{U}_a 。从零售商 i 处购买的“忠诚型消费者”的效用为 $U_a + \eta S_i - P_i$, 而“比较型消费者”的效用为 $U_b + \delta S_i - P_i - t_x$, 其中 U_a 、 U_b 表示消费者直接从产品中得到的效用, η 、 δ 为非负参数,代表了这一类消费者对服务的重视程度, t_x 代表在零售商差异化的空间模型中的消费者到零售商 i 的交通成本或搜寻成本。假设“比较型消费者”的数量为 β 。由此可以得到零售商 i 的需求函数为:

$$D_i(P_i, P_{-i}, S_i, S_{-i}) = U_a + \eta S_i - P_i + \frac{\beta}{2} \left[1 + \frac{\delta}{t} (S_i - S_{-i}) + \frac{1}{t} (P_i - P_{-i}) \right] \quad (3.1)$$

假定制造商的策略集为批发价 w_i , 一次总付的加盟费 F_i , 以及在允许用转售价格

维持时的零售价格 P_i 。这样的设定一方面避免了双重加价问题，一方面也可以模拟数量折扣的使用。于是零售商 i 的利润可表示为：

$$\pi_i(P_i, P_{-i}, S_i, S_{-i}) = (P_i - w_i)D_i(P_i, P_{-i}, S_i, S_{-i}) - \frac{cS_i^2}{2} - F_i \quad (2)$$

制造商利润则可以表示为：

$$\Pi = \sum_{i=1}^2 (w_i D_i + F_i) \quad (3)$$

为了避免均衡不存在的尴尬，假设所有利润函数都是严格的凹函数，具体来说即是 $c\left(1 + \frac{\beta}{2\tau}\right) > \max\left(\eta, \frac{\delta\beta}{2\tau}\right) \cdot \left(\eta + \frac{\delta\beta}{2\tau}\right)$ 。下面的部分将首先在有转售价格维持和无转售价格维持的情况下分别求出均衡解，然后进行福利的计算和比较。

3.2 价格与服务水平的比较均衡

首先暂时假设制造商可以直接控制零售价格和服务水平，然后再求出能实现该最优服务水平的批发价格。制造商选择 P^{RPM} 与 S^{RPM} 最大化其利润，最优化的一阶条件为：

$$2U_a + \beta + \eta(S_1 + S_2) - 4P = 0 \quad (4)$$

$$P\eta - cS_i = 0 \quad (5)$$

由此可得

$$S^{RPM} = \frac{(U_a + \frac{\beta}{2})\eta}{2c - \eta^2} \quad (6)$$

$$P^{RPM} = \frac{(U_a + \frac{\beta}{2})c}{2c - \eta^2} \quad (7)$$

接下来再求能达到 S^{RPM} 的 w^{RPM} 。考察给定 w_i 与 P^{RPM} 下，零售商的服务决策：

$$(P^{RPM} - w_i)\left(\eta + \frac{\delta\beta}{2\tau}\right) - cS_i = 0 \quad (8)$$

代入 S^{RPM} 即得到

$$w^{RPM} = P^{RPM} - \frac{cS^{RPM}}{\eta + \frac{\delta\beta}{2\tau}} = \frac{\frac{\delta\beta}{2\tau}(U_a + \frac{\beta}{2})c}{(2c - \eta^2)(\eta + \frac{\delta\beta}{2\tau})} \quad (9)$$

于是 $(w^{RPM}, P^{RPM}, S^{RPM})$ 描述了使用 RPM 时的均衡。下面我们分两步求解无 RPM 时的均衡。首先在给定 w_i 的情况下求零售商利润最大化问题，其一阶条件为

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial P_i} = U_a + \frac{\beta}{2} + w_i\left(1 + \frac{\beta}{2\tau}\right) + \left(\eta + \frac{\delta\beta}{2\tau}\right)S_i - \frac{\delta\beta}{2\tau}S_{-i} - 2\left(1 + \frac{\beta}{2\tau}\right)P_i + \frac{\beta}{2\tau}P_{-i} = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial S_i} = (P_i - w_i) \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) - c S_i = 0 \quad (11)$$

也就是说, 零售商的反应函数为:

$$P_i(w) = \frac{(U_a + \frac{\beta}{2})c + w \left[(1 + \frac{\beta}{2t})c - \eta \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) \right]}{(2 + \frac{\beta}{2t})c - \eta \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right)} \quad (12)$$

$$S_i(w) = \frac{(U_a + \frac{\beta}{2} - w) \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right)}{(2 + \frac{\beta}{2t})c - \eta \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right)} \quad (13)$$

将零售商的反应代入制造商的利润函数然后求一阶条件得到:

$$\frac{\partial \pi}{\partial w} = \left(U_a + \frac{\beta}{2} \right) \left[\left(1 + \frac{\beta}{2t} \right) \frac{c\beta}{2t} - \eta \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) \frac{\beta}{2t} + \frac{\delta \beta}{2t} \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) \right] - w \left[2c \left(1 + \frac{\beta}{2t} \right)^2 - \eta \left(\eta + \frac{\beta}{t} \right) \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) + \frac{\delta \beta}{2t} \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) \right] = 0 \quad (14)$$

再将式(14)定义的 w^c 代入(12)、(13)式即得到无RPM时的均衡:

$$P^c = \frac{(U_a + \frac{\beta}{2}) \left[c \left(\eta + \frac{\beta}{2t} \right)^2 - \eta \frac{\beta}{2t} \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) + \frac{\delta \beta}{2t} \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) \right]}{2c \left(\eta + \frac{\beta}{2t} \right)^2 - \eta \left(1 + \frac{\beta}{t} \right) \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) + \frac{\delta \beta}{2t} \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right)} \quad (15)$$

$$S^c = \frac{(U_a + \frac{\beta}{2}) \left(1 + \frac{\beta}{2t} \right) \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right)}{2c \left(\eta + \frac{\beta}{2t} \right)^2 - \eta \left(1 + \frac{\beta}{t} \right) \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right) + \frac{\delta \beta}{2t} \left(\eta + \frac{\delta \beta}{2t} \right)} \quad (16)$$

于是, (w^c, P^c, S^c) 确定了不实行转售价格维持时的均衡。下面我们将比较这两个均衡, 但是由于直接比较 P^c 与 P^{RPM} 或 S^c 与 S^{RPM} 比较困难, 我们将直接假定一个比较结果然后计算支撑这个结果需要的参数范围:

$$\begin{aligned} S^c < S^{RPM} &\Leftrightarrow 2c \left(1 + \frac{\beta}{2t} \right) \left(\delta \frac{\beta}{2t} - \eta \frac{\beta}{2t} \right) < \eta \left(\eta + \frac{\beta}{2t} \right) \left(\delta \frac{\beta}{2t} - \eta \frac{\beta}{2t} \right) \\ &\Leftrightarrow \delta \frac{\beta}{2t} - \eta \frac{\beta}{2t} < 0 \Leftrightarrow \delta < \eta \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} P^c < P^{RPM} &\Leftrightarrow c \left[\eta^2 \left(1 + \frac{\beta}{2t} \right)^2 - \left(\eta + \delta \frac{\beta}{2t} \right)^2 \right] > \eta^2 \left(\eta + \delta \frac{\beta}{2t} \right) \left(\eta \frac{\beta}{2t} - \delta \frac{\beta}{2t} \right) \\ &\Leftrightarrow \delta \frac{\beta}{2t} - \eta \frac{\beta}{2t} < 0 \Leftrightarrow \delta < \eta \end{aligned} \quad (18)$$

上面分析的总结即为命题 1。

命题 1: 当且仅当 $\delta \neq \eta$, 制造商才严格偏好使用转售价格维持。如果 $\delta < \eta$, 则实行转售价格维持制度会提高价格和服务水平; 如果 $\delta > \eta$, 则实行转售价格维持制度会降低价格和服务水平。

这一命题背后的直觉是, 零售商相对来说不重视其“忠诚型消费者”, 因为这些消费者的转换成本较高, 零售商不太容易损失这部分消费者; 但是“比较型消费者”比较挑剔, 对于其他零售店的反应相对敏感, 因此零售商都会争夺这一类消费者。那么, 零售商也就会尽量提供“比较型消费者”所需要的服务水平并设定相应零售价格。但是制造商并不会依据消费者对零售店之间的转换成本而对某一类消费者, 因为两类消费者都是购买它的产品, 结果就是如果制造商有权控制零售价格和间接控制服务水平, 则制造商会综合考虑两类消费者, 而不是只考虑“比较型消费者”。如果 $\delta = \eta$, 意味着两类消费者对服务的重视程度相等, 则零售商倾向满足“比较型消费者”的偏好也刚好满足了“忠诚型消费者”的偏好, 因此制造商没有必要再改变什么。如果 $\delta < \eta$ 意味着“比较型消费者”不如“忠诚型消费者”重视服务, 则零售商倾向满足“比较型消费者”的偏好时, 会提供更少的服务并以较低的价格吸引这些消费者。制造商使用转售价格维持后, 就会选择提高服务来迎合之前不受零售商重视的“忠诚型消费者”, 价格也因更高的服务成本而必须提高。反之亦然。

但是需要强调的是, 这个比较并不意味着制造商实行转售价格维持对福利有何影响。虽然很多法学家及经济学家认为如果转售价格维持在提高价格时能够解决服务水平过低的问题, 则它有可能对消费者有利。但是仍然存在的可能是, 制造商通过实行转售价格维持虽然提高了服务, 但是价格提高的影响超过了服务带来的消费者剩余的增加。因此, 下一部分我们将在已有的分析基础上, 研究制造商实行转售价格维持对消费者剩余的影响。

4. 消费者剩余分析

在上一节求到的均衡的基础上, 这一部分将对福利进行分析, 以判断制造商实行转售价格维持对福利的影响。在本模型中有两类消费者, 所以消费者剩余为“忠诚型消费者”的剩余加上“比较型消费者”的剩余:

$$\begin{aligned} CS &= \int_0^{U_a + \eta S_i - P_i} (U_a + \eta S_i - U) dU + \beta \int_0^{\frac{1}{2}} (U_b + \delta S_i - t x) dx \\ &= \left(U_a + \frac{\beta}{2} + \eta S - P \right)^2 + \beta \left(U_b - \frac{t}{4} + \delta S - P \right) \end{aligned} \quad (19)$$

将上一节求得的 (P^c, S^c) 代入上面的表达式即得到 CS^c , 将 (P^{RPM}, S^{RPM}) 代入则得到 CS^{RPM} .

显然, $\delta = \eta$ 时, $CS^c = CS^{RPM}$, 因为 $p^c = p^{RPM}$, $s^c = s^{RPM}$. 而均衡的价格和服务是外生参数 δ 及 η , 所以 CS 也是 δ 及 η 的函数, 当 $\delta \neq \eta$ 时, $CS^c = CS^{RPM}$ 可能就不再成立. 为了分析 $\delta \neq \eta$ 的情况, 我们考虑 η 不变, 而 δ 增大一点点的变化. 同时, 为了计算上的方便, 我们定义 $e = \delta \frac{\beta}{2t}$, 定义函数 $f(e) = CS^c - CS^{RPM}$. 将(16)式对 e 求导得:

$$\frac{\partial CS}{\partial e} = 2ts + 2(U_a\eta + te)\frac{\partial s}{\partial e} + (\eta^2 - c)2s\frac{\partial s}{\partial e} - 2p\frac{\partial p}{\partial e} \quad (20)$$

在 $\delta = \eta$ 处, 将 (P^c, S^c) 与 (P^{RPM}, S^{RPM}) 代入, 得到

$$\begin{aligned} \frac{df(e)}{de} &= \frac{dCS^c}{de} - \frac{dCS^{RPM}}{de} \\ &= 2t\frac{(U_a + \frac{\beta}{2})\eta}{2c - \eta^2} + \frac{2(U_a + \frac{\beta}{2})[U_a\eta + \frac{\beta}{2}(U_a + \frac{\beta}{2})\eta]}{(1 + \frac{\beta}{2t})(2c - \eta^2)} - \frac{2(U_a + \frac{\beta}{2})^2\eta}{(1 + \frac{\beta}{2t})(2c - \eta^2)} - 2t\frac{(U_a + \frac{\beta}{2})\eta}{2c - \eta^2} = 0 \end{aligned} \quad (21)$$

也就是说, 在 $\delta = \eta$ 时, $f(e) = CS^c - CS^{RPM}$ 达到极值。

再进一步求导, 得到

$$\frac{d^2f(e)}{de^2} = \frac{2U_a + \beta}{(1 + \frac{\beta}{2t})^2(2c - \eta^2)^3} [2t(2c - \eta^2)^2 + \beta(2c^2 - \frac{7}{2}c\eta^2 + \eta^4) + U_a \cdot c(\eta^2 - 4c)] \quad (22)$$

很显然, 这个二阶导数的符号取决于等式右侧第二项方括号中的符号。也就是说, 如果括号内的式子大于零, 则在 $\delta = \eta$ 处, $f(e)$ 达到极小值, 也就是说当 $\delta \neq \eta$ 时, $f(e) \geq 0$, 意味着消费者剩余在无RPM时更大; 反之, 如果括号内的式子小于零, 则消费者剩余在有RPM时更大。求出的式(19)大于零的参数范围如下:

$$U_a > \frac{2t(2c - \eta^2)^2 + \beta(2c^2 - \frac{7}{2}c\eta^2 + \eta^4)}{4c - \eta^2} \quad (23)$$

基于这些推导我们可以得到以下命题:

命题 2: 如果在均衡中制造商实行转售价格维持, 则它一定改变消费者福利; 当且仅当 U_a 足够大, 即满足式(23)时, 这一行为会增加消费者福利。

这一命题背后的经济学直觉来自之前的分析。由于零售商相互争夺的只有“比较型消费者”, 所以当制造商不实行转售价格维持时, 零售商会尽量将价格和服务水平匹配到“比较型消费者”的偏好上, 如果 $\delta = \eta$, 则刚好两类消费者在这一组合的偏好上是

一致的, 制造商也就没有必要要实行转售价格维持的理由。而如果 $\delta \neq \eta$, 则实施转售价格维持后, 制造商控制了零售价格, 也通过批发价格间接控制了服务水平, 制造商会权衡两类消费者, 改变零售商迎合“比较型消费者”偏好的行为, 使“忠诚型消费者”获益。而既然 U_a 是“忠诚型消费者”从产品中获得的基础效用, 则显然 U_a 越大, 制造商越重视“忠诚型消费者”, 同时这一类消费者的购买人数将占多数, 其效用的增加也就能够弥补“比较型消费者”效用的损失, 从而制造商能通过这一行为增加消费者总福利。

5. 结论及政策建议

通过模型分析, 可以得出以下结论: 当消费者随机性较强时(即市场中多为比较型消费者), 应限定零售价格, 从而鼓励经销商提供更好的服务, 消除消费者购买书籍前的不确定性。而当消费者目的性较强时(即市场中多为忠诚型消费者), 经销商可以不进行推荐服务, 让消费者进行自助购买。

由于实行转售价格维持制度后, 对不同类型的消费者影响是不同的。因此, 单纯地禁止或者许可转售价格维持这一行为都是不合适的。在具体处理该行为时应采取原则上禁止和例外相结合的方式, 即进行“类型化执法”: 对大众消费类书目实行限定零售价格, 即出版社让利一部分给经销商, 让经销商为他们的书提供促销服务。此类书籍为小说、食谱、保健养身等。对于大众消费者而言, 购买此类书籍多为即兴购买。如果能通过导购的建议, 他们就能对所想要购买的书籍产生更为具体的想法, 也可以避免在购买前因不了解此类书籍而买错书的情况。但是对于专业类型的书籍, 如专业学术类书籍、教材等。购买这些书籍的消费者在购买前已经明确知道自己所想要购买的书籍, 经销商向他们提供的信息是没有必要的。此时, 可以允许出版社自由定价。

此外, 在进行具体价格分类的同时, 还应配套其他措施, 防止除外规定的滥用: 一方面, 相关部门应细化图书行业制定价格的行为准则, 如明确具体哪一类书目允许实行转售价格维持, 或明确图书维持转售价格维持的时间期限。同时, 如果出版商与经销商签订了转售价格维持的合约, 应将此合约公开化、透明化; 另一方面, 在设定关于图书定价的法律法规方面应明确责任制度, 形成民事、刑事、行政三者并立, 互相分工监督的法律体系, 必要时, 应允许反垄断执法机构介入。通过这些手段, 相信能对图书行业的转售价格维持制度起到很好的引导作用, 同时也能对企图通过转售价格维持协议而达成垄断目的的出版社起到威慑的作用。

参考文献

- [1]迟雲. 我国图书出版业"高定价、低折扣"现象解析[J]. 编辑之友, 2009(11):26~28
- [2]段宏磊, 邱隽思. 图书定价过高的内在动因和解决方案——竞争法的视角[J]. 惠州学院学报, 2012, 32(4):63~68
- [3]姜照君. 我国图书零售市场差异化竞争研究——基于转售价格维持的分析框架[J]. 文化产业研究, 2016(1)
- [4]吕春燕. 图书维持转售价格的反垄断法规制研究[D]. 首都经济贸易大学, 2016. 1~36
- [5]张涛. 从图书限折令看图书价格立法[J]. 出版广角, 2015(8X):34~35
- [6]Deneckere, Marvel, and Peck. Demand Uncertainty Inventories, and Resale Price Maintenance.[J]. Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(3):885~913
- [7]Krishnan H, Winter R A. Vertical Control of Price and Inventory[J]. American Economic Review, 2007, 97(5):1840~1857
- [8]Marvel, H. P., & McCafferty, S. Resale price maintenance and quality certification.[J]. Rand Journal of Economics, 1984, 15 (3) :346~359
- [9]Mathewson G F, Winter R A. An Economic Theory of Vertical Restraints[J]. Rand Journal of Economics, 1984, 15(1):27-38
- [10]Mathewson, F. and Winter, R.A. On vertical restraints and the law: a reply.[J]. Rand Journal of Economics, 2005, 19 (2) :298~301
- [11]Montez J. Controlling opportunism in vertical contracting when production precedes sales[J]. Rand Journal of Economics, 2015, 46(3):650~670
- [12]Schulz N. Does the Service Argument Justify Resale Price Maintenance?[J]. Journal of Institutional & Theoretical Economics Jite, 2006, 163(2):236~255
- [13]Telser L G. Why Should Manufacturers Want Fair Trade? [J]. Journal of Law & Economics, 1960, 3(Volume 3):86~105
- [14]Villas-Boas S B. Vertical Relationships between Manufacturers and Retailers: Inference with Limited Data[J]. Review of Economic Studies, 2010, 74(2):625~652.
- [15]Winter R A. Vertical Control and Price Versus Nonprice Competition[J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(1):61~76

财 务 与 会 计

九好集团欺诈性借壳上市案例分析

花富

摘要: 经过多年努力,我国证券市场的发展取得了举世瞩目的成就,在不断吸引中小投资者的同时,更为企业直接融资开辟了新的市场。通过上市,企业在获得巨额直接资本的同时,也极大提升了企业知名度。面对如此巨大的利益诱惑,越来越多的企业甘愿冒着风险欺诈上市,甚至为缩短上市时间选择财务造假以期借壳上市。企业并购重组本是促进市场“优胜劣汰”的合理竞争机制,有利于证券市场的稳定和长久发展,但现在却成为不良企业投机取巧的手段,不断侵蚀投资者的利益,严重阻碍我国资本市场的良好发展势头。本文在概括借壳重组相关理论的基础上,结合分析浙江九好办公服务集团有限公司(以下简称“九好集团”)借壳上市的动因及操作手段,并就如何有效控制借壳上市财务造假现象提出相应建议。

关键词: 九好集团; 财务造假; 借壳上市

1.引言

财富重分配理论的核心观点认为:并购活动中价值增加的来源是财富在公司利害关系人之间的再分配。因为,随着证券市场的不断发展使得实体资本和企业价值发生了有效分离,股东对于公司管理者可以不必承担义务而直接在证券市场上选择更高价值的投资机会。所以,当并购消息公布时由于信息的不对称性或者对信息的评估不同,导致投资者对于股票的价值出现不同的判断,引起股票价格的波动,这种股价波动使得财富在利益相关者之间发生了重新分配。实施借壳上市后,投资者往往会根据借壳方的市盈率重估壳公司的股票价格,从而引起壳公司的股价大幅度上涨。这种股价波动带来的财富重分配,无疑为企业投机活动创造了动机,也滋生了企业利用财务造假实现借壳上市的套利行为。

本文以九好集团为切入点,力图对九好集团借壳鞍山重型矿山机器股份有限公司(以下简称“鞍重股份”)重组上市的整个过程进行详细深入的分析,重点从其财务造假的

动因及手段方面进行分析,并归纳总结经验,同时对我国证券市场借壳上市乱象的监管提出完善建议。

2.九好集团借壳上市案例剖析

借壳 ST 星美失利后,九好集团将目标对准了鞍重股份,拟借壳后者圆上市之梦。但是,2017年3月证监会公布一起重大重组惩罚通知,其惩罚对象正是九好集团及鞍重股份,此次惩罚合计罚款439万元,并对九好集团主要责任人郭丛军等人处以终身市场禁入及5-10年不等的市场禁入惩罚。九好集团借壳鞍重股份过程如表2.1所示。

表 2.1 九好集团借壳鞍重股份过程

2015年11月14日	鞍重股份首次披露重大资产重组预案
2016年4月23日	鞍重股份依次公布: 北京市天元律师事务所的法律意见、交易报告书、资产评估报告、九好集团审计报告以及西南证券出具的独立财务顾问报告
2016年5月28日	鞍重股份收到证监会调查通知书
2016年5月31日	九好集团收到证监会调查通知书
2016年6月25日	并购重组申请被暂停审核
2016年6月28日	鞍重股份撤回重大资产重组申请材料
2017年3月11日	鞍重股份及相关当事人收到证监会《行政处罚事先告知书》;九好集团及相关当事人收到《行政处罚及市场禁入事先告知书》

从九好集团2013-2015年财务数据可以看出,其重组前的经营状况呈快速上升趋势。因此,期望获得更多发展资本,扩大公司规模可以理解为九好集团急于上市的重要原因。可是,企业盈利能力这么好,九好集团为什么又要财务造假,自毁前程呢?原因很简单,那就是九好集团的控制人迫不及待想要上市捞钱,他们把借壳上市当成了投机取巧的游戏手段。借壳上市之所以能够受到市场追捧,原因主要有三点:第一,速度快。国内首次公开募股(以下简称IPO)排队时间长,难以满足某些企业快速上市的期望。第二,成本低。企业借壳所选的“壳”资源大多经营业绩较差甚至濒临退市,因此付出的对价往往很低。第三,回报高。目前,我国正处于核准制向注册制过度的阶段,公司上市仍需经历证监会一系列实质性审核,加大企业上市难度,进而促使市场“炒壳”热,所以企业一旦成功借壳上市会得到巨额回报。九好集团2013-2015年财务数据如表2.2所示。

表 2.2 九好集团资产、负债及财务状况(合并口径) 单位:人民币万元

项目	2013年度	2014年度	2015年度
总资产	51,408.30	71,539.99	92,325.94

续表

项目	2013年度	2014年度	2015年度
负债	24,575.73	23,153.39	24,646.22
净资产	26,832.56	48,386.61	67,679.72
营业收入	25,236.66	32,611.27	41,749.25
利润总额	6,039.07	15,638.83	26,166.81
净利润	3,987.35	11,554.04	19,293.11

3. 财务造假的动因及手段

九好集团为快速获得并购重组带来的财富重分配利益，试图通过财务造假实现借壳上市。但是，如果市场监管体系完善，这样的行为无异于自讨苦吃。那么，九好集团此次借壳上市财务造假的动机还有哪些？它又是通过哪些手段掩人耳目的？下面，本章就九好集团的造假动因及造假手段进行分析。

3.1 九好集团财务造假动因

九好集团联手鞍重股份“忽悠式重组”有着强烈的目的性，其敢于财务造假借壳上市的动因主要有以下三点：

3.1.1 上市利益远超风险

从我国证券市场成立以来，A股市场中形形色色的重组就屡见不鲜。上市已然成为利益各方玩弄资本的游戏手段。尽管近年来证监会也在不断加强监管措施，提高惩罚力度，但是仍然有很多企业不惜一切代价寻求上市“捷径”。究其原因还是在于股市对造假者的处罚力度不够，风险远远小于利益。据估计，如果九好集团成功上市，相关利益方得到的利益少则几十亿，多则上百亿，所以即便事后被证监会查到，其给出的顶格惩罚不过439万，两者相比高低立现。因此，上市利益远超风险是九好集团敢于“忽悠”的根源之一，也是国内重组乱象的最根本动因之一。

3.1.2 中介机构“推波助澜”

九好集团通过种种手段将自身包装为一家优质资产，离不开中介机构的“推波助澜”。西南证券股份有限公司（以下简称“西南证券”）作为此次案件的独立财务顾问，非但没能尽到自己的职责，反而为其出具专业的独立财务顾问报告，扰乱投资者判断。2017年3月17日，因其在从事上市公司并购重组财务顾问业务活动中涉嫌违反证券法律法规，西南证券受到证监会的立案调查。事实上，西南证券早在此前就已经屡屡犯事：2015年其承接的四川金路集团卖壳重组项目以涉嫌违规终止；2016年西南证券又因河南大有能源股份有限公司项目未按规定履行职责被立案调查。由此可见，中介机构职能

的丧失，已经成为市场乱象的重要助力。

3.1.3 监管体系不完善

市场监管体系漏洞，给了九好集团乘虚而入的机会。此次“忽悠式重组”一路走来，不仅得到了其自身各大股东的支持，就连鞍重股份都积极与其配合，甚至得到了保荐机构等中介机构出具的专业意见。此外，根据证监会披露的信息，九好集团案件涉及包括供应商 200 余家以及多名国内资本市场赫赫有名的企业和个人，虚增各项收入高达 5 亿多元。可以说，这起案件涉案人员之广，造假手段之恶劣都实属罕见。那些本应环环相扣的把关措施却强强联手构建起庞大的违法价值链，严重扰乱证券市场的正常运行，这无疑是对证监会监管体系最大的挑衅，也充分说明我国证监会目前的监管体系还有待完善。

3.2 财务造假的操作手段

九好集团借壳鞍重股份的案例，涉案人员广泛、造假金额巨大、手段恶劣，影响非常严重。本文重点介绍其虚增服务费收入、虚构贸易收入以及虚增货币资金的做法。

3.2.1 虚增服务费收入

2013-2015 年九好集团通过虚构业务往来等多种方式共计虚增收入 264,897,668.7 元。具体操作手段包括以下三点：第一，虚构供应商业务往来。九好集团通过与 125 家供应商虚构资金往来的方式，三年共计虚增服务费收入 191,524,278.2 元。第二，虚构客户与供应商业务往来。九好集团通过虚构供应商与客户之间的交易，三年共计虚增服务费 50,991,653.19 元。第三，灰色业务虚增服务费收入。九好集团存在为供应商套现并充当掮客的灰色业务收入，并通过与这些供应商签订虚假的业务合同确认收入共计 22,381,737.3 元。

3.2.2 虚构贸易收入

九好集团与杭州融康信息技术有限公司（以下简称融康信息）通过构建资金循环虚构贸易往来：2015 年融康信息购买九好集团 574,786.32 元的货物，但是之和后并未收货，从而获得支付资金的退款，然而，九好集团依然将这笔资金确认为销售收入及应收账款收回。

3.2.3 虚增货币资金

九好集团披露的 2015 年年报显示，其合并财务报表中货币资金的余额为 531,226,736.82 元，而其中 3 亿元的银行存款是通过借款产生且在披露时处于质押状态，但九好集团并未对外进行披露。具体操作手段如下：首先，虚构 3 亿元银行存款。九好集团通过虚构其他应收款、内部资金划转以及改变资金性质等方式伪造出账面 3 亿元的银行存款；然后，通过持续借款，试图掩盖虚构存款。九好集团从 2015 年 3 月开始持

续利用外部借款，购买银行理财产品或定期存单，然后将这些理财产品为借款方或者其关联方进行质押担保获得为其开具的银行承兑汇票，最后通过贴现的方式获得资金偿还借款，从而持续形成银行存款3亿元的假象。通过多次操作，截止到2015年年末上述3亿元银行存单仍处于质押状态，但九好集团并未对外公布。具体流程如图3.2所示。

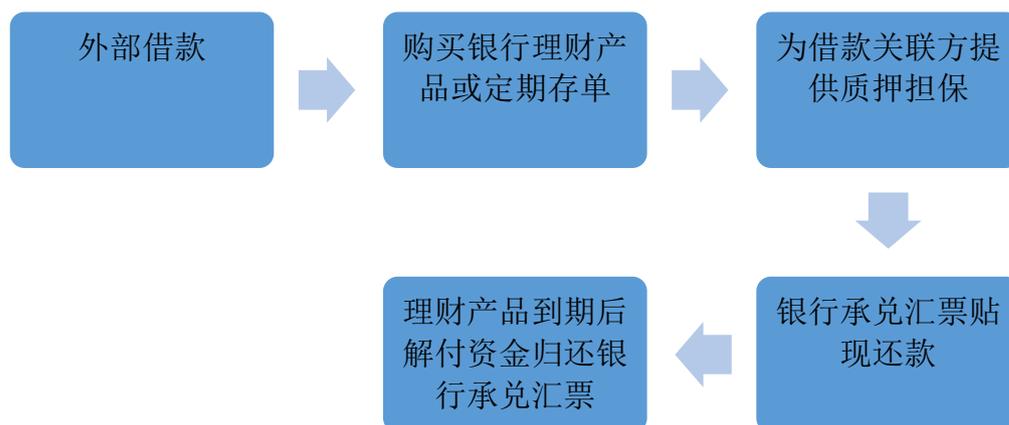


图 3.2 九好集团掩盖虚构存款流程图

4.九好集团借壳上市暴露的问题

近年来，我国资本市场的发展经历了一系列重大改革，无论是2014年“新国九条”的出台还是2015年提出的供给侧结构性改革政策都在积极推动市场化并购重组，以期提高上市公司质量。但是，九好集团案件的发生无疑暴露出市场化并购重组还存在很多问题，分析如下。

4.1 企业财务造假成本低

无论是欺诈上市还是借壳上市财务造假，其根本原因都是出于对利益的追求。尽管近年来证监会加大打击财务造假力度，但是相比于企业财务造假获得的利益，其惩罚成本还是要低很多，这就导致很多企业依然抱着侥幸的心态扰乱证券市场的健康运行。所以，切实提高惩罚力度，让企业不敢弄虚作假对打击重组乱象具有关键性的作用。

4.2 中介机构责任意识薄弱

中介机构作拥有非常专业的知识背景，是资本市场中重要的“看门人”，他们对于企业披露信息的真实、准确性具有非常大的作用。但是，如果中介机构不能及时有效的严格履行其职责，责任意识淡薄，不仅损害广大投资者的利益，更会诱发市场重组乱象的进一步恶化。

4.3 忽视重组标的调查

国家鼓励市场化并购重组，并不意味着放松对市场的监管。证券市场监管往往将更多注意力集中在上市公司身上，而常常忽视对重组标的的调查。九好集团“忽悠式重组”之所以能得到证监会的密切关注，主要原因还是来自于群众的举报。随后，证监会着手对与九好集团有密切往来的供应商展开调查，最终揭开了这起重大重组案件的真实面目。

5. 启示及建议

经上文分析，九好集团此次借壳重组造假金额巨大、手段恶劣、牵扯人员广泛实属罕见。下面，本文通过对案例动因及手段的分析，结合我国证券监管的实际，就如何遏制重组乱象推动证券市场健康良好的运行提出以下建议：

5.1 提高企业造假成本

风险与利益是相对的，任何企业或个人都不会从事高风险低收益的行为，而无论是欺诈上市还是“忽悠式重组”究其原因还是利益远大于风险。因此，提高企业造假成本，让企业承担高风险的同时只能得到很低的利益甚至无利可图能够有效遏制重组乱象的发生。一方面，通过加大罚款力度，直接从数字层面提高造假成本，促使决策者切实制定企业发展战略，避免采取投机取巧的行为；另一方面，无论是控股股东还是非控股大股东作为企业的最大利益相关者，应当对企业的重大决策承担应有的责任，通过强化股东连带责任制，提高股东决策成本能够从内部有效遏制企业重大风险决策的通过。

5.2 强化中介机构监管责任意识

证券市场的投融资活动高度依赖上市公司等相关企业的财务信息，因此，强化中介机构监管责任，对于治理重组乱象有着重要作用。本次案例中审计、评估等中介机构做为信息的主要把关者，不但没能对有毒资产的进入实施严格审核，反而与其“狼狈为奸”成为其违法生态链中重要玩家之一，无疑使得重组乱象愈演愈烈。为保障投资者利益，促进中介机构切实履行其行业职责，具体措施可以从以下两点做起：第一，加大中介机构问责力度。一方面，以法律形式明确问责对象，从而提高个人犯错风险，有利于机构内部的自我监管；另一方面，将问责力度合理化，视情节严重程度实施惩罚，避免出现中介机构受重罚而重组企业“翻身”的情形。第二，建立健全市场监督体系。通过提升投资者的法律意识，引导公众合理使用法律武器维护自身利益，形成有效的外部监督体系。

5.3 强化上市公司重组标的调查力度

重组乱象的发生离不开重组双方的联手“忽悠”。因此，强化上市公司重组标的调查力度对于遏制企业重组乱象具有重要意义。虽然近年来，证监会在强化市场监管方面做出了诸多努力。但是，借壳企业为了上市，对财务大肆造假，上市公司为了卖壳对重

组方的财务信息不做核实,形成了一条违法价值链,这对与我国证券市场的发展非常不利。为提高证监会效应,及时发现市场投机行为,强化手段可以从以下三点做起:首先,重组标的调查规范化:通过立法手段,建立健全对重组标的调查的法律程序,使市场监管有法可依,违法必究,避免出现抵抗调查的情形;其次,重组标的调查常态化:通过将调查形式常态化,提高借壳重组的门槛,杜绝企业侥幸心理;最后,重组标的调查回头化:对于已经通过调查并成功借壳上市的企业,实施调查回头看政策,遏制上市套利行为。

参考文献

- [1]安青松.我国资本市场并购重组发展趋势分析[J].证券市场导报,2010,12
- [2]蔡宁.信息优势、择时行为与大股东内幕交易[J].金融研究,2012,05:179-192
- [3]李响玲、方俊.完善上市公司重大资产重组制度[J].中国金融,2011,16:59-61
- [4]吕长江、韩慧博.业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配[J].审计与经济研究,2014,06
- [5]孙翠翠、薄建奎.上市公司资产重组问题及对策研究[J].财会通讯.2012,20

华为员工持股对中小科技企业融资的启示

——基于企业生命周期视角

李洋

摘要：本文通过典型的生命周期模型对华为的生命周期阶段进行识别，结合探讨企业在生命周期不同阶段的融资策略，并对华为员工持股计划成功的关键因素进行剖析，据此，提出我国中小科技企业在实施员工持股计划时应把握员工持股方案设计要点合理设计，注重提高研发投入并根据企业生命周期阶段不断完善员工持股计划等建议。

关键词：企业生命周期；华为；员工持股计划

1. 引言

对中小科技企业而言，员工持股计划不仅有利于企业吸引优秀人才、改善治理水平、提升运营效率，还承担着一项特殊的职能：缓解企业融资压力。但以往文献较少探讨员工持股计划对企业融资的影响。为此，本文通过某一典型案例企业，从企业生命周期视角出发，剖析其员工持股计划的实施与融资能力变动之间的关系，以此为基础，为我国中小科技企业运用员工持股计划进行融资提出相应建议。

2. 基于销售额的企业生命周期阶段识别

典型的企业生命周期模型（李业，2000）描述了正常成长的企业从创立、发展、成熟，直至衰退这一过程的销售趋势。企业的销售额在初创期缓慢递增，进入成长期后迅速提升并在成熟期趋于稳定，而进入衰退期后则持续下降。除描述正常生长企业销售额的变动情况，典型的生命周期模型也描述了三类非正常生长的企业，如图1中曲线A、B、C所示，其销售额的增长未能达到成熟期的高水平（A、B），或是仅维持了一小段时间就迅速降低（C）。因此，在已知企业某一连续年度销售收入的规模、增长幅度以及未来发展增长趋势的状况下，结合典型的企业生命周期模型，能大致辨别该企业在某一年度所处的生命周期阶段。典型的企业生命周期模型如下图2所示。

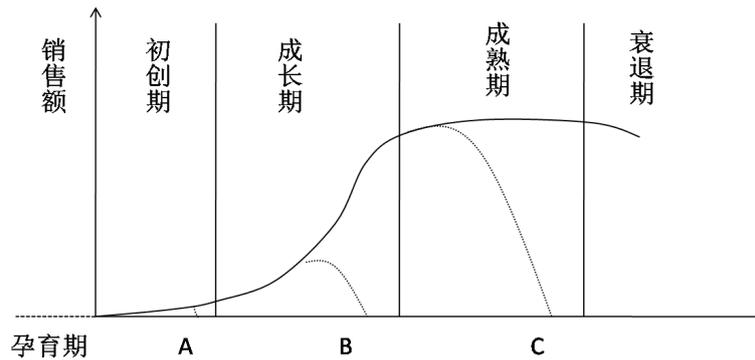


图2 典型的企业生命周期模型

3.企业生命周期与员工持股计划融资

3.1 基于企业生命周期的重点融资策略分析

企业在不同的生命周期阶段会面临不同的融资约束，企业需权变的应对内部的融资需求，制定恰当的融资策略。

对初创企业而言，其面临的重大困难便是狭窄的融资渠道与庞大的资金需求之间的矛盾。在这一阶段，企业获取外部融资较为困难，主要依靠企业内部融资，包括吸收企业内部留存收益和向私人股东发行新股两种策略；成长期的企业在行业内拥有了一定的市场份额，产品销量的持续增加意味着较好的发展前景。此时企业的外部融资环境转好：其不仅有较多机会在证券市场融资，还有很多商业银行愿意为企业提供服务。企业可在一系列不同的融资方式中制定出最优的融资策略，包括贷款、申请授信额度、上市、增发、配股以及发行可转换债券等。而处于成长期的企业创造正现金流的能力仍然较弱，此时侧重负债融资策略不仅使企业面临较高的偿债压力，还会使企业处于高经营风险、高财务风险的不利境地。因此，这一阶段的企业可偏向股权融资策略；而进入成熟期后，企业因缺乏新的利润增长点，销售逐渐趋于稳定。这一阶段的企业同时拥有通畅的融资渠道和丰厚的留存收益积累。在缺乏长期的盈利增长能力的情况下，企业可选择激进型的融资策略，即主要采用债务融资策略；衰退期的企业市场占有率和利润率开始下滑，企业如不及时对原有业务进行调整，其盈利能力和偿债能力将面临挑战。因此，衰退期有时也被称为分化期，这一阶段的企业可通过资产证券化的融资策略来优化自身的资产负债结构，改善企业的现金流状况。

综合上述分析，员工持股计划向企业内部员工销售股份，具备权益融资的性质，很好的契合了初创期和成长期企业融资策略的内在要求。而作为一种新的融资手段，员工持股计划融资有助于该生命周期阶段的企业突破现有融资约束，获得进入成长期或成熟期的资金支持。

3.2 企业生命周期视角下员工持股计划设计

具有权益融资性质的员工持股计划不仅较好的契合了初创期和成长期企业的融资策略要求,也能很好的发挥企业不同生命周期阶段的优势,并在一定程度上弥补劣势和不足。对初创期和成长期的中小科技企业而言,在内部资金流不充裕且融资困难的状况下,通过精心设计的员工持股计划,以未来可预期的、可观的股权收益来激励员工持股,一方面能够缓解企业的资金压力,拓宽初创期企业的融资渠道;另一方面,员工持股计划通过分享企业产权与收益,可以有力的吸引并有效的整合企业的人力资源,从而降低初创期和成长期企业面临的风险水平,保障企业的长远发展。生命周期视角下的员工持股计划设计包括五个方面,即确定员工购股资金来源、设计员工持股方式、制定预留股份管理方案、对员工持股数量进行分配和建立员工退出机制。

第一,确定员工购股资金来源。在实践中,员工购股资金主要来源于三个方面:一是员工以现金出资,这种出资方式有利于员工持股由福利型向风险型转变,在企业资金紧张的创业出资,能够缓解企业的资金压力,并增强员工对企业的责任心,有效降低企业内部风险水平;二是企业为员工提供资金,企业在度过初创期之初资金紧张的局面后,已经有一定的资金积累,能够为员工购股提供资金支持,包括工资、福利基金结余和企业公益金;三是企业提供担保,员工向银行、证券公司等金融机构借款融资,以后期间员工以所获红利或工资进行偿还所借贷款。

第二,设计员工持股方式。根据我国现行的法律规定,员工可以通过三种方式实现持股,即以自然人名义持股、组建投资公司持股、通过信托方式持股。自然人持股适用于员工较少的中小型企业,组建投资公司能够集中员工的股权,但操作复杂。通过信托方式持股较前两种方式有明显的优势,在实践中采用较多。企业应综合考虑三种持股方式的特点、成本以及预期的效益水平,设计恰当的持股方式。三种持股方式的比较如表3.2所示。

表 3.2 三种员工持股方式的比较

持股方式	股权集中程度	对企业决策影响程度	主要法律限制	具备的优势
以自然人名义持股	分散	弱	股东人数	操作程序简便
组建投资公司持股	集中	强	投资公司的注册	集中员工的股权,实现了对企业股份的间接持有
信托方式持股	集中	强	信托规定	权责明确,操作更专业规范;有助于企业员工获得贷款支持,缓解员工资金压力。

第三, 制定预留股份管理方案。员工持股计划要保持连续性, 在设计之初需要预留一定的股份, 并制定相应的预留股份管理方案。一方面能够使新员工参与进来, 另一方面保证老员工能够实现增持, 从而保证员工持股计划的延续性。

第四, 对员工持股数量进行分配。受不同生命周期阶段企业经营规模、发展战略、员工结构以及股权结构等不同的影响, 实践中往往难以确定统一的分配标准对员工持股数量进行分配。通常是根椐企业不同部门不同岗位的员工对企业价值创造贡献的大小, 通过合理的人力资本价值评估方法, 确定出每个员工的股份分配系数, 对持股数量进行分配。

第五, 建立员工退出机制。企业在生命周期的不同阶段, 都会经历员工的正常退出、离职、和企业辞退等情况, 企业应根据员工退出原因的不同区别对待员工退股的方式, 从而体现员工持股计划的科学性和公平性, 保障员工持股计划的顺利实施。

4. 华为员工持股计划分析

4.1 华为简介

华为技术有限公司(以下简称“华为”)于1987年在中国深圳设立, 注册资本2.1万元, 是一家生产销售通信设备的民营通信科技公司。经过近30年的发展, 华为已成为全球最大的电信网络解决方案提供商、全球第二大电信基站设备供应商、全球第一大通讯设备供应商、全球第三大智能手机厂商, 同时也是全球领先的信息与通信解决方案供应商。目前, 华为的产品和解决方案已经应用于全球170多个国家, 服务全球运营商50强中的45家及全球1/3的人口。2016年《财富》世界500强中华为排行全球第129位, 与上年相比上升99位。

4.2 基于销售额的华为生命周期阶段识别

企业生命周期阶段的划分有多种不同的方法, 受可获资料的限制, 本文采用单变量分析方法对企业生命周期阶段进行辨别(陈少华, 2012), 即以华为年销售额的变动情况识别其所处的生命周期阶段。华为2002~2015年销售收入如下表4.2所示。

表4.2 华为2002-2015年销售收入

单位: 亿元

年份	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
销售额	175	221	313	453	656	938	1252	1491	1852	2039	2202	2390	2882	3950

数据来源: 根据华为官网披露的财务数据整理

由表 2 可知, 华为的年销售额一直处于增长状态。2005 年以前, 华为销售额总体规模较小, 2002 年的销售额不到 200 亿元, 2004~2005 年销售额的增长速度略有提升, 但不明显, 2005 年销售收入达到 453 亿元。2005 年以后, 华为的年销售额增长速度提升明显, 2006~2007 年年均增长 200 多亿元, 增长幅度达 44%, 2010~2013 年增速较前几年略有减缓, 但在随后的两年销售额出现大幅的提升, 2010~2015 年年均增长速率达到 22%。

2005 年以前, 华为总体销售额和销售额的增长速度相对较小, 因此, 本文认为可将华为公司 2005 年以前的经营阶段视为初创期, 2005 年以后的经营阶段视为成长期, 据此对华为的员工持股计划实施历程进行分析。

4.3 华为员工持股计划的设计与改进历程

华为从创立到如今的快速发展, 其员工持股计划先后进行了五次改进。通过对华为经历的生命周期阶段进行划分, 可以很直观的看出其员工持股计划的实施背景以及对企业融资能力的影响。华为各时期员工持股计划和企业融资内在关联如表 4.3 所示。

表 4.3 华为员工持股计划设计与企业融资

生命周期阶段	阶段企业融资特点	时点(年)	持股计划的融资设计	对企业融资的影响
初创期	外部融资较难, 内部留存收益较少。	1990	以十元的购股价面向工作一年以上的华为员工。	以未来发展和收益作保证, 融资快且较多。
		1997	公司协助资金不足的员工从银行贷款购买股份。	扩大了员工持股计划的覆盖面, 间接的获取大量的外部资金。
		2001	员工所持股份价值上升, 股票利润来源由固定收益转为股份增值收益。	内部融资的成本与企业的发展状况相联系, 降低了内部融资的成本。
		2003	员工出资 15%, 余下部分由公司担保帮助员工从银行获得贷款购买。	将持股对象向主要员工倾斜, 以公司作为信用担保, 间接从银行等金融机构获得大量贷款。
成长期	外部融资较难, 企业有一定的内部留存收益积累	2008	实行饱和配股制, 面向工作一年以上的员工, 但达到配股上限的员工除外。	进一步扩大了企业内部融资力度。
		2013	以期权取代虚拟股, 公司根据员工的级别、贡献和业绩授予期权。	为公司提供的内部融资数额有限, 但稳定了公司的骨干人才, 无形中提升了企业的声誉和外部融资能力。

4.3.1 初创期（1987~2005）

初创期的企业规模小、融资能力差，企业要顺利的度过创业阶段，需要占据稳定的市场份额和拥有持续的发展能力。而要扩大生产经营、实施企业经营战略、应对市场竞争，就需要大量的资金支持。对华为而言，一方面为适应市场的扩张和扩大企业规模需要大量资金，另一方面，为形成持续发展能力要进行大量的科研投入。

华为为缓解初创阶段外部融资不足的困境，推出了员工持股计划，并随企业的成长和融资需求的变化进行相应的调整。这一阶段的员工持股计划围绕两点得以成功实施：一是华为销售额的迅猛增长给予员工投资信心，华为在实施员工持股计划后，企业销售额迅猛增长：1995年销售额达到15亿元，1997年销售较上年增长了57.7%，华为的海外市场销售额在2002年更是达到5.52亿美元，较2000年增长452%；二是员工持股计划能为员工带来丰厚回报，根据华为披露的财务数据，2000年以前，华为的职工持股分红保持在70%左右，如此高的分红，员工自然愿意接受企业的员工持股计划，与企业一同成长。销售的迅猛增长离不开华为对研发的高额投入，根据华为年报及各种公开资料披露的数据，华为将每年销售收入的10%~15%用于企业的技术研发创新活动，而其竞争对手仅在5%左右。

4.3.2 成长期（2005~至今）

进入成长期后，华为的资产规模和企业实力都有了巨大的提升，初创期相比，企业的融资环境有了很好的改善，加上销售收入的增加带动企业留存收益积累的增多，企业通过员工持股计划进行内部融资的需求有所降低。根据华为披露的财务报告，2013年，华为的持股员工达84187人，其实行持股计划也促使了年现金净流量逐年增加，截止2013年已达70.5亿元，与2009年相比增长了两倍多。但从华为员工持股计划所带来的现金净流量占营运资本的比重来看，员工持股计划随着华为的发展壮大早已不在承担内部融资的角色。华为财务报表显示，2009~2013年，华为员工持股计划所带来的现金净流量占华为销售收入、营运资本的比重很小，有的甚至不到2%，如此小的比例说明员工持股已经不是华为进行“内部融资”的渠道。

5.对中小科技企业实施员工持股计划的启示

华为从一家小型技术企业逐步发展为一流的科技企业，其员工持股计划立下汗马功劳，也为我国中小科技企业解决融资难题、促进自身发展提供了重要的借鉴。当前，我国资本市场尚不完善，难以有效发挥资本的调控功能，难以满足国内众多中小科技企业迫切的资金需求。员工持股制度不仅拓宽了中小企业融资渠道，其类似股票期权的激励功也在一定程度上提升了企业的管理水平。本文以生命周期为视角，对华为的员工持股

计划的实施和改进加以分析,得出中小企业实施员工持股计划的如下启示:

5.1 结合企业生命周期特点,合理设计员工持股计划

大多数中小科技企业的成长水平存在一定差异,这些企业面临外部环境(如国家产业政策、行业性质与竞争状况)以及内部条件(如管理水平、财务状况、人力资源结构)往往不同,其在设计员工持股计划时,就不能完全仿照成功企业当前的做法,应结合企业未来的发展规划,考虑行业特点合理设计。华为成立之初,整个行业也正处于萌芽期,行业发展潜力巨大。为突破初创期企业融资不足的约束,契合企业“农村包围城市”战略的资金需求,华为创新性的推出员工持股计划进行内部融资。其在随后的发展过程中,也是巧妙的结合了企业生命周期的特点,对员工持股计划加以改进,融得大量的投资所需资金,同时又通过高研发投入维持企业高增长的态势,保障员工持股计划融资的顺利。

5.2 注重研发投入,致力企业长远发展

企业具备良好的发展潜力是顺利实施员工持股计划的基础,而良好的发展潜力需要企业拥有一定核心竞争力。对中小科技企业而言,注重企业研发方面的投入,有利于企业掌握先进的技术水平,培育出企业自身的核心竞争力,从而保证企业的长远发展。纵观华为的发展历程,其员工持股计划服务于企业的发展战略,不断改进完善的员工持股计划为华为融得大量的资金,有效的支撑了企业战略的顺利实施。而其发展战略又以高研发投入为基础,高研发投入促进华为从制造型企业向科技型企业的转变,企业整体技术水平从落后逐步走向强大,形成了自身独特的科技体系。研发投入带来的技术回报使企业处于常青状态,也带来了丰厚的利润回报,而这利润回报又在一定程度上反哺企业的员工持股计划,从而形成良性的循环。由此可见,研发投入对中小科技企业实施员工持股计划乃至企业的发展都至关重要。

5.3 因时制宜,不断完善员工持股方案

员工持股计划设计之时结合了企业生命周期特点,具有一定的针对性。而企业的动态发展不可避免的使企业面临的内外部环境发生变化,原有的员工持股计划在某些方面可能与企业现阶段的发展不符。此外,企业在设计员工持股计划之初,因管理水平、财务状况的局限,以及外部信息不完全等一系列因素的不利影响,可能导致员工持股计划的设计存在一定的缺陷。因此,企业应对员工持股方案不断改进完善。华为的员工持股计划先后经历了5次的改进,包括员工购股资金的来源、员工持股方式、员工持股数量分配方法以及员工退出机制等方面,这些改进是紧紧围绕华为生命周期变化的内在规律和要求逐步完成的。因此,中小科技企业在实施员工持股计划时,不仅要关注员工持股计划的设计,更要注重对员工持股方案进行相应的改进完善。

参考文献

- [1] 郭小金. 企业生命周期理论视角下的财务资源整合途径[J]. 江西社会科学, 2011, 31(04): 74-78
- [2] 李爱华, 卢转玲. 我国推行员工持股计划的现状与建议——以华为技术有限公司成功实施员工持股计划为例[J]. 经营与管理, 2017, (07): 12-15
- [3] 罗琦, 李辉. 企业生命周期、股利决策与投资效率[J]. 经济评论, 2015, (02): 115-125
- [4] 李业. 企业生命周期的修正模型及思考[J]. 南方经济, 2000, (02): 47-50
- [5] 马才华, 何云佳. 员工持股计划研究——基于华为与中兴通讯股权激励模式的比较[J]. 财会通讯, 2016, (26): 88-90+129

险资举牌的动机及风险分析——以前海人寿为例

邵敏

摘要：为了防止大股东操控股价，同时维护中小投资者的利益，当投资者持有一个上市公司已发行股份5%时，就要予以公告，这就是举牌。近年来，资本市场险资举牌事件频频发生。本文以前海人寿为案例进行研究分析，通过对资本市场环境及保险行业的分析，探索险资举牌的动机，同时结合保险行业近来实施的监管措施及市场环境，分析险资举牌的背后风险，并提出稳健投资、建立压力测试机制、构建投资期限等相关建议。

关键词：险资举牌；举牌动机；风险分析；前海人寿

1.引言

近年来，中国正处于经济转型期，经济增速放缓，为此国家采取适度宽松的货币政策，流动性提高，使得存款、债券等固定收益类资产的收益率下行，但另一方面保险公司的客户仍然希望获得高投资回报，在“资产荒”的大背景下，双重压力导致险资大举进入二级市场，增持银行、地产等股票。

2015年是险资举牌的“盛宴”，保监会、证监会一度放宽险资投资蓝筹的相关政策。2015年7月，保监会发布了《关于提高保险资金投资蓝筹股票监管比例有关事项的通知》，放宽了监管险资投资股票的比例。而随着险资举牌行为的激进，背后隐藏的风险在整个资本市场蔓延开来，为了遏制这种趋势，证监会和保监会相继对险资举牌行为采取严厉的监管措施。2016年5月-8月，保监会针对万能险业务占比较多的前海人寿和恒大人寿等9家公司，开展万能险业务专项检查。12月，保监会下发监管函，密集出台了一系列规定，针对万能险的业务经营问题以及经营违规的保险公司采取严厉的整改措施，规范保险业务发展，落实“保险姓保”的理念。

随着中国经济形势下行以及前期宽松的监管措施，保险公司调整大类资产的配置，加大股票投资的比例也是必然结果，企业的发展战略会越来越倾向于举牌行为，举牌也

多以提高投资回报率为动机。目前我国险资举牌取得了一定的成果和经验，但依然处于探索尝试的初级阶段，面临着巨大的风险和考验。

2. 险资举牌的动机及风险分析

2.1 险资举牌的资金配置

2.1.1 险资举牌的资金来源

根据保监会统计数据显示，我国万能险保费收入规模增长迅速，2015年万能险保费收入增长速度为95.2%，2016年底，万能险保费收入超过1万亿，占人身险保费收入的33.5%。如表2.1所示，列举了万能险保费占规模保费80%以上的保险公司，如此庞大规模的保费，成为保险公司举牌上市公司的重要资金来源。

表 2.1 万能险保费占比 80%以上的人身保险公司

公司名称	原保险保费收入 (亿元)	保护投资款新增交 费(亿元)	规模保费 (亿元)	万能险保费 占比
安邦养老	0.02	131.50	131.50	100%
中融人寿	0.02	23.40	23.40	99.99%
昆仑健康	1.80	44.10	45.90	96.00%
中华人寿	0.90	10.80	11.70	92.47%
恒大人寿	37.20	375.90	413.10	91.00%
复星保德信	0.90	8.20	9.10	89.82%
君康人寿	34.50	247.10	281.60	87.75%
瑞泰人寿	3.90	21.70	25.80	84.03%
东吴人寿	8.40	39.60	48.00	82.58%
前海人寿	178.10	721.40	899.60	80.20%
信泰	24.20	97.70	121.90	80.18%

数据来源：中国保险年鉴 2016

万能险除了拥有传统寿险的保障功能之外，还拥有参与投资活动的功能。保险公司为投保人建立两个账户，分别实施保障人身安全和参与投资活动的功能，并且投保人可以控制保障资金的额度和投资资金额度的限制，根据投保人不同时期的需求进行自我调节，投资资金由投资专家代为投资，确保投保人的利益。万能险的“万能”主要体现在它的特点上，包括交费灵活、保额可调整、保单价值领取等，也正因为如此，受到保险公

司青睐，大量利用万能险的保费收入作为举牌上市公司的资金。

万能险对于保险公司的资本配置提出了更高的要求，万能险的资金成本更高，资产端的投资压力加大，提升资产端的风险指数，尤其在保险公司产品的平均年化结算利率较高时，已经将万能险变相成为一种短期理财产品，极易造成资产错配，引发财务风险。因此，随着险资举牌的盛行，保监会颁布了一系列文件规范万能险业务，甚至叫停了前海人寿、恒大人寿等九家万能险占比较大的保险公司的业务。

2.1.2 保险资金去向

据新浪财经网数据显示，过去十年间中国保险行业保险资产的配置发生了巨大的变化，如图 2.1 所示，对股票和证券投资基金的投资比例翻了一倍，而银行存款和债券投资则大幅度下降。与成熟的保险市场资产配置相比较，近十年保险资金对于高风险资产的配置比例过高，这背后隐藏了巨大的风险。

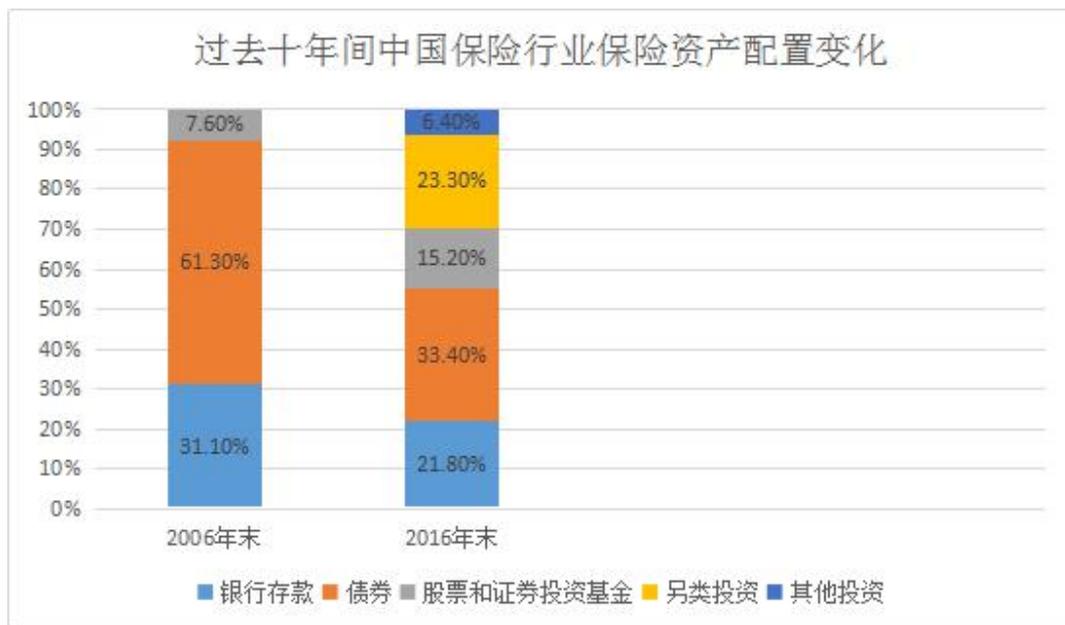


图 2.1 过去十年间中国保险行业保险资产配置变化

2.2 险资举牌动机分析

2.2.1 资本配置荒环境下，固收类产品收益率低

随着我国的经济增长进入中低速增长阶段，固定收益类产品收益率低，且风险偏高的情况下，加大了中小型保险公司对于股票市场的依赖，促使保险公司对资产的多元化配置，而在权衡收益与风险等多方面因素的基础上，进行股权投资成为众多保险公司的选择，这构成了险资举牌的动机之一。

2.2.2 政策监管放宽，提供举牌突破口

保监会放宽了险资投资蓝筹的相关政策，为之后险资频频举牌打开了突破口。2015年7月，保监会发布了《关于提高保险资金投资蓝筹股票监管比例有关事项的通知》，可以明显看出放宽保险公司投资股票的监管比例，在保险公司符合相应条件的前提下，投资单一蓝筹股票的比例上限由占上季度末总资产的5%提高到10%；投资权益类资产达到30%比例上限时，仍可进一步增持蓝筹股票，只要保证增持后权益类资产余额不高于上季度末总资产的40%即可。

2.2.3 理财型保险结算利率高，配置压力大

目前参与举牌的保险公司中，保费收入占比较高的大多为万能险，保险理财产品是目前理财产品中投资回报率最高的。根据各公司的万能险产品数据显示，参与举牌的保险公司万能险的结算利率在4.5%-8%之间，具体结算利率如表2.2所示。而我国正处于低利率的大市场环境下，如此高的结算利率产生的配置压力促使保险公司举牌上市公司。

表 2.2 各万能险产品结算年利率

举牌保险公司	万能险产品	结算年利率
富德生命人寿	招财宝1号年金保险（万能型）	7.65%
	招财宝2号年金保险（万能型）	7.77%
	富德生命e理财F款年金保险（万能型）	7.99%
	富德生命e理财C款年金保险（万能型）	7.70%
	富德生命e理财E款年金保险（万能型）	7.12%
前海人寿	前海海鑫利3号（A、C）年金保险（万能型）	7.45%
	前海聚富3号终身寿险（万能型）	7.36%-7.4%
	前海附加招财宝、定投理财年金保险（万能型）	6.30%
	前海附加财富精选年金保险（万能型）	6.00%
阳光人寿	附加财富账户年金保险C、D款，附加年金账户终身寿险，附加相伴年金保险B款（万能型）	5.00%
	附加财富账户年金保险E款，如意两全保险D款	6.32%
	理财2号两全保险，理财王两全保险，稳添益两全保险，如意宝1号两全保险（万能型）	5.20%
	安邦E盛世终身寿险，长寿添利终身寿险、白玉樽1号终身寿险（万能型）	5.00%
安邦人寿	长寿尊享3号终身寿险，安邦盛世2号终身寿险	5.10%
	安邦盛世3号、9号终身寿险	5.20%
	安邦盛世5号终身寿险	5.50%

数据来源：各保险公司官网

2.2.4 股票流动性好，变现速度更快

保险公司的资金通过期限错配来维持较高的收益，但是这同时带来流动性风险，因此

保险公司格外注重资产的流动性管理。相比之下,股票的流动性要远远高于非标类资产,变现速度快、变现成本低等优点促使保险公司通过大量配置蓝筹股取代配置非标资产。

2.2.5 打破行业间壁垒,实现协同效应

保险公司通过举牌上市公司,打破行业间壁垒,拓展公司周边业务,促进了保险行业与银行业、房地产业共同快速发展。例如险企通过举牌银行打通银保渠道,保险公司通过多次增持直到占有目标公司 20%左右的股份,此时保险公司有权利参与银行的日常经营管理。从保险公司自身业务的发展来看,可以利用银行遍布全国的服务网点和品牌信誉,拓宽保险销路,降低销售成本。而随着中国老龄化的加剧,保险公司在变革自身保险产品外,通过增持房地产企业的股份,布局养老地产。

2.3 险资举牌面临的风险分析

2.3.1 监管政策实行,规范举牌行为

2015 年保监会政策放宽,但是随着险资举牌越发频繁,2016 年保监会颁布了《中国保险监督管理委员会行政处罚程序规定》等一系列规章制度和相关文件,来监管保险公司万能险等相关业务经营以及险资举牌的不规范行为。保监会明确表示要限制野蛮的股权投资行为,也不支持保险资金在短期内大量频繁的投入资本市场。由于前海人寿增资来源虚假、投资违法等因素,保监会对其实施双罚追责制,既对机构进行罚款,同时对前海人寿董事长个人进行处罚,对整个保险市场产生了一定的震慑力。

2.3.2 期限错配严重,产生流动性风险

保险公司的保费实际上是一种负债,它具有负债经营的特殊性,因此保监会对于偿付指标的要求极其严格。保险公司的保费收入中寿险资金占 80%,财险资金占 20%,寿险保险期限长、安全性较高,因此适合投资期限较长的长期投资,而相比之下,财险产品周期短,流动性要求高,因此投资范围有一定的局限性。

资本市场波动大,导致长期投资回报率不稳定,而中长期投资项目较为缺乏,导致寿险资金倾向于投资短期项目;而财险资金有“短线长配”的问题,其投资于长期股权等变现能力差的项目时,对于保险公司的资金流动有很大风险。总之,保险资金的期限错配问题容易引发险资投资结构混乱,极易导致资金链断裂,从而出现财务风险。

2.3.3 双方股权之争,加大经营风险

风靡一时的“宝万之争”就是股权之争引发的,2015 年底,宝能系抢夺万科股份,安邦保险也加入混战,同时万科此前的第一大股东华润集团,持有的股份增持 15.23%,但万科 A 的管理层十分抵制宝能系入主万科,对于万科后续的经营及管理有很大的影响,甚至影响公司的发展战略,极易导致双方公司出现经营风险和投资损失。

而这样的例子却比比皆是，例如安邦保险举牌民生银行，抢筹 19.2%的股份，派遣高层进入民生银行董事会，带来了公司股权和控制权的争夺。股权之争的处理过程极为复杂，浪费双方的财力精力，甚至影响公司正常经营和声誉，从而直接或者间接导致公司资产流失。

2.3.4 系统性风险

目前国内一些保险集团例如安邦集团、恒大集团、宝能集团等，正在试图通过举牌活动，参股或控股银行、证券、基金等非保险金融机构，争取拥有金融全牌照。从正面意义上讲，这类综合经营有利于双方企业的资源配置，也有利于推动双方企业业务融合和再造升级。但同时我们也应该注意到其负面影响，综合经营将不同市场和行业之间联系起来，增强风险关联度，一旦一方出现风险，风险就会迅速在不同公司、不同行业之间传递，极易引发系统性风险。

3. 险资举牌的动机及风险的案例分析

3.1 前海人寿公司概况

前海人寿保险股份有限公司总部位于深圳，2012年2月中国保险监督管理委员会批准成立为一家全国性人寿保险公司，注册总资本10亿元，宝能集团通过子公司深圳市钜盛华实业有限公司出资4亿，持有20%股权，姚振华任前海人寿董事长。据深圳市工商资料显示，前海人寿目前的股东分别为：钜盛华实业、深圳市深粤控股有限公司、深圳粤商物流有限公司、深圳市凯诚恒信仓库有限公司、深圳市华南汽车交易中心有限公司等。

前海人寿自2012年成立以来，保费收入不断攀升，如图3.1所示，依靠巨额保费收入，开展举牌业务。



图 3.1 前海人寿 2012-2016 年保费规模收入

3.2 前海人寿举牌概况

根据工商资料显示,前海人寿是由深圳市钜盛华实业发展有限公司牵头成立的,持有20%的股份。而宝能集团则持有钜盛华实业发展有限公司99%的股份,且与其他筹建前海人寿的公司也存在大量关联交易。因此,可以说,前海人寿就是宝能系旗下的金融平台。

前海人寿从2013年开始进军资本市场,之后更是频频举牌,在资本市场是独领风骚。前海人寿依靠源源不断的保费收入,持巨资进入资本市场,仅万科一家举牌,就耗资上百亿。前海人寿通过多次举牌增持上市公司股票,目前已经持有多家公司5%以上的持股比例,具体如表3.1所示。

表 3.1 前海人寿所持主要公司股份比例

序号	股票简称	持股数量(亿股)	持股比例(%)	持股市值(亿元)
1	中炬高新	1.6042	20.1372	22.5871
2	南玻 A	3.2060	15.4479	36.3556
3	韶能股份	1.6213	15.0041	13.9267
4	南宁百货	0.6094	11.1898	6.1677
5	明星电力	0.1625	5.0156	1.9593
6	合肥百货	0.3705	4.7513	3.1978
7	格力电器	2.4791	4.1210	61.0344
8	万科 A	3.4978	3.1685	71.8791

数据来源:前海人寿2016年年报

分析前海人寿举牌的多家上市公司后发现,这些上市公司的共同特点是大股东持股比例较低、股权分散、在资本市场上价值被低估等。因此,对于前海人寿来说,这不是纯粹的财务投资,而是谋求战略投资,期望拥有上市公司控制权并推动业务融合等。前海人寿在大肆举牌的同时,给自身带来了不小的风险,2016年第四季度末综合偿付能力充足率为112.47%,较第三季度末的143.39%下降较多,但经过专业评估,未来一年内前海人寿的流动性指标,包括综合流动比率和流动性覆盖率,均高于100%,这一数值表明公司保持在风险可控制的范围内,依然有较强的抵御流动性风险的能力。

3.3 前海人寿举牌的风险及应对措施

3.3.1 严守法律底线，稳健投资

保险公司在进行各项业务时，应当在各项法律允许范围内，严守法律和道德底线，同时保险公司不能“野蛮举牌”，应秉承长期性、稳健性等投资原则，慎重开展投资业务发展，及时防范和控制投资风险。随着保监会近来的监管措施的颁布，表明监管机构开始对激进的险资举牌行为进行严格控制，对于保险公司来说，股权投资首要考虑财务投资，即使有少量的战略投资，也应当以参股为主。保险公司除了接受监管机构的监督和控制之外，自身更应当严格遵守规章制度，资本市场的举牌行为将更加规范。

3.3.2 建立压力测试机制，规避风险

保险公司出现资产负债匹配失衡的情况时，就很可能导致严重后果。并且，险企通过举牌实现了行业与行业间的互通，在面临系统性利率下行风险、市场风险、信用风险、流动性风险时，受影响的不仅是保险公司自身，还会对整个行业甚至社会公众造成巨大的利益损失，因此保险公司应当建立资产负债动态匹配的压力测试机制，监控风险。

主要措施有：当保险公司的净现金流由正转负或偿付能力充足率低于100%时，应当采取风险管理措施并及时实施计划；保险公司的普通型、分红型和万能型等保险产品的大类账户中，一旦大类账户的资产收益率小于保险产品的资金成本，那么就需要进行防范措施，及时监测公司账面动态。

3.3.3 构建投资期限，合理配置成本收益

保监会颁布了《保险资金运用内部控制指引》、《关于进一步规范高现金价值产品有关事项的通知（征求意见稿）》等一系列规章制度来控制险资举牌的风险，但是在目前市场环境下，保险公司主动错配是为了解决负债成本过高的必然选择。对于这一情况，保险资金必须构建投资期限，配置一个成本收益合理的模型，不断进行测试和改进，设置预警指标，一定限度内允许错配，但要及时调整，规避风险。

3.3.4 尊重被举牌上市公司的战略定位

保险公司举牌上市公司后，应当找准自己财务投资的定位，尊重被举牌公司先前制定的战略定位，不过多非理性的干预被举牌公司的经营战略，出现分歧时，应当以协商的方式沟通交流，促进保险公司与被举牌公司的共同发展，实现资源共享，把握发展方向。一旦被举牌公司出现问题，保险公司应该果断制定对策，避免风险进一步扩散。

针对双方出现的股权之争，控制权之争，应该协调各方利益，提出有利于双方共同发展的解决方案，实现共赢，加强信息披露力度。针对大股东故意干预企业的经营战略问题，应当及时制止，做好相关的风险应对方案，维护自身权益。

3.4 案例启示

第一,前海人寿举牌的动机非常明显。首先,银行股、房地产股票的持有对于保险公司非常重要。这类股票市盈率相对较低,而且比较稳定,风险较小。前海人寿一直注重对于地产股票的投资,但在2015年6月,前海人寿基本清仓了其原本持有的深振业A、宝诚股份、天健集团等小型房企股票,转而买入万科、华侨城等优质股。其目的不仅仅是财务投资,而更多地是为了谋取这些优质上市公司对的控制权。

第二,前海人寿的举牌行为频发,其举牌行为经常游走于规定的边缘,但最终还是没能逃脱法律的监管,因此,保险公司在参与举牌行为时,应该严守法律底线,让保险资金的运用走向体系化、规范化。

参考文献

- [1] 陈咏雪.基于不同举牌动机下的被举牌上市公司经济后果案例研究[D].沈阳:沈阳工业大学.2016
- [2] 何婧,徐龙炳.产业资本向金融资本渗透的路径和影响——基于资本市场“举牌”的研究[J].财经研究,2012,33(02):81-90
- [3] 罗欢.中国险企举牌问题研究[J].时代金融,2016,624:215-216
- [4] 史垣.上市公司频遭举牌的背后逻辑探讨[J].财政金融.2016,25(05):58-62
- [5] 田璐.险资频繁举牌中的保险资金运用新趋势[J].企业管理,2015,12:23-28
- [6] 叶颖刚.保险资金频繁举牌面临的风险及对策研究[J].保险市场,2016(03):60-66
- [7] 钟林.频频“举牌”产业资本紧盯股市[J].股市动态分析.2009(08):39
- [8] David L. Eckles, Robert E. Hoyt, Steve M. Miller.The impact of enterprise risk management on the marginal cost of reducing risk: Evidence from the insurance industry[J]. Journal of Banking & Finance,2014:247-261
- [9] Mary E.Barth,n, YanivKonchitchki, WayneR.Landsman. Cost of capital and earnings transparency[J]. Journal of Accounting and Economics,2013:206-224
- [10] Colombo V, Buongiorno L. A process-oriented approach, long range planning[J]. Journal of Financial Economics, 2007(04):202-222.

京东商城无形资产评估案例分析

王清华

摘要:随着我国经济不断的改革,以网络开发和研发为主要依托的互联网行业在近几年依旧处于持续发展的状态。在这样的经济背景下,本文将从互联网企业无形资产的角度出发,分析无形资产对企业整体影响程度。本文首先对京东最近几年的无形资产变化趋势分析得出京东对商誉的估价存在一些不合理的地方,然后引用资产评估中的割差法对京东的商誉二次评估以进行原因分析,最后根据对京东无形资产的评估结果提出改进建议。本文认为要想互联网的无形资产处于不被低估或高估的状态,应该结合会计和资产评估两方面去确认,并进行独立的无形资产信息披露,才能正确认识互联网无形资产的价值和它对企业的影响程度。

关键词: 互联网企业; 无形资产; 资产评估

1. 京东商城无形资产现状及其披露

1.1 京东商城简介

京东商城(以下简称京东)是中国最大的自营式电商企业,1998年成立于北京。京东自进入电商领域以来,网上交易产品不断地丰富,主要销售产品有数码产品、手机、服装、护肤、食物、书籍等,共13大类3150万种SKU的商品。

京东于2007年自建物流,通过7年不断改进和发展,目前已经形成了覆盖全国超过1855多个区县的自建物流体系。其仓储面积达230万平米,拥有2000多个配送站,近3万名配送员,配送系统已优化至第三代,包括次日达、晚间配送、预约配送、货到付款等服务,同时签约万家便利店布局O2O。此外,京东先后组建了上海及广州全资子公司,将华北、华东和华南三点连成一线,使全国大部分地区都覆盖在京东商城的物流配送网络之下。凭借整体的产品的不断丰富、物流系统的日趋完善使得京东的用户活跃度和交易量都在逐年的增加。

以下是2014年中国自主销售为主B2C网站交易规模市场份额,说明京东最近几年发展的规模之大和速度之快。

本文作者:王清华,江西财经大学会计学院研究生,研究方向:公司理财

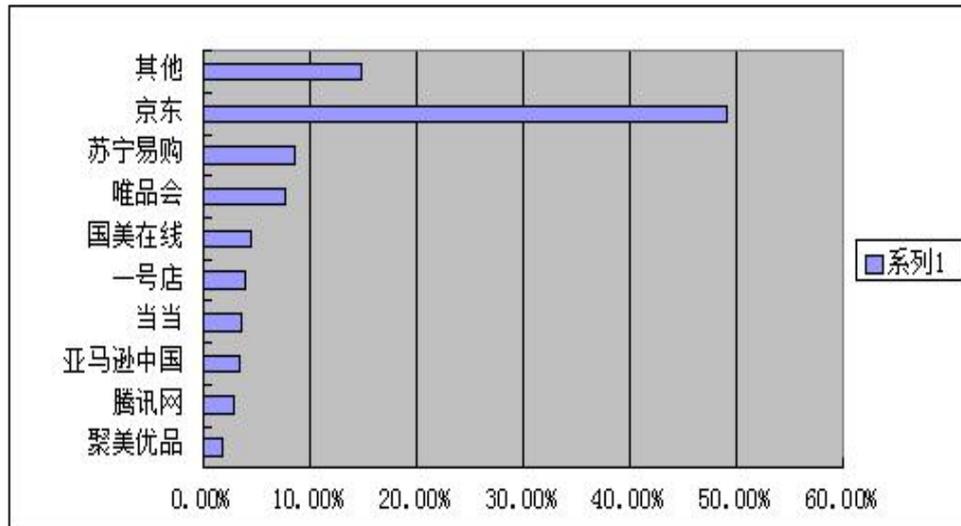


图 1.1 2014 年中国自主销售为主 B2C 网站交易规模市场份额

1.2 京东商城无形资产基本情况

京东作为一个电子商务企业，具有明显的新经济特征。根据 2006 年《新会计准则》对于无形资产的规定。无形资产划分为可辨认无形资产和不可辨认无形资产两部分。其中可辨认无形资产包括专业权、商标权、特许权等。企业购买的无形资产可以依据取得时的成本入账，但是如果是企业自行开发并依法申请取得的，除必要的注册费、律师费等可以入账外，开发费用只可以计入当期损益。不可辨认无形资产专指商誉，它只有在企业并购时，买方支付的价款超过卖方净资产的差额部分才可以入账。但是对于京东来说，新的会计准则对于无形资产的定义就显得有些狭窄和不适用。

传统企业的资产大部分都是实体资产，但京东的无形资产占比很大。除了会计准则规定的常规无形资产比如技术、网页、域名外，还包括一部分非常规的无形资产比如企业声誉、领导能力、顾客资源、员工及供应商资源等。常规的无形资产可以通过支付对价购买，但非常规的无形资产却是个不断积累的过程。对于京东这样的互联网企业来说，对无形资产的管理是企业在经营管理中的核心问题。京东 2011 年至 2014 年无形资产的占比及变化情况如下表所示。

表 1.1 京东无形资产占比情况表

单位：百万元

年度	2011	2012	2013	2014
无形资产净值	98.95	757.79	814.65	7945.2
资产总额	10578.97	17886.05	26009.81	66493.17
无形资产占总资产的比例	0.94%	4.24%	3.13%	11.95%

通过分析京东 2011~2014 年无形资产的变化走势,我们可以看出京东无形资产占总资产比例不断上升,说明无形资产对京东企业价值影响日益重大。

从京东本身来说,四年来对无形资产的评估都是基于会计报表层面得出的。在资产负债表,无形资产反映的是企业科技创新人才和科技创新能力所能达到的高度,体现的是获取超额收益的能力。京东资产负债表中无形资产主要表现在以下几个方面。

(1) 网络研发。京东作为一个电子商务型企业,其商品供应链的整合和管理系统的运用开发极大的影响京东在整个电子商务行业的竞争能力。同时,京东最近几年大力投入对商品物流体系、域名、网页的建立,使得无形资产的比例大幅度增加。

(2) 品牌。现在的电子商务行业如火如荼得发展,如果没有一个优秀的品牌将很难生存下去。在新兴行业中,加大自身品牌的建设对于成长性企业来说是非常重要的。京东作为主打电子产品的企业,面临着像苏宁、国美等这样大型的电子生产和销售厂家,加大对自身品牌的建设是很有必要的。

(3) 人才管理。从 2011 年至 2014 年京东的销售业绩和营业利润呈上升的趋势,但是根据每年的财务报表我们可以发现京东的净利润一直是负数,处于亏损状态。究其原因,除了京东加大了对物流体系的投入,另一方面是京东对投资者利润分配的上涨和对管理者的薪酬激励。

1.3 无形资产对京东商城的影响

无形资产对京东价值的影响主要体现在软件技术、品牌建设、商誉等几个方面。

从软件技术方面,最近几年京东软件技术主要体现在对整个物流体系的建立和货物供应链的整合上。对于京东这样一个电子商务企业来说,商品的物流成本对销售利润具有很大的决定性作用。所以,京东要提升营业利润,必须控制其营业成本,加强对软件技术的开发和研究,从而提升整个企业的销售利润。

在品牌建设方面,根据国际品牌机构 Interbrand 发布的 2014 年最佳中国品牌价值排行榜来看,京东排名位居 25 名。良好的品牌可以提高京东的知名度,从而增加市场竞争力。最近几年,京东加大了自身宣传的广告费用的投入量,使更多的用户认识了自己。就电子商务企业的排名来看,京东在 2012 年排名第十一,2013、2014 排名是第二。同时,在 B2C 零售市场占有率也是位居第二。

在商誉方面,商誉是京东长期积累而形成的。在日常生活中,大多数消费者通过一个企业的商誉的好坏来评判企业整体的好坏。一个好的商誉可以吸引大量的消费者,从而潜移默化地引导消费者的消费倾向,提高企业的信誉度和顾客对企业的忠诚度,为企业带来超额利润。

2. 京东商城无形资产存在的问题

京东作为一个互联网企业,无形资产对其企业的价值影响是多方面的,比如说软件技术对京东整个物流体系的影响、网站访问量对整个网上销售收入的影响等。所以,加强无形资产的分析与管理对京东以后的发展至关重要。通过上文对京东无形资产现状的披露,发现其存在的问题具体如下。

从2011年至2014年的资产负债表可以看出,京东无形资产占总资产比例呈现上升趋势,并且2014年较2013年增加的幅度达到8.82%。2012年较2011年增加了3.48%。其中京东2011年的商誉净值为0,2012年和2013年为1465万元,2014年却增加到了262247万元,在无形资产中增幅最大。由此可见,京东无形资产的大幅度增长可能与商誉的大幅度增长有关。另外,2014年京东的商誉为262247万元,它只是根据企业会计准则计算出来的一个结果。

商誉是指在未来期间能给企业带来超额利润的潜在资产,分为企业在长期发展和经营期间不断积累而形成的自创商誉和通过外界购买的商誉两个部分。会计中对商誉的处理是根据各个科目的发生额、余额和摊销年限计算得来的,从而忽视了一些其他方面的因素。对于商誉的计算,如果采用会计手段来进行量化的话,依据新会计准则的相关规定,对商誉的计算只包含对外购商誉的计算,对于自创商誉不予考虑。所以,通过报表获得的京东的商誉甚至是无形资产的相关价值都还有待进一步进行考察与研究。

3. 京东无形资产的价值评估

从上述京东无形资产存在的问题可知,对于京东商誉的价值评估不应该仅仅只是停留在会计的计算层面,更应该从资产评估的角度对其进行深入剖析和评估。

3.1 京东商誉价值评估

根据上文对京东无形资产现状的分析,本文认为对无形资产的增长比例影响最大的京东不可确指的商誉。所以,在本章中采取资产评估的方法对商誉进行再次评估,并说明其差异产生的原因,进而说明对于京东无形资产评估的建议。

3.1.1 评估基准日

由于本次评估的目的是针对报表的商誉的价值提出了质疑,所以本次的基准日为2014年12月31日。

3.1.2 评估假设

评估假设指的是对被评估对象认识的限制和预测其变化的能力的局限性而做出的对评估对象合乎逻辑的假设。资产评估中的基本假设主要包括市场条件假设、交易假设、持续使用假设以及清算假设。在对本次京东商誉评估中,由于采用的是收益法进行评估,

因此, 评估京东商标的两个基本假设为市场条件假设和持续经营假设。

3.1.3 评估方法的实施

在本次对京东的商誉的评估中, 由于最近几年京东在物流软件技术方面和股东权益分配方面分配的资产比较多, 使得京东最近几年的营业利润不断增加, 但是净利润一直呈现负数。所以, 本文采用割差法对京东的商誉进行评估, 即基本公式为: 商誉的评估值=企业整体资产评估值-企业各单项资产评估值之和。

对京东商誉评估过程如下:

(1) 京东整体资产评估值: 由于京东是上市公司, 对于在评估基准日的整体资产价值在本文中采用基准日的股票市价总额来确定。2014年12月31日京东股票的收盘价为23.14美元, 总股本为13.67亿, 所以总市值=总股本 \times 当前的股票价格=23.14 \times 13.67=316.32亿美元。根据2014年12月31日美元与人民币的兑换比例为6.1, 京东在2014年12月31日的整体市值为1958.04亿元。

(2) 京东各单项资产评估值之和: 京东各项单项资产之和包括有形资产和可确指的无形资产两个部分。有形资产通常包括固定资产和流动资产两个部分, 根据京东2014年的资产赋值, 可以得出在2014年12月31日京东有形资产价值为515.87亿元。京东无形资产可确指无形资产价值为85.25亿元。综合得出京东各单项资产评估值之和为601.12亿元。

综上所述, 在2014年12月31日商誉的价值=1958.04-601.12=1356.92亿元, 远远高于通过会计准则计算出来的商誉估值。

3.1.4 京东商誉估值的差异分析

从上文可以看出, 从会计和资产评估的角度评估出商誉值两者相差很大, 本文认为形成差异的原因如下。

(1) 由于商誉具有区别于一般无形资产的特殊性, 其价值的形成与在形成过程中所发生的成本费用有很大的关系。针对这一点, 会计层面的商誉指的是在企业日常参与并购或者合并的过程中其付出的成本大于所并购或者合并企业的所有资产价值的差额。所以, 通过会计来确定企业的商誉只是商誉的一部分, 而更大的一部分比如说自创商誉就有可能被人们所忽视。但是, 站在资产评估的角度评估的是企业的整体商誉, 并不只是其中一部分。

(2) 运用资产评估的相关方法对商誉进行评估时, 由于数据的使用可能会使商誉被高估。一方面京东的整体资产价格指标是通过基准日上市股票的市值来确定的, 所以会受一些其他因素的影响, 比如说行业政策、股民的消费偏好等。这些因素必定会使京

东整体资产价格受到影响。另一方面,割差法是从企业整体资产出发对商誉进行分析的,与我们一般了解的收益法相比颠倒了主次。所以,本文认为采用割差法对京东的商誉进行评估时,可能将无形资产中本属于可确指的无形资产但是尚未入账的无形资产的价值也计入了商誉中,使得商誉的价值被高估。

3.2 京东无形资产披露意见

对于一般的无形资产,企业会计准则要求披露的相关信息有:各类无形资产的摊销年限、期初和期末账面余额、变动情况以及当期确认无形资产的减值准备。但是从京东的财务报表中可以发现,资产负债表上只有无形资产净值一个项目,只反映的是无形资产的摊余后的价值,没有详细的无形资产变动情况。同时在现金流量表中也只是用“摊销”这个科目反映了资产的摊销状况,对于无形资产的变动情况,京东的财务报表不能公允完整地反映出来,无法满足其报表使用者对相关无形资产的需要。这恰恰说明在现行的会计报表中,无形资产的披露依然处于较次要的地位,没有得到企业和社会相关部门的高度重视。所以针对京东的无形资产披露现状,本文提出以下几个方面的改进意见。

(1) 从会计处理角度,京东无形资产信息披露应该分为两个层次。第一层次是对财务报表的披露,第二层次是表外信息披露。第一层次的披露主要包括资产负债表、损益表、现金流量及一些附表的披露。第二层次即附注披露部分。比如说无形资产的取得方式、无形资产的后续变动等。对于京东这样一个无形资产占比很大的互联网企业来说,还应该独立编制一些与无形资产有关的数据资料来做更加详细的说明,从而更好地研究无形资产对互联网企业价值的影响。

(2) 京东商城无形资产的后续计量。在无形资产摊销的核算中,首先应将无形资产分为寿命确定以及寿命不确定两种类型,无形资产的价值也应该参照资产减值准则处理。同时,在年度结束时,还要对无形资产的使用寿命和摊销的方法进行再次的审核,对使用寿命不确定的无形资产进行减值测试。

(3) 对人力资源的披露。随着无形资产的占比越来越高,企业在发展过程中人力资本已经成为一个很重要的组成因素。人力资源的发展状况决定着无形资产的价值,其价格应该取决于所用的人力资源对企业的贡献程度的量化。

(4) 在对京东无形资产的评估过程中,不应该仅仅停留在会计层面,应该更多的从资产评估角度去评估其价值,运用符合具体资产现状的方法对其评估。

4. 结论

本文以京东商城为例,对京东商城无形资产现状进行分析,认为京东对于商誉的估价存在一些不合理的地方。运用资产评估中的割差法对京东的商誉进行二次评估,并得

出存在差异的原因。最后,根据对无形资产的评估分析提出相关意见和建议。

通过研究,本文初步得出:首先,我国目前对于互联网无形资产的评估还处于初步发展阶段,对于无形资产的评估缺乏一套完整的评估体系,无法全面地评估无形资产的价值。所以,本文对互联网无形资产的分析也只是一种尝试,还存在很多不足的地方。其次,本文在对京东商城无形资产分析的过程中,由于数据收集的局限性,只是对京东的商誉进行了基本的分析。在运用割差法对商誉进行评估时,由于评估经验的不足以及对数据的处理能力必然会使的商誉的评估值与实际值会有所出入。最后,本文通过对京东无形资产的分析主要目的在于引起互联网企业经营者对无形资产的高度重视,将无形资产作为企业发展的核心竞争力。

综上所述,本文以京东商城作为我国众多互联网企业代表,针对该企业目前无形资产现状,为我国互联网企业无形资产的评估提供了指导意义,也为相关政府和监督管理部门提供相应的监督和管理办法。

参考文献

- [1]崔也光,赵迎.我国高新技术行业上市公司无形资产现状研究[J].会计研究,2013,(03):15~19
- [2]洪蓓.应加强自创商誉确认和计量的研究[J].财务与会计,2012,(06):19~32
- [3]夏峰.论企业无形资产管理的重要性[J].现代经济信息,2013,(07):35~39
- [4]张成.无形资产信息披露的价值相关性研究[D].湖北工业大学,2011
- [5]周丽玮.无形资产与企业价值相关性的实证研究[D].河北经贸大学,2014

现代金融与证券市场

我国商业银行股权结构与经营绩效关系的实证研究

陈 涛

摘要: 银行作为经营货币商品的特殊企业, 对社会资源的合理配置起到十分重要的作用, 具有资源媒介的功能, 以及为社会提供支付服务的功能。本文是在股权分置改革的大背景下, 以股改后我国商业银行近十年来的财务数据为依托, 采用回归分析的方法进行对股权结构与经营绩效关系的实证分析, 并依此给出合理政策建议。

关键词: 商业银行; 股权结构; 经营绩效; 回归分析

1. 引言

跨入21世纪, 金融中心面临着世界经济一体化和金融化的新形势。而银行业在金融界更是重要的组成部分, 尤其是在我国金融市场, 银行业是领头军。纵观国内外关于此问题的文献综述, 在两者关系分析中研究的变量不尽相同, 国外大多采用研究股权集中度的方法, 而由于我国商业银行中存在不能流通的国有股和法人股, 我国学者大多采用对股权属性和股权集中度进行分析, 而在反映经营绩效的指标方面, 国外学者大多采用托宾Q作为经营绩效的变量, 而由于我国的股权结构的特殊性, 要想全面准确的反映经营绩效情况, 我们多数采用对财务数据进行分析的方法。本文是在前人研究分析的基础上在我国商业银行处于股权全流通的背景下, 选取多家国有商业银行近年来年报数据为研究对象, 利用实证的分析方法对我国商业银行股权结构与经营绩效间的关系展开分析。在数据支持下对股权结构与经营绩效进行回归分析。试图在新的时代背景下找出股权结构对商业银行经营绩效是否有影响, 有怎样的影响, 指出我国商业银行股权结构方面存在的问题与缺陷, 而我国商业银行又最适应于哪一种股权结构模式, 进而给出合理的政策建议。

2. 股权结构和经营绩效的理论解析

在进行对股权结构与经营绩效关系的实证分析之前, 有必要对股权结构与经营绩效关系进行充足的理论分析。

本文作者: 陈涛, 江西财经大学统计学院研究生, 研究方向: 数理统计

2.1 股权结构的内涵界定

企业的股权结构是治理结构十分重要的一部分，同时企业的兼并收购、经营激励、代理权监督、竞争等很多方面都受其影响。股权结构的内涵界定也有很多种：

(1) 股权结构指股权的种类结构，即指的是流通股、转配股、A、B股等。

(2) 股权结构又可理解为所有权结构，指股东所持公司股份比例的一种结构。

(3) 股权结构指企业各类型股东持股所占比例，也就是我们所说的股东结构属性，一般按所有制进行划分，如国家股、国家法人股、法人股等。而这里的股东结构通常通过股权集中度来进行衡量，反映公司控制权的配置结果，如大股东、次大股东、中小股东等。股权拆细及转移将使股东结构出现变化，股东结构变化的同时会带来公司控制权变化，进一步会导致治理机制变化。

总的来说，股东结构包含两层涵义：首先是，出资比例，属于量的范畴，指在总股本中每个股东由于出自不同而形成的结构比例。其次是，权力关系，属于质的范畴，指的是由于各股东出资比例不同而造成的对于公司控制权不同的结构比例。

2.2 股权结构决定因素和形成原因

股权结构是公司治理的前提和基础，并深刻影响着一个公司的内部治理机制和外部治理机制的有效性。公司治理机制相当于企业的“操作系统”，在长期的公司治理实践中治理机制不断形成和完善，构成一个复杂并相互联系的有机系统。公司内部治理结构如股东大会运作机制，董事会运作机制、监事会运作机制，还有公司财务、人力资源、运营与管理、法务、产品技术研发等监管机制董事会、监事会、管理层激励机制、内部控制机制的构成就由内部治理机制决定。而像资本市场、经理人市场、控制权市场等环境就由外部治理环境决定。公司治理机制的主要目的是为了治理代理问题，在所有权与控制权存在一定程度分离的现代企业中。之所以如此，原因有二：第一，激励不相容。第二，信息不对称。第三，契约不完全。

2.3 股权结构与公司治理

公司治理逐渐成为人本关注的核心问题，因为人们认为在全球化的大趋势下，资本、技术、人才等资源是可流动的，同时公司治理制度便变成不可替代的核心。一个公司中的董事会负责公司治理，股东的作用是通过任命董事会、管理人员通过公司治理结构来满足自身利益。公司治理从根本上被认为是“关于所有权安排的契约”，包括内、外部治理机制。传统上认为公司治理主要是解决董事会与管理者之间的代理问题，而要想解决这一问题，不能单纯从董事会职能发挥解决，而是如何构建董事会，并且解决代理问题股权结构才是关键。就内部治理机制来说，股东在设置治理结构时要将职业经理人收益、

代理成本、监督成本等考虑在内,同时因为股东拥有不同背景,所以在利益与目标上存在差异,也包括不同股东的行为差异,都会导致公司治理结构安排上出现问题,可见股权结构与公司治理之间存在很复杂的联系。外部治理机制通常由资本、产品、经理人市场的竞争来实现对公司治理的约束。一旦公司治理出现问题,损失就会表现在公司股价下跌,投资者通过股票收购取得公司控制权,由此可见不完善的市场机制和股权结构扭曲都会时公司治理结构失效。

2.4 公司治理与经营绩效

经营绩效主要表现在盈利能力、偿债能力、运营能力以及后期发展能力等方面。是公司治理的效率和业绩的体现。公司治理的效果通过公司绩效来表现,同时由一些财务指标量化出来,表1是经营绩效的评价指标及其公式。

表 2.1 经营绩效评价指标

指标类别	指标名称	公式
流动性	流动性比率	流动性比率=流动资产/流动负债
	存贷比率	存贷比率=贷款总额/存款总额
盈利性	每股收益	每股收益=净利润/年末普通股股数
	净资产收益率	净资产收益率(净利润)=净利润/实收资本
	净利润增长率	净利润增长率=本年末净利润增长率/上年末净利润
安全性	不良贷款比率	不良贷款比率=不良贷款/资产总额
	资本充足率	资本充足率=资本/加权风险资本
成长性	存款增长率	存款增长率=本年存款增长额/上年末存款余额
	贷款增长率	贷款增长率=本年贷款增长额/上年末贷款余额
	营业收入增长率	营业收入增长率=本年末增长营业收入额/上年末营业收入

表中的评价指标可以全面详细衡量一个公司经营绩效的优良。高效合理的治理机制能够保证公司的经营绩效稳步提升。公司的治理机制主要是从协调股东、董事会、经理人三方面的关系入手,形成一个合理有效的治理结构,从而实现股东权益的最大化。最优的治理机制就是能够在现有机制的前提下以最小的成本取得最大的收益。

为了更直观的了解股权结构、公司治理、经营绩效,以及内、外部治理机制之间的联系,列出如下图。

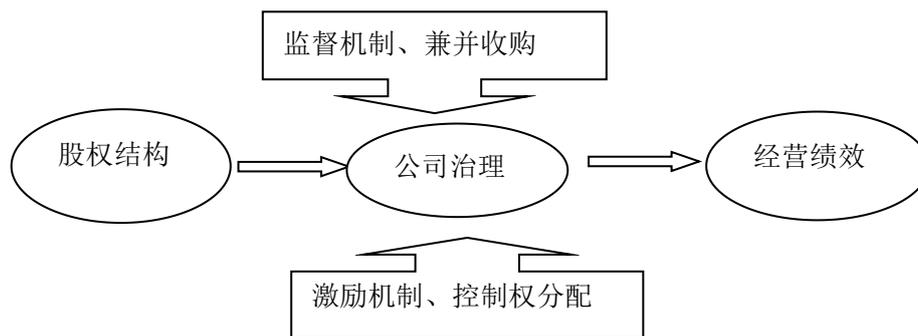


图 2.1 股权结构对经营绩效作用机制

综上所述，经营绩效能够衡量股权结构的合理性、公司治理机制是否完善。良好的股权结构是完善公司治理机制的基础，同时良好的经营绩效要以良好的股权结构和高效率的治理机制作为保障，股权结构、公司治理、经营绩效之间存在复杂而又密切的联系。公司治理作为枢纽将股权结构与经营绩效有机的联系起来，探究经营绩效要从股权结构入手，不断研究公司治理的作用机理，最终找到提高公司经营绩效、提升公司价值的最有效合理途径。

3.我国商业银行的股权改革及其对经营绩效的影响

自2004年起，我国四大国有商业银行以完善股权结构拉开股权分置改革的大幕，直到2007年，农业银行的股改完成，标志我国商业银行股权改革的落幕。在整个股权改革体系中，以完善股权结构、激活治理机构、提升经营绩效为主要目标，产权结构的改革是其主要部分，以下表3收集到的数据为1999-2008年国有四大商业银行经营绩效情况，可用于分析比较股权改革前后，我国商业银行经营绩效的变化。

表 3.1 1999-2008 年国有四大商业银行经营绩效情况

指标	阶段	Mean	Median	Ste.Dev	Minimum	Maximum
ROE	1	3.363	2.877	0.043	-7.066	14.089
	2	12.139	13.582	0.074	-5.95	24.847
STATE	1	100.000	100.00	0.000	100.000	100.000
	2	83.921	79.075	14.903	57.020	100.000
RISK	1	25.213	27.465	7.575	42.700	35.000
	2	8.607	3.980	9.131	2.210	26.730

续表

指标	阶段	Mean	Median	Ste.Dev	Minimum	Maximum
PL	1	0.091	0.096	0.029	0.045	0.157
	2	0.186	0.182	0.072	0.001	0.157
PGR	1	-0.857	0.229	9.419	-39.883	7.699
	2	2.368	0.411	6.563	-0.584	29.317
PF	1	0.038	0.035	0.012	0.025	0.062
	2	0.030	0.030	0.005	0.017	0.040
PD	1	1.050	1.056	0.035	0.879	1.096
	2	1.048	1.064	0.046	0.879	1.096
MS	1	0.250	0.225	0.057	0.189	0.354
	2	0.250	0.236	0.049	0.196	0.336
LR	1	0.740	0.738	0.084	0.625	0.998
	2	0.621	0.612	0.069	0.496	0.742

数据来源：根据各家银行年报数据计算。

综合以上情况来看,我国商业银行在股权分置改革前后,各项经营业绩指标的变化,均有显著的提高。其中净资产收益率ROE相对股改之前有很大提升。而除不良贷款和国有控股有明显下降外,其余一些变量如PL、PGR、PD等都有显著提高,以上这些数据证明了股权改革对我国商业银行产权结构的优化以及对经营绩效起到的积极作用。

4.实证分析

我们力图利用我国商业银行近年来的财务数据,透过筛选变量,有目的性的构建回归模型,通过回归分析找到股权结构域经营绩效之间的关系。本文文中的计量分析结果均通过stata软件。

4.1数据的选取

数据通过2014年中国上市银行中报分析、上市银行年报等整理得出。截止2014年我国沪深两市的上市商业银行共有16家,时间选取2010年到2014年5年的年报数据来进行分析研究。

4.2变量选的选择

(1) 解释变量

本文选取商业银行股权结构作为本次回归实验的解释变量，其中主要指股权性质。股权性质由国家股、法人股、社会公众股比例三个指标来衡量。

(2) 被解释变量

本文的被解释变量是经营绩效，考虑到保证金融系统的安全性，和风险防范在银行业中的重要性，本文特采用“净资产收益率/不良贷款率”作为经营绩效的衡量指标，记作P。

(3) 控制变量

本文将能够衡量商业银行经营规模的总资产的自然对数指标作为控制变量。

以下为各变量指标的具体情况，见表4.1。

表 4.1 变量定义表

变量		符号	名称	变量定义
解释变量	股权 属性	GJG	国家股	国家股在总股本中的比例
		FRG	法人股	法人股在总股本中的比例
		GZG	社会公众股	社会公众股在总股本中的比例
被解释变量	绩效	P	综合绩效	净资产收益率/不良贷款率
控制变量		S	银行经营规模	总资产的自然对数

4.3模型的建立

4.3.1股权属性与经营绩效回归分析

(1) 国家股

H1：国家股的比例和经营绩效呈负相关趋势

(2) 法人股

H2：法人股的比例和经营绩效呈正相关趋势

(3) 社会公众股

H3：社会公众股比例与我国商业银行经营绩效负相关

本文分别将国家股、法人股、社会公众股建立以下模型进行回归分析：

$$\text{Model1: } p = a + b_1 GJG + c_1 S + \mu$$

$$\text{Model2: } p = a + b_2 FRG + c_2 S + \mu$$

$$\text{Model3: } p = a + b_3 GZG + c_3 S + \mu$$

为了检验以上假设是否为真,将数据输入stata软件进行回归分析,得到以下表格数据:

表 4.2 股权属性、经营绩效二者回归结果情况

变量	Model1	Model2	Model3
CONSANT	21.759*** (7.60)	35.045 (0.88)	103.542 (3.21)
GJG	-0.185** (-2.6)		
FRG		0.0163 (4.0125) ***	
GZG			-0.861*** (-3.78)
S	0.784 (0.50)	0.0766 (0.54)	-2.902 (-2.54)
R ²	0.1165	0.3187	0.3029
F	3.72	2.5641	8.45
样本数	50	50	50

从以上表中可以得出:

Model1结果显示,国家股回归系数是-0.185,在5%水平通过t检验,这与假设一致。

Model2结果显示,法人股回归系数是0.0163,在1%水平通过t检验,这与假设一致。

Model3结果显示,社会公众股回归系数是-0.861,在1%水平通过t检验,这与假设一致。

5.结论与建议

5.1加强机构投资者的作用

国内外很多学者认为机构投资者能对股权多样化和国有股减持起到好的作用。法人相互持股、培育机构投资者是商业银行改革的有效途径。郑红亮、邱慈孙、冯根福主张竞争性行业中大中型公司的股权结构模式应该是银行业务有关联并相互持股的国家持股基金组织、社会公众股、企业法人、其他法人等参与持股。

5.2解决国家股权虚构问题

企业的治理结构是企业解决经营者与股东之间委托代理问题的一套体系。对商业银行改革起到很重要作用的三点分别是竞争性市场环境、产权结构改革、公司治理改革,而其中产权结构改革是根本,因为市场是某种合约关系,交易主体依照他的权利来行使

自己的权利签订合约,交易的前提是有一个明确的产权主体。而产权结构的虚伪问题就很有可能造成银行治理效率低下。我国的商业银行中就存在国家股权虚伪的问题,因此要想形成竞争型市场机制,明确产权结构是前提。而关于如何完善我国商业银行安全结构,国有股减持似乎是一条必经之路,但关于此问题国内学者众说纷纭,刘艳妮创新性提出“股权相对集中,多股制衡”的股权结构模式。这种模式可避免大股东控制银行,使银行法人治理更加完善,更多股东参与和加入到对银行进行监督和约束的范围中来,从而提高银行经营绩效。

5.3加强经理人市场建设

人的因素始终是重要的因素。要想提高经营绩效,在解决了产权结构、治理结构的诸多问题的基础上,职业经理人的素质是不容小觑的一个方面,他直接影响到整个治理系统的效率。比较成熟的国外的经理人市场大多采用聘用制来决定经理、行长等高层管理人员。这些高管只有通过丰富的经验、过硬的能力才能保住他们的位子。与此同时外部资本市场、内部竞争机制会不断向经理、行长等高层管理人员施压,他们自然就会尽职尽责工作。而在我国银行系统中,大多存在管理人员与政府官员双重身份的情况,并不能形成有效的竞争型经理人市场机制。从而可能会大大降低我国商业银行经营业绩提升的效率。因此,我建议进一步完善职业经理人市场机制,使经理、行长等高层管理人员的选拔只是通过一名银行家该有的标准来执行,形成完善的竞争机制,从而进一步提升我国商业银行的经营绩效。

参考文献

- [1]冯根福.中国大中型公司治理结构模式选择的理性思考[J].当代经济科学,1996,(2):1~9
- [2]刘艳妮,张航,邝凯.商业银行股权结构与经营绩效的关系——基于上市银行的实证分析[J].金融论坛,2011,(7):37~43
- [3]林毅夫,蔡昉,李周.国有企业改革的核心是创造竞争的环境[J].改革,1995,(3):17~28
- [4]邱慈孙.公司治理结构理论述评[J].经济评论,2000,(2):64~66
- [5]施东晖.股权结构、公司治理与绩效表现[J].世界经济,2000,(12):37-44
- [6]郑红亮.公司治理理论与中国国有企业改革[J].经济研究,1998,(10):21~28

上证 50ETF 期权推出对现货市场价格发现效率的影响

冯玉兰

摘要: 在上证 50ETF 期权上市的背景下, 基于均值回归理论, 选取期权推出前后 ETF 市场和股票市场四个样本空间相同的分析期, 通过构建 STAR-GARCH 模型研究上证 50ETF 期权推出前后, ETF 基金市场和股票市场的价格发现能力及价格发现效率的变化。实证结果表明: 上证 50ETF 和上证 50 指数均具有价格发现能力; 上证 50ETF 期权的推出, 显著提高上证 50ETF 和上证 50 指数的价格发现效率, 期权交易能稳定现货市场, 加强 ETF 市场和股票市场发现新信息的能力; 期权推出前后, 上证 50 指数的价格发现效率总是高于上证 50ETF 的价格发现效率, 相对于 ETF 基金市场, 我国股票市场更有效地发挥出价格发现功能。

关键词: 上证 50ETF; 上证 50 指数; 价格发现; STAR-GARCH 模型

1. 引言

2015 年 2 月 9 日, 我国首只期权——上证 50ETF 期权在上海证券交易所正式上市交易, 这标志着我国迈入了期权新时代。上证 50ETF 期权的标的资产是华夏上证 50 交易型开放式指数证券投资基金 (以下简称上证 50 ETF), 即每张 50ETF 期权合约对应 10000 份华夏上证 50ETF, 自上市以来运行平稳性、流动性逐步提高, 参与人数不断增加, 成交量、持仓量稳步提升。上证 50ETF 期权的推出, 使得期权市场与现货市场的关系引起学者的广泛关注。期权市场和现货市场的关系紧密联系, 一个市场的价格变化会传递到另一个市场, 然而, 期权的推出, 是提高还是降低现货市场的价格发现效率是一个值得研究的问题, 是期权是否良好发挥其功能的衡量。

国外成熟的资本市场, 金融衍生产品上市时间早、品种多, 期权交易对现货市场价格发现影响的研究颇多, 总体来看, 研究结果趋于一致。Anthony 利用 VAR 模型及 Granger 因果关系研究普通股和看涨期权交易量之间的相互关系, 结果表明看涨期权的交易量会影响标的股指后一天的交易量。Diltz 和 Kim 采用 VEC 模型考察期权市场和股票市场的价格领先滞后关系, 得出股票价格和期权价格存在协整关系。Richard, Yusif 和 Liuren

采用投资组合方法分析美国股票和股票期权的价格发现,将投资组合的价值变动从波动的影响中分离出来,得到价格发现主要发生在股票市场。Hong 和 Stein 分别从渐进信息流动角度和有限理性角度分析,认为期权的推出可以向市场提供更多的信息,并且能提高现货市场对于新信息的反应速度,有利于现货市场的价格发现。Ryu 通过分析 KOSPI 200 指数的衍生工具交易数据,对期货和期权交易的信息内容进行了分析和比较发现,期货交易引起价格影响的很大一部分是永久性的,期货市场的价格发现效应要大于期权市场。Rajesh, Kaushik 和 Nagi 利用双变量 VAR 模型研究印度市场期权和股票交易中的信息,结果表明期权交易是印度市场上知情交易者最喜欢的合同,现货市场在定价及市场趋势预测方面起到了显著的作用。此外, Haddad 和 Voorheis、Sahlstrom、Bhaumik, Sumon 和 Suchismita 分别选取美国股票市场、芬兰股票市场、印度股票市场为样本,得出一致结论,股票期权的引入很大程度上减小了现货市场的波动性,提高股市的运行效率。

上证 50ETF 期权作为国内首只期权产品,其推出对现货市场的影响自然受到很多学者的关注。期权对现货市场的影响是多方面的,我国大部分学者聚焦于上证 50ETF 期权对现货市场波动性及流动性的影响,对于上证 50ETF 期权推出对现货市场价格发现影响的研究较少。张维,曾薇和熊熊从期权对金融市场功能促进的角度出发,分析期权推出的必要性,认为期权的推出能够提高标的资产的定价效率。王良和冯涛以 ETF 市场 5 只 ETF 基金产品为研究对象,基于向量误差修正模型以及信息份额 I-S 模型和永久短暂 P-T 模型实证表明,ETF 基金的二级市场价格、基金净值、跟踪指数之间存在协整关系,我国 ETF 基金价格发现过程中起主导作用的是 ETF 基金净值。张峥,商琼和程祎等通过 ETF 折溢价的高低来反映 ETF 市场的定价效率,考察股票停牌和涨跌停对折溢价的影响,结果表明上证 50ETF 具有较高的定价效率。张宗新和丁振华采用多资产方差分解法得出,上证 50ETF 具有价格发现能力,但较西方发达市场相比仍有一定差距。魏洁和王楠选取香港恒生指数市场,从信息效率和定价效率两个角度分析衍生品对现货市场效率的影响,使用 Johansen 协整检验等方法发现期权市场和现货市场之间存在长期协整关系,证实其具有定价效率。苏志伟和王小青利用 VEC 模型及方差分解方法研究得到,股票期权的推出能加快新信息的传递速度,扩大宏观经济对股票市场的贡献度,改善股票市场的有效性。杨瑞杰基于套利视角,选取上证 50ETF 期权推出前后的市场价格和净值,研究期权交易能否提高标的资产的定价效率。结果表明,在期权推出的短期内,期权交易降低了标的资产的定价效率,随着期权交易的进行,从长期看,期权交易能提高标的资产的定价效率并超过初始的定价效率。

综上所述,现有文献揭示了期权推出对现货市场价格发现的影响,但也存在不足之

处：一是现有文献大多采用传统的价格发现模型，关于价格发现的检验方法大多是基于现货市场和期货市场对比的方法来进行研究。二是现有的文献没有考虑金融时间序列可能存在非线性与波动“集聚”现象，利用线性模型的结果很可能不准确，而且如果忽略模型建立之后残差的异方差性，模型的预测结果会出现很大误差。

鉴于此，本文基于均值回归理论，选取期权推出前后现货市场价格的样本数据，采用 STAR-GARCH 模型研究上证 50ETF 期权推前后，现货市场自身的价格发现效率。根据 Summers 的观点，将市场自身价格发现功能的检验转化为对市场价格均值回归过程的检验，即如果现货市场呈均值回归特征，就说明其具有绝对价格发现功能，反之则不具备价格发现功能。本文的研究可以补充目前我国期权对现货市场价格发现影响研究的不足，为之后学者进一步地研究提供一定的借鉴作用。与以往的研究相比，本文的创新点主要体现在两个方面：一是理论上，从均值回归理论出发，检验现货市场对信息做出及时、充分地反应，并向其内在价值回归能力的方法来对现货市场价格发现功能进行研究；二是模型上，引入非线性 STAR 模型刻画金融时间序列条件均值的非线性特征，加入 GARCH 模型描述均值回归方程的残差出现的条件异方差性，STAR-GARCH 模型旨在全面刻画样本序列的线性和非线性均值回归特征，同时能更好地拟合样本序列的“尖峰厚尾”和异方差特征。

本文的结构安排如下：第二部分为实证设计，包括数据选取与来源，数据处理与描述性统计，STAR 模型设定；第三部分为实证结果分析，包括单位根检验及滞后阶数的选择、非线性检验及延迟参数的确定、转换函数的选择及条件异方差的检验、模型估计；第四部分为研究结论。

2. 实证设计

2.1 数据选取与来源

为了研究期权推出前后现货市场价格发现效率的变化，本文选取两个现货市场作比较，分别是 ETF 基金市场和股票市场，分别选取 ETF 基金市场的上证 50ETF 收盘价和股票市场的上证 50 指数收盘价为样本，因为上证 50ETF 期权、上证 50ETF、上证 50 指数三者相关性很强，更具有可比性。以 2015 年 2 月 9 日期权正式上市日为分割线，共分为 4 组样本区间，样本一：期权推出前，上证 50ETF 自 2013 年 2 月 5 日至 2015 年 2 月 6 日共 486 个日收盘价；样本二：期权推出后，上证 50ETF 自 2015 年 2 月 10 日至 2017 年 2 月 10 日共 486 个日收盘价；样本三：期权推出前，上证 50 指数自 2013 年 2 月 5 日至 2015 年 2 月 6 日共 486 个日收盘价；样本四：期权推出后，上证 50 指数自 2015 年 2 月 10 日至 2017 年 2 月 10 日共 486 个日收盘价。根据以上四个样本，建立

STAR-GARCH 模型, 比较期权推出前后 ETF 市场和股票市场价格发现效率大小。数据来源于 Wind 数据库。

2.2 数据处理与描述性统计

2.2.1 内在价值的测度

检验均值回归的提前要先确定市场价格的内在价值, 宋玉臣和寇俊生认为, 均值本身就是证券的内在价值, 它反映了一定时间内市场对证券价格的承认。本文采用此观点, 上证 50ETF 市场价格的内在价值用其长期均值来表示。内在价值(即均值)不是一个固定的常数, 而是一个随时间变化的动态序列, 如下所示:

$$x_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it}^*) \quad (2.1)$$

其中, P_{it} 为收盘价, P_{it}^* 为内在价值, x_{it} 为市场价格对其内在价值的对数偏离序列, $i=1,2$ 分别表示上证 50ETF 期权推出之前、上证 50ETF 期权推出之后。本文采用 Holter-Winter 非季节指数平滑法计算 P_{it}^* , Holter-Winter 非季节指数平滑法适用于无季节因素影响的金融时间序列, 由公式(2.1), 得到上证 50ETF 期权推出前后上证 50ETF 收盘价和上证 50 指数收盘价对其内在价值对数偏离的四组序列。图 2.1~2.4 描述了四组序列的走势。

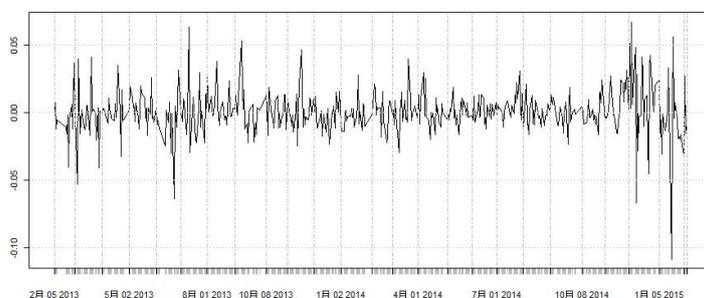


图 2.1 期权推出前上证 50ETF 收盘价对其内在价值对数偏离走势图

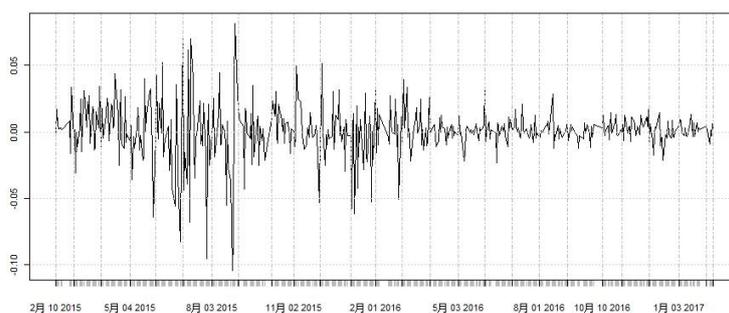


图 2.2 期权推出后上证 50ETF 收盘价对其内在价值对数偏离走势图

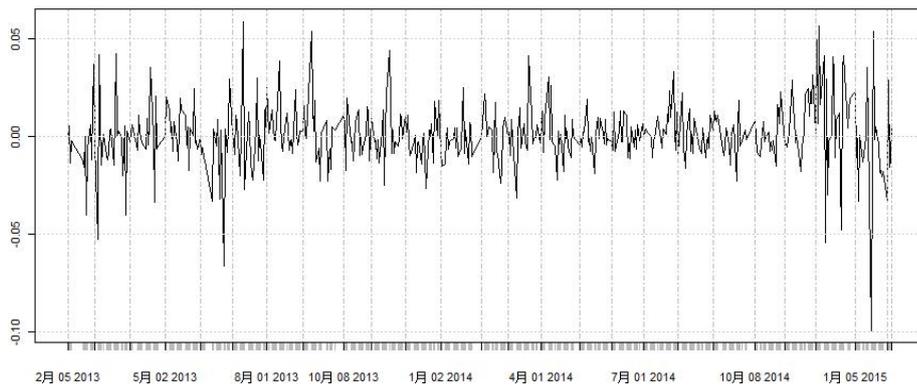


图 2.3 期权推出前上证 50 指数收盘价对其内在价值对数偏离走势图

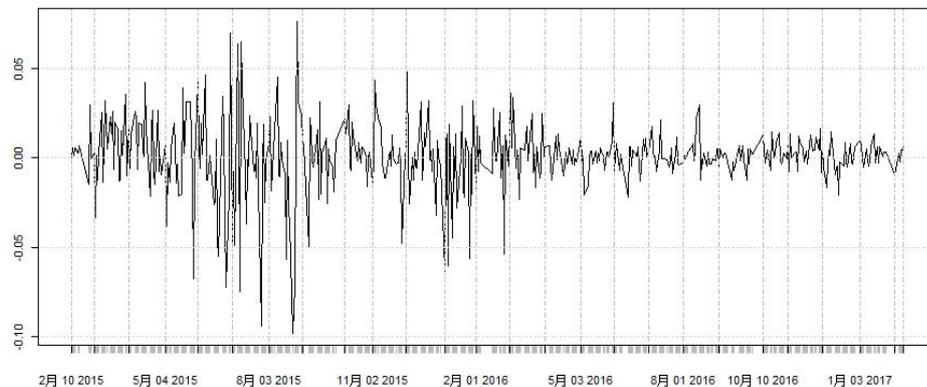


图 2.4 期权推出后上证 50 指数收盘价对其内在价值对数偏离走势图

2.2.2 描述性统计

表 2.1 列出了期权上市前后,现货市场价格对内在价值对数偏离序列的描述性统计,根据表中结果可知,期权推出后,ETF 基金市场和股票市场的均值、标准差、中位数、最大值都略微增加,但变化不明显;ETF 基金市场和股票市场相比,各项指标没有很大差异。四组序列的偏度都小于 0,说明都是左偏,峰度均远远大于正太分布的峰度 3,并且 J-B 检验统计量值都很大,可以判断,这四组序列均不服从正态分布,呈现“尖峰厚尾”的特征。

表 2.1 现货市场价格对其内在价值对数偏离序列的描述性统计

	ETF 基金市场		股票市场	
	期权推出前	期权推出后	期权推出前	期权推出后
样本均值	0.0007986	0.0007075	0.0008546	0.0007665
样本标准差	0.0159509	0.0194537	0.0158277	0.0192515

续表

	ETF 基金市场		股票市场	
	期权推出前	期权推出后	期权推出前	期权推出后
样本中位数	0.0001253	0.0007217	-0.0000088	0.0011501
样本最小值	-0.1080422	-0.1044541	-0.0990793	-0.0976975
样本最大值	0.0673152	0.0819409	0.0588828	0.0764348
样本偏度	-0.2808071	-0.8125748	-0.2463293	-0.8668031
样本峰度	7.0345083	5.9389964	5.2815620	5.2952480
J-B 统计量	986.55000	751.47000	555.62000	614.08000

2.3 STAR 模型设定

2.3.1 模型描述

自 Terasvirta 系统阐述 STAR 模型后,大量的理论和应用研究发现这一模型确实很好地模拟商业周期、汇率以及失业率等经济、金融时间序列对均衡的偏离和回复现象。包括 Boswijk, 王俊和孔令夷, 王少平和彭方平, 张凌翔和张晓峒。最常见的 STAR 模型是单变量平滑转换模型(univariate STAR), 本文中的变量是收盘价, 所以采用单变量模型, 模型的基本表达如下:

$$x_t = (\mu_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i}) + (\mu_1 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i}) G_t(S_t, \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

其中, x_t 是被解释变量, y_{t-i} 是解释变量, α_i 和 β_i 是解释变量的系数, $G_t(S_t, \gamma, c)$ 是两个线性机制之间的转换函数, 它刻画了两个机制的转换过程, S_t 是决定转换过程的转换变量, 参数 γ 代表转换速度, 决定了转换函数的平滑性, 参数 c 是两个机制之间的门限值, 扰动项 ε_t 满足独立同分布假设, 其方差为 σ^2 。为了检验金融时间序列的均值回归特征, 假设 $y_{t-i} = x_{t-i}$, $S_t = x_{t-d}$, d 是延迟参数, 且 $d \geq 1$ 。

根据转换函数 $G_t(S_t, \gamma, c)$ 的不同, STAR 有两种形式: 对数平滑转换自回归模型(Logistic Smooth Transaction Auto Regression, LSTAR) 和指数平滑转换自回归模型 (Exponential Smooth Transaction Auto Regression, ESTAR)。

LSTAR 模型的转换函数如下:

$$G_t(S_t, \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(S_t - c)]\}^{-1} \quad (2.3)$$

在 LSTAR 模型中, 随着 S_t 的增加并超过门限值 c , 函数 $G_t(S_t, \gamma, c)$ 从 0 到 1 单调递增, 参数 γ 决定了该对数函数值变化的平滑性, γ 越小, 机制转换越平滑。此模型中存在一种高制度和一种低制度, 当 $S_t \rightarrow +\infty$ 时对应的是高制度, 当 $S_t \rightarrow -\infty$ 时对应的是低制度, 当 $S_t \rightarrow c$ 时是两种制度的转折点。

ESTAR 模型的转换函数如下:

$$G_t(S_t, \gamma, c) = 1 - \exp[-\gamma(S_t - c)^2] \quad (2.4)$$

在 ESTAR 模型中, 随着 S_t 向 c 靠近, 函数 $G_t(S_t, \gamma, c)$ 趋向于 0, 随着 S_t 远离 c , $G_t(S_t, \gamma, c)$ 的值向 1 靠近。同样, 此模型中存在一种内制度和一种外制度, 当 $S_t \rightarrow \pm \infty$ 时对应外制度, 当 $S_t \rightarrow c$ 时对应的是内制度。

2.3.2 模型构建

STAR 模型的构建需要以下三步:

(1) 模型线性部分的确定。对时间序列进行 AR 模型的拟合, 根据 AIC、BIC 信息准则确定线性部分合适的滞后阶数 p 。

(2) STAR 非线性检验。检验原假设 (线性 AR 模型), 备择假设 (非线性 STAR 模型), 如果拒绝原假设, 则要选择合适的延迟参数 d 的值和转换函数 $G_t(S_t, \gamma, c)$ 的形式。为了解决这个问题, 根据 Luukkonen 和 Terasvirta 的研究, 采用在 $\gamma = 0$ 时, 对不同的转换函数做一阶泰勒展开式作为辅助回归进行线性测试。

对于 LSTAR 模型进行上述展开回归, 得到下式:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1' X_t + \phi_2' X_t y_{t-d} + \omega_t \quad (2.5)$$

对于 ESTAR 模型进行上述展开回归, 得到下式:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1' X_t + \phi_2' X_t y_{t-d} + \phi_3' X_t y_{t-d}^2 + \omega_t \quad (2.6)$$

其中, $X_t = (y_{t-1} y_{t-2} \dots y_{t-q})'$, ω_t 是误差项, 可以看出, 公式(2.6)包含公式(2.5), 因此, 只要检验公式(2.6), 就相当于对两个模型同时检验。则 $H_0: \phi_2' = \phi_3' = 0$, 对公式(2.6)进行 Ward 检验, 根据统计量 F 值和对应概率 P 值, 在相应的显著性水平下就可以判断出是选择线性模型还是非线性模型。如果有多个 d 值对应的 P 值都拒绝原假设, 则选择最小概率 P 值所对应的 d 值作为延迟参数。

(3) 确定 STAR 模型的形式。非线性模型确定后, 接下来就是对 LSTAR 模型和 ESTAR 模型的选择, 根据公式(2.5)和公式(2.6), 对模型形式的检验可以表示为:

$$H_{01}: \phi_3' = 0$$

$$H_{02}: \phi_2' = 0 | \phi_3' = 0$$

如果拒绝 H_{01} , 应选择 ESTAR 模型; 如果接受 H_{01} 并且拒绝 H_{02} , 应选择 LSTAR 模型。

3. 实证结果分析

3.1 单位根检验及滞后阶数的选择

在运用 STAR-GARCH 模型之前, 要对时间序列进行单位根检验, 判断是否平稳,

避免出现伪回归,即时间序列表现为平稳时,模型的统计学性质才有现实意义,表3.1是利用 ADF 单位根检验的结果。

表 3.1 对数偏离序列的单位根检验

	ADF 统计量值	P 值
期权推出前 ETF 基金市场	-7.2121	0.01
期权推出后 ETF 基金市场	-7.5514	0.01
期权推出前股票市场	-7.1953	0.01
期权推出后股票市场	-7.6246	0.01

从表 3.1 的结果可以看出,期权推出前后,上证 50ETF 和上证 50 指数收盘价的对数偏离序列单位根检验的 P 值都小于 0.05,在 95%的置信水平下是通过检验的,拒绝具有单位根的原假设,所以,四组序列都是平稳时间序列,可以建立 AR(p)模型。利用 AIC 准则,选择最优的滞后阶数,表 3.2 列出了滞后 1-4 阶的 AIC 值。

表 3.2 自回归模型滞后阶数表

p	1	2	3	4
期权推出前 ETF 基金市场	-2645.68	-2643.68	-2642.28	-2642.47
期权推出后 ETF 基金市场	-2454.24	-2453.09	-2453.53	-2452.59
期权推出前股票市场	-2646.40	-2644.45	-2642.60	-2643.48
期权推出后股票市场	-2460.38	-2457.44	-2455.73	-2455.47

根据不同的滞后阶数可以看出,当 p 取 1 时,四组收盘价的对数偏离序列均得到最小的 AIC 值,所以,滞后阶数均选择 1,这样公式(2.2)就可以改写为:

$$x_{it} = (\mu_{i0} + \alpha_i x_{i,t-1}) + (\mu_{i1} + \beta_i x_{i,t-1}) \quad (3.1)$$

其中, $i=1$ 表示上证 50ETF 期权推出之前, $i=2$ 表示上证 50ETF 期权推出之后。

3.2 非线性检验及延迟参数的确定

接下来需要检验模型的非线性是否存在,根据不同的延迟参数得到的 F 统计量的值和 P 值,可以判断是否存在非线性特征。通常,延迟参数 d 的取值范围设定为 1~8,表 3.3 是非线性检验及转换变量的延迟参数确定表。

表 3.3 非线性检验及延迟参数确定表

ETF 基金市场				
期权推出前			期权推出后	
d	F 统计量的值	P 值	F 统计量的值	P 值
1	4.7994	0.0026	2.4481	0.0630
2	2.8657	0.0094	5.2175	0.0000
3	2.9677	0.0075	1.2728	0.2683
4	2.6905	0.0141	2.4806	0.0226
5	3.0435	0.0063	3.8353	0.0010
6	2.3002	0.0337	7.1818	0.0000
7	1.4151	0.2069	2.4566	0.0238
8	1.6688	0.1268	3.8146	0.0010

股票市场				
期权推出前			期权推出后	
d	F 统计量的值	P 值	F 统计量的值	P 值
1	4.9508	0.0022	1.8046	0.1454
2	2.1238	0.0494	2.9293	0.0081
3	1.4823	0.1823	1.6056	0.1437
4	1.7110	0.1165	2.6168	0.0166
5	2.9086	0.0085	3.3820	0.0028
6	2.2566	0.0370	7.3820	0.0000
7	1.8824	0.0821	2.4184	0.0259
8	1.6454	0.1328	3.0285	0.0065

对于 ETF 基金市场, 在期权上市前, 当 d 取 1~6 时, P 值都小于 0.05, 表明在 5% 的显著性水平下, 拒绝原假设, 即期权推出前的上证 50ETF 收盘价对其内在价值的对数偏离序列具有非线性特征, 并且当 $d=1$ 时 P 值最小, 所以, 延迟参数 d 取为 1。在期权上市后, 除了 d 取 1 和 3, 其余的 d 值对应的 P 值都小于 0.05, 表明期权推出后的上证 50ETF 收盘价对其内在价值的对数偏离序列也具有非线性特征, 根据 P 值越小越好的原则, 可以选择 d 取 2 和 6, 但考虑到自由度和计算简便, 将延迟参数设定为 2。

对于股票市场, 在期权上市前, 当 d 取 1, 2, 5, 6 时, 均可以拒绝原假设, 即期权推出前的上证 50 指数收盘价对其内在价值的对数偏离序列具有非线性特征, 同样地, 将延迟参数确定为 1。在期权上市后, 除了 d 取 1 和 3, 其余的 d 值对应的 P 值均小于 0.05, 即期权推出后的上证 50 指数收盘价对其内在价值的对数偏离序列具有非线性特征, 类似的, 便于计算, 取最小的延迟参数 2。

3.3 转换函数的选择及条件异方差的检验

延迟参数确定之后需要继续对转换函数进行 Wald 检验, 确定转换函数的形式, 检验结果如表 3.4 所示。

表 3.4 转换函数形式的检验结果

	F 统计量的值	P 值
期权推出前 ETF 基金市场	2.7811	0.03534
期权推出后 ETF 基金市场	3.5644	0.01915
期权推出前股票市场	3.1098	0.04551
期权推出后股票市场	3.5627	0.02064

根据表 3.4 的结果可知, 四组序列检验统计量对应的 P 值均小于 0.05, 在 5% 的水平下可以拒绝原假设, 即四组序列均选择 ESTAR 模型。此时, 均值方程的设定已完成, 但是还要对均值方程的残差进行条件异方差的检验。通过对均值方程进行估计后得到相应的残差序列进行 ARCH 效应检验, 得到均值方程的残差序列都表现条件异方差性, 在考虑了均值方程中的非线性特征后, 一定程度上会降低条件方差的非线性特征, 通常建立 GARCH(1,1) 模型即可对此特征进行较好描述, 因此, 将条件方差方程设定为 GARCH(1,1), 则 ETF 基金市场和股票市场的最终模型设定为 ESTAR-GARCH(1,1) 模型, 条件均值方程和条件方差方程的具体表达式如下。

$$x_{it} = (\mu_{i0} + \alpha_i x_{i,t-1}) + (\mu_{i1} + \beta_i x_{i,t-1}) \left[1 - \exp(-\gamma_i (x_{i,t-1} - c_i)^2) \right] + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \varphi_i \sigma_{i,t-1}^2 + \delta_i \varepsilon_{i,t-1}^2 \quad (3.3)$$

3.4 模型估计

在确定了两组序列模型的具体形式之后, 用 R3.4.1 编程求出了模型中参数值, 见表 3.5 所示。

表 3.5 模型估计结果

ETF 基金市场					
上证 50ETF 期权推出前			上证 50ETF 期权推出后		
条件均值方程					
参数	参数估计值	t 值	参数	参数估计值	t 值
μ_{10}	0.1279**	-2.4422	μ_{20}	-0.0002**	-2.3289
α_1	-1.4945*	1.4636	α_2	-1.4945*	1.6987
μ_{11}	-0.5028**	3.4699	μ_{21}	0.0966**	2.3292
β_1	-0.9004*	-1.6642	β_2	-2.8648*	-1.6767

续表

条件方差方程					
ω_1	2.075e-06	1.2580	ω_2	5.049e-07	0.7470
φ_1	0.0643**	3.8430	φ_2	0.0558***	3.6040
δ_1	0.9330***	54.3490	δ_2	0.9423***	65.5780
股票市场					
上证 50ETF 期权推出前			上证 50ETF 期权推出后		
条件均值方程					
μ_{10}	0.2193	1.1304	μ_{20}	-0.3304**	-2.2207
α_1	3.2458*	1.9046	α_2	15.3876**	-2.2199
μ_{11}	-0.2190	-1.1464	μ_{21}	0.3309**	2.2231
β_1	-3.1249**	-2.1362	β_2	-15.4928**	2.6769
条件方差方程					
ω_2	2.175e-06	1.3290	ω_2	6.012e-07	0.9750
φ_2	0.0612**	3.7120	φ_2	0.0637***	4.2440
δ_2	0.9346***	53.7640	δ_2	0.9337***	68.3690

注: ***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10%的水平上显著

由表 3.5 的结果, 可以得到 ETF 基金市场的模型估计式为:

上证 50ETF 期权推出前

$$x_{1t} = (0.1279 - 1.4945x_{1,t-1}) + (-0.5028 - 0.9004x_{1,t-1}) * [1 - \exp(2605 * (x_{1,t-1} + 0.0159)^2)] + \varepsilon_{1t} \quad (3.4)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = 2.075 * 10^{-6} + 0.0643\sigma_{1,t-1}^2 + 0.9330\varepsilon_{1,t-1}^2 \quad (3.5)$$

上证 50ETF 期权推出后

$$x_{2t} = (-0.0002 - 1.4945x_{2,t-1}) + (0.0966 - 2.8648x_{2,t-1}) * [1 - \exp(7824341 * (x_{1,t-1} + 0.0165)^2)] + \varepsilon_{2t} \quad (3.6)$$

$$\sigma_{2,t}^2 = 2.049 * 10^{-7} + 0.0558\sigma_{2,t-1}^2 + 0.9423\varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (3.7)$$

股票市场的模型估计式为:

上证 50ETF 期权推出前

$$x_{1t} = (0.2193 - 3.2458x_{1,t-1}) + (-0.2190 - 3.1249x_{1,t-1}) * [1 - \exp(3546 * (x_{1,t-1} + 0.0617)^2)] + \varepsilon_{1t} \quad (3.8)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = 2.175 * 10^{-6} + 0.0612\sigma_{1,t-1}^2 + 0.9346\varepsilon_{1,t-1}^2 \quad (3.9)$$

上证 50ETF 期权推出后

$$x_{2t} = (-0.3304 + 15.3876x_{2,t-1}) + (0.3309 - 15.4928x_{2,t-1}) * [1 - \exp(241035 * (x_{1,t-1} + 0.0165)^2)] + \varepsilon_{2t} \quad (3.10)$$

$$\sigma_{2,t}^2 = 6.012 * 10^{-7} + 0.0637\sigma_{2,t-1}^2 + 0.9337\varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (3.11)$$

总的来看,ETF基金市场和股票市场模型中的参数 α_1 , β_1 , α_2 , β_2 均通过检验,说明上证50ETF和上证50指数都具有均值回归的特征,根据Summers和均值回归理论,长期内市场会通过自身的调节促使市场价格向其内在价值回归,实现价格发现功能,可以认为期权推出前后,上证50ETF和上证50指数均具备价格发现功能。

横向比较发现,在ETF基金市场和股票市场中,都表现为 $|\beta_2| > |\beta_1|$,这说明,期权上市后,上证50ETF和上证50指数的价格发现效率均提高了,即期权的推出提高了ETF基金市场和股票市场的价格发现效率。

纵向比较发现,不论是期权上市前还是期权上市后,都有上证50指数的 $|\beta_1| > |\beta_2|$ 上证50ETF的 $|\beta_1|$,上证50指数的 $|\beta_2| > |\beta_2|$ 上证50ETF的 $|\beta_2|$,说明上证50指数的价格发现效率总是大于上证50ETF的价格发现效率。

4.结论

本文运用STAR-GARCH模型,选取期权推出前后,上证50ETF和上证50指数共4组样本区间,实证分析了期权上市前后上证50ETF和上证50指数价格发现效率的变化,得到以下研究结论:

1.我国上证50ETF和上证50指数均具有价格发现功能。根据STAR-GARCH模型结果可知,上证50ETF收盘价和上证50指数收盘价较内在价值的对数偏离序列不仅具有金融时间序列的“尖峰后尾”普遍特点,还具有非线性和异方差性。根据条件均值方程的系数判断出上证50ETF和上证50指数呈现均值回归,具有价格发现功能,这符合一般金融市场都具有一定的价格发现功能。

2.上证50ETF期权的推出,提高了上证50ETF和上证50指数的价格发现效率。根据条件均值方程的系数判断出,相比于上证50ETF期权上市前,期权上市后ETF市场和股票市场均能实现较高效率的价格发现,同时,从长期看,期权推出后上证50ETF收盘价和上证50指数收盘价较内在价值的对数偏离幅度越来越小,波动逐渐平缓。说明期权交易发挥了稳定现货市场,加大ETF基金市场和股票市场发现新信息的能力。

3.期权推出前后,上证50指数的价格发现效率总是高于上证50ETF的价格发现效率。根据条件均值的系数可以看出,不论期权是否推出,股票市场的价格发现效率总是强于ETF基金市场,即相比于ETF基金市场,我国股票市场更有效地发挥出价格发现功能。

参考文献

- [1]宋玉臣,寇俊生.沪深股市均值回归的实证检验[J].金融研究,2005(12):59-65
- [2]苏志伟,王小青.股票期权推出对股票市场波动性影响研究[J].价格理论与实践,2016(11):118-121
- [3]王俊,孔令夷.非线性时间序列分析 STAR 模型及其在经济学中的应用[J].数量经济技术经济研究,2006(1):77-85
- [4]王良,冯涛.中国 ETF 基金的价格发现问题[J].系统工程理论与实践,2010,30(3):396-407
- [5]王少平,彭方平.我国通货膨胀与通货紧缩的非线性转换[J].经济研究,2006(8):35-44
- [6]魏洁,王楠.市场效率:股指期货、股指期货与股指的关系——来自香港恒生指数市场的证据[J].金融理论与实践,2012(09):71-77
- [7]杨瑞杰.期权交易能提高标的资产的定价效率吗?——基于上证 50ETF 套利视角的实证研究[J].金融发展研究,2015(10):43-46
- [8]张宗新,丁振华.上证 50ETF 具有价格发现功能吗?[J].数量经济技术经济研究,2006(3):141-149
- [9]张峥,尚琼,程祎.股票停牌、涨跌停与 ETF 定价效率——基于上证 50ETF 日度数据的实证研究[J].金融研究,2012(1):167-179
- [10]张维,曾薇,熊熊.我国推出股票期权的必要性分析[J].学术论坛,2012,35(2):137-141
- [11]张凌翔,张晓峒.通货膨胀率周期波动与非线性动态调整[J].经济研究,2011(5):17-31
- [12]Anthony J. The interrelation of stock and options market trading-volume data[J]. Journal of Finance, 1988, 43(4): 949-964
- [13]Boswijk H P. Behavioral heterogeneity in stock prices[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2007, 31(6): 1938-1970
- [14]Bhaumik, Sumon K B, Suchismita. Impact of Derivatives Trading on Emerging Stock Markets: some Evidence from India[J]. Comparative Economic Studies, 2009, 51(1): 118-137
- [15]Diltz J, Kim S. The relationship between stock and option price changes[J]. The Financial Review, 1996, 31(3), 499-519

- [16]Hong H, J Stein. Disagreement and the Stock Market[J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(2): 109-128
- [17]Haddad M M, Voorheis F L. Initial Option Trading and Security Risk and Return[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 1991, 18(6): 903-913
- [18]Lukkonen R, Terasvirta T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models[J]. Biometrika, 1988, 75(3): 491-499
- [19]Moneyness: The Case of S&P CNX Nifty Index Options[J]. Global Business Review, 2015,16(2): 281-302
- [20]Richard H, Yusif S, Liuren W. Price discovery in the U.S. stock options markets: portfolio approach[J]. Review of Derivatives Research, 2006, 9(1): 37-65
- [21]Ryu D. The Information Content of Trades: An Analysis of KOSPI 200 Index Derivatives[J]. Journal of Futures Markets, 2015, 35(3): 201-221
- [22]Rajesh P, Kaushik B, Nagi R V. Information Content of Derivatives under Varying Market Conditions and Sahlstrom P. Impact of Stock Option Listings on Return and Risk Characteristics in Finland[J]. International Review of Financial Analysis, 2001, 10(1): 19-36
- [23]Summers L. Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values[J]. Journal of Finance, 1986, 41(3): 591-601
- [24]Terasvirta T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive model[J]. Journal of the American Statistical association, 1994, 89(425): 507-218

媒体报道倾向与公司 IPO 进程

卢红

摘要：目前，我国财经媒体数量多、影响力大、渗透力强。媒体对拟 IPO 公司经营风险和违规行为的报道很容易引起社会大众和 IPO 监管机构的关注，从而引发监管机构对企业的调查。这会不会影响企业的上市进程？基于以上问题，本文以 2006~2015 年间首次在主板和中小板向发审委提交 IPO 过会申请的公司为样本，探讨拟 IPO 公司上会前的媒体负面报道对拟 IPO 公司过会成功率和过会时间的影响。结果表明：与没有媒体负面报道的拟上市企业相比，存在媒体负面报道的拟上市企业，过会成功率显著更低，过会时间显著更长，且媒体负面报道数量越多、媒体报道的负面倾向越强，拟上市企业过会成功率越低，上会时间越长。进一步研究表明，拟上市企业与发审委员建立联系能削弱媒体负面报道对公司 IPO 进程的延缓作用，即，发审委联系使得媒体负面报道对企业 IPO 过会成功率的降低作用和对企业 IPO 过会时间的延长作用变弱。

关键词：媒体负面报道；过会成功率；过会时间；发审委联系

1. 引言

1.1 研究背景

我国新股上市实行 IPO 发行核准制。在此制度背景下，通过发行审核委员会的审核是企业 IPO 的必经之路。我国每年 IPO 排队企业数量众多，而股票市场资金供给有限，因此证监会必须对企业的资质严格把关，控制股票发行的规模和速度。特别是 2012 年以来，由于资本市场的低迷和和企业上市后业绩变脸现象频繁出现，证监会采取了拟发行企业自查与监管机构抽查相结合的财务报告专项检查措施，进一步加强了对企业的上市监管。

为了改善 IPO 市场的信息披露环境，我国于 2006 年正式实施 IPO 预披露制度，要求企业在上会审核前，将招股说明书在证监会指定网站进行预先披露。在 IPO 预披露制度下，媒体作为信息中介可以通过公司招股说明书很便利、很广泛地发现拟 IPO 公司的运营风险和违规行为。凭借其强大的信息传播功能和舆论导向作用，媒体对拟 IPO 公司经营风险和违规行为的报道很容易引起社会大众和 IPO 监管机构的关注，引发监管机构

对企业的调查。那么,这会不会影响发行审核委员会对拟上市公司的审核,延长拟 IPO 公司的上市审核时间从而影响企业的上市进程?

1.2 文献综述

基于我国资本市场证券发行审核的特殊制度背景,国内不少学者对公司 IPO 进程影响因素进行了卓有成效的研究。李敏才和刘峰(2012)发现过会时拟 IPO 企业拥有的中介机构发审委社会资本能够提高其上市成功率。杜兴强和赖少娟(2012)发现发审委中的会计师关系能显著地提高拟 IPO 公司的过会概率。随后,杜兴强等(2013)通过实证研究进一步证明了律师和会计师两种“发审委联系”都显著增加了拟 IPO 公司的首次过会概率,且过会概率与这种联系强度正相关。罗党论和汪弘(2013)以创业板公司为例,发现公司特质和保荐人声誉会影响过会时间,业绩越好、保荐人声誉越高的公司,过会时间越短。吴育辉等(2016)实证检验了董秘的职业背景是否以及如何影响 IPO 成功率和 IPO 进度,研究发现来自中介机构和已上市公司的董秘会显著提高企业的 IPO 成功率,并加快其 IPO 进度。王木之和李丹(2016)以 2008~2012 年沪深三板首发上市的公司为样本,实证验证了拟上市公司的媒体公关费用显著加快了其上市速度。

在媒体报道对 IPO 的影响这一新兴研究领域,国内文献大都集中于探讨媒体报道对 IPO 定价的影响。代表性的文献有:汪昌云、武佳薇(2011)发现媒体负面语气与 IPO 抑价率负相关。游家兴和郑建鑫(2013)则发现当新闻报道所传递的乐观情绪显著提高了新股发行抑价。游家兴(2015)认为 IPO 前的媒体报道倾向会推动投资者情绪,使更多投资者进入一级市场和二级市场,从而影响 IPO 后的资产价格。

2.理论分析与假设推导

我国财经传媒行业竞争已趋于白热化,媒体会报道社会大众普遍感兴趣的企业违规行为来扩大需求提高收益(李培功,徐淑美,2013)。而在我国 IPO 预披露制度下,媒体可以很广泛很便利地发现拟 IPO 公司的运营风险和违规行为,通过各种方式向社会公众加以传播,并形成社会舆论。出于舆论压力,监管机构一般会出面对被负面报道缠身的当事人加以调查或施以惩戒,以使当事人改变行为(李培功,沈艺峰,2010)。从媒体曝光到监管机构介入再到公司改正违规行为需要历经一段时间。此外,在 IPO 审核期间,若出现了拟 IPO 公司的负面报道,发审委一般会让拟 IPO 公司做出回复甚至对拟 IPO 公司进行调查。这势必会影响拟 IPO 公司的上市进程。

因此,根据以上分析,本文提出 H1 和 H2。

H1: 媒体对拟 IPO 公司的负面报道降低了拟 IPO 公司的过会成功率。

H2: 媒体对拟 IPO 公司的负面报道延长了拟 IPO 公司的上市审核时间。

在我国证券发行的发审制度之下,发审委关系已经成为众多拟上市公司攫取的

“租”，与发审委员建立联系可以为拟上市公司带来额外的利益（翁健英，2013）。这种利益体现为，拟 IPO 公司通过聘请与发审委员有联系的会计师事务所和律师事务所，为自己过会上市提供潜在便利和隐性担保，发审委联系显著增加了拟 IPO 公司的过会概率（杜兴强等，2010b；赖少娟，杜兴强，2012）。因此，不难推断出，限定其他条件，有发审委联系的企业更加容易实现上市。由此，本文预测，当媒体对拟 IPO 公司进行负面报道时，上述发审委联系的作用依然存在，即发审委联系会削弱媒体负面报道对公司 IPO 进程的延缓作用。

根据以上分析，本文提出 H3 和 H4：

H3：发审委联系削弱了媒体负面报道对企业过会成功率的降低作用。

H4：发审委联系削弱了媒体负面报道对企业过会时间的的延长作用。

3. 研究设计

3.1 数据来源

本文选择 2006 年至 2015 年在主板首次提交 IPO 申请的公司作为样本，保留样本公司第一次申请上会的观察值，并剔除同一家公司再次或者多次申请上会时的观察值，剔除了金融、保险行业样本。

本文的过会时间数据和过会结果数据来自中国证监会官网信息公开栏目。参照王木之和李丹（2016）的做法，在慧科新闻搜索（WiseneWS）数据库手工查找了媒体报道数据。并参照 Zhe Shen 等（2015）的做法将媒体报道查找的时间长度设定为 3 个月。本文查找媒体报道数据的日期范围为发审委审核日前 3 个月至发审委审核日。最终共得到 5746 条相关报道。为了判定媒体报道内容的倾向性，本文采用人工阅读与自然语言技术分析相结合的方法。首先对每篇报道逐一阅读，再用计算机程序进行批量分析，对计算机程序分析结果与人工阅读分析结果不一致的媒体报道再次进行人工阅读分析。如果为正面报道赋值为 1，中性报道赋值为 2，负面报道赋值为 3。

控制变量数据来自招股说明书、CSMAR 数据库和 wind 数据库。

3.2 变量定义

表 3-1 变量定义

	变量名称	符号	变量说明
因变量	IPO 过会成功率	results	首次上会被发审委审核通过时取 1，否则取 0
	IPO 过会时间	ln(gap)	IPO 申请受理日至 IPO 上会审核日之间的间隔天数取对数

续表

	变量名称	符号	变量说明
自变量	是否存在媒体负面报道	Badness	若存在对公司的负面报道时取 1, 否则取 0
	媒体负面报道数量	$\ln(1+media_bad)$	媒体负面报道的数量加 1 再取对数
	媒体报道的平均倾向	avg_tone	媒体报道平均倾向
控制变量	资产负债率	lev	公司上市前 3 年平均资产负债率
	加权平均净资产收益率	roe	公司上市前 3 年平均净资产收益率
	主营业务收入增长率	Growth	公司上市前 2 年平均主营业务收入增长率
	总资产	Size	公司上市前 3 年平均总资产取对数
	发审委联系	IE_re	发行人聘请的会计师事务所或律师事务所之一有人任过发审委员取 1, 否则取 0
	承销商声誉	repu	据中国证券业协会每年公布的主承销商排名, 前十名取 1, 否取 0
	会计师事务所声誉	Au_qual	根据中国注册会计师协会网站每年公布的会计师事务所排名, 前十名取 1, 否则取 0

借鉴杜兴强等(2013)、罗党论和汪弘(2013)等, 本文选用两个变量衡量 IPO 进程。results 表示过会成功率, 若拟 IPO 公司首次上会通过了发行审核委员会的审核, 则取 1, 否则取 0。gap 是过会时间变量, 即拟上市企业的 IPO 申请被证监会受理的日至发审委审核日间的间隔天数。为了缩小实证中的回归系数, 降低极端值对结果的影响, 本文对上会时间变量取对数。

本文设置 3 个变量衡量媒体负面报道。第一个变量为虚拟变量, 即是样本公司是否存在媒体负面报道, 若存在媒体负面报道, 则取值为 1, 否则取值为 0。第二个变量为媒体负面报道数量。为了使变量分布更连续, 本文将媒体负面报道的数量加 1 再取对数后进行研究。第三个变量为媒体报道平均倾向, 即对每家企业, 根据媒体报道内容的正面性、中性、负面性分别赋值为 1, 2, 3, 并对赋值求平均值。媒体报道平均倾向越大, 表示媒体报道的负面倾向越强。

3.3 模型设定

为了验证假设 H1、H2、H3、H4, 本文分别建立如下四个多元线性回归模型:

$$\text{logit}(\text{results}) = \beta_0 + \beta_1 \text{badness} / \ln(1 + \text{media_bad}) / \text{avg_tone} + \sum_i \text{control}_i + \varepsilon \quad (3.1)$$

$$\ln(\text{gap}) = \beta_0 + \beta_1 \text{badness} / \ln(1 + \text{media_bad}) / \text{avg_tone} + \sum_i \text{control}_i + \varepsilon \quad (3.2)$$

$$\text{logit}(\text{results}) = \beta_0 + \beta_1 \text{badness} / \ln(1 + \text{media_bad}) / \text{avg_tone} + \beta_2 \text{badness} / \ln(1 + \text{media_bad}) / \text{avg_tone} \times \text{IE_re} + \sum_i \text{control}_i + \varepsilon \quad (3.3)$$

$$\ln(\text{gap}) = \beta_0 + \beta_1 \text{badness} / \ln(1 + \text{media_bad}) / \text{avg_tone} + \beta_2 \text{badness} / \ln(1 + \text{media_bad}) / \text{avg_tone} \times \text{IE_re} + \sum_i \text{control}_i + \varepsilon \quad (3.4)$$

模型(3.1)是logit模型,用于验证媒体负面报道对IPO过会成功率的影响,若模型(3.1)中的 β_1 显著小于0,则假设H1成立。模型(3.2)是OLS模型,用于验证媒体负面报道对IPO过会时间的影响,若模型(3.2)中的 β_1 显著大于0,则假设H2成立。模型(3.3)是logit模型,模型(3.4)是OLS模型,两个模型均引入了媒体负面报道与发审委联系的交乘项,用于考察发审委联系是否会削弱媒体负面报道对IPO进程延缓作用。若模型(3.3)中的 β_1 显著小于0且 β_2 显著大于0,则假设H3成立,若模型(3.4)中的 β_1 显著大于0且 β_2 显著小于0,则假设H4成立。

4. 实证结果分析

4.1 描述性统计

表 4-1 变量描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
results	0.790	0.408	0	1
gap	334.0	212.5	14	1332
ln(gap)	5.628	0.617	2.639	7.194
badness	0.274	0.446	0	1
media_bad	1.015	4.309	0	78
ln(1+media_bad)	0.331	0.636	0	4.369
avge_tone	1.607	0.893	0	3
Growth	0.282	0.860	-0.202	27.637
roe	0.295	0.134	0.0551	1.123
Size	11.18	1.150	9.020	17.10
lev	0.521	0.158	0.123	0.941
ownership	0.206	0.404	0	1
repu	0.389	0.488	0	1
au_qual	0.329	0.470	0	1
IE_re	0.310	0.463	0	1

表 4-1 对主要变量做了描述性统计。results 表示发审委审核结果, 最大值为 1, 最小值为 0, 平均值为 0.79, 标准差为 0.408。gap 为上会时间, 上会时间最短的公司耗时仅 14 天, 上会时间最长的公司耗时达 1332 天。每家公司的平均耗时为 334 天, 标准差是 212.5, 个体差异较大。对上会时间变量取对数后, 最大值是 7.194, 最小值是 2.639, 平均值是 5.628, 标准差是 0.617, 个体间的差异明显缩小。badness 是反映样本公司是否存在媒体负面报道的虚拟变量, 均值为 0.274, 即存在媒体负面报道的样本占 27.4%, 表明总体上媒体对样本公司的评价是正面或中性的, 这说明毕竟在我国 IPO 市场上, 公司违规且被媒体报道出来的是少数。Media_bad 是公司的媒体负面报道数量, 媒体负面报道数量最多的达 78 条, 最少的 0 条, 平均每家公司有 1.607 条媒体负面报道, 标准差为 4.309。对每家公司的媒体负面报道数量加 1 再取对数后, 最大值为 4.369, 最小值为 0, 标准差减小了, 为 0.636。媒体报道平均倾向为 1.607, 标准差为 0.893, 各体之间的差异较小。在控制变量中, 各体之间的差异最大的是资产规模, 其次是主营业务收入增长率, 个体间差异最小的变量是上市前三年加权平均净资产收益率。

4.2 实证结果

表 4-2 媒体负面报道对过会成功率和过会时间回归结果

变量	模型 (3.1)			模型 (3.2)		
	results	results	results	ln(gap)	ln(gap)	ln(gap)
badness	-2.268*** (0.198)			0.296*** (0.0410)		
ln (1+media_bad)		-1.519*** (0.146)			0.217*** (0.0292)	
avge_tone			-0.777*** (0.113)			0.0954*** (0.0209)
Growth	0.0512 (0.168)	0.0808 (0.222)	0.0579 (0.147)	-0.0268 (0.0181)	-0.0275 (0.0181)	-0.0288 (0.0185)
roe	1.207* (0.672)	1.305* (0.682)	1.149* (0.651)	-0.362*** (0.121)	-0.367*** (0.121)	-0.372*** (0.123)
Size	0.229** (0.104)	0.317*** (0.109)	0.161* (0.0968)	-0.0313* (0.0182)	-0.0379** (0.0182)	-0.0282 (0.0185)

续表

变量	模型 (3.1)			模型 (3.2)		
	results	results	results	ln(gap)	ln(gap)	ln(gap)
lev	-0.639 (0.639)	-0.604 (0.643)	-0.579 (0.608)	-0.0974 (0.125)	-0.0868 (0.125)	-0.0894 (0.127)
ownership	0.879*** (0.267)	0.843*** (0.264)	0.934*** (0.257)	-0.211*** (0.0445)	-0.204*** (0.0444)	-0.227*** (0.0451)
repu	0.121 (0.184)	0.105 (0.184)	0.109 (0.174)	-0.0220 (0.0360)	-0.0196 (0.0360)	-0.0281 (0.0366)
au_qual	-0.0191 (0.197)	0.0939 (0.199)	-0.0449 (0.186)	0.0427 (0.0387)	0.0299 (0.0386)	0.0446 (0.0395)
IE_re	0.594*** (0.195)	0.623*** (0.197)	0.536*** (0.185)	-0.0209 (0.0364)	-0.0269 (0.0363)	-0.0227 (0.0370)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.685 (1.197)	-1.628 (1.250)	0.418 (1.144)	6.996*** (0.237)	7.020*** (0.237)	6.930*** (0.244)
Obs	1094	1094	1094	931	931	931
Log likelihood	-447.423	-455.283	-493.344			
R_squared				0.360	0.363	0.339

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%的显著水平

表 4-2 是衡量媒体负面报道的三个变量对过会成功率和过会时间影响的实证结果。由模型 (3.1) 的结果可知, badness、ln(1+media_bad)和 avge_tone 三个变量对 results 的影响系数分别为-2.268、-1.519 和-0.5777, 且三个系数均在 1%水平上显著, 表明相比于不存在媒体负面报道的拟上市企业, 存在媒体负面报道的拟上市企业, IPO 过会成功率显著更低, 且媒负面报道数量越多、媒体报道负面倾向越强, 过会成功率显著越低。H1 得证。

由模型 (3.2) 可知, badness、ln(1+media_bad)和 avge_tone 对 ln(gap)的影响系数为 0.296、0.217 和 0.0954, 均在 1%水平上显著, 表明存在媒体负面报道会延长企业过会时间, 且媒体负面报道数量越多, 媒体报道的负面倾向越强, 企业过会时间越长。H2 得证。

表 4-3 发审委联系的调节效应回归结果

变量	模型 (3.3)			模型 (3.4)		
	results	results	results	ln (gap)	ln (gap)	ln (gap)
badness	-2.724*** (0.230)			0.410*** (0.0470)		
Badness×IE_re	1.643*** (0.379)			-0.372*** (0.0778)		
ln (1+media_bad)		-2.155*** (0.198)			0.322*** (0.0346)	
ln (1+media_bad) ×IE_re		1.516*** (0.272)			-0.288*** (0.0535)	
avge_tone			-0.971*** (0.139)			0.136*** (0.0250)
avge_tone×IE_re			0.670*** (0.232)			-0.131*** (0.0442)
Growth	0.0672 (0.165)	0.115 (0.259)	0.0587 (0.154)	-0.0293 (0.0179)	-0.0305* (0.0178)	-0.0280 (0.0184)
roe	1.260* (0.675)	1.413** (0.698)	1.183* (0.652)	-0.373*** (0.120)	-0.378*** (0.119)	-0.391*** (0.123)
Size	0.226** (0.104)	0.291*** (0.109)	0.161* (0.0966)	-0.0298* (0.0180)	-0.0359** (0.0180)	-0.0296 (0.0184)
lev	-0.565 (0.644)	-0.542 (0.653)	-0.550 (0.608)	-0.0996 (0.123)	-0.0850 (0.123)	-0.0703 (0.127)
ownership	0.851*** (0.272)	0.778*** (0.270)	0.922*** (0.258)	-0.200*** (0.0440)	-0.191*** (0.0438)	-0.227*** (0.0449)
repu	0.0980 (0.187)	0.0728 (0.188)	0.0948 (0.175)	-0.0175 (0.0356)	-0.0161 (0.0354)	-0.0202 (0.0366)
au_qual	0.00966 (0.199)	0.0963 (0.203)	-0.0454 (0.188)	0.0343 (0.0383)	0.0198 (0.0381)	0.0493 (0.0393)
IE_re	-0.175 (0.249)	-0.136 (0.227)	-0.735 (0.466)	0.0865** (0.0424)	0.0764* (0.0406)	0.199** (0.0837)

续表

变量	模型 (3.3)			模型 (3.4)		
	results	results	results	ln (gap)	ln (gap)	ln (gap)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
constant	-0.557 (1.206)	-1.140 (1.272)	0.780 (1.158)	6.954*** (0.235)	6.925*** (0.234)	6.864*** (0.244)
Obs	1094	1094	1094	931	931	931
Log likelihood	-437.958	-438.876	-489.390			
<i>R_squared</i>				0.3449	0.3825	0.3762

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%显著水平

表 4-3 将发审委联系变量分别与 badness、ln(1+media_bad)、avge_tone 变量生成交叉项，考察发审委联系对媒体负面报道与公司过会成功率、过会时间之间关系的调节效应。模型 (3.3) 显示 badness 对 results 的影响系数为-2.724，显著为负，交乘项的系数为 1.643，显著为正。同样地，ln(1+media_bad)的系数为-2.155，avge_tone 的系数为-0.971，都在 1%水平上显著为负，两个变量与发审委联系的交乘项系数分别为 1.516 和 0.670，均在 1%水平上显著为正。以上结果表明，发审委联系削弱了媒体负面报道对过会成功率的降低作用，H3 得证。

模型(3.4)显示 badness 对 ln(gap)的影响系数为0.410，在 1%水平上显著为正，badness 与发审委联系交乘项的系数为-0.372，显著为负。同样地，ln (1+media_bad)的系数为 0.322，avge_tone 的系数为 0.136，都在 1%水平上显著为正，它们与发审委联系的交乘项系数分别为-0.288 和-0.131，均在 1%水平上显著为负。以上结果表明，发审委联系削弱了媒体负面报道对过会时间的延长作用，H4 得证。

5.结论

本文用拟 IPO 公司是否存在媒体负面报道、媒体负面报道的数量和媒体报道的平均倾向三个变量来衡量媒体负面报道，并考察媒体负面报道对公司过会成功率和过会时间的影响。主要结论如下：(1) 与没有媒体负面报道的公司相比，存在媒体负面报道的公司，其过会成功率显著更低，过会时间显著更长。(2) 媒体负面报道数量越多、媒体报道的负面倾向越强，拟 IPO 公司过会成功率显著越低，过会时间显著越长。(3) 拟上市企业与发审委员建立联系能缓和媒体负面报道对公司 IPO 进程的延缓作用。发

审委联系削弱了媒体负面报道对企业 IPO 过会成功率的降低作用和对企业 IPO 过会时间的延长作用。

参考文献

- [1]杜兴强, 赖少娟, 杜颖洁. “发审委联系、潜规则与 IPO 市场的资源配置效率[J]. 金融研究, 2013, (3): 143~155
- [2]赖少娟, 杜兴强. 权力的“万恶之花”: IPO 中的寻租、审计市场异化与资本市场惩戒[J]. 投资研究, 2012, 31 (12): 10~32
- [3]李培功, 醋卫华. 媒体发挥监督作用了吗? [R]. Working Paper, 2011
- [4]李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 2010, (4): 14~27
- [5]李培功, 徐淑美. 媒体的公司治理作用—共识与分歧[J]. 金融研究, 2013, (4): 196~205
- [6]罗党论, 汪弘. 公司特质、保荐人与过会时间[N]. 证券市场导报, 2013
- [7]王木之, 李丹. 资本市场中的媒体公关: 来自我国企业 IPO 的经验证据[J]. 管理世界, 2016, (7): 121~136
- [8]杨德明, 令媛媛. 媒体为什么会报道上市公司的丑闻? [N]. 证券市场导报, 2011 (10)
- [9]曾庆生, 陈信元, 洪亮. 风险投资入股、首次过会概率与 IPO 耗时[J]. 管理科学学报, 2016, 19 (9): 18~33
- [10]Ibbotson, Roger. Price Performance of Common Stock New Issues[J]. Journal of Finance and Economics, 1975, 2: 235~272
- [11]Zhe Shen, Jiaying You, Michael Arthur. Driving the Presence of Investor Sentiment: The role of Media Bias in IPOs [R]. Working Paper, 2015

基于谱函数模型的 中国股指期货风险测度与保证金设定

孙林鹏

摘要：本文以中国股指期货的风险为研究对象，利用目前在中国期货交易所上市交易的四种股指期货合约的数据，使用 Logistic 分布对股指期货日收益率进行分布拟合，并着重运用了在险风险（VaR）、期望损失（ES）、谱函数（SRM）等风险测度模型进行股指期货的风险衡量。本文采用一致性风险测度作为衡量模型有效性的量度，即对投资者对更大的损失反应更强烈。研究结果表明，在基于风险规避假设度量投资者的风险偏好基础上，无论是从理论分析还是实证检验都可以表明 SRM 在股指期货风险的测度上优于 VaR 和 ES，并最终根据测度结果提出保证金设置的相关建议。需要说明的是，虽然现实中设置股指期货保证金需要考虑许多其他因素，但本文只从保证金对极端损失值的保护作用这一角度进行研究。

关键词：谱函数模型；股指期货；风险测度；保证金设定

1.引言

2010年4月16日，我国正式推出了沪深300股指期货的交易，A股开始进行股指期货的交易，中国股市自此进入了“双边市”时代。但是，由于股指期货具有杠杆性质，因此也带来的巨大的交易风险。因此保证金制度的优劣对期货市场的活跃性具有重大的影响——如果保证金比例设置的较小，期货交易的杠杆性就会很大，投资者就会有较大的交易动机，这有利于期货市场的发展，但另一方面由于保证金少，也会使得违约的风险加大；相反，如果保证金比例过高，这会使得期货交易的成本会变大，如果没有足够的回报，会降低投资者进行期货交易的积极性，从而导致市场的流动性不足，这不利于金融市场的功能的有效发挥以及金融市场的良好发展。

因此，如何设置一个有效的保证金比例是期货市场持续发展的一个重要难关。目前很多学者都对此做了大量研究。如 Longi（1995）应用极值理论测算了美国股票的平均

本文作者：孙林鹏，江西财经大学金融学院研究生，研究方向：公司金融、证券投资，公司治理、企业资本结构等

日报酬率,其结果显示对证券的收益率做出的假设会增加股价的波动性,使保证金水平设置过高。Cotter(1998)利用极值理论对欧洲的期货交易所中上市交易的期货品种的保证金比例进行测算。这些研究都表明,极值理论很适合测算保证金的比例,该理论算出来的保证金水平比较符合实际情况。所以,以后的学者都以该理论为基础,从而研究出来了各种测算理论。VaR首先被提出,其次是在险风险ES,再到后面的谱风险测度SRM(spectral risk measure)。Acerbi(2002)在一篇论文中首先提出普风险测度概念。由于普风险模型本身就具有内在一致性的特点,具有特有的优势,故自出现后就一直是研究的热点。Cotter(2006)等利用SRM测算了市场上主要的几种指数的期货保证金比例,并于传统的方法进行比较,结果表明,利用谱风险模型计算的保证金水平更符合市场中的实际风险,对市场风险的能够进行更准确的度量。

目前国内许多学者也都对此进行了研究。叶五一(2004)等利用修正后的Hill模型对国内外几种主要的指数进行了VaR测量,其结果表明,当前股指期货的保证金水平设置的过高;徐国祥(2004)等利用极值理论测算了我国股指期货的保证金水平,并与其他测算方法进行了比较;李晓渝(2006)等采用VaR和ES两种传统方法分别估算了统一300指数的保证金比例,并以此提供了相应的意见;翟秀峰(2012)同样采用了VaR方法测算了我国股指期货的保证金水平,通过在计算出来标的物的风险后在设定相应的保证金比例。但是这些学者的研究都是基于VaR或者ES,无法体现投资者的风险规避偏好。本文即在这种背景下,利用多种风险测度模型衡量我国股指期货的风险,以对设定合适的保证金比例提出建议。

2.研究背景综述

目前,我国市场上对股指期货交易中保证金比例的确定主要有两种方法。一种是直接购买其他发达国家较为完善的方法;另一种就是我国自己研究的方法。由于直接购买国外的保证金系统需要支付高额的使用费,而且存在着诸多的限制,还可能对国家的安全存在着一定的危害,所以,尽管国外的保证金系统存在着诸多优势,我们也要在现有的研究理论下,借鉴国外的经验,研究出一个与我国金融市场相匹配的保证金制度,以满足将来证券市场快速的发展。

我国研究开发保证金制度的理论指导是利用目标股指回报率具有统计学上的特征,在存在相应的违约风险的条件下,确定股指期货交易的保证金的比例。由于该思路同时考虑到了市场交易的风险以及活跃度等因素,所以本文就是以该思路为指导,对目前上市交易的股指期货的保证金比例的确定为对象,并对我国的保证金系统的开发提供相应的建议。

20世纪50年代,美国经济学家 Markowitz 首先提出采用标准差对风险进行度量,并以此选出最优的投资组合,他也因此获得了1990年的经济学诺奖。1964年,美国经济学家 Sharpe William F 等人在资产组合理论和资本市场理论的基础上发展起来的,主要研究证券市场中资产的预期收益率与风险资产之间的关系,以及均衡价格是如何形成的,是现代金融市场价格理论的支柱,广泛应用于投资决策和公司理财领域。

近20年来,国际金融交易业随着金融衍生工具急剧膨胀而迅速发展,金融市场风险日益突出,风险监管和监控难度和力度加大。风险价值 VaR (Value at Risk) 成为现在比较流行的金融风险度量方法。该方法利用数学方法来度量风险,在给定的一定条件下, VaR 可以测算出可能发生的最高的亏损。目前, VaR 已经成为了一种流行的度量方法。

但是 VaR 不符合现实中利用对冲或分散化投资以降低风险的现象。1999年以 Rockafellar 为代表的经济学家提出的 CVaR 模型(也称作 Expected Shortfall, ES)弥补了这一缺陷。ES 有两个方面优于 VaR,第一、ES 模型并不是简单的分为点,其考虑的内容更为全面;第二、在资产收益率不是正态分布的情况下, VaR 不是一致的风险计量,而 ES 是一致的风险计量。Acerbi&Tasche(2001)研究了 ES 在风险度量中的一致性,并和其他风险度量工具进行了对比,认为 ES 是比 VaR 更合适的风险度量工具。

尽管 ES 是一种一致性风险的度量,但它取均值分位数,即对尾部分位数(tail quantiles)取相同的权重,而非尾部分位数(non-tail quantiles)的权重为零。这种做法意味着投资人对极值区间范围内的所有损益是风险中性的。介于此,SRM 模型就应运而生,该模型一方面满足一致性度量的基本条件,另一方面还能刻画不同投资者的不同风险态度。

因此,本文将重点对谱风险函数的建立与择优进行研究。

3.模型建立及检验

3.1 数据描述

当前上市交易的沪深300股指期货主要有四种,本文就选取此四种股指期货合约——IF1107, IF1108, IF1109, IF1112 的历史交易的每日数据,由于 IF1108 合约于2011年6月20日上市,每日数据量不足,所以舍弃 IF1108 合约的每日数据,选取其余三种股指期货合约 IF1107, IF1109 和 IF1112 的每日数据为样本。

令 x_i 为期货交易的品种, t 为交易的日期,则有:

$$\text{日涨跌幅 } X_{it} = \frac{P_{it} - P_{i(t-1)}}{P_{i(t-1)}}, i = 1, 2, 3 \quad (3.1)$$

其中, x_1 为 IF1107 的日涨跌幅序列, x_2 为 IF1109 的日涨跌幅序列, x_3 为 IF1112

的日涨跌幅序列。

3.2 观察实际收益率的分布

以 IF1109 为例，采用 IF1109 的日涨跌幅序列 X2 为实际收益率。用 Matlab 做出实际收益率直方图，并勾勒出大致的分布图形如下。

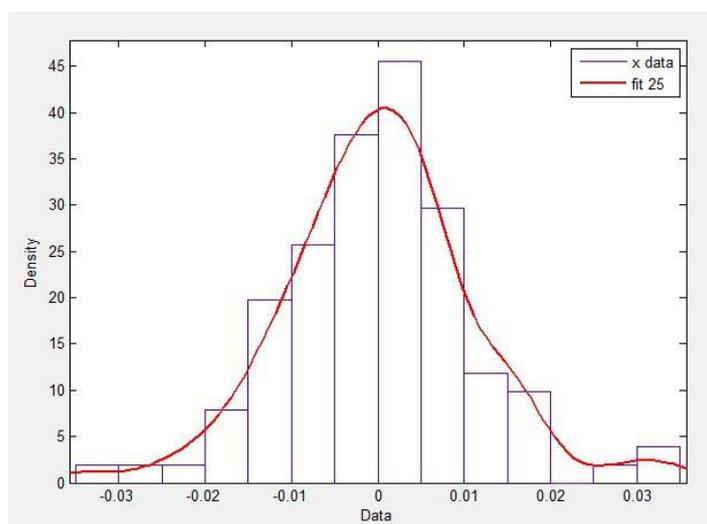


图 3.1 实际收益率直方图

观察可以发现该分布具有不同于正态分布的尖峰厚尾的特征，且图形大致对称，故而可以大致判断出该组数据符合 t 分布或 Logistic 分布。

3.3 模型拟合及选择

分别利用 T 分布和 Logistic 对数据进行拟合分析，结果如下图所示

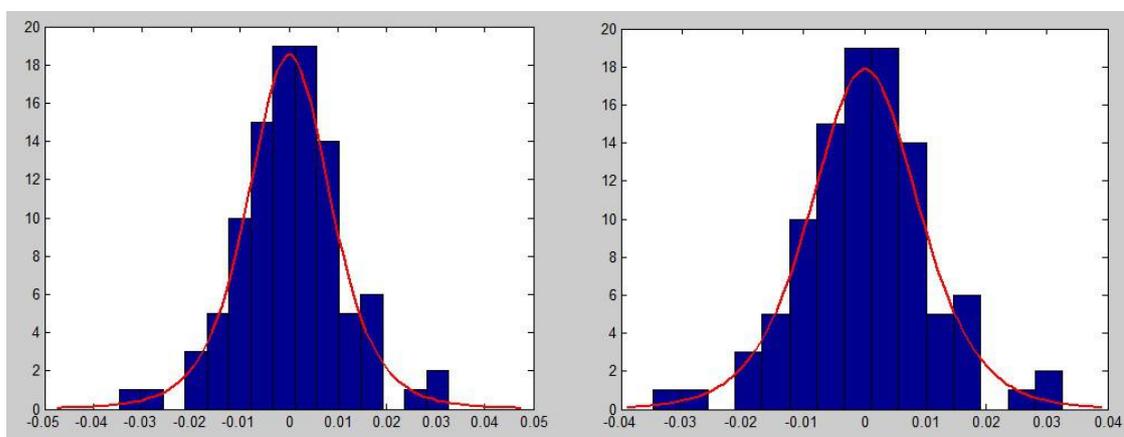


图 3.2 对实际收益率进行 t 分布拟合

图 3.3 对实际收益率进行 Logistic 分布拟合

从图中看出, 两种拟合方法得到的图形类似, 认为两种拟合方法效果几乎相同。

考虑到在计算 ES 和 SRM 时需要使用到累积概率分布函数的反函数, 即根据 $F(x; u, \sigma)$ 计算出分位数 x 从而计算出风险规避函数 $\varphi(p)$ 。而通过查阅资料, 了解到 t 分布的累积概率分布函数的反函数构造较为复杂, 为了模型的简洁和易于计算, 本文选用 Logistic 分布对数据进行分布拟合。

Logistic 的累积分布函数为:

$$F(x; u, \sigma) = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x-\mu}{\sigma}}} = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x}{0.005}}} \quad (3.2)$$

其反函数为:

$$x = u - \sigma \ln\left(\frac{1}{y} - 1\right) \quad (3.3)$$

同时, 运用 R 软件产生出一组符合均值 $\mu=0$, 标准差 $\sigma=0.005$ 的 Logistic 分布的随机数序列 R1, 做出这组随机数的频率直方图和相应的分布图。

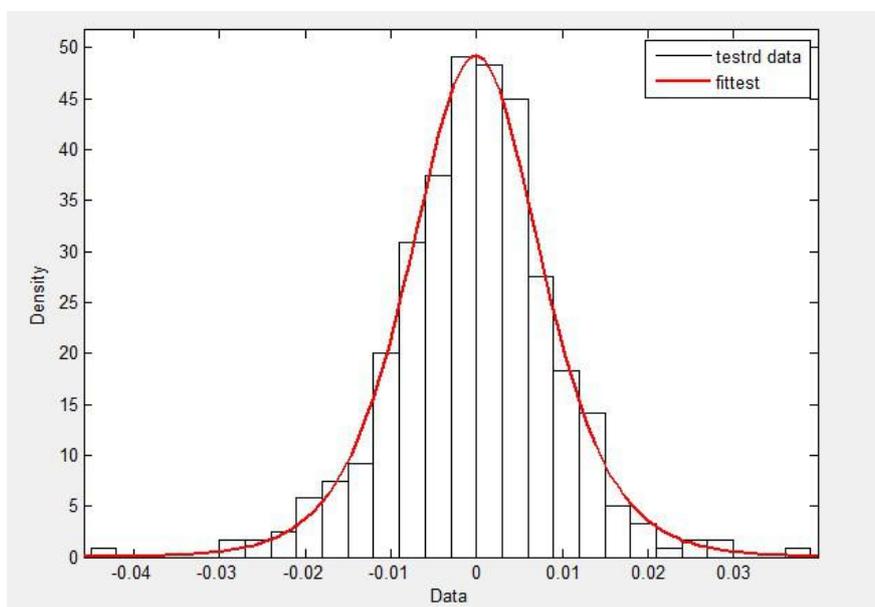


图 3.4 均值为 0, 方差为 0.005 的 Logistic 分布图

通过对比两图, 初步认为实际收益率的分布与 $\text{Logistic}(0, 0.005)$ 的分布大致相同。用 Quantile-Quantile 图进行检验, 如图所示。

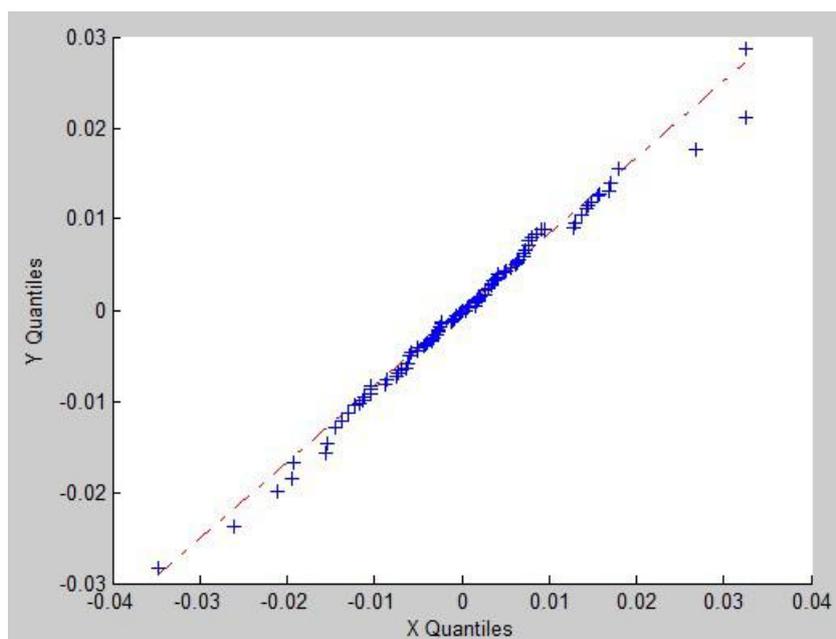


图 3.5 实际收益率分布与 Logistic(0,0.005)分布的 QQ 图

可以看出，图中的点在同一条直线上，证明实际收益率的分布与 Logistic(0,0.005) 的分布大致相同。故可用该组随机数的分布对上述几种风险测度方法进行理论上的比较。

3.4 计算 VaR、ES、谱函数并比较

Logistic(0,0.005)的累积分布函数为：

$$y = F(x; u, \sigma) = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x-\mu}{\sigma}}} = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x}{0.005}}} \tag{3.4}$$

其反函数为：

$$x = -0.005 \times \ln\left(\frac{1}{y} - 1\right) \tag{3.5}$$

利用上述分布分别计算 VaR、ES 以及不同的谱风险，可以得到如下结果(设 $\alpha=0.05$)：

VaR:

$$VaR = \inf\{x \in \mathbb{R}, P(X \leq -x) \geq \alpha\} = -[u - \sigma \ln(\frac{1}{p} - 1)] = 0.015 \tag{3.6}$$

ES:

$$ES_{\alpha} = -\frac{1}{\alpha} \int_0^{\alpha} q_p dp = -\int_0^{0.05} \frac{1}{0.05} \times [u - \sigma \ln(\frac{1}{p} - 1)] dp = 0.02 \tag{3.7}$$

倒数谱函数:

$$M_{\phi}(X) = \sum_{i=1}^n X_{i:n} \varphi_i = \sum_{i=1}^n X_{i:n} \frac{1}{i} I_{(0 < P \leq \alpha)} = \sum_{i=1}^{\alpha n} X_{i:n} \frac{1}{i} = 0.016 \quad (3.8)$$

几何谱函数:

$$\begin{aligned} M_{\phi}(X)_{geo} &= \int_0^1 X_p \varphi(p) dp \\ &= \int_0^1 \left[\frac{1}{\ln(1+\alpha)} \frac{1}{1+p} I_{(0 < P \leq \alpha)} \right] \left[u - \sigma \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right) \right] dp \\ &= \int_0^{0.05} \left[\frac{1}{\ln(1+\alpha)} \frac{1}{1+p} \right] \left[u - \sigma \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right) \right] dp = 0.02 \end{aligned} \quad (3.9)$$

指数谱风险(R=100):

$$M_{\phi}(X)_{exp} = \int_0^1 X_p \varphi(p) dp = \int_0^1 \left[\frac{R e^{-R(1-p)}}{1 - e^{-R}} \right] \left[u - \sigma \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right) \right] dp = 0.026 \quad (3.10)$$

幂谱函数风险:

$$M_{\phi}(X)_{pow} = \int_0^1 X_p \varphi(p) dp = \int_0^1 \left[(1-a)(1-p)^{-a} \right] \left[u - \sigma \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right) \right] dp = 0.024 \quad (3.11)$$

从结果中我们可以发现: $VaR < ES < SRM$ 。这确实和理论上用一致性风险测度衡量三种方法时得到的结论相同。这说明在险价值(VaR)模型和期望损失(ES)模型均低估了股指期货价格波动所带来的极端损失, 而谱风险模型则是对损失的更为精准的估计。

4. 实证分析

4.1 日涨跌幅序列的分布拟合

以 IF1109 的日涨跌幅序列 X2 为例, 对其进行 Logistic 分布的拟合。可以得到分布相应的图形分别如下图, 并得到相应的系数: 均值 $\mu = 9.70714 \times 10^{-5}$, 参数不显著, 故可视为零; 标准差 $\sigma = 0.00592074$, 参数显著不为零。所以, IF1109 的日涨跌幅 X2 服从 $Logistic(0, 0.00592074)$ 分布。

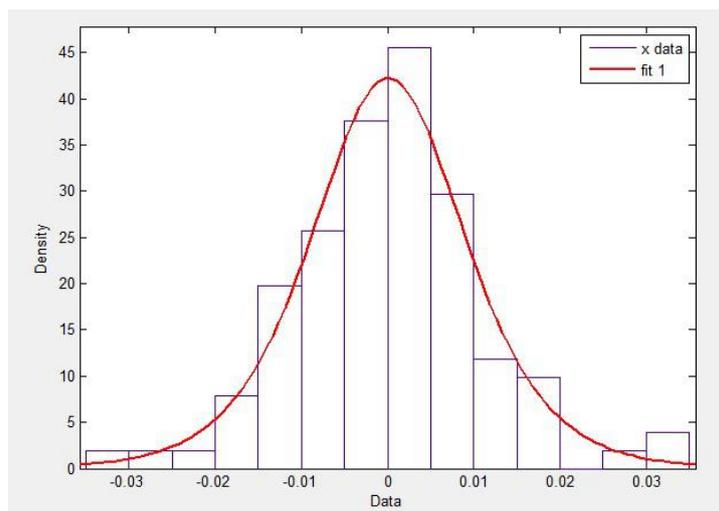


图 4.1 实际数据序列 X2 的 Logistic 拟合图

为了验证 X2 的分布情况，产生一组符合 $\text{Logistic}(0, 0.00592074)$ 分布的随机数序列 R2，依照 R2 拟合分布，并将此分布同 IF1109 的日涨跌幅序列 X2 拟合出的 $\text{Logistic}(0, 0.00592074)$ 分布同时置于图 7 中，通过对比两条曲线，初步认为两者并没有显著差异。

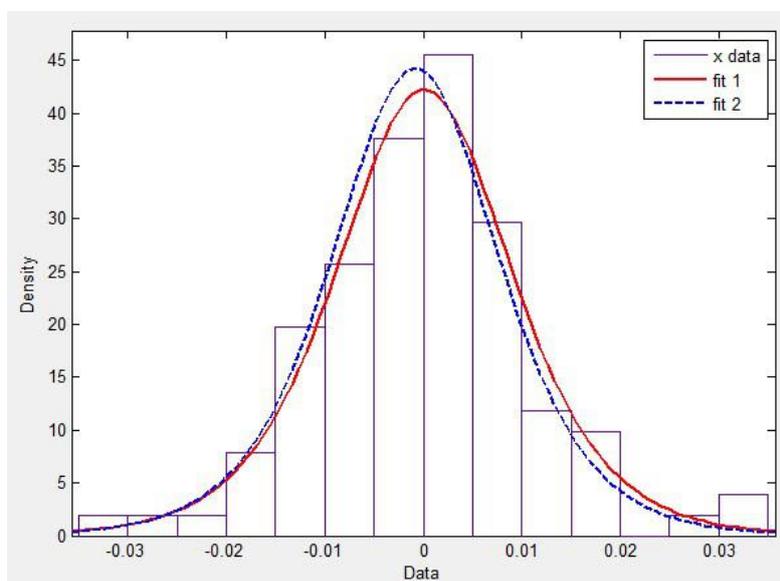


图 4.2 实际数据 X2 和 Logistic 分布随机数分布图

为了进一步确定日涨跌幅序列 X2 是否符合 Logistic 分布，将日涨跌幅序列 X2 和该 Logistic 随机数 R2 做 Quantile-Quantile 图，从图 8 可以判断出两组数据符合同一分布，即都符合 $\sigma=0.00592074, \mu=0$ 的 Logistic 分布。

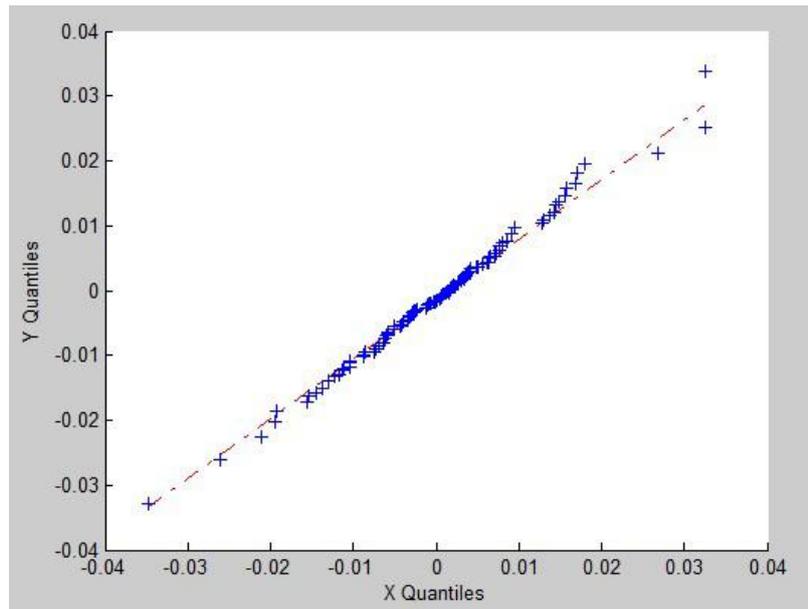


图 4.3 IF1109 的日涨跌幅序列 X2 和 Logistic 随机数 R2 的 QQ 图

综上所述, 表明 IF1109 的日涨跌幅序列 X2 服从 Logistic(0, 0.00592074) 分布。

4.2 计算 VaR、ES 及谱风险

Logistic(0, 0.00592074) 的累积分布函数为:

$$F(x; u, \sigma) = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x-\mu}{\sigma}}} = \frac{1}{1 + e^{-\frac{x}{0.006}}} \quad (4.1)$$

其反函数为:

$$x = -0.006 \times \ln\left(\frac{1}{y} - 1\right) \quad (4.2)$$

根据分布计算 VaR、ES 以及不同的谱风险, 可以得到如下结果:

VaR (p=0.05):

$$VaR = -\left[u - \sigma \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right)\right] = 0.017 \quad (4.3)$$

ES:

$$ES_{\alpha} = -\frac{1}{\alpha} \int_0^{\alpha} q_p dp = -\int_0^{0.05} \frac{1}{0.05} \times \left[u - \sigma \ln\left(\frac{1}{p} - 1\right)\right] dp = 0.024 \quad (4.4)$$

几何谱函数:

$$M_{\phi}(X)_{geo} = \int_0^1 X_p \phi(p) dp$$

$$= \int_0^1 \left[\frac{1}{\ln(1+\alpha)} \frac{1}{1+p} I_{(0 < p \leq \alpha)} \right] [u - \sigma \ln(\frac{1}{p} - 1)] dp = \int_0^{0.05} \left[\frac{1}{\ln(1+\alpha)} \frac{1}{1+p} \right] [u - \sigma \ln(\frac{1}{p} - 1)] dp = 0.024 \quad (4.5)$$

指数谱风险 (R=100):

$$M_{\phi}(X)_{exp} = \int_0^1 X_p \phi(p) dp = \int_0^1 \left[\frac{Re^{-R(1-p)}}{1 - e^{-R}} \right] [u - \sigma \ln(\frac{1}{p} - 1)] dp = 0.031 \quad (4.6)$$

幂谱函数风险:

$$M_{\phi}(X)_{pow} = \int_0^1 X_p \phi(p) dp = \int_0^1 [(1-a)(1-p)^{-a}] [u - \sigma \ln(\frac{1}{p} - 1)] dp = 0.028 \quad (4.7)$$

4.3 计算其他两个合约在各种量度下的风险

按照如上方法,对 IF1107、IF1112 的日涨跌幅序列对其进行 Logistic 分布的拟合,计算反函数得到 X_{α} , 进而计算对应的 VaR、ES 及谱函数。

表 4.1 各模型的期望损失

	IF1107合约	IF1109合约	IF1112合约
VaR	0.016	0.015	0.013
ES	0.021	0.020	0.019
倒数谱函数	0.024	0.016	0.021
几何谱函数	0.021	0.020	0.019
指数谱函数	0.029	0.026	0.029
幂谱函数	0.026	0.024	0.027

通过以上的实证表明,通过传统的方法设定的保证金水平较高,而通过谱风险测度所设定的保证金水平比较合适。以 IF1107 合约为例, $VaR_{(\alpha = 0.05)} = 0.016$ 的实证含义是“在置信水平 5%下,以收盘价衡量的 IF1107 合约的每日波动的最大损失是 1.6%”,因此在此衡量方法下的保证金设定应覆盖掉全部资产价值的 1.6%,保证金比率应为 1.6%。而 $ES_{(\alpha = 0.05)} = 0.021$ 的实证含义是“在置信水平 5%下,以收盘价衡量的 IF1107 合约的每日波动的期望损失是 2.1%”,保证金比率此时为 2.1%,此时的 ES 对置信区间内的损失赋予相等的权重。而由于 VaR 不满足一致性风险,ES 忽视了投资人的风险厌恶程度,两

者都低估了同一期货合约的潜在损失。故本文提出满足一致性风险的谱函数模型,并对更大损失赋予更大的风险厌恶程度,以期得到更精准的期望损失,兼顾清算所和市场流动性的要求。

5.结论和保证金设置相关建议

本文引用了在险价值(VaR)模型、期望损失(ES)模型来衡量风险,并通过对不同形式的谱风险(SRM)函数模型的建立、检验与选择,来测定合理的保证金水平,实证结果表明,

当前的保证金水平设定较高,通过谱风险测度所设定的保证金水平比较合适。根据目前上市流通的IF1107、IF1108、IF1112期货合约的日均波动率进行拟合,经过QQ图检验,并考虑计算的简洁有效,本文认为中国股指期货的日涨跌幅服从Logistic分布。另外,基于不同投资者具有不同风险厌恶程度的现实,本文选取了四种具有不同权重的谱风险(SRM)函数进行测度。还是以IF1107为例,用倒数谱函数、几何谱函数、指数谱函数、幂谱函数计算得到的保证金比率分别为2.4%,2.1%,2.9%,2.6%。正如前文理论所述,谱函数测度法的确比VaR和ES覆盖掉了更多的风险,因此其保证金率均不小于后两者的计算结果。用IF1109和IF1112合约进行计算,均得到相似结果。

尽管根据本文模型计算得到的保证金比率远低于国内已有的保证金水准,甚至低于国外类似水平,但正如文章摘要中所述,不论VaR、ES还是谱风险,其衡量的都是市场风险的一部分,而未考虑影响保证金设置的其他因素,故其计算结果较小。且从建立健全我国金融衍生品市场、维护我国金融市场的安全的角度出发,利用SRM模型对保证金比例的研究是我国期货市场有效发展的必要一步,只有这样,才能使我国的期货市场实现更加全面的发展,发挥出其应有的功能。

参考文献

- [1]邓小林.基于谱风险测度的投资组合问题.南京理工大学.2008
- [2]李晓渝,宋曦,潘席龙.基于极值理论方法的中国股指期货保证金设定的实证研究[J].统计与信息论坛,2006,21(4):42-47
- [3]宋曦.我国股指期货保证金设置研究——基于极值理论和copula方法.西南财经大学.2006
- [4]孙激流,王瑞强,沈大庆.一类特殊投资群体谱风险度量和最优资产组合[J].统计与决策.2010,(320)
- [5]陶敏静,任小磊,杨永愉.风险谱函数的设计与选择.北京化工大学学报(自然科学

版).2009,36(2)

[6]田立.金融风险度量方法简介及 VaR 和 ES 与会计变量的关系.华中科技大学.2006

[7]徐国祥,吴泽智.我国指数期货保证金水平设定方法及其实证研究——极值理论的应用[J].财经研究,2004,30(11):63-74

[8]叶五一,缪柏其.应用改进 Hill 估计计算在险价值[J].中国科学院大学学报,2004,21(3):305-309

[9]翟秀峰.基于 VaR 的股指期货保证金管理[D].西南财经大学,2012

[10] Longin F M. Optimal Margin Levels in Futures Markets: A Parametric Extreme-Based Method[J]. Social Science Electronic Publishing, 1999

[11] Cotter J. Testing Distributional Models for the Irish Equity Market[J]. Economic & Social Review, 1998, 29(4):369-382

[12] Acerbi C. Spectral measures of risk: A coherent representation of subjective risk aversion[J]. Journal of Banking & Finance, 2002, 26(7):1505-1518

[13] Cotter J, Dowd K. Extreme spectral risk measures: An application to futures clearinghouse margin requirements[J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30(12):3469-3485

[14] Carlo Acerbi, Dirk Tasche. Expected Shortfall: a natural coherent alternative to Value at Risk. 2001

我国上市商业银行非利息收入结构变化对银行风险的影响

易校萍

摘要: 本文引入熵指数(EI), 基于16家上市商业银行, 时间区间为2007-2016的非平衡面板数据, 度量我国上市商业银行收入结构的多元化程度, 构建我国上市商业银行总收入结构多元化程度和各项非利息收入的交互项模型, 分析非利息收入结构变化如何影响银行风险。研究表明: 非利息收入结构多元化程度愈高, 银行风险则愈低; 随着投资收益、汇兑收益和其他业务收益的增加, 加剧了银行风险; 随公允价值变动净收益和手续费及佣金收入的增加, 银行风险逐渐降低。

关键词: 非利息收入; 交互项; 边际风险; 商业银行

1. 引言

随着我国民营银行、外资银行和互联网金融的蓬勃发展和利率市场化的改革进程, 商业银行面临的竞争压力在逐渐加剧, 以传统的存贷利差收入为银行利润主要渠道的收入结构模式受到冲击。因此, 商业银行为迎接挑战, 努力实行收入结构多元化, 即发展非利息收入。据不完全统计, 非利息净收入占比, 由2007年11.3%, 到2016年6月, 已上升至32.8%, 增速达到190.3%。

收入结构的多元化, 增加了银行利润来源, 但非利息收入构成复杂, 来源迥异, 非利息收入各个分类项目对银行风险的影响如何? 这直接关乎非利息收入业务是否值得发展, 更关乎商业银行的利润。

2. 文献综述

目前, 国内外关于非利息收入对银行风险影响的研究, 主要体现于非利息收入的总量和各项对银行风险的影响:

(1) 非利息收入总量对商业银行风险的影响, 主要有两派观点。

一类观点认为非利息收入总量越高, 银行风险越低, 对非利息收入的发展持肯定态度。即一方面, 非利息收入业务的拓展提高了商业银行的创新能力和降低商业银行的经营成本, 产生规模经济效应和范围经济效应, 另一方面, 从资产组合理论出发, 金融产

品的多元化,可以分散风险。如: Heggestad (1975)、Eisemann (1976)、Wall 和 Eisenbeis (1984)、Templeton 和 Severiens (1992) 等人均认为商业银行发展非利息收入可以有效降低经营风险, 获得更高的单位风险收益。Lee C C、Yang S J 和 Chang C H (2014) 采用 22 个亚洲国家 (不包括日本) 的银行数据进行分析, 发现非利息收入能够降低商业银行风险。刘孟飞等 (2012) 从企业多元化理论出发, 认为非利息收入降低了银行的风险; 李志辉、李梦雨 (2014) 借鉴“面板门限回归”方法, 研究发现非利息收入降低了大型商业银行的风险; 邹克 (2016) 认为商业银行的经营成本会因为非利息收入的发展而降低, 从而提高银行稳定性。

另一类观点认为, 非利息收入业务规模不断增加和领域不断扩展, 非利息收入的波动性对银行收入产生冲击, 同时诱发道德风险以及增加监督和管理成本, 因此认为银行应该减小非利息收入业务发展规模。如: DeYoung 和 Rice (2004)、Stiroh and Rumble (2006) 和 Stiroh (2006) 等人都认为越高水平的非利息收入占比导致更低的风险调整收益。黄隽和章艳红 (2010) 认为非利息业务增加了商业银行的风险。赵胜民和申创 (2016) 认为非利息业务对我国银行业的风险影响不显著但提高了国有银行的风险。

(2) 各项非利息收入分别对商业银行风险的影响, 观点不一。

国外研究有 MattHias(2013)认为手续费会增加银行风险但不显著, 投资收益能显著的减小银行风险, 其他业务收益降低银行风险但不显著。Barry(2016)的研究表明投资收益能够降低收入结构集中度最高或最低的银行的风险, 而其他几项收入则会增加银行风险。stiroh (2002) 却认为投资收益比其它非利息业务更多的增加商业银行的风险。

国内研究主要有, 周晔和郑军丽 (2014) 认为主要加剧银行风险的是手续费及佣金业务, 而投资交易类收入不显著。赵胜民和申创 (2016) 却认为手续费及佣金收入降低了商业银行风险。

综上所述, 目前国内外关于非利息收入对银行风险影响的研究, 大多集中于总量对银行风险影响的研究, 而探讨各项对银行风险影响的较少, 尤其是从非利息收入结构变化, 对商业银行风险影响的研究, 几乎是空白。本文正是基于此, 采用银行数据, 引入熵指数度量我国上市商业银行收入结构多元化程度, 分析了非利息收入结构变化, 导致银行风险的变化。为提高银行利润, 降低风险, 提供了有利借鉴。

3. 研究设计

3.1 变量的选取

3.1.1 被解释变量

本文选择破产风险 Z 值作为被解释变量。参照赵胜民、申创 (2016) 的所提供的处

理方法，以六期数据为一个区间，进行滚动处理，破产风险 Z 值的计算公式如下：

$$Z_{it} = \frac{ROA_{it} + (E/A)_{it}}{SDROA_{it}} \quad (1)$$

其中 ROA 为滚动区间内总资产净利率的均值， E/A 为滚动区间内银行资本和总资产占比的均值， $SDROA$ 为滚动区间内总资产净利率的标准差。 Z 值不但同时考虑了银行的收益和收益的波动性，而且加入了股东权益因素，更好的度量了上市银行的风险。银行的风险随着总资产净利率和权益资产占比的增加而降低，随着总资产净利率的波动性降低而降低。因此 Z 指标数值越大则银行风险越小，银行的稳定性越大。

3.1.2 解释变量

解释变量主要有两类：各项收入变量和收入结构多元化变量。以下具体定义这两类变量。

(1) 收入变量

参考 Barry(2016)的研究，采用各项业务的净收入占比作为收入变量。收入变量分别是：手续费及佣金净收益（WFEES）、投资净收益（WTRA）、公允价值变动净收益（WFAIR）、汇兑净收益（WEXH）和其他业务净收益（WOTH）。

(2) 收入结构多元化变量

收入结构多元化是指各项收入占比分布情况。参考李志辉、李梦雨（2014）的研究，采用熵指数（ENTROPY Index, EI）来衡量收入结构多元化的平均度，平均度越大，多元化程度越高。

考虑到银行净收入占比可能出现负数和零，而在计算熵的过程中，数值都必须为正数，采用陈孝新（2004）的计算方法，将数据进行了平移预处理^[5]。计算公式如下：

$$x'_{it} = x_{it} - \min x_{it} + 1 \quad (2)$$

其中 x_{it} 为第 t 年银行第 i 项业务的营业净收入。使用平移处理后的数据计算赫氏指数和熵指数。

熵指数计算公式如下：

$$E_t = - \sum_i^n MS_{it} \ln MS_{it} \quad (3)$$

其中 E_t 为银行第 t 年收入结构多元化的平均度。当各项收入占比相等时，即 $MS_{it} = 1/n$ ($i = 1, 2, 3, \dots, n$) 时，熵取得最大值 $E_{\max} = \ln n$ 。当熵指数越接近最大值，平均度越高，多元化程度越高。

本文定义了平均度（ETROPY）来度量非利息收入结构的多元化程度。计算过程如下：通过公式（3）代入五项非利息净收入占比，得到平均度。

表1 解释变量

变量	定义	计算方法
ETROPY	平均度	由五项子非利息净收入占比计算熵指数
WTRA	投资净收益	投资净收益占总净收入比率
WFAIR	公允价值变动净收益占比	公允价值变动净收益占总净收入的比率
WFEES	手续费及佣金净收益	手续费及佣金净收入占总净收入的比率
WEXH	汇兑净收益	汇兑净收益占总净收入的比率
WOTH	其他业务净收益	其他业务净收益占总净收入的比率

3.1.3 控制变量

在实际经营中,除了收入结构会对上市商业银行的风险产生影响之外,上市银行的风险也可能受到其他因素的影响。根据黄隽、章艳红(2010),宋清华^[6]等(2011),MattHias(2014),周晖、郑军丽(2014)和刘孟飞等(2012)的研究,本文采用上市商业银行总资产规模的对数(lnAS)、货币流动性(MG)、净利差(NIM)、资本充足率(Rcap)、管理费用(Rmana)、拨贷比(RDloan)作为控制变量。

参考黄隽、章艳红(2010)的研究,设置时间虚拟变量(D)考察研究结果的稳定性。具体计算方法为将2015年末至2016年6月时间段设置为1,其它时间段为0。模型中各控制变量名称涵义如下表2所示。

表2 控制变量

变量	定义	计算方法
lnAS	总资产自然对数	总资产规模的自然对数
Rcap	资本充足率	各银行资本充足率
Rmana	管理费用	各银行管理费用与总营业收入的占比
NIM	净利差	各银行的净利差
MG	货币流动性	
RDloan	拨贷比	各银行的拨贷比
D	时间虚拟变量	2015年末至2016年6月时间段设置为1,其它时间段为0

3.2 数据来源

本文的银行数据来源于wind数据库和银行年报,基于数据的可得性,本文选取

2007-2016年的16家(5家国有商业银行、3家城市商业银行和8家股份制商业银行)在沪深A股上市地商业银行的年报和中报数据,其中不包括2007中报和2016年报数据。货币流动性数据来源于国泰安和中国国家统计局。

在计算风险指标时,将六期数据作为一个滚动区间。原始数据样本是16家银行10年的非平衡面板数据,共284个观测值。实际计算过程如下,2007年报至2010中报为第一个计算区间,获得第一组样本值;2008中报至2010年报为第二个计算区间,获得第二组样本值;2013年报至2016中报为第13组样本值。经过滚动处理后,新的样本为16家银行十三个区间的非平衡面板数据,共204个观测值,损失80个自由度。

3.3 研究模型

在综合考虑收入结构多元化和各项收入的基础上,本文的计量模型设定如下:

$$Z_{it} = \alpha_1 + \beta_1 ETROPY_{it} + \beta_2 ETROPY * NP_{it} + \lambda_1 MP_{it} + \theta_1 D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, Z_{it} 为*i*银行第*t*期的破产风险*Z*值。 $ETROPY_{it}$ 代表平均度, MP_{it} 表示控制变量, D_{it} 表示时间虚拟变量, NP_{it} 代表非利息收入子项目,*t*表示时期。

参考周晖、郑军丽(2014)和赵胜民、申创(2016)的研究方法^[7],模型设定的核心是引入收入结构多元化变量与收入变量的交互项 $ETROPY * NP_{it}$,通过交互项来研究收入结构多元化与各项收入对银行风险的交互影响,即分析各项收入占比变化,引起非利息收入结构变化,对银行风险产生的影响。

对式(4)求平均度($ETROPY$)的偏导数,可得平均度对银行风险的边际影响。

$$\frac{\partial Z}{\partial ETROPY} = \beta_1 + \beta_2 NP_{it} \quad (5)$$

由公式(5)可知,引入交互项,有助于研究随着非利息收入子项目的变化,收入结构变化对银行风险的影响。

3.4 估计方法

考虑到存在多重共线性和自相关性,参考Barry(2016)的研究,采用广义最小二乘法(FGLS)估计模型。通过Wooldridge test和Breusch-Godfrey test检验自相关性,来支持采用广义最小二乘法估计方法,检验结果如表4和后续表格所示。同时,广义最小二乘法可以较好的控制多重共线性。

4. 实证分析

4.1 描述性统计分析

下表3为描述性统计结果。由表3可知, Z 值的标准差达到了0.367,最大值为4.958,而最小值为2.038,由此可见各个银行的风险存在较大差距。平均度 $ETROPY$ 标准差0.29,最大值为1.37,而最小值仅0.08,可知个银行的非利息收入结构的差异较大。同时银行的各项收入发展差异也较大。

表3 描述性统计

变量	观测数	最小值	中位数	均值	最大值	标准差
Z	204	2.038	3.195	3.243	4.958	0.367
ETROPY	204	0.08	0.68	0.72	1.37	0.29
WTRA	204	-0.078	0.011	0.021	0.235	0.035
WFAIR	204	-0.11	0.001	0.002	0.103	0.019
WFEES	204	0.032	0.16	0.16	0.353	0.066
WEXH	204	-0.21	0.005	0.004	0.088	0.022
WOTH	204	-0.022	0.002	0.004	0.084	0.009
Rmana	204	18.66	30.58	31.11	46.61	5.993
NIM	204	1.09	2.42	2.47	3.67	0.374
Rcap	204	5.77	12.06	12.35	30.67	2.436
RDloan	204	0.71	2.36	2.47	22.02	1.325
MG	204	5.12	6.67	6.67	8.28	0.842
lnAS	204	15.84	19.35	19.33	21.58	1.302

从控制变量来看,净利差的均值为2.47,与最大值、最小值相差不大,说明净利差波动范围窄,利息收入业务给予银行竞争力较小。各银行在管理费用、资本充足率和资产规模等方面有着较大不同。

4.2 各项非利息收入分析

下表4报告了以平均度(ETROPY)为解释变量与破产风险Z值进行回归后的结果,包括加入各项非利息收入交互项后的回归结果。

表4 回归结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
变量	Z	Z	Z	Z	Z	Z
ETROPY	0.087***	-0.01	0.126***	0.096***	0.073***	0.142***
ETROPY*WFEES		0.676***				
ETROPY*WTRA			-1.145***			
ETROPY*WFAIR				1.649***		
ETROPY*WEXH					-1.1***	
ETROPY*WOTH						-9.318***
Rmana	0.013***	0.015***	0.016***	0.014***	0.012***	0.016***
Rcap	0.008*	0.0124***	-0.002	0.003	0.012**	-0.008***
NIM	0.078**	0.113***	0.108***	0.117***	0.104***	0.109***

续表

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
变量	Z	Z	Z	Z	Z	Z
RDloan	0.112***	0.093***	0.128***	0.122***	0.099***	0.139***
MG	0.03 •	0.034*	0.058***	0.033 •	0.035*	0.039***
lnAS	-0.085*	-0.105**	-0.093**	-0.07 •	-0.118*	-0.029
D	-0.06***	-0.057***	-0.023*	-0.057 •	-0.054***	-0.044***
Wooldridge test for AR (1)	6.678**	6.85**	6.36*	6.877*	7.00**	6.596*
Breusch-Godfrey test effect	70.21*** 固定效应	70.08*** 固定效应	65.787*** 固定效应	67.701*** 固定效应	70.251 固定效应	67.815*** 固定效应
Hausman test	404.99***	3233.9***	404.99***	350.3***	1807***	767.9***
R squares	0.404	0.405	0.410	0.415	0.407	0.429
观测数	204	204	204	204	204	204

模型 1 中, 平均度 ETROPY 与风险 Z 值显著正相关, 提高银行非利息收入平均度可以降低风险, 即非利息收入多元化程度提高, 减小银行风险。

模型 2 中, 平均度对银行风险的影响为负但不显著, 而交互项 ETROPY*WFEES 的表现相反, 说明随手续费及佣金收入占比的提高, 银行风险将减小。手续费及佣金净收入的临界值为 $WFEES=0.01/0.676=0.015$, 手续费及佣金收入与利息收入存在较大的相关性[7], 实质上不利于非利息收入业务的创新, 可以适当降低其占比, 只要不小于 0.015 即可。

模型 3 中, 平均度系数为正且显著, 交互项 ETROPY*WTRA 显著为负, 即投资净收益的增加加剧了银行风险。投资业务占用银行资本、使得银行面临市场波动风险, 临界值为 $WTRA=0.126/1.145=0.11$, 即投资净收益 WTRA 不得高于 0.11。

模型 5 中, 交互项 ETROPY*WEXH 显著为负, 即随着汇兑净收益的增加, 银行风险增加。通过平均度和交互项 ETROPY*WEXH 的系数, 可得汇兑净收益 WEXH 的风险拐点 $WEXH=0.073/1.1=0.066$, 即汇兑净收益不得大于 0.066。

由模型 6, 交互项 ETROPY*WTOH 显著为负, 即随着其他业务净收益的增加, 银行风险加大。其他业务净收益的临界值为 $WOTH=0.142/9.318=0.015$, 即其他业务净收益不得高于 0.015。

模型 (3)、(5) 和 (6) 中, 平均度的系数显著为正, 但交互项都显著为负数, 说明随着投资净收益、汇兑净收益和其他业务净收益增加, 平均度对银行风险的边际正影响都会减小。即三项收入都加大了银行风险。

模型4的结果说明了公允价值变动净收益降低了银行风险。经计算,平均度对银行风险的边际影响为正,即随公允价值变动净收益增加,平均度增加,降低了银行风险。

5. 结论

本文引入熵指数(EI),基于10年的银行数据,度量我国上市商业银行收入结构多元化程度,综合分析非利息收入结构变化,导致银行风险的变化。

研究表明:一、非利息收入结构多元化程度愈高,银行风险愈低。二、非利息收入各项对银行风险的影响分别为:公允价值变动业务降低了银行风险、手续费及佣金业务与银行风险关系不显著、投资收益业务和汇兑收益业务及其他业务是主要风险来源。三、随着公允价值变动净收益和手续费及佣金净收入的增加,减小了银行的风险;而投资收益和汇兑净收益以及其他业务净收益的增加,加剧了银行的风险。

非利息收入存在分散银行风险的效用。我国银行非利息收入占比低。在竞争愈加激烈的市场格局之下,我国上市商业银行的当务之急是提高非利息收入业务的总体规模。但是,总体上非利息收入却增加了银行风险,其中投资净收益、汇兑净收益和其他业务净收益是主要风险来源。因此,积极调整各项非利息收入占比显得至关重要,即降低风险来源收入占比,积极发展公允价值变动收益业务。

参考文献

- [1]刘孟飞,张晓岚,张超.我国商业银行业务多元化、经营绩效与风险相关性研究[J].国际金融研究,2012(8):59-69
- [2]李志辉,李梦雨.我国商业银行多元化经营与绩效的关系——基于50家商业银行2005-2012年的面板数据分析[J].南开经济研究,2014(1):74-86
- [3]黄隽,章艳红.商业银行的风险:规模和非利息收入——以美国为例[J].金融研究,2010(6):75-90
- [4]赵胜民,申创.市场竞争度、非利息收入对银行风险的影响[J].中南财经政法大学学报,2016(5):54-65
- [5]陈孝新.熵权法在股票市场的应用[J].商业研究,2004(16):139-140
- [6]宋清华,曲良波,陈雄兵.中国商业银行规模、治理与风险承担的实证研究[J].当代财经,2011(11):57-70
- [7]苏志强,王硕.商业银行非利息收入研究的分歧与主要障碍——对商业银行非利息收入研究的文献综述[J].金融理论与实践,2014(7):87-92

- [8]邹克.多元化经营能否降低银行经营成本?——基于 Granger 检验与 VAR 分析[J].金融理论与实践,2016(7):39-45
- [9]周晔,郑军丽.非利息业务会降低银行的风险吗——基于 53 家商业银行的实证研究[J].经济理论与经济管理,2014,V34(4):76-87
- [10]赵胜民,申创.发展非利息业务对银行收益和风险的影响——基于我国 49 家商业银行的实证研究[J].经济理论与经济管理,2016,V36(2):83-97
- [11]Barry Williams.The Impact of Non Interest Income on Bank Risk in Australia[J].journal of Banking and Finance,73(2016),6-37
- [12]CHIen-CHIangLee,SHIh-JuiYang,CHI-Huang Chang.Non-interest income,profitability,andriskin banking industry:A cross-country analysis[J].North American Journal of Economics&Finance,2014,27(3):48-67
- [13]DeYoung R and Rice T How do banks make money?A Variety of Business Strategies[J].Federal Reserve Bank of CHicago Economic Perspectives, 2004(28):52-67
- [14]Eisemann P C.Diversification and the Congeneric Bank Holding Company[J].Journal of Bank Research,1976:68-77
- [15]Heggstad A A.Riskiness of Investments in Non-bank Activities by Bank Holding Companies[J].Journal of Economics and Business,1975(27):219-223
- [16]MattHiasKöhler.Does Non-Interest Income Make Banks More Risky?Retail-versus Investment-Oriented Banks[J].Review of Financial Economics,2013,23(4):182-193
- [17]Stiroh, Kevin, Rumble, Adrienne, 2006. The dark side of diversification: the case of US financial holding companies. Journal of Banking and Finance 30, 2131 - 2161
- [18]Stiroh, Kevin, 2006. A portfolio view of banking with interest and non interest in-come. Journal of Money, Credit and Banking 28, 1351 - 1361
- [19]Stiroh K J. Diversification in Banking: Is Noninterest Income the Answer?[J]. Journal of Money Credit & Banking, 2002, 36(5): 853-82
- [20]Templeton, W. K. , Severiens, J. T. The Effect of Nonbank Diversification on Bank Holding[J]. Quarterly Journal of Business & Economics, 1992, 31 (4) : 3-17
- [21]Wall L D, and R A Eisenbeis. Risk Considerations in Deregulating Bank Activities[J]. Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, 1984(69): 6-19

法 律

比较宪法视阈下的公民住房权

崔池阳

摘要：在各国的宪法中公民住房权并不相同，有些国家宪法没有将它作为一项宪法权利，诸如英、美等国，也有一些国家将住房权作为一项默示权利存在于宪法之中，有代表性的诸如德国基本法、爱尔兰宪法，然而在德国魏玛宪法与南非宪法中它则是作为一项明示权利而存在。住房权作为一项人权是根源于社会的需求，并非必须有深奥的宪法理论做支撑，而是要有具体社会政策去落实。然而由于各国资源间的差异巨大，住房权在实际实施过程中存在较多困难。本文基于比较宪法视阈，对住房权的宪法保障进行理论分析与实证探讨，为我国住房权的宪法保障机制的实现提供一些有益的路径与方向。

关键词：住房权；权利；比较宪法；宪法

1. 公民住房权的概念及背景

住房权作为一项最基本的人权，长期以来都是各国关注的热点，相关的文献与研究也较为丰富。随着我国的社会发展，住房权逐渐上升为一个重要的社会问题，我国也引入这一概念。在国际社会中，通常以“The right to adequate housing”、“the right to housing”表示住房权。住房权问题已成为世界各国学者研究的重要问题之一，许多重要的国际人权公约和各国法律都有明确规定了保护公民的住房权。例如，1946年《世界人权宣言》明确宣布：“人人有权享有为维持他本人和家庭的健康和福利所需的生活水准，包括食物、衣着、住房、医疗和必要的社会服务。”1966《经济、社会和文化权利国际公约》则进一步规定：“人人有权为他和家庭获得相当的生活水准，包括足够的食物、衣着和住房，并能不断改进生活条件。”

根据《经济、社会和文化权利国际公约》以及在此基础上制定的《第四号一般性意见：适当住房权》，公民住房权一般指代以下内容。第一，住房权包括法律保障使用权。第二，住房机会。第三，保证每个公民能够有尊严、和平地工作和生活。第四，提供

公共服务和基础设施。第五,力所能及,租户能够承担租金,并且租金不能不合理增长。第六,居住地点。第七,乐舍安居。最后,文化环境适当。这两个国际公约对住房权的定义涵盖了现代社会住房的几乎所有要求,世界上许多国家和地区都以此为基础,定于住房权并制定和修订相关法律条例。如英国颁布的《住房法》,以及后来英国政府颁布的《租金法》来干预过高的租金水平。1934年,美国颁布了《国家住房法》,三年后年颁布《公共住宅法案》并成立了联邦平民房屋建设总处,负责向地方政府提供公共住房补贴^①。至今已有超过50个国家的宪法规定了公民的住房权^②。综上所述,我们可以得知,公民住房权是公民的基本权利,应该受到法律的保护。同时公民的住房权也不仅仅只是一项基本权利,它还是一项基本的人权,是每一个中华人民共和国公民都应当享有的权利。

2.住房权在各国的宪法地位

2.1 宪法明确规定,直接保护

上世纪以来人权,特别是社会权不断得到各国的重视,社会权作为一项基本人权,不仅在一些国家宪法中以明示权利形式出现,还有着违宪审查机制的保障,这类国家主要有希腊、意大利、葡萄牙、南非、芬兰、俄罗斯联邦等,它们的宪法法院或违宪审查机构可以直接援引宪法条款对公权力侵害包括住房权在内的社会权的行为做出裁决。其中有代表性的是德国魏玛宪法和南非现行宪法,作为最早明定宪法社会权的典范,魏玛宪法以全面而具体地明示社会权而著称,特别是第五章“经济生活”中,明确涉及了公民住房权的保障以及国家对住房土地分配的监督。^③虽然魏玛宪法最终走到了废黜的结局,但对后世产生了一定影响,继魏玛宪法之后南非现行宪法再次做了大胆的尝试。南非共和国宪法(1996)中第26节住房供给(Section 26 Housing)规定:(1) Everyone has the right to have access to adequate housing.^④(人人有权享有适当的住房)(2) The state must take reasonable legislative and other measures, within its available resources, to achieve the progressive realisation of this right.^⑤(国家必须在其现有的资源情况下采取合理的立法和其他措施,逐步实现这一权利)。目前学者们对《南非共和国宪法》(1996年)关于住

^①任启方:《我国城市中低收入人群居住保障体制研究》,资料来源:博锐管理在线 <http://www.boraid.com>,浏览日期:2017年10月13日。

^②张小罗,周刚志:《论公民住房权:权利内涵及其实现之道——以长沙市为个案分析对象》,《法学杂志》2009年第1期。

^③《魏玛宪法》第155条规定“国民每个家庭能获得健康之住宅及生活空间”。参见陈新民:《宪法基本权利之基本理论(上册)》,三民书局1992年版,第100页。

^④《CONSTITUTION OF THE REPUBLIC OF SOUTH AFRICA》,1996

^⑤《CONSTITUTION OF THE REPUBLIC OF SOUTH AFRICA》,1996

房权的规定以及南非宪法法院在保护住房权方面的司法实践和判例为各国的住房权的保护提供了典范有着很高评价。

2.2 宪法明确规定，间接保护

不少国家都对于住房问题都给予了关注，约40%的国家宪法涉及住房或住房权利，其中一些更是明确涉及到了住房权，其他一些则更多地表现为在人民的住房条件和生活环境的保护由政府承担的一般性义务。^①但是，明确宪法中的住房权并不一定致使这一权利的实现。但是，宪法规定的住房权和由此产生的政府要实现住房权必须履行一系列实现住房权的义务，为进一步行动提供重要的法律依据。同时也表明住房不仅仅是人们的生存需要，也是人们也应该享有权利。

其中大多数宪法条款表达了使用立法实施住房权，详细说明个人和家庭的权利以及政府的法律义务的含义。在许多国家，很难在宪法规定的基础上在法院对住房权提起法律诉讼。法院往往不愿意接受涉及经济，社会和文化权利的诉讼，对无家可归者或房屋不足的个人和团体的住房和诉讼索赔往往都是失败的。在大多数国家宪法中，住房被列为国家政策的一部分，而不是权利草案。因此，它们通常情况下是被认为是不可诉的。但是如今，这种不可诉的情况逐渐发生了变化。例如，印度法院对住房权的保护，主要是通过对生命权的重新定义来实现保障。一些国家法院通过对住房权的司法保护进行了有益的努力，特别是印度的做法值得学习。在1981年的 *Frances Coralie Mullin* 案中，BHAGWATI 法官通过社会权条款来解释《印度宪法》（1950年）第21条规定的生命权，并宣称：“The right to life includes the right to live with human dignity and all that goes along with it, namely , the bare necessities of life such as adequate nutrition ,clothing and shelter.”（生命权包括人的尊严和与之相伴的权利，即生命的必要的营养，服装，住所和设施）。印度最高法院在“*Bashira vs State Of U.P*”案中，更加明确了对住房权的保护，他裁定：“获得住所的权利是印度宪法第21条规定的基本权利。”^②

虽然《宪法》规定，作为国家政策指导原则的住房权是不可诉，但印度最高法院在上述情况下的做法仍然表明了其保护住房权的意愿和能力。印度的司法实践表明，有可能通过适当的手段（例如扩大对基本权利的解释，特别是生命权）的方式间接地对住房权进行司法保护。

^① Cohre , *Legal Resources For Housing Rights-International and National Standards* , June ,2000, p.45

^② [印度]阿格罗沃尔:《印度人权的司法保护》,转引自郑贤君:《生命的新概念》,《首都师范大学学报(社会科学版)》2006年5期。

2.3 宪法无明文规定,但有间接司法保护

一些国家的宪法虽然没有明确地提到住房权,但这并不意味着对住房权的全面否定。法院更倾向于通过适用和解释其他宪法规定(如平等原则和程序正当)来使用独特的宪法理论和有效的司法审查机制来获得保护间接住房权。这一保护模式的典范代表有英国,美国,加拿大,澳大利亚等国。特别是在在英、美,住房甚至所有社会权都不是宪法上的权利,但两国政府通过公共住房项目解决人民的住房保障问题,英国人最早于19世纪中期开始,美国则是开始于罗斯福新政,住房保障在二战后更是成为了英国作为福利国家的支柱之一。^①

3.我国住房保权现状

3.1 我国住房权法律保障缺失

我国早在1983年就将《住宅法》纳入国家立法规划当中,1988年启动《中华人民共和国住宅法》的起草工作,其中历经多次修改,但至今尚未完成。我国住房权立法是缓慢的,首先,住房权立法涉及保护私有财产权,社会保障,行政许可等制度领域,协调方面存在困难,其次,是由于立法者对住房立法权一直不够重视的观念,导致保护住房权理论和实践经验不足,不能承担立法责任。

3.2 我国住房权政府政策缺陷

公民住房权作为公民的一项基本权利和基本人权,政府有不可推卸的保护责任。中国的住房制度不能完全以市场为导向,要以政府的强有力的保障促进房地产市场的健康发展。中国宪法明确规定国家有义务保护人权,但宪法中并没有明文关于公民住房权的保障,目前涉及住房权保障的法律文件位阶偏低,一般都是部门规章和政策形式公布,甚至是以决定、通知形式发布都很常见,而现存的与住房相关的政策如住房公积金制度、经济适用房政策、廉租房制度,但由于地区差异等因素,长期来住房保障政策存在不足,以至于执行效率低下。

3.3 我国政府职能的忽视

由于住房保障政策的执行效率低,地方政府长期依靠出卖国有土地使用权,用所得的土地出让金创造地方财政收入、拉动当地增长、促进当地经济繁荣和提高政府业绩,因此政府更乐见房地产市场繁荣推动当地房价、地价上涨。可以说我国政府一定程度注重了住房市场化的发展,而忽视了政府对中低收入阶层的住房保障职能。

4.从宪法保障角度保障住房权

作为一项基本人权,公民住房权与宪法密不可分。如学者说“在人权的保障体系中,

^① Vicki C.Jackson&Mark Tushnet,*Comparative Constitutional Law*,New York: Foundation,2006,p.1662.

宪法保障是首要的、也是最富有成效的。因为宪法是一个国家的根本大法，具有最高权威和最高的法律效力。没有宪法保障，任何人权保障将成为无源之水、无本之木”。^①

4.1 确认住房是保障公民生存的基本权利

我国《宪法》第33条第3款规定：“国家尊重和保障人权。”这种“宪法委托”条款既体现国家积极的保护义务，同时也意味着国家得以选择其认为适当的方式来实现此“委托”。其落实则需要立法者采取具体行动，推动公民住房权的实现，应建议在将公民住房权在我国宪法中确立，以宪法明文规定或宪法解释的方式尽快使其成为宪法上的权利，从而明确政府保护住房权的义务。住房权作为一项人权只有在宪法层面上予以确认才能顺利展开其他层面的住房保障法律的构建，才能提高国家对公民居住权的重视和责任，为专门性法律的制订提供最基本的依据。

4.2 实现关于公民住房权的宪法解释

关于住房权宪法，各国有三种主要的实践模式：一是制定新宪法，二是修改现行宪法，三是宪法解释。结合当前我国客观形势和法治实践情况，这三种方式逐一分析，前两种模式实际上没有可行性，不能解决将住房权纳入快速纳入宪法的问题。使用宪法解释的方式来确认住房权的内容，将目前宪法中对基本人权条款更加细化，相对来说是现阶段实现住房权入宪的便捷道路。

4.3 落实关于公民住房权的国家义务

从前面理论部分的分析可知，作为宪法性权利的住房权，国家是其最主要的义务承担者。公民住房权实现状况的好坏直接受国家履行其义务的程度高低来决定。同时，结合我国现行宪法的条文分析，也不难推演出关于公民住房权的国家保障义务的宪法渊源，比如现行宪法第14条的社会保障制度条提出“国家建立健全同经济发展水平相适应的社会保障制度”。第33条的基本人权条款，即“国家尊重和保障人权”，以及前文提到的第39条住宅不可侵犯条款。因此，落实公民住房权的国家保障义务，有利于促进国家在住房权的保护性义务方面实现的可能性与可靠性。

4.4 健全完善相关的法律配套机制

公民基本权利的救济理应是一种复合型的权利救济模式。权利请求人不仅可以通过诉讼寻求法律救济，还应有相关配套的法律救济机制，从而使宪法保障公民住房权利得以具体化。

一是完善国家赔偿制度。国家赔偿，亦即国家侵权损害赔偿，是指国家机关及其工作人员在进行职权行为或者使用公权力时侵害了公民的合法权益，无论其主观故意与否，即有侵权的客观结果发生，便应当由国家承担侵权后果以及赔偿责任，可以说这是

^① 李步云：《法理探索》湖南人民出版社2003年版，第207页。

实现公民合法权利的救济来说最实际的方式。公民的住房权作为人权,是宪法的重要权利,受法律保护。所以,当公民的住房权受到国家的侵害时,应该得到国家的赔偿。二是完善司法审查机制。无论是行政检查行为,还是刑事搜查行为,它们都是特定的公权力机关基于其享有的职权对公民的住房区域进行直接强制性地检查、搜查。由于两种行为具有的强制性、干预性特点,并依靠国家强制力为保障,对处于相对弱势地位的公民易造成不利影响,侵犯其合法的住房权益。因此,在实际的活动中要尽可能避免不利后果,对公民的居住权进行保护,必须对此类行为采取严格的法律限制,并执行行为前的事先司法审查。

5.总结

住房权作为一项基本人权,已经越来越受到各国的认可,虽然各国宪法对住房权的保护模式不尽相同,但仍有一些共同的特点和趋势。首先,越来越多的国家通过修宪或制定新的宪法在宪法中明确规定住房权,确认住房权作为基本人权的宪法地位,为立法和司法提供宪法依据;其次,法院在住房权保护中扮演了重要角色,住房权可裁判性的趋势日益明显。另外,通过对不同国家的宪法规定和司法实践的分析中,我们可以发现住房权的宪法化趋势已经非常明显。我国作为《经济、社会和文化权利国际公约》的缔约国,应该积极承担住房权保障方面的责任与义务。积极推进保障性住房建设,加强立法,尽快将住房权入宪,使其成为基本权利体系中的一部分,并且完善以《住房保障法》为中心的普通法体系,逐步在住房规划、金融政策、救济等方面对住房权给予全面保障。

参考文献

- [1]丁爽.论住房权的司法救济[D].辽宁大学,2014
- [2]李文珍.住房保障权研究[D].安徽大学,2013
- [3]李元健.公民住房权的宪法保障研究[D].郑州大学,2015
- [4]宋伟民.浅析住房保障与住房保障权[J].改革与开放,2010,(02):16
- [5]吴冰.论住房权保障的国家义务[D].南昌大学,2012
- [6]王宏哲.适足住房权研究[D].中国政法大学,2007
- [7]徐倩.住房权的宪法保护[D].苏州大学,2008
- [8]谢雄军,欧爱民.我国公民住房权保障的宪法学透视[J].中南林业科技大学学报(社会科学版),2011,5(02):57-61
- [9]袁媛.我国公民住宅权的宪法保障研究[D].河北师范大学,2012
- [10]杨巧.居民住房权保障中的政府责任[J].管理世界,2014,(11):174~175

个人信用信息错误的民法救济

——以“商业银行上报错误个人信用信息案”为例

黄阳木子

摘要：现代社会，个人信用信息是对个人信用状况的重要评价，对个人参与经济生活具有重大影响。在我国，由于个人征信中心记录的个人信用信息存在错误，而引发诉讼的情况时有发生。目前，在此类案件中，受害人大多以名誉权为由提起诉讼，法院也普遍默认这种诉因，受害人请求商业银行消除不良信用记录也往往可以得到法院的支持。本文采用实证分析的方法，选取了38个“商业银行上报错误个人信用信息”的样本案例，揭示了司法审判中存在的争议，并且对法院的判决结果和论证理由进行了分析。进而提出，在理论上可以借助“信用权”和“个人信息权”两条路径，通过“消除不良信用记录”和“损害赔偿”的责任方式实现对受害人的救济。我国目前宜以名誉权为受害人提供间接保护，在《中华人民共和国民法总则》正式施行之后，个人信息权条款可独立作为权利人请求更正错误信息的依据。

关键词：个人信用信息；名誉权；信用权；个人信息权；责任方式

个人征信系统掌握的个人信用信息存在错误，在世界范围内都是一个普遍现象，即使是在那些具有完善的信息错误事先防御机制的国家，情况也是如此。在我国，由于中国人民银行个人征信中心因传递了错误的个人信用信息，而引发的诉讼也屡屡发生。因这种错误引发诉讼的过程可以概括为：甲银行将涉及乙的错误的不良信用记录传递给中国人民银行个人征信中心，中国人民银行征信中心应丙银行的要求，向丙银行传递该错误的不良信用记录，丙银行据此拒绝了乙的信用卡或贷款申请。实践中，受害人通常会将上报错误个人信用信息的商业银行为作为被告起诉到法院。

1. 样本案例的情况说明

笔者在北大法宝数据库“司法案例”子库以“个人信息”“错误”为关键词进行搜索，搜索了2016年至今，以中国人民银行征信系统中记录的个人信用信息错误为由提起的民事诉讼案件。通过筛选，选取了其中35份判决书作为样本。

本文作者：黄阳木子，江西财经大学法学院研究生，研究方向：民商法

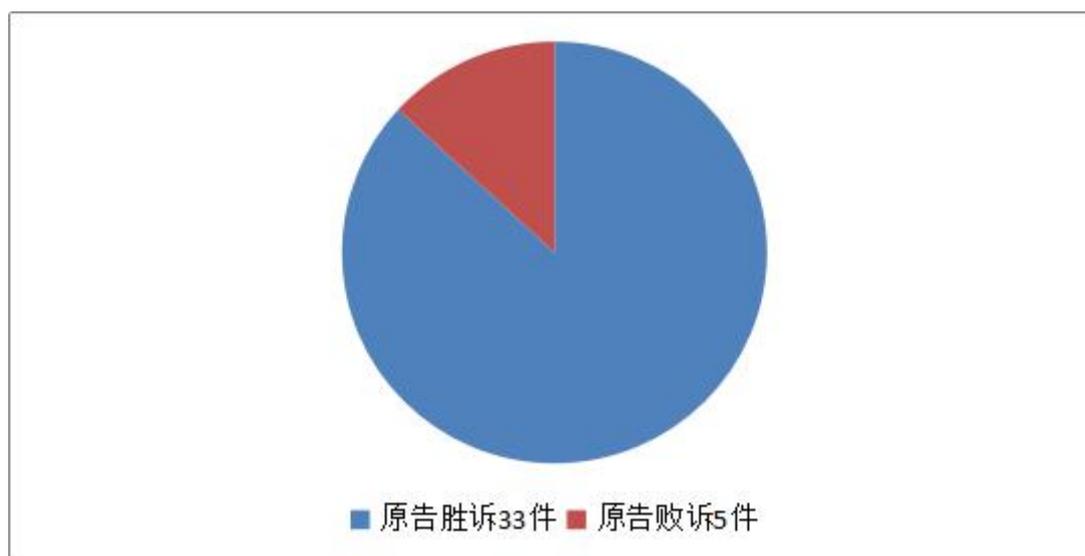


图1 判决结果

法院驳回全部诉讼请求的案例有5件。其中，个人信用记录不存在错误的有3件，法院认为“上报错误不良信用信息并不导致名誉权或其他权利受侵害”的有2件。

法院支持诉讼请求的案例有33件，认为上报错误不良信用信息系侵权行为。笔者从信息错误原因、侵害权利类型和责任方式三个方面，进行了整理。

表1 胜诉案件具体情况

导致个人信用信息错误的原因	侵害权利类型	责任方式		
		消除错误的不良信用记录	精神损害赔偿	财产损害赔偿
银行对第三人冒名贷款或担保审查不严，逾期未还款（24件）；银行盗用原告姓名违规贷款或担保（4件）；银行系统故障或操作失误（3件）；原告与实际欠款的第三人身份证件信息相同，逾期未还款（2件）	名誉权（17件）；姓名权（10件）；名誉权和姓名权（5件）；信用权（1件）	予以支持（33件）	予以支持（20件）；不予支持（7件）	予以支持（0件）；不予支持（12件）

导致个人信用信息错误的原因，主要有以下几种情况：有24件是第三人假冒原告名义进行贷款、担保，银行审查不严，第三人逾期未还款所致；有4件是银行盗用原告

姓名违规贷款、担保所致；有3件是系统故障、操作失误所致；有2件是原告与实际欠款人同名，实际欠款人预期未还款所致。

法院对于侵害权利类型的认定，有17件认为侵害了名誉权，有10件认为侵害了姓名权，有5件认为侵害了姓名权和名誉权，有1件认为侵害了信用权。

法院对于原告的消除错误不良信用记录的诉讼请求，都予以了支持。有27件案例的原告提出了精神损害赔偿，法院予以支持的为20件，不予支持的为7件。有12件案例的原告提出了经济损失赔偿，诸如“办理贷款、信用卡受阻”、“无法乘坐高铁、飞机”、“不能享购房补贴”等，法院均不予支持。

2. 样本案例的评析

2.1 原权利的认定存在争议

仅有少数法院认为银行上报错误的不良信用信息不构成侵权。例如，在“元世明与山东威海农村商业银行股份有限公司崮山支行名誉权纠纷一案”中，法院认为“征信系统是一个相对封闭的系统。只有因法定事由才能对该系统内的记录进行查询，这些记录并未在不特定的人群中进行传播，并造成社会评价降低，故不能认定存在名誉受损的后果。”^①

审判实践中的主流观点是，银行上报错误的不良信用信息构成侵权。不过，对于侵害了何种权利的认识，却存在分歧。大部分法院认为侵害了原告的名誉权，致使原告“信誉度降低”、“综合人格评价降低”或“不良信用记录严重影响原告生活”。例如，在“常君诉中国农业银行股份有限公司封丘县支行名誉权纠纷案”中，法院认为“封丘县农行在金融征信系统上传了常军的担保贷款不良记录，没有事实依据，其行为侵犯了常军名誉权”。^②

凡是在法院认定侵害姓名权的案例中，个人信用信息错误皆起因于冒用、盗用原告姓名贷款或担保，因盗用、冒用行为侵害了姓名权，进而将个人信用信息的错误视作侵害姓名权的后果。例如，在“张廷达诉抚松县农村信用合作联社泉阳信用社姓名权纠纷案”中，法院认为“泉阳信用社在张廷达不知情的情况下，使用张廷达的个人信息签订借款合同及担保合同，致使张廷达在中国人民银行个人信用信息基础数据库中产生不良信息，其行为侵犯了张廷达的姓名权。”^③

^①山东省威海市中级人民法院（2016）鲁10民终2495号民事判决书。

^②河南省新乡市人民法院（2016）豫07民终1363号民事判决书。

^③吉林省白山市抚松县人民法院（2016）吉0621民初477号民事判决书。

部分法院认为侵害了姓名权和名誉权,冒用盗用姓名的行为侵害了名誉权,而上报错误的不良信用信息则侵害了名誉权。仅在1件案例中,法院认为侵害了信用权。在“戴香香与安徽马鞍山农村商业银行股份有限公司名誉权纠纷案”中,法院认为“银行侵犯了原告戴香香名誉权中的信用权”。^①

2.2 责任方式的认定差异较大

法院普遍支持“消除不良信用记录”的诉讼请求,但是其性质为何,却存在较大出入,有的将更正不良信用信息作为停止侵害来看待,有的则同时判决更正不良信用记录与停止侵害。部分法院认为消除不良信用记录要以银行有过错为条件,另有法院则认为“实际借款人在办理借款时提交的证件信息与原告均一致,被告在办理借款时已尽到合理的审查义务,不存在过错,但仍应当消除不良信用记录”。^②

对于因错误的不良信用记录导致经济损失的赔偿请求,无一例外被法院驳回,主要理由是“没有充分证据”。对于精神损害赔偿是否予以支持,不同法院的做法存在较大差别,一般赔偿金额区间为3000元至10000元。有的法院则是将经济损失并入精神损害赔偿之内计算,“酌定“赔偿数额”,具有一定的随意性。

3. 个人信息错误的救济路径

3.1 请求权基础

司法实践中,法院的判决依据主要是《民法通则》第99条(姓名权)、第101条(名誉权)和《侵权责任法》第2条(适用范围),第6条(过错责任),第15条(承担侵权责任的方式),以上条款共同构成受害人的请求权基础。

确定此类案件的请求权基础,需要进一步回答三个问题。第一,究竟侵害的是何种权利;第二,请求更正信息的性质为何,是否以银行方面有过错为前提;第三,是否应当支持损害赔偿。

3.2 理论上的权利依据

3.2.1 信用权

个人信息之上承载的应是自然人的信用,显然,其并非姓名权的客体。亦有观点认为,在假冒、盗用权利人姓名贷款导致不良信用记录的情况下,法官适用姓名权条款同样保障了权利人信用利益。^③笔者认为,在冒名骗贷时,适用姓名权条款确实可以在一定程度上保护权利人的信用利益。但是,救济姓名权之方式应是请求变更贷款合同

^①安徽省马鞍山市雨山区人民法院(2016)皖0504民初1920号民事判决书。

^②辽宁省铁岭市银州区人民法院(2016)辽1202民初1194号民事判决书。

^③任江:《“骗贷逾期未还”纠纷案中的姓名权私法功能与启示——对新型人格权“信用权”的一点质疑》,《江苏大学学报》2015年第6期,第113页。

中被冒用的姓名,而非请求更正征信系统中错误的不良信用记录。另外,并非所有个人信用信息的错误皆因冒名骗贷而起,在因系统故障等造成信息错误时,姓名权没有适用的余地。

名誉权相较姓名权则更具有说服力。信用与名誉均为外界的一种评价,名誉是外界对民事主体的综合评价,信用是外界对民事主体的经济能力与偿债能力的评价。部分学者认为,适用名誉权的有关规定足以保护各项评价,因此没有必要另设信用权。主流观点主张设立信用权。现代商品社会对信用的要求越来越高,对信用的保护也越来越具体。因此,对信用权的保护必须为严格,与一般的名誉权保护是不同的。^①

信用权与名誉权最大的区别在于,信用权具有明显的财产性。因此,亦有观点认为信用权是财产权。^②由于各国关于信用权的立法体例不同,对信用权存在两种保护方式。^③第一种是直接保护方式,以信用权作为依据;其二种是间接保护方式,以营业权或名誉权作为依据。在我国,保护信用权采取的是间接方式。在全国人大2017年3月15日审议通过的《中华人民共和国民法总则》(简称《民法总则》)中,并没有规定信用权,如此看来,实务中以名誉权为信用权提供间接保护的做法仍无法被打破。而我国法律以及司法解释层面上都没有规定什么是法律意义上的“名誉”,这实际为信用纳入名誉权提供了一定的法律解释的空间。

3.2.2 个人信息权

个人信息权是指对个人信息支配和自主决定的权利。^④在国外,亦称其为“信息控制权”或“信息自决权”。一般来说,个人信息权的内容包括告知权、更正权、删除权、封锁权、收益权等。个人信用信息关涉个人能否正常开展经济活动,其重要意义不言而喻。个人信用信息的错误记录会对个人生活造成重大影响,一个人发现其个人信息被错误记载时,有权要求修正,此项权利为个人信息权中的修改权、更正权。^⑤信息更正权作为一项独立的请求权,无须对方具有过错。

《民法总则》第111条首次明确了个人信息权。^⑥从规定的具体内容来看,应将个人信息权视作是一项框架权利。是类似于一般人格权,而非具体人格权的一种权利。它

^① 马俊驹:《人格和人格权理论讲稿》,法律出版社2009年版,第262页。

^② 吴汉东:《论信用权》,《法学》2001年第1期,第41页。

^③ 王利明,杨立新,王轶等:《民法学(第三版)》,法律出版社2011年版,第219页。

^④ 王利明:《论个人信息权的法律保护——以个人信息权与隐私权的界分为中心》,《现代法学》2013年第4期,第67页。

^⑤ 张里安,韩旭至:《大数据时代下个人信息权的私法属性》,《法学论坛》2016年第3期,第128页。

^⑥ 《民法总则》第111条规定:自然人的个人信息受法律保护。任何组织和个人需要获取他人个人信息的,应当依法取得并确保信息安全,不得非法收集、使用、加工、传输他人个人信息,不得非法买卖、提供或者公开他人个人信息。

既为个人信息的保护提供“兜底”作用，又可作为“母权”产生具体的个人信息权利。^①不过，《民法总则》并没有正面规定自然人的积极请求权。亦有观点主张，第111条中应增加规定“更正权”等积极请求权。

中国人民银行《个人信用信息基础数据库管理暂行办法》（简称《暂行办法》）第6条规定了商业银行的“保持信息正确性义务”，第16条隐含了个人对错误信息的“更正请求权”。^②将《民法总则》第111条“不得非法收集、使用、加工、传输他人个人信息”的规定适用于征信领域，就是银行不得违反《暂行办法》，上报错误的个人信用信息，更正请求权是应有之义。

个人信息权作为一种前置的人格保护制度，单纯侵害个人信息并不必然引起人身或财产利益的损害，其旨在防范抽象的人格侵害或财产侵害之抽象危险。^③其与侵权责任法上的停止侵害皆有消除、预防侵害之功能，二者的关系如何？在德国，二者可以并存，具有互相补充的功能。在个人信用信息错误的场合，信用权已遭受现实的损害，请求更正信息具有“信息更正权”和“停止侵害”的双重属性。

3.3 责任方式

请求银行“消除不良信用记录”，发挥了消除侵害的功能。由于目前《民法总则》的个人信息权条款尚未生效，其性质仅是停止侵害。因此，法院不宜将二者共同作为责任承担方式。另一方面，停止侵害是否以过错为要件，立法上则态度不明。若对《侵权责任法》第6条进行文义解释，那么停止侵害都应当以过错为要件。同时，这还涉及《侵权责任法》第21条是侵权责任构成要件条款还是侵权责任方式条款的判断。笔者认为，过错仅是承担损害赔偿责任的要件，停止侵害产生于原权本身，具有一定的独立性，不以过错为要件。

信用是对经济能力的评价，主要体现为一种财产利益。精神损害赔偿的对象应是名誉权中以人格尊严为内核的品德、才能、职业、身份等社会评价。单纯的经济能力评价降低不必然导出精神损害赔偿，若信息错误还导致他种社会评价降低，则可综合考虑情节和后果启用精神损害赔偿。由于立法对纯粹经济利益损失的规定不明，法院对错误信用信息造成的经济损失保持着强烈的谨慎，导致出现经济损失计入精神损害赔偿的情

^① 任龙龙：《个人信息民法保护的理论基础》，《河北法学》2017年第4期，第190页。

^② 《暂行办法》第6条规定：商业银行应当遵守中国人民银行发布的个人信用数据库标准及其有关要求，准确、完整、及时地向个人信用数据库报送个人信用信息。第16条规定：个人认为本人信用报告中的信用信息存在错误时，可以通过所在地中国人民银行征信管理部门或直接向征信服务中心提出书面异议申请。

^③ 杨芳：《隐私权保护与个人信息保护法——对个人信息保护立法潮流的反思》，法律出版社2016年版，第98页。

况。笔者认为,信用评价的财产利益不容忽视,若信息错误明显损害了商业利益,应对纯粹财产损失的赔偿损失予以适当支持。

4.结论

现阶段,在我国法律没有明文规定信用权之前,仍应以名誉权为此类案件的受害人提供间接保护。对于“消除不良信用记录”的责任方式,法院不应以银行是否有过错作为前提要件。在《民法总则》施行之后,个人信息权条款可直接作为更正错误信息的请求权基础。为了切实保障受害人的利益和财产利益,应当以“严重后果”作为精神损害赔偿的前提,并在个案中判断受害人是否有其他社会评价降低的情形,不能简单地将财产损失计入其中。对于有确实证据证明的个人信用信息错误引起的重大商业利益损害,应当予以适当赔偿。

参考文献

- [1] 崔建远. 论归责原则与侵权责任方式的关系[J]. 中国法学, 2010(2):40-50
- [2] 马俊驹. 人格和人格权理论讲稿[M]. 法律出版社, 2009
- [3] 齐爱民. 拯救信息社会中的人格[M]. 北京大学出版社, 2009
- [4] 任龙龙. 个人信息民法保护的理论基础[J]. 河北法学, 2017, 35(4):181-192
- [5] 任江. “骗贷逾期未还”纠纷案中的姓名权私法功能与启示——对新型人格权“信用权”的一点质疑[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2015(6):113-123
- [6] 王泽鉴. 法律思维与民法实例[M]. 中国政法大学出版社, 2001
- [7] 王利明. 民法学(第三版)[M]. 法律出版社, 2001
- [8] 王利明. 论个人信息权的法律保护——以个人信息权与隐私权的界分为中心[J]. 现代法学, 2013, 35(4):62-72
- [9] 姚辉. 人格权法论[M]. 中国人民大学出版社, 2011
- [10] 张里安, 韩旭至. 大数据时代下个人信息权的私法属性[J]. 法学论坛, 2016(3):119-129

文
史
哲

用马克思主义看供给侧结构性改革

孙健炜

摘要：在高速发展的经济模式背后，我国进入了经济发展新常态，改革遇到了瓶颈区、深水区，各种经济社会矛盾凸显出来，我国将寻求经济增长的新出路。为此，供给侧结构性改革应运而生。第十九届全国人民代表大会已经在2017年10月18日开幕，在这样的一个特殊的时期，供给侧结构性改革的进行是十多亿全国人民殷切期盼的事情，关系着中国今后的发展。马克思主义是一百多年来被实践证明了的契合中国国情的理论，用马克思主义的新角度来看供给侧结构性改革是具有科学性和实践性的。首先，五大发展理念是供给侧结构性改革的树立旗帜、提供指导思想和灵魂。其次，政府是供给侧结构性改革过程中的新引擎，创新自身治理模式尤为重要。再次，利用技术决定论的观点使“互联网+”、大数据等成为供给侧结构性改革的新动力。

关键词：供给侧结构性改革；五大发展理念；创新治理

1. 基于五大发展理念——供给侧结构性改革的灵魂

我国到2020年要步入全面小康社会，实现“第一个百年”奋斗目标，与此同时，我国经济仍然存在着供给侧结构不协调、不平衡的问题。为此，“创新、协调、绿色、开放、发展”五大发展理念作为一个整体在“十三五”规划中被提出并重视，这是一项新的理念和重要的战略举措。马克思认为，意识能通过实践对客观事物进行改造。强调了意识的先导性功能，意识应该走在实践的前端，指导着实践的进行。在供给侧结构性改革中，要求牢固树立并切实贯彻这个意识，即是五大发展理念，在意识的指引和熏陶之下对其进行能动的改造。

1.1 创新：驱动改革发展

“扬弃”即是事物自己否定和发展自己的一个过程。改革的本质就在于通过“扬弃”来发扬自身长处，规避自身短处，克服地保留，从而在改革的过程中寻找到有效路径。创新是在新的环境下，在探索新理念、新模式、新途径的过程中否定旧事物、发展新事

物，它不仅仅是改革动力，更是改革手段，是作为“扬弃”的集中体现。因此，创新必须成为改革的领头羊和指挥棒，在经济发展新常态下发挥出自身的独特优势和魅力，成为我国改革发展的驱动力。

1.2 协调：社会主义和谐社会

我国的矛盾不是一概而论的，在统一中又包含着对立，对立中体现着统一，矛盾的种类和性质千差万别，要区别开来，具体问题运用具体的分析手段。创新是在旧矛盾的基础之上解决新矛盾，在批判的基础上“扬弃”，取长补短，那么它必然会掩盖新旧矛盾之间潜在的问题，久而久之，矛盾就会被一触即发，酿成一发不可收拾的后果。因此，供给侧结构性改革中的协调理念是社会的平衡器，缓和社会的激烈矛盾，符合我国“稳中求进”的和谐社会的理念。

1.3 绿色：可持续发展

发展的道路是注定是蜿蜒曲折的，但未来的前途是无限光明的，其中折射出辩证法三大规律中的否定之否定规律，道路的曲折性体现在经济发展与生态文明的失衡之中。绿色是生态文明建设中最美丽的颜色，是发展的原色和底色，但随着经济的发展，以生态的破坏作为经济发展的代价屡见不鲜。前进性是伴随着曲折性而存在的，我们要在发展经济的同时正视生态文明建设，改善和优化环境、维持生态平衡，使供给侧结构性改革螺旋式上升，在曲折的道路中不断前进。

1.4 开放：世界一体化

开放与改革是辩证统一的，开放是改革的前提和重要条件，改革是开放的必要手段。世界是一个矛盾统一体，同呼吸、共命运，是一个我中有你、你中有我的连通器，要求在推进供给侧结构性改革过程中全方位、多角度对外开放。闭关锁国是被证明行不通的，我国应以辩证的心态来看待世界优秀文明成果的，去粗取精、去伪存真，而中国的供给侧结构性改革的成果反过来会对世界经济的发展产生不可估量的影响。开放是打开世界的一扇窗，是促进世界互联互通的一双手。

1.5 共享：改革为了人民

推行供给侧结构性改革的最终目标和最高归宿是实现全民共享，改革和发展最终是为了人民幸福，是社会建设的愿景。中国共产党不忘初心，坚持供给侧结构性改革的成果由广大人民群众共享，其中体现着手段与目的的关系，为了增加人民的幸福指数而增强发展动力和活力，也体现着五大基本范畴中原因和结果，因为要使全体人民在中国发展中享有成就感，共享中国梦，结果就是在中国共产党带领下，全国人民积极参与改革、共享改革成果。

以五大发展理念为灵魂和指导思想、方针的供给侧结构性改革,蕴含着很多马克思主义基本原理,用马克思主义解释供给侧结构性改革为什么要建立在五大发展理念的基础上是合理的。在经济新常态时期,五大发展理念下的改革促使经济持续健康发展,人民需求逐渐满足,用事实演绎着新时期下发展理念的转变。供给侧结构性改革是我国经济新常态、经济转型期的重要手段,是实现由“中国制造”向“中国创造”飞速转型的关键法宝,是促进实现中国梦的必经之路,因而我们要坚持将供给侧结构性改革建立在“创新、协调、绿色、开放、发展”这块地基之上,将五大发展理念贯彻落实、深刻渗透到改革的方方面面,成为它的灵魂。

2.政府创新治理——供给侧结构性改革的新引擎

马克思指出:“思想根本不能实现什么东西。为了实现思想,就要有使用实践力量的人。”^①思想意识要和实践结合在一起才能实现对客观世界的改造,政府作为具有主观能动性的人的集合,在改革开放过程中的地位是不言而喻的,供给侧结构性改革更应充分让政府这只“看得见的手”来引领、指挥市场这只“看不见的手”来推动结构性改革的进行。而政府作为制定宏观政策、规范社会主义市场的主心骨,必须要遏制一切形式的腐败行为,更不能在供给侧结构性改革的关键时刻中容忍寻租以谋取私利,放纵钱权交易、权色交易以中饱私囊。也就是说,供给侧结构性改革的核心内容,就是“使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用。”^②这时,马克思主义认识论以为,政府作为认识的主体,应充分主观能动性,发挥统筹兼顾、平衡各方的作用,通过一定的中介手段,作用于改革这个客体,积极引导和鼓励各个客体为供给侧结构性改革提供力量源泉,使其走向正轨。

毛泽东认为:“事物发展的根本原因,不是在事物的外部而是在事物的内部,在于事物内部的矛盾性”^③在复杂的社会主义市场经济环境中,来自企业、社会、劳动力等各方面的外因或多或少会对供给侧结构性改革产生重大影响,但决定改革成败的内部矛盾性即内因还是政府自身。坚持用重点论的观点,抓住政府这个主要矛盾,攻坚克难,兼顾非政府方面的次要矛盾。打铁还需自身硬,政府要在自身改革的同时积极推进供给侧结构性改革。^④为完成供给侧结构性改革的顺利进行和经济结构转换,推进政府治理能力的现代化刻不容缓,由于政府治理能力现代化更需要规范化治理来体现出来,而法制建

^①马克思.马克思恩格斯全集(第二卷)[M].北京.人民出版社,1995:152

^②黄文川.怎样理解使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用——访国务院研究室副主任韩文秀[J].求是,2013,(24):31-33.

^③毛泽东.毛泽东选集(第一卷)[M].北京.人民出版社,1991:301

^④李克强.简政放权 放管结合 优化服务[J].中国行政管理,2015,(06):6-7

设已是世界各国完善政府治理的必由之路,为与当代法治主题相呼应,与习近平总书记“四个全面”治国理念中的“全面依法治国”相得益彰,政府更需不断深化自身治理,增强法治建设,提高治理的绩效水平。故而,供给侧结构性改革的成功与否,主要是要抓住政府这个最大的内部因素,抓住重点,兼顾次重点,有的放矢,必须依靠政府自身的创新治理以及法治化程度。

2.1 树立法治信仰,重构法治政府

改革开放以来,我国传统的全能型政府、包办型政府等理念,逐渐被颇具西方语境的有限理性政府、三权分立等治理理念所取代。马克思主义中国化就是把马克思列宁主义的理论应用于中国的具体环境,按照中国的特点去应用它。^①而我国政府治理的创新不你照搬照套西方的政府理念,而应该中国化,与中国的实际情况结合起来,用法治信仰来重构法治政府。对于我国来说,信仰存在于全国人民的心中,人民心里有一杆秤,要实现全民的法治信仰,关键在于政府的带头守法。法治政府就是要让一切行政权力在法律的规范和制约下运行,通过法律对政府行为、政府职责和政府服务予以规范,为中国市场经济建设提供必要的制度保障。^②所以,顺利推进供给侧结构性改革进行、成功转换经济结构,必须依靠政府在法治制度上的建树和成效。

2.2 完善我国政府治理体制

自从1978年改革开放以来,传统的政府一元治理模式已无法满足社会发展的要求,由政府、市场和社会三方参与的多元共治模式逐渐成为政府治理发展的必然趋势。^③在市场经济模式下,人民日益增长的美好生活需求与不平衡、不充分的发展之间的矛盾成为新的社会主要矛盾,传统模式下的全能政府、管制政府已经适应不了新的治理环境。因此,我国政府治理必须调动其他主体的积极参与到治理中来,形成政府、市场和社会三位一体的多方位治理体制,实现多元治理。

在政府治理体制内部同样存在着矛盾,各级党委和政府实际上共同掌握了政府治理的权力,这就是党政二级结构。在各级党委的干预下,政府及其各部门的职权被瓜分、瓦解,极易导致决策主体与决策责任相脱节,造成政府无法施展推进供给侧结构性改革进程的拳脚,有些情况下甚至造成党内腐败,破坏“四个全面”治国理念中的“全面从严治党”的愿景,与国家伟大复兴之路背道而驰。因此,我国应该按照党政分开、管办分离的原则,推行各级党委职能和政府职能相分离,建立有限责任政府治理模式。

^①宋成东.毛泽东马克思主义大众化思想研究[D].辽宁师范大学,2014

^②杨方圆.中国特色社会主义法治政府建设研究[D].东北师范大学,2016

^③张宏伟.治理现代化视域下社会治理模式创新研究[D].山东大学,2015

3.技术决定论——供给侧结构性改革的新动力

马克思主义认为社会规律就是指社会发展的必然方向和推动社会向前发展进步的动力。^①人类社会经历了三次技术革命,现在人类即将迎来第四次工业革命,这是社会前进发展的必然规律,是人类无法阻挡的。人本哲学认为人的需要是推动社会向前发展进步的原始动力并且决定着社会发展进步的方向,^②人类对物质的、精神的、文化的需要不断推动着我们发明新技术、创造新动力,即人类的需要是社会前进发展的内部动力,科学技术是外部动力,共同要求我们在历史浪潮中以主动的态度去迎合时代产物,以主人翁的态度去迎接时代带来的机遇和挑战。

1988年,邓小平同志提出“科学技术是第一生产力”的口号。供给侧结构性改革是要从生产领域加强高端产品、服务的供给,减少中低端、无效的供给,科学技术恰恰是改革过程的新动力。在第四次工业革命的浪潮之下,“互联网+”、大数据、人工智能等正在使社会发生巨大改变,成为推动人类社会前进发展的新型技术力量,此时,国家也大力倡导“大众创业、万众创新”的时代理念,注重培养创新型人才,创造创新型社会。技术相当于是经济基础,国家的政策、方针、路线充当着上层建筑,两者相辅相成,在推动供给侧结构性改革的过程中相辅相成、相得益彰、缺一不可。国家的号召、技术的舞台为社会劳动力和企业提供了前所未有的发展机会,传统产业升级、服务业质量提高,市场充满活力、生机勃勃,这一切都得益于技术的发展,技术决定供给侧结构性改革的效益。

然而,技术在支配、决定着社会、文化发展的同时,也暴露出事物的两面性的,任何事物有两面性是必然的,机会与危机是并存的。“互联网+”、大数据、人工智能作为第四次工业革命下的新兴产物,在升级传统产业、提高服务业质量时,我们同样面临着机遇与挑战。例如在供给侧结构性改革过程中,大数据是市场供求变化的晴雨表,政府利用大数据宏观追踪企业、市场的变化,精准推力改革,企业利用大数据追踪市场需求、行情变化,明确价位、创新服务、提升效益。但是,在改革的过程中挑战依然严峻,如因智能机器人代替劳动力导致失业率上升、隐私受侵犯引发的伦理道德问题、互联网漏洞引发的电信诈骗、网络传销等等,因而积极相关企业用理论联系实际、实事求是,站在本企业的实际基础上,及时抓政策机遇和利用技术优势,开启本企业自主创新道路。

4.总结

本文站在马克思主义的角度解读了我国的供给侧结构性改革。首先,改革要建立在

^①肖燕飞. 马克思社会发展规律思想研究[D]. 武汉:武汉大学, 2013

^②王继全. 马克思主义利益观视阈中的思想政治教育[D]. 苏州大学, 2012

五大基本理念的基础上,用意识来对行为进行指导,正确的意识对改革产生正面作用,因此要树立正确的意识理念。其次,政府是改革的内因,政府自身是改革中的重点对象,运用重点论的观点,将政府放在改革的核心地位,统筹社会各方力量,推动法治政府的建成,具体策略包括树立法治信仰,重构法治政府,完善政府治理体制。最后,改革创新离不开当时的历史背景,脱离不了人类社会发展规律,在技术决定论的背景下,供给侧结构性改革需要站在“互联网+”、大数据、人工智能这个时代平台上,运用新型科学技术手段,结合国家的宏观政策,刺激人民的内需,提高中高端产品、服务的供给,驱动生产方式的变革,实现中国经济的腾飞。

参考文献

- [1]黄文川.怎样理解使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用——访国务院研究室副主任韩文秀[J].求是. 2013, (24): 31-33
- [2]李克强.简政放权 放管结合 优化服务[J].中国行政管理. 2015, (06): 6-7
- [3]马克思.马克思恩格斯全集(第一卷)[M].北京.人民出版社, 1995: 75
- [4]马克思.马克思恩格斯全集(第二卷)[M].北京.人民出版社, 1995: 152
- [5]毛泽东.毛泽东选集(第一卷)[M].北京.人民出版社, 1991
- [6]宋成东.毛泽东马克思主义大众化思想研究[D].大连, 辽宁师范大学, 2014
- [7]王继全.马克思主义利益观视阈中的思想政治教育[D].苏州, 苏州大学, 2012
- [8]王廷惠.以“五大发展理念”引领供给侧结构改革[N].光明日报, 2016-01-02(006)
- [9]杨方圆.中国特色社会主义法治政府建设研究[D].长春, 东北师范大学, 2016
- [10]张宏伟.治理现代化视域下社会治理模式创新研究[D].济南, 山东大学, 2015

动人的艺术现实表现者——贾樟柯电影的研究

张可轩

摘要：目前国内对于贾樟柯的作品的研究多偏重于横向论述、平面论述和感性论述，因此本文以贾樟柯不同时期的代表作品为例，纵向的、立体的、侧重于理论批评的对他的作品进行研究，通过对作品的不同角度的分析，了解贾樟柯电影的动人之处。根据齐格弗里德·克拉考尔的实体美学观点以及法国著名电影大师安德烈·巴赞的电影本体论观点，我认为他的电影以还原真实性的人生为核心，不但向电影的本性表示尊重，也对电影的特性真实地加以诠释。贾樟柯的电影虽然叙事结构略显平淡，但这也恰恰高度体现了生活真实和艺术真实，构成了新的艺术现实表现形式。

关键词：贾樟柯电影；纪实主义美学；艺术表现；真实

1. 动人的艺术特色

1.1 还原人生

如果是用对待人生的态度来区别的话，大概可以对中国90年代第六代导演的作品作一个区别：张元，吴文光——记录人生；王小帅，何建军——挖掘人生；姜文，李俊路学长——怀念人生；而贾樟柯则是还原人生。贾樟柯的电影作品要么是对于自己人生的还原，要么是对于别人人生的还原。

还原人生状态，是贾樟柯电影作品的总体的追求，可是为什么要还原人生，则是观念形态的方面的问题。90年代第六代导演们最喜欢的是两个观念，第一是电影的记录性，第二是对第五代导演们忽略个体世界的真实感受去迎合世界共性的行为进行反叛。也就是说贾樟柯这一代人代表了这个时候的某种观念，即特别反感对于别人的关怀而十分注重对于自己的深切关怀，他们认为“越是自己的就越是别人的”，他们的世界是自己内心的折射，自己的真情感受也就是世界人类的共同感受。他们挖掘普泛性的世俗关怀中的辛酸欢乐，把它拉回到自己真切感受的领域上，世界就是个体的情感体验，没有我怎么会他有他？

本文作者：张可轩，江西财经大学人文学院研究生，研究方向：电影学

贾樟柯的大部分的影片都是他自己酝酿出来的，他说他自己的生活和平时接触到的别人的生活会在无形中会不时地让他自己产生创作电影的冲动。好比说《小武》这部影片，它就和贾樟柯个人生活有很大关系。有这么一个处在社会变革期间的人，他虽然是一个不光彩的小偷，但是在传统道德上来说他却是一个扭不过弯的人，他适应不了社会的变革，这样的一个人的形象，无法从中看到哪一条新闻或哪一个具体事件的影子。

贾樟柯很少主动地从现实社会的真实事件里面去寻找电影的故事或题材。他自己有一个去网上看新闻的生活习惯，他说大多数的中国男性都比较关注新闻事件，而贾樟柯自己也是这样的，他以前是通过看报纸获取新闻。贾樟柯把看新闻作为一种平常的生活方式，并以此保持着对社会的兴趣，但是保持这种兴趣并不是为了拍电影。对于贾樟柯来说，《天注定》中的四个不同的故事可以说是精挑细选。因为这些年来我们对于这一类的新闻事件接触的太多了，像排在第一个的胡文海事件已经过去很久了，但是贾樟柯一直难以忘怀。贾樟柯当年仔细看过胡文海案件的庭审记录，并且融于了真实案件中的一些细节到电影中去。比如胡文海在杀村里的会计的时候，那个会计的态度没有那么强硬的，会计如实招供的话他也会有所恻隐，但是外面突然传来警报声，事实上这只不过是一辆过路的警车，但是那个会计的态度因此一下子就强硬起来：“你打啊”。庭审案件中的这一笔记录给贾樟柯留下十分深刻的记忆，他说村里的会计听到外面警报态度突然转变，这个细节触动了他的神经，他觉得这很像中国。另外像王宝强出演的部分（周克华事件）以及赵涛出演的那部分（邓玉娇事件），都让他很难忘，但是一开始的时候他并没有想到要把它们拍成电影，他只是把这些事件当做一种生活经验记了下来。

显然，贾樟柯对于别人生活的还原不是对于客观现实的照搬，如果是那样，贾樟柯的故事片就成了纪录片，他只是把新闻线索当成一种引线，在叙述的过程中注重细节的描写，与形象的刻画，试图最大程度上将一个丰满的人物形象展现给观众。1970年，贾樟柯生于山西汾阳，在这个特殊时间成长的他与其他导演相比更容易接触到近代中国的改革开放及大规模工业化给我国所带来的影响和变化，那种从表面到内在的新旧交替，贾樟柯自身的草根性导致他的镜头更倾向于聚焦在社会变革中的小人物身上，从某种程度上说贾樟柯也是小人物中的一员，同时也正是贾樟柯对于这些小人物的人生的还原，让我们把散漫的注意力投射到他们身上，让大家明白人民群众才是历史的创造者，尽管他们是那么的不起眼，是那么的容易被忽略。

1.2 关注边缘题材

对于边缘题材的关注并不是贾樟柯个人独有的特色，可以说是新生代导演们的共性，他们都喜欢表现处于生活边缘的人的人生，甚至连电影中的人物也透露出边缘人生

的生活准则。我们平时在生活中对于周围常见的事物,以及一些主流的东西大都已经屡见不鲜,但是一些不常见的题材往往能够引起我们浓厚的兴趣。像好莱坞很出名的一些电影,他们也有很大一部分是表达了对于少数人的关注,比如精神病人、监狱犯人、极度厌世的人等等。由于少见,因此边缘的题材相对于主流题材往往更能够打动我们的心灵。

《小武》的题材是讲述一个小偷的故事,在主流大片被提倡的90年代,贾樟柯能够选取这样一个故事作为电影的题材可以说不可谓不边缘。《任逍遥》的取材不能说是边缘但是也不能是主流,因为80后的一代的成长是被忽略的,在市场经济的浪潮中,对于孩子的成长问题是很少有人提及的,因此才导致了他们的成长过程中的问题,与其说这部作品是对于80后成长的一种关注不如说是对于重视我国孩子成长的一种呼吁。

《三峡好人》的题材更是边缘,当三峡大坝修建的时候所有人的目光都集中在三峡工程利国利民的效益上,没有人注意到这座千年古城的湮灭,没有人注意到古城中人们的性格转变,更没有人注意到,整个社会的转变对于边缘的人们的影响。《天注定》中的四个新闻事件把当事人从边缘生活推到了风口浪尖,如果不是他们对于生活压抑的愤怒爆发,谁能注意到一个上访的农民,谁能注意到一个东莞城里的洗脚妹,谁能注意一个杀人抢劫的亡命徒,谁又能注意富士康生产流水线上一个工人。但是贾樟柯却注意到了这一切,并且他用他的摄像机对此加以动人的还原。

1.3 冷静的写实表现

贾樟柯说:“当今的社会生活让我感到十分的不平静,于是我开始慢慢地真正接触社会,慢慢对社会感兴趣。从一开始一直拍到现在,我的影片的时代背景一直是现实性的,始终是关注当下的。”贾樟柯表现主人公的生活关系和情感经历时是大多是用冷静的写实。当纪实不仅仅是一种手法的时候,而是对生活表现观念的自然流露时,就达到了天真真实的地步。

贾樟柯曾谈到《小武》结尾旁边的人围观小武的场面是在拍摄过程当中改变的,是遵从现实状况而实现的场景。实际上这就代表了这部影片的基本的表现风格,也就是所谓的自然的真实。虽然这部影片的故事的真实性未必可信,但是它的自然的境界却是值得我们推崇的。《小武》这部影片在质地上就有一种自然的味道,不起眼的人物,不张扬的情节,不夸张的情节,没有太多的显露的修饰,都显示了影片的自然的状态。

贾樟柯对于《任逍遥》中的小季和斌斌的情感经历也有着不动声色的表现,他俩天天在城里骑着车游荡,导演对于他们的生活方式丝毫不做出评价,只是不动声色的叙述他们的故事,顶多也就是借助巧巧的嘴告诉彬彬:“你知道任逍遥是什么意思吗?庄子

有一篇文章叫逍遥游，就是说你想干什么，就干什么。”

在《三峡好人》中的导演仍然坚持着一贯的写实主义风格，虽然加入了一些魔幻现实的元素，如比里面出现的 UFO，有的人认为在这种纪实主义风格的电影中出现了 UFO 这种东西有点莫名其妙、不伦不类，但是当我们对这部影片进行完整的领悟和体味之后或许能够把握些许某些形而上的东西。

《天注定》由于取材于新闻事件，导演在影片里有两个不得不提的问题。首先第一个是为什么要有四个故事，用四个故事的原因是，这两个并不是孤独的个例，这两个事件是密集在我们的生活里发生的。第二个是，要让一种细若游丝的联系性充斥在这四个故事之间，不能简单地以为那个重庆人和山西人之间没有任何关联，因为他们可能就是和我们就是擦身而过的。也就是说大家是一条船上的，或者是一辆车里面的。导演有意识在里面安排了一种关联性，这些看似简单的隐喻是加入思考的，意味着导演的写实主义仍然是冷静的。

2. 动人的形象

韩三明是《三峡好人》中的男主角，他是贯穿整部电影的主要线索人物，观众对于他的印象无疑是一位老实巴交的山西矿工的形象，韩三明的在《三峡好人》中延续了他在《站台》中的形象，但是却又不同于站台中那个沉默不语的崔明亮的表弟。

在影片的开头中，导演通过韩三明坐在船头凝望江面这一画面便奠定了韩三明的整体形象的基调，以及后来的他在面对别人欺诈的时候勇于反抗的精神，观众大概可以明白韩三明是一个老实、朴实，但是却不失勇气敢于抗争的人，后来通过他结交小马哥，给房东送钱，以及和麻幺妹的交谈中可以看出，他是一个仗义、重感情的人。影片最后，他工地上的工友一行人跟着他一同前往山西去挖煤的画面看了令人既心酸又心生敬畏，套用文学典型的魅力来自于它所显示的“灵魂的深度”，《三峡好人》之所以具有“灵魂的深度”是因为它在很大程度上表达了人类解放自身的要求和改变现存秩序的愿望。电影中的大部分人都处于社会的边缘的人，但是微小的他们对于处于社会底层的状况有所反抗，他们面临的处境就像在悬崖上走钢丝的艺人一样，明知道危险却又迫不得已。之所以说韩三明这个人物形象是动人的，最主要的原因是在他身上承载了数千年来的中国农民的形象，他们生性老实、内心隐忍、愚钝却不失良知，思想上传统保守有所坚持，在感情方面谨慎却又容易付出。在这个老实巴交的农村矿工身上隐约可见我们父辈的影子，却又和父辈们不一样，因为我们的父母对于子女的更多地是不计回报的付出，韩三明在对子女寄予丰厚的感情同时，并没有抛弃自己和他爱人的生活，他不但有所追求，并且敢于追求。

在我们社会变革的浪潮中,不得不承认贾樟柯所塑造的人物形象在一定程度上还有局限性,像韩三名者重罚老实巴交的挖煤工多多少少有些愚昧。但是在展现他们的动人之处,导演做出了很好的处理,首先,导演将影片中的人物形象做了对比,比如同样是来自陕西临潼的两个男人,沈红的丈夫经过这个处于变革中的社会的洗礼之后仿佛就变成了另外一个人,对于自己的妻子的感情越来越淡薄,而麻幺妹的丈夫,也就是这个来自山西黑煤窑的男人,对于他妻子的感情历经十八年而毫不减淡,观众不得不为韩三明的“愚昧”所感动。其次中国社会处于变革当中,中国传统的诚信、助人、谦让等传统优秀品质逐渐丧失,贾樟柯在影片对于传统美德的呼吁的历史使命感也让观众为之动容。

3. 结语

贾樟柯,是一个来自中国基层的民间导演,追求影像“对现实表象的穿透力”。他特立独行,用镜头语言去描绘一个巨大的社会转型时代普通人所要承受的代价和命运发生的转变。他直言批评当代中国电影缺乏对真实生命的关注:第四代执著于伦理道德,第五代迷恋于历史寓言,第六代在都市摇滚里陶醉、在中国电影集体向好莱坞投降、沉沦于虚无缥缈的非现实主义题材的时候,贾樟柯对中国现实的强烈人文关注显得尤为可贵。贾樟柯的影像世界正在逐步成为理解中国的一种特殊方式,亦在重新诠释中国电影的现实主义。与曾经流行的批判现实主义相比,贾樟柯的叙事更为沉静和不张扬,从不做单纯的道德判断,而是通过个性鲜明的纪实性风格一一拓展;与现代虚无主义相比,贾樟柯更是从不故弄玄虚,倾力专注于历史变迁中的细枝末节,在冷酷的现实中保持着一种温暖的基调,他就是中国第六代导演中动人的艺术现实表现者。

参考文献

- [1]李道新. 中国电影批评史[M]. 北京: 北京大学出版社, 2007. 102~105
- [2]李琴香. 路在何方——浅谈《三峡好人》中的女性形象[J]. 贵州: 电影评介. 2012-06-23. 44~45
- [3]彭吉象. 艺术学概论[M]. 第三版.北京: 北京大学出版社, 2006. 324~326
- [4]童庆炳. 文学理论教程[M]. 第四版.北京: 高等教育出版社, 2008. 203~204
- [5]王宜文. 世界电影艺术发展史教程[M]. 北京: 北京师范大学出版社, 2004. 122~125
- [6]王小芬. 贾樟柯电影作品研究[J]. 山西: 山西大学 2010 届硕士学位论文. 2010
- [7]周星. 中国电影艺术史[M]. 北京: 北京大学出版社, 2005. 309~310
- [8] (法) 丹纳. 艺术哲学[M]. 北京: 北京出版社, 2007. 65~66

理
工
农

基于OWA算子赋权的UML类图度量

方春

摘要:随着科学技术的迅猛发展,软件系统日趋复杂,复杂性使得软件开发的难度越来越大,软件质量难以保证。基于UML的面向对象分析是目前研究软件质量的重要方法之一,面向对象中包括九种UML图,分别为用例图、类图、对象图、状态图、时序图、协作图、活动图、组件图、配置图,其中,UML类图是最常用的一种图,类图可以帮助我们更直观的了解一个系统的体系结构,类图设计的是否合理对最后实现的软件系统的优劣有着明显的影响。因此,面向对象软件质量的优劣研究,在根本上已经转变成对类图复杂性的研究。本文将已有的基于OWA (Ordered Weighted Averaging)算子的多属性决策方法应用于UML类图的度量,提出一种度量UML类图复杂性的新方法,通过OWA算子度量的计算结果,可以有效的对面向对象软件的复杂性进行科学合理的度量。通过实验研究,发现本文度量结果与人们的经验度量更加接近,表明本文提出的新的度量方法是科学有效的。

关键词:软件度量;类图;OWA算子

1.面向对象软件的UML类图发展现状

在1968年,Rubey R.J.和Hartwick R.D.第一次提出软件度量学(Software Metrics),在20世纪70年代开始发展,八九十年代慢慢成熟。目前,在软件度量研究和应用方面有许多研究学者,取得了大量的研究成果。直到现在,已经有很多不同的软件复杂性度量方法,比如McCabe圈复杂性、McClure控制流度量、面向功能的度量、代码行度量等。胡思文,李兵等,从类的重要性出发,使用h指数来度量软件,通过与中心性指标对比,验证该指标的可行性和评估的效果。田鹤和赵海,以复杂网络理论为基础,用软件加权网络的强度度量软件局部结构的复杂性,用软件紧密度度量软件整体结构的复杂性。代余彪以类图、用例图和时序图为基础,规定了度量规模的规则;同时,对不同复杂度等级的断层,提出了一种边界模糊的方法。陶传奇,李必信等,基于修改影响复杂性模型

和度量,提出一种回归测试的复杂性度量框架。李兵,王浩等,在复杂网络研究的基础上,结合面向对象软件的内部拓扑结构特点,提出了一种结合复杂网络和演算算法的复杂性度量模型。

部分研究学者针对UML类图的复杂性进行度量,如:Marchesi M主要是从类图和用例图两个方面,定义了七个度量元素指标,从不同角度来度量类图的复杂性,但Marchesi M只考虑了类间的继承和依赖关系,而没有区分关联、聚合、泛化等关系, Marchesi度量方法是一种绝对复杂度量。Genero M为了克服Marchesi度量方法的缺陷,提出了14个指标,对类图进行了比较全面的复杂性度量,是一种相对复杂性度量和绝对复杂性度量相结合的方法。In P也是采用一组指标来评价类图的复杂性。陈振强博士使用系统论的知识,从类的耦合性和内聚性两个方面度量类图。周毓明博士根据类间的复杂关系将UML类图转换为带权类依赖图,然后利用信息熵定义UML类图的复杂性,这是一种绝对复杂性度量方法。易彤博士在周毓明博士的度量基础上进行了改进,不仅考虑类间关系,还考虑了类内属性和类内的方法,这三者对UML类图复杂性都有一定的影响,提出了一种运用依赖性分析的方法度量UML类图的复杂性。

对于多属性决策问题,一般有多个指标属性,在多个指标属性下,选择最好的备选方案或排序备选方案的决策问题。在1988年,美国著名学者Yager提出有序加权平均(Ordered Weighted Averaging, OWA)算子,这是一种介于最大算子和最小算子之间的信息集结方法。OWA算子明显的特点是首先对数据按照从小到大的顺序进行排序,然后对排序的新数据进行有效的集结。信息集结应用在经济、管理和军事等众多领域中,使得许多研究学者对信息集结算子的研究产生极大兴趣。在软件生存周期的各个阶段,应进行与可靠性和可维护性有关的度量,度量方法通常分为定性的估计、定量的预测和测量等等。本文将该度量方法和周毓明博士的方法、易彤博士的方法进行试验比较,更为有效合理的试验结果表明该方法更加符合人们的实际经验。

2.一种度量UML类图复杂性权重的方法

下面介绍有关于有序加权平均算子的基本知识,为了方便,令 $M = \{1, 2, \dots, m\}$, $N = \{1, 2, \dots, n\}$ 。

定义2.1 设 $OWA : R^n \rightarrow R$, 若

$$OWA_w(a_1, a_2, \dots, a_n) = \sum_{j=1}^n w_j b_j$$

其中, $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)$ 是与函数OWA相关联的加权向量, $w_j \in [0, 1], j \in N, \sum_{j=1}^n w_j = 1$, 且 b_j 是一组数据 (a_1, a_2, \dots, a_n) 中第 j 大的元素, R 为实数集, 则称函数OWA是有序加权平均算子, 也称为OWA算子。

在以往UML类图建模过程中,建模元素不能定量计算是一个大问题。本文将已有基

于OWA算子的多属性决策方法应用于UML类图的度量, 根据构建的多目标规划确定在有序加权平均算子中, UML类图元素指标的权重。利用OWA算子进行决策分析由以下具体步骤组成:

步骤一: 给定待分析的UML类图, 构建决策矩阵为

$$A = (a_{ij})_{n \times m} \quad (1)$$

步骤二: 考虑属性类型属于效益型, 则利用公式(2)对A进行规范化处理得到矩阵

$$B' = (b'_{ij})_{n \times m}, b'_{ij} = \frac{a_{ij}}{\dots}, i \in N, j \in M. \quad (2)$$

步骤三: 把所得数据按照从大到小的顺序进行重新排列, 得到决策矩阵为

$$B = (b_{ij})_{n \times m}, i \in N, j \in M. \quad (3)$$

其中, b_{ij} 是第*i*个UML类图数据 $(b'_{i1}, b'_{i2}, \dots, b'_{im})$ 中第*j*大的元素

步骤四: 用赋值的方法确定OWA算子的权重 w

$$w = (w_1, w_2, \dots, w_m) \quad (4)$$

其中, $w_1 = \frac{1-\alpha}{\dots} + \alpha, w_i = \frac{1-\alpha}{\dots}, i \neq 1, \text{且} \alpha \in [0,1].$

步骤五: 通过式(4)得到的权重对重新排列得到的数据进行集结, 利用公式(5)计算各个UML类图的综合属性值 Z_i

$$Z_i = \sum_{j=1}^m w_j b_{ij}, i \in N. \quad (5)$$

3.案例分析

为了验证本文提出的度量方法, 我们将进行一个实验来估计度量的综合属性值。在Genero M.的允许下, 我们选取27个与银行系统有关的UML类图作为实验的对象。为了讨论方便, 本文用 X_1 表示依赖关系、 X_2 表示普通关联、 X_3 表示聚集关系、 X_4 表示泛化关系、 X_5 表示类内方法、 X_6 表示类内属性、 X_7 表示类数目。下面为计算27个与银行系统有关的UML类图的具体步骤:

步骤一: 对于UML类图度量问题, 构建决策矩阵 $A = (a_{ij})_{n \times m}$, 如表3-1所示。

表3-1 27个UML类图的Genero度量方法的度量值

UML 类图	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
1	0	1	0	0	8	4	2
2	0	1	1	0	12	6	3
3	0	1	2	0	15	9	4
4	0	3	0	0	12	7	3

续表

UML 类图	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇
5	0	1	3	0	21	14	5
6	0	2	0	0	12	6	3
7	1	3	0	0	12	8	4
8	0	2	2	2	14	10	6
9	1	1	0	0	12	9	3
10	0	2	3	2	20	14	7
11	0	2	3	4	26	18	9
12	0	3	3	2	37	18	7
13	1	3	2	2	35	22	8
14	0	0	0	4	26	9	5
15	0	0	0	10	30	12	8
16	0	0	0	18	38	17	11
17	2	10	6	10	76	42	20
18	2	10	6	16	88	41	23
19	1	6	6	20	94	45	21
20	3	12	7	24	98	56	29
21	0	1	5	2	47	28	9
22	0	3	5	19	65	30	18
23	0	11	6	21	79	44	26
24	0	1	5	19	69	32	17
25	2	9	7	11	73	50	23
26	4	14	4	16	84	42	22
27	0	4	9	7	77	34	14

资料来源：表 3-1 中 Genero 度量值引自 Genero M 的实验。

步骤二：利用公式（2）将 A 规范化，得到如下矩阵 $B' = (b'_{ij})_{n \times m}$ ，如表 3-2 所示。

表3-2 UML类图规范化矩阵B'

UML 类图	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇
1	0	0.0714	0	0	0.0816	0.0714	0.069
2	0	0.0714	0.1111	0	0.1224	0.1071	0.1034
3	0	0.0714	0.2222	0	0.1531	0.1607	0.1379
4	0	0.2143	0	0	0.1224	0.125	0.1034
5	0	0.0714	0.3333	0	0.2143	0.25	0.1724
6	0	0.1429	0	0	0.1224	0.1071	0.1034
7	0.25	0.2143	0	0	0.1224	0.1429	0.1379
8	0	0.1429	0.2222	0.0833	0.1429	0.1786	0.2069
9	0.25	0.0714	0	0	0.1224	0.1607	0.1034
10	0	0.1429	0.3333	0.0833	0.2041	0.25	0.2414
11	0	0.1429	0.3333	0.1667	0.2653	0.3214	0.3103
12	0	0.2143	0.3333	0.0833	0.3776	0.3214	0.2414
13	0.25	0.2143	0.2222	0.0833	0.3571	0.3929	0.2759
14	0	0	0	0.1667	0.2653	0.1607	0.1724
15	0	0	0	0.4167	0.3061	0.2143	0.2759
16	0	0	0	0.7500	0.3878	0.3036	0.3793
17	0.5	0.7143	0.6667	0.4167	0.7755	0.75	0.6897
18	0.5	0.7143	0.6667	0.6667	0.8980	0.7321	0.7931
19	0.25	0.4286	0.6667	0.8333	0.9592	0.8036	0.7241
20	0.75	0.8571	0.7778	1	1	1	1
21	0	0.0714	0.5556	0.0833	0.4796	0.5000	0.3103
22	0	0.2143	0.5556	0.7917	0.6633	0.5357	0.6207
23	0	0.7857	0.6667	0.875	0.8061	0.7857	0.8966
24	0	0.0714	0.5556	0.7917	0.7041	0.5714	0.5862
25	0.5	0.6429	0.7778	0.4583	0.7449	0.8929	0.7931
26	1	1	0.4444	0.6667	0.8571	0.75	0.7586
27	0	0.2857	1	0.2917	0.7857	0.6071	0.4828

步骤三：由公式（3），将UML类图矩阵 B' 进行重新排序，得到行排序矩阵
 $B = (b_{ij})_{n \times m}, i \in N, j \in M$. 如表3-3所示。

表3-3 UML类图指标排序矩阵B

UML 类图	X_1'	X_2'	X_3'	X_4'	X_5'	X_6'	X_7'
1	0.0816	0.0714	0.0714	0.069	0	0	0
2	0.1224	0.1111	0.1071	0.1034	0.0714	0	0
3	0.2222	0.1607	0.1531	0.1379	0.0714	0	0
4	0.2143	0.125	0.1224	0.1034	0	0	0
5	0.3333	0.25	0.2143	0.1724	0.0714	0	0
6	0.1429	0.1224	0.1071	0.1034	0	0	0
7	0.25	0.2143	0.1429	0.1379	0.1224	0.0000	0
8	0.2222	0.2069	0.1786	0.1429	0.1429	0.0833	0
9	0.2500	0.1607	0.1224	0.1034	0.0714	0	0
10	0.3333	0.25	0.2414	0.2041	0.1429	0.0833	0
11	0.3333	0.3214	0.3103	0.2653	0.1667	0.1429	0
12	0.3776	0.3333	0.3214	0.2414	0.2143	0.0833	0
13	0.3929	0.3571	0.2759	0.25	0.2222	0.2143	0.0833
14	0.2653	0.1724	0.1667	0.1607	0	0	0
15	0.4167	0.3061	0.2759	0.2143	0	0	0
16	0.75	0.3878	0.3793	0.3036	0	0	0
17	0.7755	0.75	0.7143	0.6897	0.6667	0.5000	0.4167
18	0.898	0.7931	0.7321	0.7143	0.6667	0.6667	0.5
19	0.9592	0.8333	0.8036	0.7241	0.6667	0.4286	0.25
20	1	1	1	1	0.8571	0.7778	0.75
21	0.5556	0.5	0.4796	0.3103	0.0833	0.0714	0
22	0.7917	0.6633	0.6207	0.5556	0.5357	0.2143	0
23	0.8966	0.875	0.8061	0.7857	0.7857	0.6667	0

续表

UML 类图	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇
24	0.7917	0.7041	0.5862	0.5714	0.5556	0.0714	0
25	0.8929	0.7931	0.7778	0.7449	0.6429	0.5	0.4583
26	1	1	0.8571	0.7586	0.75	0.6667	0.4444
27	1	0.7857	0.6071	0.4828	0.2917	0.2857	0

步骤四：由公式（4）计算X_j属性的权重 w ， $w = (w_1, w_2, \dots, w_m)$ 本节将 α 取值区 $[0, 1]$ 间划分为十个等份，即 $\alpha = (0, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 1)$ ，其对应的权重向量 w ，如表3-4所示。

表3-4 权重 w 与 α 值的对应表

	w ₁	w ₂	w ₃	w ₄	w ₅	w ₆	w ₇
$\alpha=0$	0.1429	0.1429	0.1429	0.1429	0.1429	0.1429	0.1429
$\alpha=0.1$	0.2286	0.1286	0.1286	0.1286	0.1286	0.1286	0.1286
$\alpha=0.2$	0.3143	0.1143	0.1143	0.1143	0.1143	0.1143	0.1143
$\alpha=0.3$	0.4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
$\alpha=0.4$	0.4857	0.0857	0.0857	0.0857	0.0857	0.0857	0.0857
$\alpha=0.5$	0.5714	0.0714	0.0714	0.0714	0.0714	0.0714	0.0714
$\alpha=0.6$	0.6571	0.0571	0.0571	0.0571	0.0571	0.0571	0.0571
$\alpha=0.7$	0.7429	0.0429	0.0429	0.0429	0.0429	0.0429	0.0429
$\alpha=0.8$	0.8286	0.0286	0.0286	0.0286	0.0286	0.0286	0.0286
$\alpha=0.9$	0.9143	0.0143	0.0143	0.0143	0.0143	0.0143	0.0143
$\alpha=1$	1	0	0	0	0	0	0

步骤五：由公式（5）计算各个UML类图的综合属性值 Z_i ，如表3-5所示。

表3-5 UML类图综合属性值

UML	OWA										
1	0.0419	0.0459	0.0499	0.0538	0.0578	0.0618	0.0657	0.0697	0.0737	0.0777	0.0816
2	0.0737	0.0785	0.0834	0.0883	0.0932	0.0981	0.1029	0.1078	0.1127	0.1176	0.1224
3	0.1065	0.1181	0.1296	0.1412	0.1528	0.1644	0.1759	0.1875	0.1991	0.2106	0.2222
4	0.0807	0.0941	0.1074	0.1208	0.1342	0.1475	0.1609	0.1742	0.1876	0.2009	0.2143
5	0.1488	0.1672	0.1857	0.2041	0.2226	0.2411	0.2595	0.278	0.2964	0.3149	0.3333
6	0.068	0.0755	0.083	0.0904	0.0979	0.1054	0.1129	0.1204	0.1279	0.1354	0.1429
7	0.1239	0.1365	0.1491	0.1618	0.1744	0.187	0.1996	0.2122	0.2248	0.2374	0.25
8	0.1395	0.1478	0.1561	0.1643	0.1726	0.1809	0.1891	0.1974	0.2057	0.214	0.2222
9	0.1011	0.116	0.1309	0.1458	0.1607	0.1756	0.1905	0.2053	0.2202	0.2351	0.25
10	0.1793	0.1947	0.2101	0.2255	0.2409	0.2563	0.2717	0.2871	0.3025	0.3179	0.3333
11	0.22	0.2313	0.2427	0.254	0.2653	0.2767	0.288	0.2993	0.3107	0.322	0.3333
12	0.2245	0.2398	0.2551	0.2704	0.2857	0.301	0.3163	0.3316	0.3469	0.3622	0.3776
13	0.2565	0.2702	0.2838	0.2974	0.3111	0.3247	0.3383	0.352	0.3656	0.3792	0.3929
14	0.1093	0.1249	0.1405	0.1561	0.1717	0.1873	0.2029	0.2185	0.2341	0.2497	0.2653
15	0.1733	0.1976	0.222	0.2463	0.2706	0.295	0.3193	0.3436	0.368	0.3923	0.4167
16	0.2601	0.3091	0.3581	0.4071	0.4561	0.505	0.554	0.603	0.652	0.701	0.75
17	0.6447	0.6578	0.6708	0.6839	0.697	0.7101	0.7232	0.7363	0.7493	0.7624	0.7755
18	0.7101	0.7289	0.7477	0.7665	0.7853	0.804	0.8228	0.8416	0.8604	0.8792	0.898
19	0.6665	0.6958	0.725	0.7543	0.7836	0.8128	0.8421	0.8714	0.9006	0.9299	0.9592
20	0.9121	0.9209	0.9297	0.9385	0.9473	0.9561	0.9649	0.9736	0.9824	0.9912	1
21	0.2858	0.3127	0.3397	0.3667	0.3937	0.4207	0.4476	0.4746	0.5016	0.5286	0.5556
22	0.483	0.5139	0.5448	0.5756	0.6065	0.6373	0.6682	0.6991	0.7299	0.7608	0.7917
23	0.688	0.7088	0.7297	0.7505	0.7714	0.7923	0.8131	0.834	0.8548	0.8757	0.8966

续表

UML	OWA										
24	0.4686	0.5009	0.5332	0.5655	0.5978	0.6301	0.6624	0.6948	0.7271	0.7594	0.7917
25	0.6871	0.7077	0.7283	0.7488	0.7694	0.79	0.8106	0.8311	0.8517	0.8723	0.8929
26	0.7824	0.8042	0.8259	0.8477	0.8694	0.8912	0.913	0.9347	0.9565	0.9782	1
27	0.4933	0.544	0.5946	0.6453	0.696	0.7466	0.7973	0.848	0.8987	0.9493	1

4. 实验结果比较分析

利用本文提出的度量方法和周毓明博士的方法、易彤博士的方法在可理解性、可分析性和可维护性三个方面进行比较, 如表4-1所示。

表4-1 周度量、易度量和Genero度量的理解性、分析性和维护性

UML 类图	周度量	易度量	可理解性	可分析性	可维护性
1	0	0.614712	1	1	1
2	0.673012	0.912519	2	2	2
3	0.940493	1.057623	2	2	2
4	1.386294	1.287848	2	2	2
5	0.989909	1.088709	2	2	2
6	0.693147	0.939484	2	2	2
7	1.146880	1.159145	2	3	3
8	1.206376	1.421116	3	3	3
9	0.381909	0.771502	2	2	2
10	1.271002	1.415847	3	3	3
11	1.165030	1.321637	3	3	3
12	1.553338	1.356727	3	3	3
13	1.414547	1.342705	3	3	3
14	0.693147	0.974357	2	2	2
15	1.303487	1.376364	2	3	3
16	0.043080	0.65819	4	4	4
17	1.787461	1.600302	6	6	6

续表

UML 类图	周度量	易度量	可理解性	可分析性	可维护性
18	1.861200	1.61728	6	6	6
19	1.949444	1.661402	6	5	6
20	1.883662	1.628511	6	6	7
21	1.277816	1.23228	3	3	3
22	1.649751	1.531996	5	5	5
23	1.794866	1.635884	6	6	6
24	1.480208	1.398272	5	5	5
25	1.984666	1.68861	5	6	5
26	2.020782	1.71472	6	5	6
27	2.030221	1.696749	4	5	5

本文把UML类图复杂性计算结果与人们经验得出的类图的可理解性、可分析性和可维护性分组，利用著名的统计软件SPSS进行相关性分析，检验类图复杂性度量方法是否与实际经验的结果一致，相关性分析结果如表4-2所示。

表 4-2 复杂性度量结果的相关性分析 (SPSS)

Pearson 相关性	可理解性	可分析性	可维护性
周度量	0.741**	0.773**	0.775**
易度量	0.762**	0.793**	0.792**
OWA ($\alpha=0$)	0.958**	0.944**	0.969**
OWA ($\alpha=0.1$)	0.960**	0.949**	0.972**
OWA ($\alpha=0.2$)	0.961**	0.953**	0.974**
OWA ($\alpha=0.3$)	0.961**	0.955**	0.975**
OWA ($\alpha=0.4$)	0.959**	0.955**	0.974**
OWA ($\alpha=0.5$)	0.956**	0.955**	0.972**
OWA ($\alpha=0.6$)	0.951**	0.953**	0.969**
OWA ($\alpha=0.7$)	0.946**	0.950**	0.964**
OWA ($\alpha=0.8$)	0.941**	0.946**	0.959**

续表

Pearson 相关性	可理解性	可分析性	可维护性
OWA ($\alpha=0.9$)	0.934**	0.942**	0.954**
OWA ($\alpha=1$)	0.927**	0.936**	0.947**

**表示在 0.01 水平（双侧）上显著相关。

通过表4-2的对比分析，我们可以看出，本文提出的新度量方法中不论 α 是何值，度量结果与人们经验得出的类图的可理解性、可分析性和可维护性更加接近。对于不同的 α 值与人们经验类图的可理解性、可分析性和可维护性的相关性水平都不相同，其中， $\alpha=0.3$ 与人们经验类图的相关性水平最高，与人们经验类图可理解性的Pearson相关系数为0.961，与人们经验类图可分析性的Pearson相关系数为0.955，与人们经验类图可维护性的Pearson相关系数为0.975。运用OWA算子方法计算出来的类图复杂度较之前的方法更加接近人们根据经验给出的实际值，所以本文提出的度量方法相对更好一些。

5.结论

本文在基于OWA算子的多属性决策方法理论的基础上，提出了一种新的UML类图的度量方法，通过实验结果表明该方法与人们经验有很大的相关性。本文结果表明基于OWA算子度量复杂的UML类图得出的结果与人们根据经验度量复杂的UML类图的结果很接近。在设计生产软件产品的前期工作中，本文的研究成果可以很好的评价软件质量的优劣，在面向对象分析设计软件前期，度量UML类图的复杂度，大大降低软件开发的成本。在软件度量研究的理论体系中，本文提出的新方法更加接近于人们实际经验度量，丰富和完善了软件度量理论体系。

参考文献

- [1]陈振强.基于依赖性分析的程序切片技术研究[D].南京:东南大学,2003
- [2]代余彪.基于UML的软件规模度量[J].中国科技信息, 2016,(21):67~68
- [3]胡思文,李兵,何鹏等.一种基于h指数的软件网络中重要类的度量方法[J].小型微型计算机系统, 2017,(2): 249~253
- [4]李兵,王浩,李增扬等.基于复杂网络的软件复杂性度量研究[J].电子学报, 2006,b(12): 2371~2375
- [5]刘一鸥.浅析软件质量的评价[J].价值工程, 2012,(6):136~136
- [6]陶传奇,李必信, Jerry Gao.构件软件的回归测试复杂性度量[J].软件学

报,2015,(12): 3043~3061

[7]田鹤、赵海.基于软件加权网络的软件结构复杂性度量[J].计算机科学, 2016,(S2): 506~508

[8]徐泽水.不确定多属性决策方法及其应用[M].北京: 清华大学出版社, 2001

[9]易彤.一种类的权威性度量方法[J].小型微型计算机系统, 2009, 30(2):271-274

[10]周毓明.软件度量中的若干问题研究[D].东南大学, 2002

[11] Class O. Software Engineering: A Practitioner's Approach[J]. 2008, 8(2):45-55

[12]Genero M. Defining and validating metrics for conceptual models[J]. 2001

[13]Genero M, Jiménez L, Piattini M. A Controlled Experiment for Validating Class Diagram Structural Complexity Metrics[C]// International Conference on Object-Oriented Information Systems. Springer-Verlag, 2002:372-383

[14]Genero M, Piattini M, Calero C. Early Measures for UML Class Diagrams[J]. Lobjet, 2000, 6(9):41--48

[15]Genero M, Piattini M, Calero C. Early Measures for UML Class Diagrams[J]. Lobjet, 2000, 6(9):41--48

[16]Genero M, Piattini M, Jiménez L. Empirical validation of class diagram complexity metrics[C].International Symposium on Empirical Software Engineering. IEEE Computer Society, 2002:195

[17]Genero M, Piattini M, Manso E, et al. Building UML Class Diagram Maintainability Prediction Models Based on Early Metrics[C].International Symposium on Software Metrics. IEEE Computer Society, 2003:263

[18]Harsanyi J C. Cardinal Welfare, Individualistic Ethics, and Interpersonal Comparisons of Utility[J]. Journal of Political Economy, 1955, 63(4):309-321

[19]Kim S, Barry M. Uml-based object-oriented metrics for architecture complexity analysis[J]. Proc Ground System Architectures Workshop the Aerospace Corporation, 2003

[20]Ma E M, Genero M, Piattini M. No-redundant Metrics for UML Class Diagram Structural Complexity[M].Advanced Information Systems Engineering. Springer Berlin Heidelberg, 2003:127-142

[21]Mamdani E H. Application of fuzzy algorithms for control of simple dynamic plant[J]. Proceedings of the Institution of Electrical Engineers, 1974, 121(121):1585 - 1588

[22] Marchesi M. OOA Metrics for the Unified Modeling Language[C].Software

Maintenance and Reengineering, 1998. Proceedings of the Second Euromicro Conference on. IEEE, 1998:67-73

[23]Shenghua, Tong, Fangjun. Evaluating Structure Complexity Metric for UML Class Diagrams[J]. 电子学报:英文版, 2006, 15(3):389-392

[24]Tong Y I. Authoritative Complexity Measure for Classes[J]. Journal of Chinese Computer Systems, 2009

[25]Xu Z. An overview of methods for determining OWA weights: Research Articles[J]. International Journal of Intelligent Systems, 2005, 20(8):843-865

[26]Yager R R. On ordered weighted averaging aggregation operators in multicriteria decisionmaking[J]. Readings in Fuzzy Sets for Intelligent Systems, 1993, 18(1):80-87

[27]Yi T, Wu F. Empirical analysis of entropy distance metric for UML class diagrams.[J]. 电子学报:英文版, 2005, 29(2):244-248