

附件 1

成都理工大学

优秀教学系部申报表

系部名称 会计系

系部负责人 张虹

所在学院 商学院

成都理工大学教务处制

二〇一七年

填 表 说 明

1. 本表用钢笔填写，也可直接打印，不要以剪贴代填。字迹要求清楚、工整。
2. 本表所填内容必须真实、可靠，如发现虚假信息，将取消所在学院参评资格。
3. 本表涉及的项目、奖励、教材等所有数据，统计时间为 2015 年 9 月 1 日-2017 年 8 月 31 日。
4. 如表格篇幅不够，可另附纸。
5. 学院意见务必加盖公章，否则推荐无效。

一、系部基本情况简介

成都理工大学会计系由成都理工学院相关优势专业与四川商业高等专科学校会计学专业于 2002 年共同组建而成，同年经教育部批准开办会计学本科专业并正式招生。会计系成立以后，坚持以教学工作为中心，以提高教学质量为根本，以专业建设为重点，主动适应社会经济需求，努力深化教学改革，强化教学管理，提高教学质量，积极探索人才培养模式，取得了长足发展和可喜成绩。

会计系形成了以会计学专业本科教育为主，会计学本科双学位教育为辅的人才培养体系。会计学专业为省级专业综合改革试点专业，也是成都理工大学校级特色专业，拥有基础会计学、财务会计学与成本会计学三门校级资源共享课程；基础会计学列为成都理工大学 2017 年在线课程建设项目；会计系先后在国家级出版社-经济管理出版社公开出版《基础会计学》、《财务会计学》等专业核心课程教材，在四川人民出版社出版《会计综合实习》等会计实践教材，极大满足了本专业理论和实践教学的需要。

会计系现有专业教师 14 名。其中，教授 2 人，副教授 4 人，讲师 6 人，助教 2 人；博士 2 人，硕士 10 人。接受过会计学全日制专业系统教育的教师占专业教师的比例为 100%。专业教师绝大多数毕业于国内外著名综合性大学或者财经类大学。会计系历来重视“双师型”教师队伍的建设，在专业教师中，2 人为中国注册会计师非执业会员，1 人为英国特许公认会计师公会（ACCA）准会员。会计系专业教学团队的学历结构、学缘结构、职称结构、年龄结构均较为合理。

会计系现任系主任张虹教授长期战斗在教学科研第一线，教学和管理经验丰富，开拓与创新意识强烈，善于把握国际和中国企业会计准则的最新动向与会计学专业高等教育的发展趋势，紧密结合会计行业发展实际，积极借鉴教学新方法，带领会计系全体教师，主持并完

成了多个省部级与校级项目，在会计、审计和财务管理等教学与科研领域取得多项成果，并多次获得省部级和校级奖励。

近年来，会计学专业招生规模逐步扩大，招生层次逐渐提高，从2013年起，首次成为一本招生专业，打破了我校文科一本招生专业为零的局面。另一方面，会计双学位办学也受到学生欢迎，办学规模稳步扩大。会计学专业本科（含双学位）现有在校学生1188人，近年来为社会输送了大量合格的会计学本科专业人才，毕业生就业率均超过90%。毕业生以扎实的专业基础、灵活的应用能力、较强的社会适应能力，赢得了用人单位的普遍好评，大批毕业生已走上领导岗位或成为业务骨干，如四川省物价局局长邹小龙、五粮液集团财务总监郑晚宾、成都百货集团董事长郑启沃、成都地奥集团副总经理刘明星、全国会计领军人才之一刘洁梅等都是我校会计学专业毕业生。

会计系坚持开放办学，先后与四川省会计学会、四川省社会科学院、四川大学、西南财经大学等国内高校、科研院所或事业单位，成都高新发展、成渝高速、成都百货大楼等国内上市公司或知名企业，四川华信会计师事务所、四川鹏程会计师事务所、天职会计师事务所等会计师事务所建立了广泛的合作关系，建立了一批实质性的合作项目及实践基地，有力地促进了教学、科研和实践工作的开展。

目前，会计系正依托我校环境资源等传统学科优势，以会计学省级专业综合改革为契机，以学生实践能力、创新能力培养为核心，围绕教学团队、教学条件、教学内容、教学方法等方面的建设，为把会计学专业建设成为理工类院校国内领先、特色鲜明的会计学专业而努力奋斗。

二、系部成员情况

1. 负责人情况

姓名	张虹	年龄	54	参加工作时间	1983
职称	教授	最终学历（学位）	大学	授予单位	郑州航空工业管理学院

2. 系部成员（在编在岗）情况

姓名	年龄	职称	最终学历（学位）	主讲课程
林祥友	44	教授	博士研究生	金融会计学、投资学
陈艳秋	45	副教授	硕士研究生	审计学、高级财务会计
朱靖	43	副教授	博士研究生	管理会计学、会计英语
王勇	52	副教授	硕士研究生	公司战略与风险管理、内部控制
严雪	46	副教授	硕士研究生	内部控制、审计学
林茂	39	讲师	硕士研究生	会计信息系统、电算化会计
唐玲娜	36	讲师	硕士研究生	金融会计学、非营利组织会计
张莉	45	讲师	硕士研究生	税务会计学、基础会计学
唐小英	43	讲师	硕士研究生	审计理论、内部审计
胡蓉	53	讲师	大学本科	基础会计学、税务会计学
漆望月	35	讲师	硕士研究生	基础会计学、财务会计学
李思怡	33	讲师	硕士研究生	国际会计学、基础会计学
侯淇哲	27	助教	硕士研究生	环境资源会计、会计理论

3. 师资队伍建设

（客观陈述近两年师资队伍建设的措施及成效）

会计系坚持把人才作为办学的第一资源，把师资队伍建设作为提高人才培养质量的决定性因素，提出了挖潜与引进相结合，全面增强

师资力量的师资队伍建设思想，计划引进和培养本专业高层次人才，实现所有教师在企业或著名高校轮训，力争打造一支以学科带头人为核心，以学术带头人、中青年骨干教师为中坚，职称结构、学缘结构、学历结构、年龄结构分布合理，规模适度、人员稳定、素质优良，满足教学科研需要、教学质量优良且发展趋势良好的师资队伍。

为此，会计系制定了师资队伍建设措施。包括：（1）现有教师的轮训提升。选派具有一定研究基础的青年骨干教师到国内外著名高校深造、进修、作访问学者，提升教师的学历层次、教学水平及科研能力；选派会计实务能力强的教师到知名企业进行顶岗锻炼，提升教师的会计实务操作能力，打造“双师型教师”；建立教学与科研团队，凝炼教改和科研课题，进行课程教学改革的探讨，积极开展会计科学研究。（2）高端人才的大力引进。从国内外著名高校引进多名会计、审计、财务管理领域的博士研究生，增强师资力量。（3）与兄弟院校交流互动。从会计专业优势院校聘请兼职教授，并定期邀请校外的会计教学名师来校做教学科研的经验交流。同时，教师主动参与各种高层次国内外会计专业学术研讨会和教学交流会，不断提升现有教师的教学水平和科研能力。

近两年来，会计系师资队伍建设取得一定成效。专业教师中，选派 1 名教师参与和英国牛津-布鲁克斯大学的联合办学，并将留学英国 1 年，以提高教师的国际互动教学能力；选派 1 名教师参加清华大学的国内访问学者项目，以提高教师的科研能力。通过外派教师留学和访学，并发挥其引领作用和辐射作用，在很大程度上提高了全系教师的教学水平和科研能力。

4. 学生管理

（客观陈述近两年学风考风建设措施及成效）

会计系在办学过程中，强化学生学风与考风建设的主体地位，引导学生树立良好学风与考风。

在新生入校阶段，会计系结合会计职业道德与会计诚信建设，通过入校教育、职业生涯发展等讲座，引导学生明确学习目的，热爱所学专业，端正学习态度，珍惜时间，勤奋学习，全面系统掌握会计学专业的科学知识，打下扎实的专业基础，培养动手能力和创新能力，具备基本的职业道德与职业素养。

在校学习阶段，在学习上要求学生自觉遵守学习纪律，认真听课，认真完成作业，认真参加实践教学活动，不迟到，不早退，不无故旷课。要求学生遵守学术道德规范，杜绝抄袭论文等现象的发生。要求学生认识到考试的严肃性，认真维护考试纪律，自觉抵制考试作弊等各种不良现象，努力营造诚实守信的考试风气。

在毕业阶段，引导学生积极择业、创业、深造或出国留学，让学生真正体会到大学阶段的学习与自身的前途命运紧密相连，增强其学习的积极性和主动性，从根本上改善会计学专业的学风和考风。

三、教学运行情况

（客观陈述近两年教学任务完成、教学管理、考试管理等采取的措施及成效）

（一）教学任务及教学管理

会计系结合学科发展和学科自身的内在规律，按照专业培养目标要求，以“学生为主体，教师为主导”，建成了一套行之有效的教学管理机制和教学质量监控体系，实现信息化管理。坚持教授为本科生授课制度，把教学作为教师考核的主要内容。推行“导学制”，改革教学组织管理制度，完善教学过程的质量监控体系。

会计系规定新进教师必须参加岗位培训，通过试讲，并熟悉所开

课程内容。在试讲通过的情况下才安排教学任务，同时实行新老教师“传、帮、带”，对每一位年轻教师指定专门的指导教师，保证新教师教学质量。

会计系根据人才培养方案与会计、审计学科的最新发展，注重教学内容的总体布局，课程之间的衔接科学合理，避免出现知识盲点和教学内容的重复。要求每位教师在开课前认真填写《成都理工大学教学计划及教学日历》并经系主任审批，认真编写教案与讲义，严格按照教学大纲、教学计划、教学日历及教案授课。部分专业核心课程如《基础会计学》、《财务会计学》等已做到集体备课、统一计划、统一教材、统一大纲、统一进度与统一考试。

在教材选择上，会计系坚持“择优、择新”的原则，把“十三五规划教材”等作为选择的主要目标；在选用过程中，制定了严格的审定程序，杜绝低劣教材进入课堂以确保教学质量。

为了保证教学质量，会计系非常重视日常教学的监督和管理。在基础会计学、财务会计学、成本会计学等校级精品课程中，率先实行了课程负责人制；优先建设专业基础及专业核心课程，以点带面，全面推动会计学专业课程建设工作；并于每学期开学前事先拟定《教研活动计划》，务实开展教研活动，以提高教学水平。

在课堂教学管理方面，会计系严格按照学校、学院规定和学生评教指标体系中关于教师备课、教学内容、教学方法、教师仪态、板书、教学手段利用、作业布置与批改、辅导答疑等规定执行教学。已完全杜绝了教师无故旷课和随意调课、换课的现象，按程序申请教学计划调整和调课、换课已成为每位教师的自觉行为。

在实践教学管理方面，会计系对实验课程的开设、实验大纲的制

定、学生实验的管理以及学生实习的指导、成绩鉴定等各种实践性教学环节均提出了相应的质量要求并严格执行。

在毕业论文写作及指导方面，会计系依据学校、学院制定的有关毕业论文（设计）的规定，结合会计学专业特色，制定了《会计学专业毕业论文写作要求》，对毕业论文指导教师的确定、论文的选题、开题、教师指导工作量及指导程序，论文写作规范、答辩及评分等各环节都建立了质量标准和监控办法并严格实行。

通过以上措施，会计系主要教学环节制度完善、管理规范，每学期都能按时按质完成学校、学院下达的各项理论教学、实践教学以及毕业论文指导等教学任务。

在2015年9月1日-2017年8月31日期间，会计系按教学计划完成了教学任务，没有出现调整教学计划和漏排课程情况。教师调课情况存在，但主要原因是2016年接受会计学专业评估的工作需要，因个人原因调课并不是很多。

（二）考试管理

在考试管理方面，会计系严格课程考核管理，在考核过程中公平、公正、科学评定学生课程学习成绩，要求教师认真遵守《成都理工大学课程考核工作管理办法》（修订）、《成都理工大学试卷制作及管理办法》（修订）等相关课程考核规范的规定，完成命题、制卷、阅卷、监考、试卷资料归档等工作。

会计系要求考试命题严格依照教学大纲进行，既要考核学生对“三基”（基本知识、基本理论、基本技能）的掌握程度，又要考核学生运用所学知识分析问题和解决问题的综合能力，还要有适当的拓展以考核学生的创新能力。

会计系规定任何课程考试都须有 2 套备选试题并附有参考答案与评分标准，两套试题的题型、题量及难度相当，试题的重复率控制在 10%以内，由系主任审核并确定正考试题，再填制试卷印制审批表经审批后方可印制。

在题型设计上，要求以课程本身的特点为主，结合注册会计师资格考试与会计师职称考试的题型，兼顾主、客观，力求多样化，要求必须具备判断题、单选题、多选题、问答题、计算题、分析题等多种题型。题量适当，使大多数学生能在规定时间内做完，并有时间检查。在内容上，同一课程相近两次考试试题原则上不得重复，同一套试题不得在三年内重复使用。

在命题方式上，原则采用教考分离的形式进行命题。已建立试题库的课程，如基础会计学，由系主任或课程负责人从试题库中抽题、组题，在制卷过程中对任课教师保密；对尚未建立试题库的课程，如果任课教师及开班较多的同一门课程，由系主任负责组织命题组卷，授课教师不得参与；任课教师和开课班级均较少的课程，由主讲教师出 2 套备选试题。

在阅卷、监考与归档方面，评阅试卷时，所有考试课程都严格按照评分标准和参考答案进行阅卷。所有课程试卷阅卷时使用红笔，评阅标识明显，给分或扣分记号清楚、准确，模式统一，统分准确无误，大题有题首得分，给分或扣分更改之处均有阅卷人签名。并按照学校、学院要求认真监考，成绩评定后及时上传、归档。

在 2015 年 9 月 1 日-2017 年 8 月 31 日期间，会计系没有出现期末考试成绩任课教师提交逾期和成绩更正情况，也没有出现监考教师不到位或考场组织不力的情况，试卷质量控制较好，试卷命题规范，

阅卷规范。

四、教学效果

（客观陈述近两年教学工作取得的实际成效）

会计系积极配合推行成都理工大学商学院的“基于质量文化的4-3-2-1 本科教学质量保障和监控体系”，采用四个维度监督和评价教学质量，三种途径提升教师教学水平，两个方面反馈教学意见，并实现教学质量评价和绩效发放挂钩，总体上看，会计系教师的教学质量得到明显提升。此外，会计系还根据本专业自身的特点，积极探讨提高教学效果的途径，也取得了不错的成效。

比如，会计系积极探索教学方法的改革，按照“抓住知识点、强化系统性、加大训练力度”的思路改革课堂教学。在知识点上主要讲授重点、难点；在系统性上主要阐释思维方法，注重分析框架的严密性和逻辑性；在训练上着重强调掌握分析工具的应用，加强实际动手能力的培养。通过讲授方法改革、多媒体运用与实践教学的有机结合，不断提高课堂教学质量。会计系教师理论基础扎实，教学效果良好，专业核心课程在学生教学评教中成绩均在90分以上。

从历次学生评教结果来看，学生一致认为会计系教师对教学工作热情，衣冠整洁，教态庄重且自然大方，言谈举止符合教师风范，上课精神饱满；教师课前准备充分，教学内容符合教学大纲，注重前沿和新知识介绍，信息量适中；教师对教学内容掌握娴熟，授课深入浅出，教学概念准确，理论严谨，重点突出，难点分散，利于理解和接受，尤其是“双师型”教师理论联系实际好，案例生动；教师讲解生动、启发诱导、有吸引力，师生互动好，课堂气氛活跃；教师能有效地利用各种教学手段（如多媒体课件等），不照本宣科；教师重视与

学生的交流，言传身教有助于治学和做人，并重视培养学生科学的思维方法、分析解决问题的能力 and 创新意识；教师板书简明、工整、醒目，布局合理，突出重点；教师教学环节完整，重视讲练结合，课堂秩序良好，时间分配合理，准时上下课。

在 2015 年 9 月 1 日-2017 年 8 月 31 日期间，会计系取得了良好的教学效果，体现在学生评教、学生毕业率、授位率、英语过级率、第一志愿报考率、毕业生签约率和考研率等方面的提高，详细情况如下表。

2016-2017 年会计系教学效果指标

指标	学生评教	毕业率	授位率	英语过级率
2016 年	86.24%	96.56%	90.63%	81.25%
2017 年	88.15%	97.98%	92.34%	78.55%

五、教学研究

（客观陈述近两年教学研究采取的措施及效果）

会计系积极开展教学研究，坚持日常教学与教学研究紧密结合，用教学研究成果及时指导教学改革实践，增强了教学的深度与广度。

（一）教研活动注重务实追求效果

在会计系的教研活动中，不讲究具体形式的统一，注重务实，追求最佳效果。在固定时段的教研活动中，除了集体探讨提高教学效果和教学质量的相关议题之外，有时也会将学术研究活动融入其中，真正做到取长补短、教研相长。

（二）教研成果固化在专业教材之中

借助会计学省级专业综合改革试点的东风，会计学专业教师积极完成系列教研成果，并将教研成果固化在自编教材之中。张虹教授主

编并出版的《基础会计学》、《财务会计学》、《会计综合实习》教材均体现了相应研究项目的成果。例如《会计综合实习》教材改变了传统会计学专业实践教学以培养学生的会计核算能力和财务管理与分析能力为主，缺乏对学生专业创新能力培养的做法，首次按照人才培养目标应与社会需求、人才发展和学校实际情况相符合的要求，以实验教学平台和创新教学平台为依托，将培养学生的实践能力和竞争能力相结合，探索会计学专业人才培养新途径，在《会计综合实习》中增加了会计创新实习的内容。具有特色优势的创新实践教学模式的新思路充分体现在教材编写中，为学生学以致用和就业打造坚实基础。会计系教师编写了《基础会计学》、《财务会计学》等会计学核心课程系列教材，并先后由国家级出版社-经济管理出版社正式出版，就将关于最新的企业会计准则的解读和分析的教研成果体现在教材之中。

六、发展成效（选填项）

会计系以现代教育思想和教育教学规律为指导原则，以提高人才培养质量为核心，以学生实践动手能力和创新创业精神培养为重点，不断更新教育方法，加大教学改革力度，取得了显著成效。

（一）会计系形成了特色鲜明的实践教学模式。在实践教学中，通过设置课程实验、认识实习、综合实验、毕业实习等多种实践教学来培养学生实际动手能力，为应用型、复合型人才培养打好坚实的基础。尤其是在综合实验教学环节中，安排了为期8周的财会审综合实习。学生在省级经济管理实验教学示范中心，分阶段进行会计核算、会计电算化、财务管理、审计与会计创新实习，使学生能全面系统地、独立地掌握会计核算方法，身临其境地训练学生处理会计信息和财务

管理等方面的能力。会计系还注重与企业的合作，选派了年轻教师深入企业实践，并与企业共同搭建实践教学平台，建立了多个校外实习基地。此外，会计系还充分整合校内资源，与计划财务处等职能部门建立大学生实习基地，实施“双导师制”等教学和科研全面合作的人才培养方式，形成大学生校内实训的创新教育模式，努力提高人才培养质量。

（二）会计系实现了课程教学与国家各种会计考试全面接轨。在课程设置时，紧密结合会计职称考试与注册会计师考试内容，例如基础会计学、财务会计学、高级财务会计、审计学、财务管理、公司战略与风险管理等课程的教学大纲与教学内容大量引用会计职称考试和注册会计师考试要求，为学生在校期间以及毕业后通过国家各级各类会计考试打下了坚实的基础，这一办学特色取得了良好的社会声誉。据主管会计的财政部门统计，我校会计学专业毕业生在国家会计职称考试中屡屡名列前茅，获得了广泛赞誉。

（三）会计系教师的教学科研能力得到显著提高。由于建立了提高会计系教师教学能力和科研能力的机制，选派具有一定研究基础的青年骨干教师到国内外著名高校深造、进修、作访问学者，提升教师的学历层次、教学水平及科研能力；选派会计实务能力强的教师到知名企业进行顶岗锻炼，提升教师的会计实务操作能力，打造“双师型教师”。已经先后有四位教师通过这种途径实现了教学能力和科研能力，近两年来，会计系教师在校级和院级讲课比赛中获得一等奖，会计系教师发表的教研论文和科研论文在数量和质量方面都有大幅提升，近两年，会计系教师一共发表 20 篇教研论文和科研论文，其中，3 篇为 CSSCI 来源期刊论文，3 篇为 CSSCI 扩展版期刊论文，4 篇为中文

核心期刊论文，其余，绝大多数发表在各财经大学学报上，与本专业领域的学者实现了广泛交流。

（四）会计系学生在各级各类专业竞赛中表现突出。由于加强了会计学专业学生的应用能力和创新能力的培养，鼓励学生参加各级各类专业竞赛活动，在竞赛中，会计学专业学生脱颖而出，表现不俗。会计学专业学生在全国大学生英语竞赛、全国数学建模大赛、全国商业模拟大赛、ERP 沙盘模拟经营大赛、会计技能大赛、国家大学生创新创业科研立项、挑战杯大学生课外学术科技作品竞赛等比赛中都取得了骄人成绩。在参加一些知名高校的学术夏令营活动中表现突出而被推免录取硕士研究生方面也取得了重大突破，会计学专业学生学术成果也非常突出，近两年会计系有 5 篇论文入选“成都理工大学百篇优秀学士学位论文”，学生以第一作者身份公开发表 7 篇学术论文。具体情况见附表。充分体现了会计系学生良好的专业素质和创新能力。

七、特色加分项（选填项）

以下材料请附证书或论文扫描件

1. 本科生优秀毕业论文（设计）

毕业论文（设计）题目	学生姓名	获奖名称	获奖时间
会计稳健性对过度投资的影响研究	钟恠	2016 年百篇优秀学士学位论文（设计）	2016.6
上市公司内部控制审计对盈余管理的抑制作用研究	樊艳琳	2016 年百篇优秀学士学位论文（设计）	2016.6
XBRL 格式财务报告对权益资本成本的影响研究	王瑶	2017 年百篇优秀学士学位论文（设计）	2017.6
内控有效性、会计稳健性与股价同步性研究	彭滢茹	2017 年百篇优秀学士学位论文（设计）	2017.6
上市公司自愿性信息披露对权益资本成本的影响研究	廖钦	2017 年百篇优秀学士学位论文（设计）	2017.6

2. 教师获奖情况：（含校级、省级、国家级奖励）

项目名称	奖励名称	奖励级别	时间
《基础会计学》教材	教学成果奖	校级	2016

3. 质量工程项目

项目名称	类别	项目级别	获批时间
基础会计学在线课程建设项目	教改	校级	2017年

4. 本科生竞赛获奖

项目名称	奖励名称	奖励级别	时间
全国大学生英语竞赛 NECCS	马荔婷	国家级	2017.05
四川省大学生武术比赛	程寒宇	省部级	2016.11
全国应用型人才综合技能大赛—2016 金蝶云 管理创新杯省市赛	陈星宇	省部级	2016.11
全国应用型人才综合技能大赛—2016 金蝶云 管理创新杯省市赛	赖小思	省部级	2016.11
2017年全国企业竞争模拟大赛暨第8届全国 高等院校企业竞争模拟大赛	赖小思	国家级	2017.04
全国应用型人才综合技能大赛—2016 金蝶云 管理创新杯省市赛	邓笛	省部级	2016.11
全国大学生英语竞赛	李舒琪	国家级	2017.05
全国大学生英语竞赛	张诗宇	国家级	2017.05
《模糊变频技术只能污水温控系统》	李艳南	省部级	2017.08
全国大学生英语竞赛	王静	国家级	2017.05
全国大学生英语竞赛	袁彦晴	国家级	2017.05
2017年全国企业竞争模拟大赛暨第8届全国 高等院校企业竞争模拟大赛	陈艺璇	国家级	2017

第一届四川省注协杯会计技能大赛	陈艺璇	省部级	2016
四川省互联网+创新创业比赛	袁小芳	省级	2017.09
全国大学生英语竞赛	黄晓倩	国家级	2017
全国大学生英语竞赛	牟瑞	国家级	2017
第七届全国大学生电子商务“创新、创意及创业”挑战赛	樊仙美	省级	2017.07
第二届中西部外语翻译大赛英语非专业组笔译	樊仙美	省级	2017.07
全国商业模拟大赛	樊仙美	国家	2016.12
全国百万问题英语写作大赛	樊仙美	国家	2015.07
第十届“认证杯”数学中国建模挑战赛全国赛	樊仙美	国家	2016.07
国家创新创业计划（创业）	樊仙美	省级	2016.06
国家创新创业计划（创新）	樊仙美	省级	2016.06
四川省大学生 ERP 沙盘模拟经营大赛	肖文雪	省部级	2017.06
全国青年商业模拟大赛	刘迪嘉	国家级	2016
第十四届挑战杯四川省大学生课外学术科技作品竞赛	李芮	省部级	2017.06
第十四届挑战杯四川省大学生课外学术科技作品竞赛	段晓慧	省部级	2017.06
第十四届挑战杯四川省大学生课外学术科技作品竞赛	赵艳秋	省部级	2017.06
第十四届挑战杯四川省大学生课外学术科技作品竞赛	陈晓倩	省部级	2017.06
第十四届挑战杯四川省大学生课外学术科技作品竞赛	郑儒鑫	省部级	2017.06
bridge 全国青年商战模拟大赛	曾诗传	国家级	2016.12
四川省 ERP 沙盘模拟大赛	蒋程	省部级	2017.06
中国工商银行校园商战大赛	李欣臻	国家级	2017.06
第二届 Bridge+全国青年商战模拟大赛	李欣臻	国家级	2016.01
Bridge Plus 商业挑战赛	肖莹	国家级	2016.12
Bridge Plus 商业挑战赛	李凯	国家级	2017.05
"BRIDGE+"全国青年商战模拟大赛	孙常清	国家级	2016.12

四川省“衡信杯”税法进校园税务技能竞赛	刘佳	省级	2017.07
四川省“衡信杯”税法进校园税务技能竞赛	赵子箴	省级	2017.07

5. 本科生第一作者发表论文

论文（著）题目	作者	期刊名称、卷次
加强地方电力财务管理，提高经济效益	郭璐瑶	《商情》2016.6
我国农产品遭遇绿色贸易壁垒问题的研究-以美日韩为例	赵艳秋	《现代商业》2017.3
万科“股权事件”风险评估	陈晓倩	《经贸实践》2017.4
制造业上市公司环境会计信息披露的实证研究	谢宇	《中国商论》2016.1
“一核一带”成德绵汽车产业发展研究	孙常清	《中国商论》2016.11
“营改增”对地方财政收入的影响研究——以Y市S县为例	郑竞	《现代商业》2016.6
基于年龄变化的人脸识别	吴汉枢	《科技风》2017.7

八、学院推荐意见

<p>(公章)</p> <p>院长：(签字) 年 月 日</p>

支撑材料目录

本科生优秀毕业论文（设计）证书·····	1-5
本科生竞赛获奖证书·····	6-13
本科生第一作者发表论文·····	14-30
专业教师获奖证书·····	31
专业教师编写教材·····	32-47
专业教师第一作者发表论文·····	48-211



成都理工大学

百篇优秀学士学位论文（设计）证书

论文作者：樊艳琳

指导教师：林祥友

论文题目：上市公司内部控制审计对盈余管理的抑制作用研究





承德理工大学

百篇优秀学士学位论文（设计）证书

论文作者：钟 恽

指导教师：林祥友

论文题目：会计稳健性对过度投资的影响研究





成都理工大学

百篇优秀学士学位论文（设计）证书

论文作者：廖 敏

指导教师：林祥友

论文题目：上市公司自愿性信息披露对权益资本成本的影响研究



二〇一七年六月



承德理工大学

百篇优秀学士学位论文（设计）证书

论文作者：彭滢茹

指导教师：林祥友

论文题目：内控有效性、会计稳健性与股价同步性研究



二〇一七年六月



成都理工大学

百篇优秀学士学位论文（设计）证书

论文作者：王 瑞

指导教师：林祥友

论文题目：XBRL 格式财务报告对权益资本成本的影响研究





荣誉证书

成都理工大学：

在2017年四川省大学生ERP沙盘模拟经营大赛中，表现

优异，荣获

三等奖

团队成员：陈宁、胡蓉、蒋程、肖文雪、刘佳、秦丽娟
指导老师：吴继、张理

特发此证，以资鼓励。

四川省大学生ERP
沙盘模拟经营大赛组委会
二〇一七年六月



王宏宇

2017年全国大学生英语竞赛 (NECCS)
2017 National English Competition for College Students

获奖证书

CERTIFICATE OF AWARD

李舒琪 同学:

你在2017年全国大学生英语竞赛 (NECCS) 中, 成绩优异, 荣获 C 类二等奖。
特发此证, 以示表彰。

You have obtained the **Second Prize** for Band _____ in 2017 National English Competition for College Students.

This certificate of commendation is hereby awarded to you as an encouragement.



Advisory Board for College
Foreign Language Teaching



College English Teaching &
Research Association of China

2017年全国大学生英语竞赛(NECCS)
2017 National English Competition for College Students

获奖证书

CERTIFICATE OF AWARD

高环
黄晓倩 同学:

你在2017年全国大学生英语竞赛(NECCS)中, 成绩优异, 荣获 C 类三等奖。

特发此证, 以示表彰。

You have obtained the **Third Prize** for Band _____ in 2017 National English Competition for College Students.

This certificate of commendation is hereby awarded to you as an encouragement.

高等学校大学外语

教学指导委员会

二〇一七年五月十四日

Advisory Board for College
Foreign Language Teaching

高等学校大学外语

教学研究会

二〇一七年五月十四日

College English Teaching &
Research Association of China

2017年全国大学生英语竞赛(NECCS)
2017 National English Competition for College Students

获奖证书

CERTIFICATE OF AWARD

王静 同学:

你在2017年全国大学生英语竞赛(NECCS)中, 成绩优异, 荣获 C 类三等奖。
特发此证, 以示表彰。

You have obtained the **Third Prize** for Band _____ in
2017 National English Competition for College Students.

This certificate of commendation is hereby awarded
to you as an encouragement.

高等学校大学外语
教学指导委员会

二〇一七年五月十四日

Advisory Board for College
Foreign Language Teaching

高等学校大学外语
教学研究会

二〇一七年五月十四日

College English Teaching &
Research Association of China

2017年全国大学生英语竞赛(NECCS)
2017 National English Competition for College Students

获奖证书

CERTIFICATE OF AWARD

袁彦晴 同学:

你在2017年全国大学生英语竞赛(NECCS)中,成绩优异,荣获 C 类三等奖。
特发此证,以示表彰。

You have obtained the **Third Prize** for Band _____ in
2017 National English Competition for College Students.

This certificate of commendation is hereby awarded
to you as an encouragement.

高等学校大学外语

教学指导委员会

二〇一七年五月十四日

Advisory Board for College
Foreign Language Teaching

高等学校大学外语

教学研究会

二〇一七年五月十四日

College English Teaching &
Research Association of China

2017年全国大学生英语竞赛 (NECCS)
2017 National English Competition for College Student

获奖证书

CERTIFICATE OF AWARD

张诗宇 同学:

你在2017年全国大学生英语竞赛 (NECCS) 中, 成绩优异, 荣获 C 类三等奖。
特发此证, 以示表彰。

You have obtained the **Third Prize** for Band _____ in
2017 National English Competition for College Students.
This certificate of commendation is hereby awarded
to you as an encouragement.

高等学校大学外语
教学指导委员会
二〇一七年五月十四日

Advisory Board for College
Foreign Language Teaching

高等学校大学外语
教学研究会
二〇一七年五月十四日

College English Teaching &
Research Association of C



获奖证书

成都理工大学

陈晓倩 胡双 彭滢茹 段晓慧 李尚 赵艳秋 郑儒鑫 同学：

你（们）的作品《互联互通机制下沪深港股市竞争关系的动态演化研究》在第十四届“挑战杯”四川省大学生课外学术科技作品竞赛中荣获

三等奖

特颁此证，以资鼓励。



关注经济发展动态 推进商业理论创新

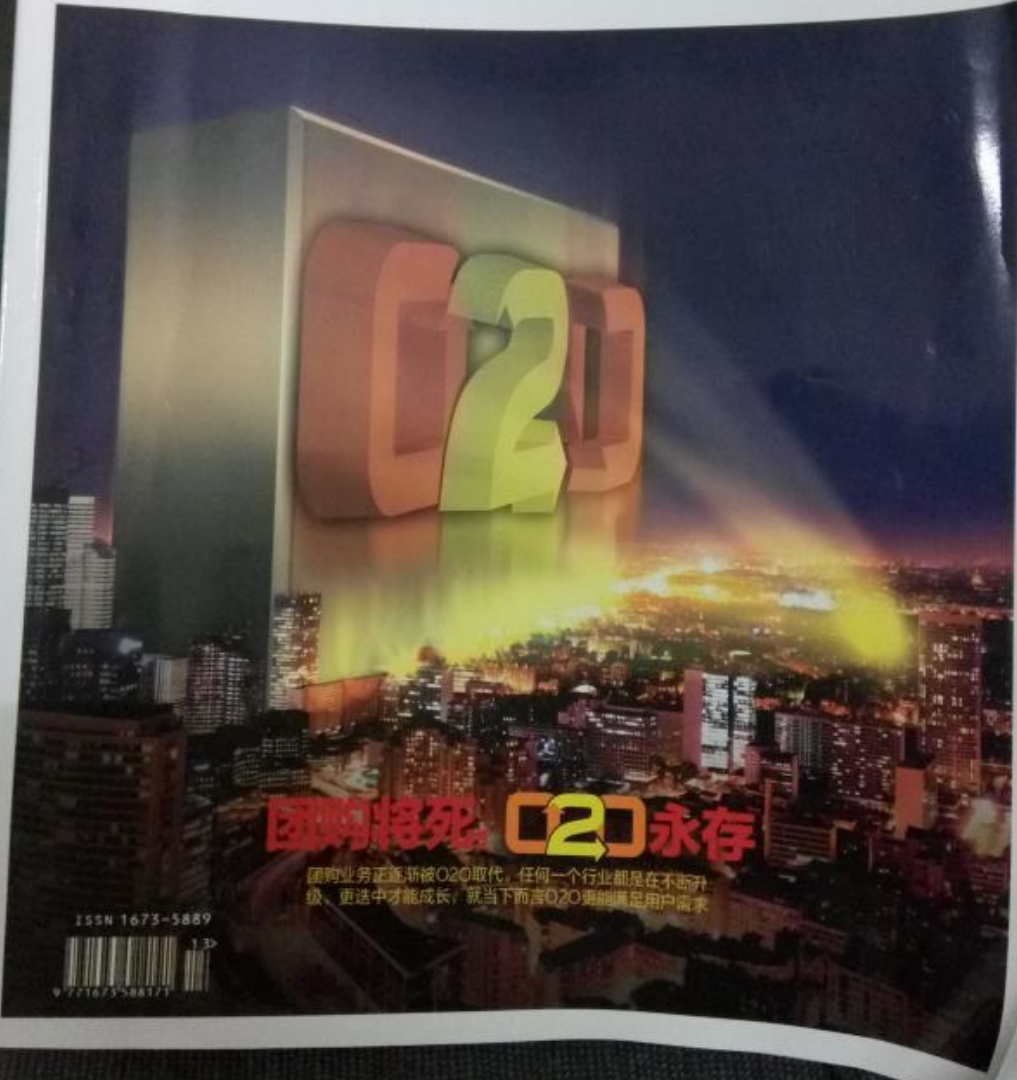
现代商业

MODERN BUSINESS

全国中文流通经济类核心期刊
国家重点流通经济理论学术期刊

总第458期 第13期 2017年
国际标准刊号:ISSN 1673-5889
国内统一刊号:CN11-5392/F
www.xiandaishangye.com

5月



团购将死 O2O永存

团购业务正逐渐被O2O取代，任何一个行业都是在不断升级、更迭中才能成长，就当下而言O2O更能满足用户需求

ISSN 1673-5889



9 771673 588771

主题报道 TOPIC REPORT

05 团购将死, O2O永存

团购业务由兴起到衰落,只不过是中国互联网一大起一落的前奏,真正打动人心的是谁才刚刚上演。

06 美国的大手笔 去团购化

以团购模式起家的平台去团购化以求发展?这并非黑色幽默,而是已经发生的事实。

08 激辩: 新型O2O与传统团购角力在于CRM

风风火火的新型O2O模式较之团购究竟谁胜谁负,双方角力的最终落在何处?

资讯 INFORMATION

10 朋友圈广告与社会化营销

社交渠道的价值,最终一定会体现在带动企业源源不断的、来自于移动互联网的订单之上。

商业流通 The Business Circulate

17 基于循环理念的新型漂流书吧经营模式的探讨与研究

19 BCM技术在国外消费者对中国品牌认知研究中的运用

21 基于互联网的区域物流一体化战略探析

23 网购促销活动对传统零售企业的冲击效应

市场营销 Marketing

24 网络经济背景下的市场营销策略分析与讨论

26 贵阳市农产品生产加工企业市场营销现状分析

27 基于消费者怀旧的品牌营销策略

29 人本理念营销的典范

30 市场营销中的发展理念分析与研究

电子商务 Electronic Bussiness

32 西南地区“淘宝村”现状发展研究

35 基于“微信生态圈”的大学生创业模式研究

产业研究 The Industrial Study

36 中韩FTA的建立对黑龙江农业的机遇与挑战

38 内蒙古旅游业运营模式创新背后的资源优化配置

39 消费升级与服务业发展——中国经济新增长点

网络应用 Network Application

41 基于移动电子商务的餐饮业微信营销应用分析

42 柳州螺蛳粉APP商业化运作探讨

45 大数据经济: 数据成本与企业边界

国际贸易 International trade

47 国内外环境规制对中国进出口贸易的影响

48 博弈论视角下中美经济关系策略选择研究

51 我国农产品遭遇绿色贸易壁垒问题的研究

资本运营 The capital luck camp

53 关于企业通过债转股去杠杆问题研究

54 新形势下政府融资平台的转型发展

56 解决中小企业融资难的途径分析

58 区域金融发展、内部资本市场与企业融资约束初探

公共管理 Public Administration

59 电子商务税收征管问题的探索

61 基于AHP-FCE和德尔菲法的应急物流能力评价模型

人力资源 Human Resources

63 科技企业培训资源研究

64 企业人力资源管理体系的创新优化分析

66 战略人力资源管理对企业绩效的影响研究

67 人力资源管理与企业战略的契合研究

69 企业人力资源培训对策研究

70 事业单位人力资源管理中激励机制

72 试析市场经济背景下企业人力资源有效管理

73 探讨对事业单位人力资源管理的特殊性

75 组织创新氛围与培养员工创造力的研究分析

宏观经济 Macroscopic economy

76 宏观经济增长与投资效果的关系研究

78 浅析共享经济在我国的适应性

79 税收与经济成长的关系分析

区域经济 District economy

81 基于PPT战略的海南旅游精准扶贫可行性研究

83 基于耦合协调度模型的成都市旅游产业与区域经济发展关系研究

86 从供给侧改革的视角剖析河北省蔬菜产业的发展

我国农产品遭遇绿色贸易壁垒问题的研究

——以美日韩为例

赵艳秋 陈晓倩 成都理工大学商学院 四川成都 610059

[基金项目] 本课题由2016年度国家大学生创新创业训练计划项目“企业创新效率的测度模型与影响因素分析研究”(项目编号201610616047)资助。

摘要: 随着经济体制改革取得良好的进展, 产业转型与结构创新成为传统制造业在世界经济发展潮流中立足的必经之路。作为仅次于美国的世界第二大经济体, 我国经济近年来得到平稳发展, 但在传统农产品出口行业, 存在着相关农产品安全标准滞后, 我国对目标国家市场的农产品标准熟悉度不足等发展问题, 再加上进口国实施的壁垒政策领域广泛, 种类繁多, 形式变化多样, 使得近年来贸易壁垒逐步成为制约我国出口农产品行业发展的主要因素, 阻碍了企业销售收入的增长, 影响了企业对自身产业结构创新成效及创新效率的评估。本文以传统农产品为研究对象, 对其主要目标市场美日韩的贸易壁垒政策及农产品出口遭遇其影响的现状进行分析, 为企业应对绿色贸易壁垒提出了一定的建议措施, 对企业结构创新效率评价有着巨大作用。

关键词: 绿色贸易壁垒; 农产品; 创新效率

一、绿色贸易壁垒的含义

由于绿色贸易壁垒的表面合理性和形式多样性, 再加上各学者研究方向的差异性, 目前学术界对绿色贸易壁垒的定义还没有统一。不同学者对于绿色贸易壁垒的定义甚至还存在一定的歧义(王岩, 中国管理信息化, 2014)。但从主流观点来看, 绿色贸易壁垒的定义包含了“限制进口”论和“高标准”论两个方面。“限制进口”论指的是在国际贸易活动中, 进口国以保护自然资源、生态环境和人类健康为由制定一系列限制进口的措施; “高标准”论则指实施绿色贸易壁垒的国家通常有着非常严格的环境卫生标准制度, 对于这些高标准出口国无法满足, 从而限制出口国农产品的出口。虽然两种观点理论的侧重点不同, 但是其两个要素却是基本一致的: 进口国实施绿色贸易壁垒带有极强的目的性, 以环境保护为理由对农产品进行限制, 给绿色贸易壁垒涂上合理合法的色彩, 结果都是有效限制了出口国农产品的进入。^①

二、我国农产品出口遭受绿色贸易壁垒影响现状

(一) 我国主要目标市场的绿色贸易壁垒政策

1. 日本主要贸易壁垒政策

(1) 肯定列表制度。《食品中农业化学品残留肯定列表制度》是日本于2006年正式引入的制度, 其通过确定“豁免物质”, 实行限量标准和实行一律标准三种方式来实施。该制度对维生素、矿物质和氨基酸等在内的65种物质不设置残留限量要求, 针对各种具体农业化学品和具体食品制定“最大残留限量标准”, 对“最大残留限量标准”和“豁免物质”之外的农业化学品制定“一律标准”。农作物农药残留为0.01ppm。标准繁多且变化多样, 该制度对我国农产品出口起了很大的限制作用。

(2) 命令检查制度。自主检查、监视检查、命令检查是日本三种行政性检查手段, 其中, 命令检查主要对具有比较高的违规制度违反率的进口食品实施检验检疫。被检查的进口货物检查比例为100%, 即所有货物都要被强制检查, 而检查费用是由被检查企业独立承担, 并且只有在检测合格后才能办理通关手续, 是三种行政性检查中最严格的一种, 降低了中国农产品出口的价格优势和出口竞争力, 对出口企业影响最大^②。

2. 美国主要贸易壁垒政策。HACCP体系是美国目前影响力最大的贸易壁垒政策, 成为了世界公认的技术标准, 对我国实施限制相当频繁。HACCP体系由下列三部分组成:

① 对从原料采购、产品加工到消费的各个环节可能出现的危害进行分析、评估; ② 根据分析和评估设立某一食品从原料直至最终消费全过程的关键控制点(CCPs); ③ 建立能有效监测关键控制点的

程序。

3. 韩国主要贸易壁垒政策

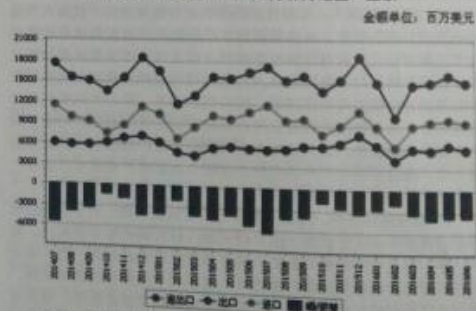
(1) 绿色标签和绿色环境标志制度。经销商出售的相关产品上要标识产品生产商、来源地、联系方式以及要全面记录使用的化肥农药和生长培育经过, 顾客可以使用商场里的计算机上进行查询。

(2) 农产品抽检与通关前的税额审查制度。在进口农产品经过海关的过程中拟定了大量复杂多样的制度标准, 以延迟通关的时间来保护本国农业市场。

(二) 我国农产品遭受影响的现状

1. 竞争力被削弱, 限制出口增长

表1: 2014年7月-2016年6月各月进出口金额



根据商务部2016年12月14日发布的《中国进出口月度统计报告——农产品》显示:

2016年1至6月, 中国农产品进出口金额为867.5亿美元, 同比下降3.0%。2016年6月, 中国农产品进出口金额为151.7亿美元, 环比下降6.3%, 同比进出口金额下降8.0%。其中, 2016年1至6月, 中国农产品出口金额为337.0亿美元, 同比增长3.0%; 进口金额为530.5亿美元, 同比下降6.5%。2016年6月, 中国农产品进口金额为94.6亿美元, 环比下降5.0%, 同比进口金额下降13.0%; 出口金额为57.1亿美元, 环比下降8.5%, 同比出口金额增长1.6%。

2. 受影响的品种越来越多。根据《中国进出口月度统计报告——农产品》的统计表我们可以看出(如下表所示), 受绿色贸易壁垒政策影响的农产品种类多, 并且与2015年相比受影响程度加重^③。

表4: 2016年1-6月分类别出口情况 单位: 万美元

类别	2016年1-6月 金额	2015年1-6月 金额	同期比%
1 全部	26,707.7	23,723.8	12.9
2 重工业	16,152.1	24,109.9	-33.1
3 重工业	21,496.7	28,963.9	-27.0
4 轻工业	618,553.5	621,810.8	2.8
5 农产品	33,319.0	52,899.0	-36.8
6 农产品	84,983.8	93,723.4	-9.3
7 农产品	15,723.9	14,504.8	8.4
8 农产品	477,307.6	420,632.0	13.5
9 农产品	202,988.4	155,393.6	30.5
10 农产品	143,087.1	137,715.8	21.6
11 农产品	15,670.7	14,193.0	10.4
12 农产品	28,078.8	29,055.5	-3.4
13 农产品	137,104.9	157,448.2	-12.9
14 农产品	65,791.7	65,878.8	3.0
15 农产品	6,528.9	6,207.8	5.2
16 农产品	28,745.2	32,294.4	-10.7
17 农产品	76,521.6	80,990.8	-5.5
18 农产品	288,302.2	299,733.7	-3.7
19 农产品	79,619.5	73,092.3	8.1
20 农产品	18,042.1	20,428.6	-11.7

三、我国应对农产品绿色贸易壁垒的措施

从前面多个数据可看出我国农产品遭受绿色贸易壁垒的影响程度不断加深,我国出口农产品行业要想得到发展必须跨过进口国设置的贸易壁垒政策,这是目前农产品出口企业想要实现更高销售收入的重大难题,想要克服该难题,需要各个市场主体齐心协力,协调配合。

(一)加强宏观管理职能,发挥国家在经济发展中的引导作用

1. 加大科技投入,加强技术标准制度与法规建设。我国农产品达不到进口国的要求,是由我国对农产品的生产过程和质量检测等环节的限制标准没有与国际标准接轨,设立的法律法规标准较低且尚未得到严格执行等原因造成。为此,可充分利用我国在国际组织中显著的外交能力与发达国家、国际组织沟通,学习其标准制度的合理部分;结合我国实际建立符合国际标准的农产品生产与质量安全方面的法律法规,加大宣传力度和执法力度,加强引导职能和监督力度,通过引导使农产品生产企业树立高标准严要求生产出口产品的意识并付诸于生产销售中。

2. 加强国际合作,规范完善食品安全认证制度。对于目前已经存在的食品安全认证制度,国家相关部门应将调查落到实处,对于已经不能满足现实需要的制度法规必须进行改进或取消,绝不能让企业利用落后的标准制度打擦边球,这不利于企业长远健康发展。我国还可以与国际第三方认证机构协同建立相关认证制度,加快建设我国的认证机构,缩小制度差距。

(二)提升自我管理能力,发挥行业协会组织的监督效能

随着经济转型和国家职能的转变的进程加快,原来许多由政府承担的管理工作都交由政府认可的行业协会去解决,农产品行业也不例外。虽然我国农产品质量安全行业协会发展还处于初级阶段,但在提升农产品生产企业组织化程度和产品竞争力上存在着巨大的潜在作用。行业协会在帮助和督促企业贯彻执行国家的法律法规、对出口市场存在的一系列问题和企业生产过程中遇到的难题及时与政府相关部门进行沟通,寻求解决办法等方面存在极大作用。针对国内或国际的新标准和新技术开展企业人才培训,让生产商能及时掌握国内国际新标准制度动向,防患于未然,严格行业自律切实加强行业内的自我约束和管理,规范市场行为,建立行业绿色贸易壁垒预警机制,发挥更实际的作用,是应对贸易壁垒的外在保

(三)提升企业自身应对绿色贸易壁垒的能力提升才...
企业自身应对绿色贸易壁垒的能力提升才...
直接力量,企业自身应对绿色贸易壁垒的能力提升才...
易壁垒的根本措施。

1. 优化产品结构,提升产品质量。我国出口农产品...
大米、茶叶、果蔬、植物油等领域,进口商对...
要求是非常高的,要想获得长久客户,企业必须把...
一位。同时,绿色有机食品在发达国家的需求非常...
有机食品的价格也始终维持在一个较高价位。因此,企业...
投入,积极进行技术创新,通过技术创新按照国内...
品的高标准生产,积极生产绿色有机农产品。

2. 实现出口市场多元化。我国农产品出口市场...
国、日本、欧洲、韩国等几个主要国家和地区。而...
采取了严格的贸易壁垒政策限制我国农产品的出口,...
以积极开发新的出口市场,拓宽销售渠道,实现出口...
近年,欧美主要市场已经趋于饱和或萎缩,出口企业...
国、澳大利亚等新的出口市场,在不成熟的市场中...
会。部分农产品出口企业可通过对外投资设厂进行...
越绿色贸易壁垒的直接途径。总之,企业只有把...
实施多元化经营战略,才能解决绿色贸易壁垒带来...
长远的发展。^[6]

注释:

- [1]王岩. 我国农产品出口遭遇绿色贸易壁垒的现状...
[J]. 北京: 中国管理信息化, 2014.
- [2]许海清. 中国农产品出口的绿色贸易壁垒研究[M]. 中...
社, 2009.
- [3]以上数据均来源于商务部2016年12月14日发布的《...
口月度统计报告——农产品》

参考文献:

- [1]张海东. 技术性贸易壁垒与中国对外贸易[M]. 北京: ...
贸易大学出版社, 2011.
- [2]张汉林. WTO 与农产品贸易争端[N]. 上海: 上海人...
社, 2012.
- [3]方志权. 中日蔬菜生产、流通、贸易比较研究[M]. 上...
财经大学出版社, 2012.
- [4]陈红军. 食品进出口贸易与质量控制[M]. 北京: 科...
社, 2012.
- [5]梁艳. 绿色贸易壁垒现状及对进出口国的影响分析[J]. ...
范学院学报, 2016.
- [6]张燕. 打通农产品出口的绿色通道[J]. 农业经济, 2012(5).
- [7]王咏梅. 绿色贸易壁垒对水产品出口的影响效...
国际贸易问题, 2011(4).
- [8]James Anderson, Trade and the Environmet [J]. Journal of ...
Economics, 2005, 65(3).
- [9]Brian R. Copeland, Scott Taylor. Trade Growth and Environ...
Journal of Economic Literature, 2004(7).

作者简介:

1. 赵艳秋, 女, 1996年12月出生, 四川泸州人, 本科...
研究方向: 会计学。
2. 陈晓倩, 女, 1996年02月出生...
研究方向: 会计学。

前瞻 权威 深度 多元

ECONOMIC & TRADE

经贸实践

2017年2月(上)

苏锡两地制造业产业结构合理性研究

浅谈在互联网金融背景下期货公司如何创新及改革

收入多元化能否提高我国城市商业银行盈利水平



中国核心期刊(遴选)数据库 收录
(中国经济信息期刊文献总库)收录
CNKI系列数据库 收录



工业二周刊
天津世图印刷有限公司

主管:工业和信息化部

主办:浙江省经济和信息化委员会宣传教育培训中心

新型农村社会养老保险制度的现状分析与改进建议

..... 丁媛媛(50)

已确认的应收账款坏账损失又转回后对资产减值损失的影响

..... 高爱萍(51)

探析政府在民营经济发展中的角色定位选择

沈阳市工业转型升级思考

私募股权投资基金退出方式的研究

乡镇政府在新型农村社区建设中的职能探析

盗窃信用卡并加以使用行为的定性

体育产业与旅游产业融合背景下对海南经济发展研究

..... 尤雪静(57)

从使命陈述与企业财务绩效分析我国中小企业

..... 张宇翔 金杨 马建军(58)

商品房多重买卖受人权利保护顺位问题探析

外汇储备与人民币汇率的相关性研究

..... 周晓丹(60)

金融天地

营改增全面实施后企业纳税筹划新思路分析

浅析营业税改征增值税对融资租赁参与方决策的影响

..... 吴福喜(62)

探究“营改增”对企业财务管理工作的影响

我国互联网金融风险现状与监管策略探析

国内证券公司客户服务变化趋势

证券投资基金持股与股价同步性的探析

新型金融环境下金融会计风险成因与防范对策研究

..... 邓超文 马成(70)

金融供给侧改革的思路与对策的简要分析

互联网金融背景下农村信用社应对措施

新形势下银行信贷风险管理问题的研究

我国证券监管体制的若干法律问题研究

股票估值原理

万科“股权事件”风险评估

互联网金融生态系统运行机制、缺陷与优化

我国个人征信发展存在的问题

中小企业融资问题及对策研究

P2P网贷平台长效监管机制研究

浅析系统性重要银行不能倒闭

惠更斯简介及其机遇理论的解读

现阶段我国供给侧结构性改革的发展

贵州地方政府性债务投融资效率优化制度探析

..... 邱静 王森 邵丽丽(84)

互联网金融的营销策略研究

营改增对企业财务管理的影响分析

小额贷款实施路径的探讨

基于商业银行供应链金融风险的控制及对策

我国互联网保险发展存在的问题及建议

互联网金融中银行零售业务的营销策略

当前社保工作的难点与解决对策

养老保险统筹收入再分配研究

证券投资分析方法的探究

我国金融类上市公司现金股利政策研究

浅议如何完善职工医保个人账户

基于金融工程的现代企业风险管理体系的构建

..... 黄丹(101)

经济策论

中共中央解决区域经济发展不平衡的策略

浅析乡镇农业经济发展形势及现存问题

国家中心城市视角下郑州增强城市辐射力的对策研究

..... 刘淑萍(105)

关于行政事业单位绩效目标管理的几点看法

固定资产内部控制对策探析

共享经济参与六盘水“三变”改革探析

探讨现代企业经济管理存在的问题和应对措施

..... 张伯全 崔登峰 杨春(110)

论财政补助对基层卫生院运行的影响

通信企业实施增量收益分享机制的探索

四川省区域经济发展与农业现代化协调度评价

..... 刘家明(115)

经济管理现代化和经济发展新趋势探析

“互联网+”经济的政府服务模式分析

..... 高春燕 莫琪江(118)

浅论PPP模式中物有所值的运用

..... 王荣涛(116)

经营谋略

四川省特色农产品互联网+营销发展探讨

..... 卢麒洋 张芳芳 邓志慧 王南(117)

浅析企业使命宣言中的“竞争”隐喻与“合作”隐喻

..... 吴唯(120)

基于多目标规划的应急物流优化设计研究

..... 谢杨林 罗春仁 张钰琛(122)

做好大别山旅游网络营销的策略

创意产业集群创新风险识别与控制研究

..... 马凤春 黄海伦(125)

基于受众需求的杭州智慧会展建设体系提升建议

..... 费国苑(127)

集团化煤炭销售模式中存在的问题及对策探析

..... 蒋慧香(128)

梦芭莎O2O营销案例分析

论我国现阶段PPP运作方式的选择

共享单车乱象原因分析及对策研究

贵阳市城乡规划展览馆未来发展的探索

新媒体技术下市场营销策略思考

..... 郭坤(133)

互联网时代下格力转型的折与腾

www.chinabt.net

全国中文核心期刊

中国商论

CHINA
JOURNAL OF
COMMERCE

2016年11月刊 第32期 总第699期

国内统一刊号 CN10-1337/F
国际标准刊号 ISSN 2096-0298



中小企业组织设计的策略研究

通州区商贸业创新发展的竞争力评价

“一带一路”战略下连云港城市品牌营销研究



中国商业联合会主管主办

邮发代号 82-870

零售价: RMB22元 18.00元

- 113 区域主导产业选择研究综述
- 115 “互联网+”对苏南地区小微企业的影响研究
- 117 协议视角下中国区域经济合作问题探析
- 118 浅析我国区域经济的发展现状及对策
- 120 河北省乡村快递业的发展现状及需求分析
- 122 浅谈新疆少数民族经济发展问题

Business Collection 商务必读

- 124 大数据背景下科普网建设趋势研究
- 126 通州区商贸业创新发展的竞争力评价

Industrial Economy 产业经济

- 130 城市社区老龄服务业的状况及对策研究
- 132 西安市国际服务外包促进产业结构升级的效应分析
- 134 我国节能环保产业的现状、问题及发展对策
- 136 我国食品加工企业内部控制环境的点评
- 138 完善机制建设 促进城市环卫服务发展
- 139 辽宁省生猪价格波动的影响因素分析
- 141 “一核一带”成德绵汽车产业的发展研究
- 143 经营效益理论下铁路收入的内部控制探讨
- 144 互联网时代共享住宿产品的问题研究
- 146 发展湖南文化产业集群研究
- 148 基于绿色发展的辽宁汽车产业可持续发展研究

Forum 学术论坛

- 149 物联网关键技术及体系结构研究
- 151 新形势下国有企业落实“三重一大”制度的思考
- 153 食品企业和消费者信息不对称问题的研究
- 156 浅析我国个人所得税制征收弊端和合理化建议
- 157 浅谈加快县乡统计方法制度改革建议
- 159 试论城镇建设对农村经济发展的影响
- 161 新形势下虚拟网络信息现状调查及对策分析

- 162 谈社会保险在人力资源管理中的作用与影响
- 164 基于约哈里之窗的客户沟通研究
- 165 探索老龄化背景下沈阳市一体化的养老模式
- 167 基于视觉传达角度分析经济市场商品新包装设计
- 169 基于个人所得税筹划的工薪方案设计
- 171 大数据时代背景下南充实体经济发展的对策研究
- 174 酒店员工流动原因分析
- 175 基于博弈模型的交通出行工具选择
- 177 知识经济下劳动者分类研究

Business and Trade Talent 商贸人才

- 179 物流管理专业高职与本科人才培养的衔接研究
- 181 山东省高职院校毕业生就业质量浅析
- 182 高端服务业发展对高职物流管理专业建设的启示
- 184 基于CDIO理念的物流专业人才培养模式研究
- 187 “三教统筹”背景下物流专业人才培养模式探究
- 189 新形势下物流专业人才培养影响的调查研究
- 191 新形势下物流专业人才培养策略浅析

声明

本刊已许可《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社在CNKI中国知网及其系列数据库产品中,以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文。凡作者向本刊提交文章发表之行为即视为同意我社上述声明。

“一核一带”成德绵汽车产业的发展研究

成都理工大学商学院 孙雪清 韩静 仲磊基

摘 要: 四川省委十届七次会议上明确, 坚持全面创新, 着力重点突破, 要区域协同创新, 推进“一核一带”发展改革, 突破行政区划壁垒, 实现平台共建、资源共享、政策共用。本文从成德绵汽车产业的大方向出发, 讨论研究如何利用“一核一带”的政策, 推动区域联动, 以促进成德绵汽车产业基地的建设, 研究转换成德绵汽车产业的固有模式, 促进行业内多元化发展, 提高产业盈利能力。

关键词: “一核一带” 行政区划壁垒 区域联动 盈利模式
中图分类号: F426 文献标识码: A

文章编号: 2096-0298(2016)1100-141-02

1 研究背景

1.1 “一核一带”

“一核”是指以成都为经济发展核心, “一带”主要是指成都—德阳—绵阳这一产业经济发展高峰地带, 是成都平原乃至西南地区综合发展最迅速的地区。若将“一核一带”规划落到实处, 发挥成都作为龙头城市的辐射带动作用, 构建成都、德、绵三市之间的“桥梁”, 实现三地资源优势的互联互通, 进而实现成德绵经济带周边城镇乃至更大范围内的资源优化配置, 必将促进川渝城市群内部各城市的自身发展。

1.2 四川汽车产业发展进程

1997年重庆实现直辖, 这直接导致了四川汽车产业在此阶段发展停滞。进入21世纪, 四川对汽车产业的战略发展重新规划后, 四川从默默无闻到一汽大众、一汽丰田、沃尔沃等一批整车龙头企业聚集成都, 在此后的一两年内迅速壮大。同时成都周边的绵阳、德阳、资阳等城市都成为汽车生产的基础。尽管这些城市乘用车生产经验较少, 但成都的辐射作用, 借助成都的带动作用, 可以形成一个新的汽车产业集群。

2 研究内容与方法

2.1 研究内容

利用“一核一带”政策, 通过调查研究成都、德阳、绵阳三市的区域优势, 讨论在三市进行深度整合与明确分工, 突破行政区域壁垒, 实现优势互补、区域联动, 改变成都汽车产业固有的盈利模式, 调整其利润结构, 提升产业价值链, 做大整车生产规模, 完善产业体系, 将成德绵打造为国际化、世界级的优势集群, 推动成都汽车产业跨越式、加速度式发展。

2.2 研究方法

利用对比法, 将“一核一带”中成德绵一体化发展模式与京津冀一体化发展的成功案例相比较, 将成都汽车市场的盈利模式与国外成熟的汽车市场盈利模式相比较, 学习、借鉴京津冀一体化的经验, 突破成德绵经济产业带的行政区域壁垒, 研究、了解国外汽车产业的盈利模式, 促进成都汽车产业的发展。

3 “一核一带”政策分析

3.1 对汽车产业发展的优势

3.1.1 成绵乐铁路通车

随着“一核一带”成德绵一体化进程的推动, 成绵乐城际铁路于2014年12月20日正式投运。成、德、绵三市在同一条南北交通线上, 交通便利。成都至德阳只需15分钟, 到绵阳也不过半小时左右。自此, 成都“半小时经济圈”正式形成。成绵乐铁路的通车更是引起

了区位的改变; 资本可以随着城际铁路线在城市带之间流动, 也促进了人才交流。

3.1.2 构建成德绵产业创新协作网络

为深入推进产业创新协作, 成都积极与德阳、绵阳进行同平台的沟通协商, 切实打造统筹成德绵创新合作全局的产业创新协作网络^[1], 形成覆盖面广、功能齐全、服务优质的产业协同创新网络。同时, 成都经济区还签订了“成都经济区区域协同创新框架协议”, 该框架协议囊括了成都、德阳、绵阳等八市, 旨在突出八市的科技特色, 实现优势互补, 增强区域整体的科研竞争力。

3.2 对汽车产业发展的阻碍

根据成德绵经济产业带实际情况分析, 成、德、绵三市的经济水平参差不齐, 成都是川内的中心城市, 作为核心起到了辐射带动作用。虽然德、绵两地的经济正在蓬勃发展阶段, 但发展定位、发展需求与成都差异较大^[2]。这就给三市共建发展平台、协同规划造成了一定的困难。作为隶属不同行政区划的三个单元, 三市没有完全打破行政区划的阻碍, 名为“一家人”, 心却不能连在一起, 呈现出来的是“一盘散棋”, “一亩三分地”的思维定式依然存在, 三地还未坚定地树立起“合作共赢”的共同体概念。

3.3 京津冀的成功案例

“京津冀一体化”是由京津唐工业基地的概念发展而来, 包括北京市、天津市以及河北省11个地级市。2014年北京市针对京津冀协同发展已研究部署了9大类58项工作任务, 京津冀签署七项协议, 共促区域协同发展; 京津两市在京签署9个方面、30个重点领域的协议, 两市将进一步深化互利合作, 实现共赢发展。京津冀的成功经验为城市群发展提供了良好借鉴, 总结为24个字: 加强规划引导, 抓好项目落实, 加快平台建设, 强化共同对接。

4 四川汽车产业发展分析

4.1 成、德、绵三市汽车产业现状

4.1.1 成都汽车产业现状

成都在汽车制造业方面算是后起之秀, 在川渝“分家”后, 四川的汽车制造业也被重庆带走。但是, 自四川旅行社制造厂与一汽丰田合资, 后又被一汽集团收购后, 成都汽车产业转机迎来。2005年—2009年一汽—大众成都基地创造了5年从零到100万辆整车产量的新纪录^[3], 足见成都是一个充满活力与潜力的城市。当前, 中国汽车市场增长重心正从东部地区向西部地区转移^[4], 并且根据四川省“十一五”期间的重工业布局, 成都被定为汽车生产基地, 其已经成为中国汽车发展重镇。

4.1.2 德阳、绵阳汽车产业现状

据资料显示, 华晨汽车集团在绵阳国家级高新技术开发区建

立了一个南方生产基地,创造了第一期年产能6万辆,二期达15万辆的金杯SUV和皮卡的优秀成绩,而北汽福田则在德阳投资兴建一个年产10万辆的轻卡基地,投资规模约为6亿元人民币^[9]。

4.2 国内汽车产业盈利模式

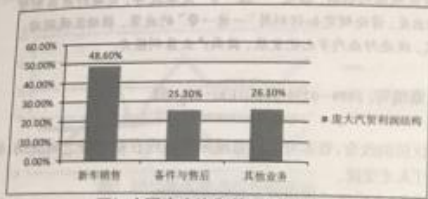


图1 中国庞大汽贸的利润结构

根据图1中中国庞大汽贸的利润结构来看^[10],汽车市场销售额中各部分比例不是很合理,制造商的比重偏大,而服务的比重过小,除金融、租赁等汽车服务有待加强以外,汽车售后服务业大有发展的空间,汽车行业利润结构不均衡,过度依赖新车销售业务,主要进行价格竞争,影响竞争力的形成。并且,西南地区汽车服务的种类较少,对汽车服务尚未形成系统的认识,服务人员素质不高,服务质量较低。

4.3 国外汽车行业盈利模式



图2 国外汽车市场各业务占行业总利润的比例

根据图2中国外成熟的市场数据,整车生产及零部件制造领域占汽车行业整体的利润小于汽车流通服务领域占行业的整体利润,其中新车销售以外的业务部分是流通服务领域的利润主体,占行业总利润的一半以上。

5 研究结论与展望

5.1 研究结论

5.1.1 成德绵汽车产业优势

交通方面:成德绵一体化后,成德绵铁路的通车拉近了三市的距离,成、德、绵处在同一条交通线上,交通便利,运输通畅。

科研方面:绵阳建设有中国高科新能源汽车产业园,在新能源汽车整车和核心零部件生产制造、技术研发领域具有较好的基础和较强实力。

工业技术方面:德阳的机械加工能力与机械类人才的储备非常具有优势,充分利用德阳的重工业基础,将德阳传统的优势产业融

合加入“核一带”汽车产业的发展。

政策方面:一体化后,三市各部门、各单位层面沟通得到加强,工作信息沟通得到强化,完善了长效合作机制,在沟通中找准工作突破口提高工作针对性。

5.1.2 成德绵汽车产业发展中的不足之处

三市隶属不同的行政区划单元,处在不同的经济发展阶段,成德绵区域有着国家重点实验室、企业技术研究中心、工程中心、高等院校,特别是一大批国家级的科研院所都在这个区域高度聚集,但是行政区划的壁垒没有被完全打破,无法实现平台共建、资源共享、政策共用,因此,成都的汽车产业发展无法得到三地整合的优势,难以利用一体化的政策快速发展起来。

5.2 产业展望

三市产业同构现象明显,重点产业有所重合,战略性新兴产业大部分相同,而这种重合和相同正是发展汽车产业可以利用的方面,在三市都具有汽车生产基础的前提下,合理分工、互为补充,德阳提供雄厚的工业实力,绵阳为创新汽车生产提供技术支持,成都则是一片充满活力的广阔市场,如此,在成德绵区域内集汽车零配件生产、组装、技术创新、销售、售后等一体的汽车产业链必将大有发展之势。

6 对“核一带”汽车产业发展的改进建议

成德绵城市经济带,由于无法完全突破行政区划壁垒,当前成都汽车产业保持固有模式,不能满足我们对汽车产业发展的要求,通过上述对比,对成德绵一体化提出以下建议,以促进成德绵汽车产业的发展目的。

6.1 行政区划的改进

类比京津冀一体化,成、德、绵之间应加强规划对接,通过顶层设计,实现三地产业发展规划的协同融合。三市产业同构现象明显,重点产业有所重合,战略性新兴产业大部分相同,而这种重合和相同正是发展汽车产业可以利用的方面。

6.2 盈利模式的改进

下一步应打破四川汽车产业固有的盈利模式,改善不均盈利结构,减少对新车销售业务的依赖,推动汽车产业多元化发展。例如,我国的二手车业务已过了起步阶段将进入快速发展阶段,未来拥有很大的增长潜力,并将成为一个十分现实的重要业务和市场。同时,汽车消费信贷产品和汽车融资租赁业务在中国市场中拥有很大的发展空间,因而,中国汽车市场的利润结构也应顺应成熟市场的发展趋势,在未来一段时间逐渐改变新车销售对利润的贡献度逐步降低,后市场业务对利润的贡献度逐渐提升。

参考文献

- [1] 徐琛.成德绵打造区域协同创新共同体创新政策跨区域协同、创新要素跨区域流动、产业链跨区域[N].成都日报,2016-08-05.
- [2] 吴浩.成德绵一体化协同中应有“协而不同”[N].四川日报,2016-50-27.
- [3] 闫石,包崇美.六大汽车产业聚集区发展对标分析[J].汽车工业研究,2015(07).
- [4] 朱良.成都汽车产业竞争力分析[D].四川师范大学,2015.
- [5] 马超.我国汽车制造业区域分布研究[D].吉林大学,2015.

关注经济发展动态 推进商业理论创新

现代商业

MODERN BUSINESS

全国中文流通经济类核心期刊
国家重点流通经济理论学术期刊

总第446期 第1期 2017年
国际标准刊号:ISSN 1673-5889
国内统一刊号:CN11-5392/F
www.xiandaishangye.com

1
月



从大卖场到小业态

建设自有品牌、提供精细化的增值服务、与购物者建立全方位的沟通与交互将是2017年零售业的新玩法

ISSN 1673-5889



主题报道 TOPIC REPORT

05 从大卖场到小业态

建设自有品牌,提供精细化的增值服务,与购物者建立全方位的沟通与交互将是2017年零售业的新玩法

06 小业态:未来商超的方向

21世纪的第一个十年后,颠覆了数十年大卖场形式正在悄然褪色,以打造独特购物体验的小业态便利店模式却发展的风生水起

09 玩转小业态:乐城超市在路上

“从创业至今,乐城超市的出发点是没有变的,小业态将成为乐城未来发展和盈利的主要方向。”——王卫

零售杂谈 DISCUSSION

11 制造业的蜕变

当西方国家开始第一次工业革命,第二次工业革命的时候,中国还在闭门造车。

20 外资撤离中国之反思

近时期,外资撤离中国,似成一股潮流。

商业流通 The Business Circulate

29 黑龙江省农资共同配送模式探讨

30 跨境电子商务海外仓储问题的分析及阐述

32 服装电子商务满足个性化所需要的三大要素

33 上海优化改造存量商业资源发展众创空间的策略研究

35 零售业电子商务B2F转型模式研究

36 “互联网+”环境下的农产品冷链配送模式创新研究

38 商业流通与电子商务的变革

39 实体店商业模式创新实证研究

42 “互联网+”时代我国农产品供应链发展模式探析

44 浅析互联网冲击下的实体商铺生存之路

市场营销 Marketing

46 天猫双十一的营销方式研究论述

48 浅谈卷烟消费群体价值取向转变促销手段“年轻化”

50 中国财产保险销售渠道的创新方式研究论述

52 网络营销渠道与传统营销渠道整合策略

国际贸易 International trade

53 新形势下国际经济与贸易的发展趋势分析

55 浅析绿色贸易壁垒对我国的影响与对策分析

57 中美贸易摩擦及其解决对策研究

59 浅析我国加工贸易发展现状与产业升级对策分析

61 网络经济对我国出口贸易的影响及对策研究

63 文化差异对国际贸易的影响及对策分析

65 知识经济对我国贸易的影响及我国的对策

电子商务 Electronic Bussiness

67 大学生电子商务创业训练平台策划与构建研究

68 外贸新常态下跨境电子商务的转型发展

70 酒店管理互联网应用方案

71 酒店网络评价处理初探

73 论跨境电商我国海关监管困境的再突破

75 移动支付对烟草行业及非烟物流带来的影响

77 跨境电子商务为我国外贸行业带来的机遇与挑战

产业研究 The Industrial Study

79 高速公路通行量景气指数预警阈值动态调整方法研究

80 浅析国内空调业发展面临的挑战与机遇

82 广告污染的现状与对策研究

网络应用 Network Application

84 新型大学校园互助O2O软件的运营模式研究

85 信息安全在移动终端中的运用

公共管理 Public Administration

87 浅谈如何加强公共财政经济监督

89 促进我国技术创新的企业所得税优惠政策研究

90 论公积金制度的有效性和改进措施

92 基于DEA方法的吉林省县级财政支出绩效评价

资本运营 The capital luck camp

93 基于互联网金融下的小微企业融资模式研究

95 PPP模式和BOT模式的比较分析

品牌 Brand

97 基于选择成本、效用论视角的品牌经济学研究

人力资源 Human Resources

101 新劳动法实施后的企业人力资源管理方式分析

103 北京上市公司股权激励现状及实施效果研究

105 贵州山地旅游背景下的导游人才胜任力模型构建研究

107 基于博弈论分析的制造业基层员工的激励模式研究

109 基于任职资格体系的人力资源管理与开发探微

111 论如何提高铁路企业的人力资本投资效益

宏观经济 Macroscopic economy

112 “营改增”对地方财政收入的影响研究

114 我国地方债治理问题研究

116 通货膨胀预期及其管理相关问题研究

118 “一带一路”战略下的中国内陆自贸区发展定位分析

120 “一带一路”对经济促进的研究

121 科学发展观下的财政经济

金融视线 Financial View

123 优先股应否深入

124 科技与金融融合发展势在必行

126 公司产权性质与银行借款

127 供给侧改革下我国商业银行消费信贷质押模式创新研究

129 基于产业视角下的科技金融体系的构建

130 有效市场假说中的套利行为分析

132 中国农村金融供给与需求结构研究

133 基于人民币汇率问题的对外贸易分析

135 京、沪、杭地区产业引导基金的成功经验及其启示

“营改增”对地方财政收入的影响研究

——以Y市S县为例

郑竞 成都理工大学商学院 四川成都 610059

摘要:从2016年5月1日起,我国全面实施营业税改征增值税(“营改增”)。由于“营改增”前营业税100%属于地方财政收入,增值税25%属于地方财政收入,因而“营改增”后必将削弱地方政府财力。为此,本文以Y市S县为例,研究“营改增”对S县地方财政收入的影响。并从微观到宏观,从保障地方经济社会健康稳定和谐发展、助推全面建设小康社会的角度出发,提出“营改增”后促进地方政府财政收入稳定增长的意见和建议,以期能够为提供政府决策参考。

关键词:“营改增”; 财政收入; 收入划分方法

2016年3月,李克强总理在十二届全国人民代表大会第四次会议上宣布,从2016年5月1日起,在全国范围内全面实施营业税改征增值税。由于“营改增”前营业税100%属于地方财政收入,增值税25%属于地方财政收入,因而“营改增”后必将削弱地方政府财力。为此,营业税的消失,必将迫使各级政府决策部门重新考量行政运转的财力保障,倒逼现行财政收入管理体制的进一步改革。

一、“营改增”背景

(一)营业税、增值税的收入划分

1993年12月,《中华人民共和国营业税暂行条例》、《中华人民共和国增值税暂行条例》颁布,从1994年1月1日起施行。同时,国务院于1994年建立中央和地方税收体系,分设国家和地方两套税务机构分别实施税收征管。其中,国家税务局主要征收增值税等税种,地方税务局主要征收营业税等税种,营业税成为地税部门第一大税种。从财政收入的分配比例来看,从1994年起,由国税部门征收的增值税中

央分享75%,地方分享25%。由地税部门征收的营业税100%属于地方财政收入。

(二)“营改增”进程

2011年11月16日,财政部、国家税务总局发布关于印发《营业税改征增值税试点方案》的通知(财税[2011]110号),决定从2012年1月1日起,在上海市交通运输业和部分现代服务业开展营业税改征增值税试点。2012年7月31日,在全国部分地方开始逐步推开,至2016年4月31日,随着六年的改革进程,除交通运输、建筑安装、房地产、金融、餐饮住宿、租赁业以外,营业税暂行条例规定的多数税目已改征增值税。2016年3月12日,十二届全国人民代表大会第四次会议,李克强总理宣布从5月1日起全面实施营业税改征增值税,营业税从此全面退出历史舞台。

二、研究思路

本文以全面“营改增”对地方政府财政收入的影响为选题,

科技风

KE JI FENG



CN13-1322/N
ISSN1671-7341

2017年7月上
总第319期

主管：河北省科学技术协会

主办：河北省科技咨询服务中心

- ◎ 中国知网全文收录期刊
- ◎ 万方数据全文收录期刊
- ◎ 维普网全文收录期刊
- ◎ 龙源期刊网全文收录期刊
- ◎ 河北省图书馆馆藏期刊

ISSN 1671-7341



9 771671 734167



科技风杂志社官方微信

科技风杂志社编辑出版
<http://www.kejifeng.com>

CONTENTS 目录

科技创新

基于年龄变化的人脸识别	范铭升	吴汉枢	(1)		
重力势能驱动的智能越障小车的设计	葛桐旭	吴艺伟	胡志超	(2)	
国内汽车碰撞安全座椅专利技术综述	黄 琴	周 强	(3)		
能够防伞骨脱落的珠尾结构设计	李 蕾	张伟南	张 涛	(4)	
基于 STC15W4K32S4 芯片的智能晒衣装置	阳思琦	(5)			
电子自动翻书机的研究	杨 扬	戴博文	(6)		
基于云计算的煤矿安全监管信息系统研究	荀亚林	(7)			
创新型滴眼液瓶体结构设计	吴 瑶	边文竞	李计兵	沈琴琴	(8)
探究汽车变速器壳体加工新工艺	李明明	邓 宁	孙晓飞	(9)	
交换设备维护技能的突破与创新	金宝霞	刘晓航	刘 朋	王恒超	(10)
一种两轴和四轴扇翼飞行器的设计	林超希	张文宇	马 超	(11)	
新能源汽车的故障问题与维修关键技术探讨	刘福华	(12)			

基于年龄变化的人脸识别

范铭升¹ 吴汉枢²

1. 成都理工大学核技术与自动化工程学院 四川成都 610059; 2. 成都理工大学商学院 四川成都 610059

摘要:本文基于对数字图像处理问题的研究,建立了图像预处理模型与图像相似度计算模型,同时从轮廓检测与提取和特征识别方面对模型进行了修正。第一,在图像预处理模型中,本文采用 Niblack 二值化算法对人脸斑点、肤色和皱纹等一些皮肤细节部分进行滤波处理,通过设置阈值来除去皮肤细节等问题,实现对图像特征区域的粗略提取。第二,在边缘检测模型中,本文采用的是高斯滤波和拉普拉斯边缘检测算法相结合的方法,使用高斯-拉普拉斯算子对图像实行边缘检测,通过检测得到进而提取人脸的轮廓。第三,在图像相似度计算中,本文建立了基于 SVD 奇异矩阵分解的 PCA 主成分分析模型,实现对图像特征向量的提取,然后采用巴氏距离算法计算人脸轮廓图像相似度。

关键词:Niblack 二值化算法;边缘检测;主成分分析;巴氏距离算法

在计算机和多媒体技术高速发展的当今世界,关于人脸识别的问题从来都是极具研究性的课题。对于一个人从小到大的过程,如果没有整容的经历,那么这个人年轻时和年老时的面部总会保留很大的相似性,本文据此特点进行研究分析。

1 图像预处理

Niblack 二值化算法可以去除图像中的人脸斑点和皱纹等的干扰,从而能够比较粗略地提取出人脸的特征区域。

该算法的基本原理就是:对于图像中每一个像素点,在它的邻域内,计算出相应的阈值,然后二值化处理。将中心点及其邻域 $r \times r$ 范围内二值化后的结果为 $b(x,y)$ 、 $g(x,y)$ 为中心点的灰度值,算法过程如下:

(1) 首先计算中心坐标 $r \times r$ 范围内均值灰度 $m(x,y)$ 与标准方差 $s(x,y)$,然后根据方差和均值灰度计算出中心点的阈值,如下式

$$T(x,y) = m(x,y) + k \cdot s(x,y) \quad (1)$$

(2) 根据均值灰度、标准方差和上式计算的阈值,将中心点二值化可得:

$$b(x,y) = \begin{cases} 0, & g(x,y) \leq T(x,y) \\ 255, & g(x,y) > T(x,y) \end{cases} \quad (2)$$

接下来把下一个点作为中心点,重复上述步骤,并绘出灰点直方图。幼年期和青年期人脸图像原始灰度图、灰点直方图, Niblack 二值化和二值化对比如图 1、图 2。



图 1



图 2

2 边缘检测与轮廓提取

本文采用高斯滤波和拉普拉斯边缘检测算法相结合的方法,用高斯-拉普拉斯算子对图像实行边缘检测,实现人脸的轮廓的获取,具体过程如下。

图像的边缘处灰度值函数的拉普拉斯计算为:

$$\nabla^2 f = \text{div}(\nabla f) = \frac{\partial^2 f}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 f}{\partial y^2} \quad (\text{注:div 为散度}) \quad (3)$$

在图像边缘处,如果 $f(x,y)$ 的拉普拉斯运算产生零点,即可判断为图像的边缘。在经过边缘检测之后,将提取的轮廓用于下一步相似度求解。

3 相似度求解

在统计中,巴氏距离算法不仅可以测量相似度,还与衡量两个物品之间的重叠量的巴氏系数息息相关。

巴氏距离的定义如下:

$$D_B(p,q) = -\ln(BC(p,q)) \quad (4)$$

其中,BC 是巴氏系数,通过巴氏系数可反映出 p 和 q 间的巴氏距离,巴氏距离越接近于 1,两幅图像的相似度越高。

通过 MATLAB 得出灰度直方图对比结果如图 3 所示,可以发现两张图片的灰度直方图分布基本一致。

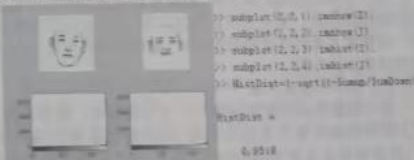


图 3 的年期与青年期灰度直方图和相似度计算

据此,进一步对两张轮廓照片进行量化,并进行定量求解相似度,重新使用 MATLAB 求解得结果: $\text{HistDist} = 0.9519$ 。

4 结语

人脸通常是一张图像的重要信息,对于一个人从小到大的过程,如果没有整容的经历,那么这个人年轻时和年老时的面部总会保留很大的相似性,本文所述方法正是利用这一特点实现了基于年龄变化的人脸识别。

参考文献:

- [1] 黄福珍,余星星.基于肤色和人脸形状约束的正面人脸轮廓提取算法[J].上海电力学院学报,2012,28(4):361-364.
- [2] 张媛,张燕平.一种 PCA 算法及其应用[J].计算机技术与应用,2005,15(2):67-68.
- [3] 任成焜.基于 LPP_SIFT 和巴氏距离相结合的人脸识别算法[J].电子设计工程,2015,(2):35-37.



成都理工大学2016年教学成果奖

获奖证书

获奖名称：《基础会计学》教材

获奖者：张虹 陈艳秋 朱靖 林祥友 王勇

获奖等级：三等奖



二〇一六年七月二十五日




高等学校应用型特色会计系列教材

基础会计学

Basic Accounting

主 编 张 虹 陈艳秋
副主编 朱 琦 林祥友 王 勇

 经济管理出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

基础会计学/张虹, 陈艳秋主编. —北京: 经济管理出版社, 2014.12
ISBN 978-7-5096-3594-0

I. ①基… II. ①张… ②陈… III. ①会计学—教材 IV. ①F230

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2015) 第 003758 号

组稿编辑: 杨国强
责任编辑: 杨国强 张瑞军
责任印制: 黄章平
责任校对: 超凡

出版发行: 经济管理出版社
(北京市海淀区北蜂窝 8 号中雅大厦 A 座 11 层 100038)

网 址: www.E-mp.com.cn

电 话: (010) 51915602

印 刷: 三河市延风印装厂

经 销: 新华书店

开 本: 880mm×1230mm/16

印 张: 18.5

字 数: 572 千字

版 次: 2015 年 3 月第 1 版 2015 年 3 月第 1 次印刷

书 号: ISBN 978-7-5096-3594-0

定 价: 58.00 元

·版权所有 翻印必究·

凡购本社图书, 如有印装错误, 由本社读者服务部负责调换。

联系地址: 北京阜外月坛北小街 2 号

电话: (010) 68022974 邮编: 100836

目 录

第一章 总 论	001
第一节 会计概述	002
一、会计的产生和发展	002
二、会计的概念	003
三、会计的特点	004
四、会计的学科体系	004
第二节 会计职能与作用	005
一、会计的职能	005
二、会计的作用	006
第三节 会计对象与会计要素	006
一、会计对象	006
二、会计要素	007
三、资金运动形态	010
第四节 会计核算基本前提与会计核算基础	010
一、会计核算基本前提	010
二、会计核算基础	012
第五节 会计信息质量要求	012
一、会计信息质量要求的主要内容	012
二、会计信息质量要求的相互关系	014
第六节 会计基本方法	015
一、会计核算方法	015
二、会计分析方法	016
三、会计检查方法	016
第二章 账户和复式记账	021
第一节 会计科目与账户	022
一、会计科目	022
二、账户	025
第二节 复式记账	026
一、复式记账原理	026

二、复式记账法	021
三、借贷记账法	021
第三节 总分账账户与明细分类账户	035
一、总分账账户和明细分类账户的关系	035
二、总分账账户和明细分类账户的平行登记	036
三、总分账账户和明细分类账户的核对	037
第三章 企业主要生产经营业务的核算	045
第一节 制造业企业主要生产经营业务概述	046
一、制造业企业主要生产经营业务核算的意义	046
二、制造业企业主要生产经营业务核算的内容	046
第二节 资金筹集业务的核算	048
一、所有者权益筹资业务的核算	049
二、负债筹资业务的核算	052
第三节 购进与付款业务的核算	056
一、存货购进与付款业务的核算	056
二、固定资产购置与付款业务的核算	064
三、无形资产购置与付款业务的核算	067
第四节 生产与费用业务的核算	068
一、生产与费用业务的核算内容	068
二、生产与费用业务的账户体系及主要经济业务会计核算	069
第五节 销售与收款业务的核算	081
一、销售与收款业务的核算内容	081
二、销售与收款业务的账户体系及主要经济业务核算	081
第六节 财务成果的核算	087
一、利润构成的内容	087
二、利润形成的账户体系及主要经济业务核算	088
三、利润分配的账户体系及主要经济内容的核算	093
第七节 其他行业企业经营业务的核算	095
一、商品流通企业经营业务的核算	095
二、现代物流企业经营业务的核算	100
三、房地产企业经营业务的核算	101
第四章 账户的分类	113
第一节 账户按其经济内容的分类	114
一、资产类账户	114
二、负债类账户	115
三、所有者权益类账户	115
四、成本类账户	115
五、损益类账户	115
第二节 账户按用途结构分类	115
	116

一、银行存款	116
二、结算账户	117
三、调整账户	118
四、集合分配账户	121
五、成本计算账户	121
六、跨期摊提账户	122
七、损益账户	123
八、财务成果账户	123
九、资本账户	124
十、暂记账户	124
第五章 会计凭证	129
第一节 会计凭证概述	130
一、会计凭证的概念	130
二、会计凭证的意义	130
三、会计凭证的种类	130
第二节 原始凭证	132
一、原始凭证的基本内容	132
二、原始凭证的填制	132
三、原始凭证的审核	134
第三节 记账凭证	135
一、记账凭证的基本内容	135
二、记账凭证的种类和填制方法	135
三、记账凭证的填制	138
四、记账凭证的审核	138
第四节 会计凭证的传递和保管	139
一、会计凭证的传递	139
二、会计凭证的保管	139
第六章 会计账簿	143
第一节 会计账簿概述	144
一、会计账簿的概念	144
二、会计账簿的意义	144
三、会计账簿的种类	144
第二节 会计账簿的设置和登记	146
一、会计账簿的设置原则	146
二、序时账簿的设置与登记	148
三、分类账簿的设置与登记	150
四、备查账簿的设置与登记	153
第三节 会计账簿的应用规则	154
一、会计账簿的启用规则	154
二、会计账簿的登记规则	154

004	基础会计学	
	三、会计账簿的更正规则	155
第四节	对账与结账	157
一、对账		157
二、结账		159
第五节	会计账簿的更换与保管	161
一、会计账簿的更换		161
二、会计账簿的保管		162
第七章	会计循环与账务处理程序	167
第一节	会计循环	168
一、会计循环的概念		168
二、会计循环的基本环节		168
第二节	账务处理程序概述	170
一、账务处理程序的概念		170
二、账务处理程序的种类		171
第三节	记账凭证账务处理程序	171
一、记账凭证账务处理程序的特点		171
二、记账凭证和账簿的设置		171
三、记账凭证账务处理程序的基本步骤		172
四、记账凭证账务处理程序的优缺点及适用范围		172
五、应用举例		172
第四节	科目汇总表账务处理程序	183
一、科目汇总表账务处理程序的特点		183
二、记账凭证和账簿的设置		183
三、科目汇总表的编制方法		183
四、科目汇总表账务处理程序的基本步骤		183
五、科目汇总表账务处理程序的优缺点及适用范围		184
六、应用举例		185
第五节	汇总记账凭证账务处理程序	187
一、汇总记账凭证账务处理程序的特点		187
二、记账凭证和账簿的设置		187
三、汇总记账凭证的编制方法		188
四、汇总记账凭证账务处理程序的基本步骤		188
五、汇总记账凭证账务处理程序的优缺点及适用范围		189
六、应用举例		189
第六节	多栏式日记账账务处理程序	191
一、多栏式日记账账务处理程序的特点		191
二、记账凭证和账簿的设置		191
三、多栏式日记账的登记方法		191
四、多栏式日记账账务处理程序的基本步骤		192
五、多栏式日记账账务处理程序的优缺点及适用范围		192
第七节	日记总账账务处理程序	193

55
57
57
9
1

一、日记总账账务处理程序的特点	193
二、记账凭证和账簿的设置	193
三、日记总账的登记方法	193
四、日记总账账务处理程序的基本步骤	193
五、日记总账账务处理程序的优缺点及适用范围	194
第八章 财产清查	201
第一节 财产清查概述	202
一、财产清查的概念	202
二、财产清查的意义	202
三、财产清查的种类	202
第二节 财产清查的盘存制度	203
一、永续盘存制	203
二、实地盘存制	204
第三节 财产清查的方法	205
一、财产清查前的准备工作	205
二、财产清查的常用方法	205
第四节 财产清查结果的处理	207
一、财产清查结果处理的基本步骤	207
二、财产清查的账务处理	208
第九章 财务报告	215
第一节 财务报告概述	217
一、财务报告的概念及作用	217
二、财务报告的编制要求	217
三、财务报告的构成	219
第二节 资产负债表	219
一、资产负债表的概念及作用	219
二、资产负债表的格式和基本内容	219
三、资产负债表的编制方法	221
四、资产负债表的编制实例	224
第三节 利润表	226
一、利润表的概念及作用	226
二、利润表的格式和基本内容	226
三、利润表的编制方法	228
四、利润表的编制实例	229
第四节 现金流量表	230
一、现金流量表的概念及作用	230
二、现金流量表的格式和基本内容	230
三、现金流量表的编制方法	232
四、现金流量表的编制实例	234
第五节 所有者权益变动表	235

008 基础会计学 (BASICS ACCOUNTING)	
一、所有者权益变动表的概念及作用	262
二、所有者权益变动表的格式和基本内容	262
三、所有者权益变动表的编制方法	262
四、所有者权益变动表的编制实例	262
第六节 财务报表附注	262
一、财务报表附注的概念及作用	262
二、财务报表附注的主要内容	262
第七节 财务报告分析	262
一、财务报告分析的概念及作用	262
二、财务报告分析的基本方法	262
第十章 会计工作质量保障体系	262
第一节 会计工作质量保障体系概述	262
一、会计工作质量保障体系建立的意义	262
二、会计工作质量保障体系的构成	262
第二节 会计工作质量的法规保障体系	262
一、会计法律	262
二、会计行政法规	262
三、会计部门规章	262
四、会计准则	262
五、会计工作相关规定	262
六、会计职业道德	262
第三节 会计工作质量的组织保障体系	262
一、会计机构的设置	262
二、会计人员的配备	262
三、会计信息的监管	262
第四节 会计工作质量的信息载体保障体系	262
一、传统的手工会计阶段	262
二、会计电算化阶段	262
三、面向未来的网络会计阶段	262
第十一章 会计信息化	274
第一节 信息化对传统会计的影响	274
一、对会计理论的影响	274
二、对会计实务的影响	274
三、对会计工作环境的影响	275
第二节 会计信息化的发展	276
一、会计信息化的概念及特征	276
二、会计信息化的发展过程	276
三、会计信息化的意义	277
第三节 会计信息系统的构成与应用	277
一、会计信息系统的概念	277

基础会计学

Basic Accounting

投稿咨询: 13641165384
投稿邮箱: 5840123952@qq.com
责任编辑: 杨国强 张瑞军
装帧设计: 杨丰瑜
经济管理出版社网址: www.E-mp.com.cn

ISBN 978-7-5096-3596-0



9 787509 635960 >

定价: 58.00元

G 高等学校应用型特色会计系列教材

财务会计学

Financial Accounting

主 编 陈艳秋 张 虹 副主编 朱 靖 林祥友

 经济管理出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

财务会计学/陈艳秋, 张虹主编. —北京: 经济管理出版社, 2017.1
ISBN 978-7-5096-4752-3

I. ①财… II. ①张… ②陈… III. ①财务会计 IV. ①F234.4

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2016) 第 280144 号

组稿编辑: 杨国强
责任编辑: 杨国强 张巧梅
责任印制: 黄章平
责任校对: 超凡 雨千

出版发行: 经济管理出版社
(北京市海淀区北蜂窝 8 号中雅大厦 A 座 11 层 100038)

网 址: www.E-mp.com.cn

电 话: (010) 51915602

印 刷:

经 销: 新华书店

开 本: 880mm×1230mm/16

印 张: 36.75

字 数: 1136 千字

印 数: 1—2000 册

版 次: 2017 年 9 月第 1 版 2017 年 9 月第 1 次印刷

书 号: ISBN 978-7-5096-4752-3

定 价: 80.00 元

·版权所有 翻印必究·

凡购本社图书, 如有印装错误, 由本社读者服务部负责调换。

联系地址: 北京阜外月坛北小街 2 号

电话: (010) 68022974 邮编: 100836



目 录

第一章 总 论	001
第一节 财务会计目标	002
第二节 会计基本前提和会计基础	004
第三节 会计信息质量要求	007
第四节 会计要素	009
第五节 会计确认和计量	015
第二章 货币资金及应收项目	021
第一节 货币资金	022
第二节 应收票据	032
第三节 应收账款	037
第四节 其他应收款与预付账款	042
第三章 存 货	049
第一节 存货概述	050
第二节 存货的确认和初始计量	051
第三节 发出存货的计量	056
第四节 存货核算的其他方法	060
第五节 存货清查	066
第六节 存货的期末计量	067
第四章 金融资产	079
第一节 金融资产概述	080
第二节 以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产	081
第三节 持有至到期投资	085
第四节 可供出售金融资产	093
第五章 长期股权投资	101
第一节 长期股权投资概述	102
第二节 长期股权投资的初始计量	102

第三节	长期股权投资的后续计量	105
第四节	长期股权投资核算方法的转换	108
第五节	长期股权投资的处置	109
第六章	投资性房地产	115
第一节	投资性房地产概述	116
第二节	投资性房地产的确认和初始计量	118
第三节	投资性房地产的后续计量	121
第四节	投资性房地产的转换与处置	124
第七章	固定资产	135
第一节	固定资产概述	136
第二节	固定资产的初始计量	138
第三节	固定资产的后续计量	146
第四节	固定资产的处置	155
第八章	生物资产与油气资产	163
第一节	生物资产与油气资产概述	164
第二节	生物资产的确认和计量	166
第三节	油气资产的确认和计量	181
第九章	无形资产	197
第一节	无形资产概述	198
第二节	无形资产的确认和初始计量	199
第三节	无形资产的后续计量	203
第四节	无形资产的处置	206
第十章	资产减值	213
第一节	资产减值概述	214
第二节	资产可收回金额的计量	216
第三节	资产减值损失的确认和计量	220
第四节	资产组的认定及减值处理	222
第五节	商誉减值测试及处理	227
第十一章	流动负债	235
第一节	流动负债概述	236
第二节	短期借款	237
第三节	应付及预收款项	238
第四节	应付职工薪酬	241
第五节	应交税费	246
第六节	其他流动负债	252

第十二章 非流动负债	257
第一节 非流动负债概述	258
第二节 长期借款	258
第三节 应付债券	259
第四节 长期应付款	262
第十三章 所有者权益	267
第一节 所有者权益概述	268
第二节 实收资本	280
第三节 资本公积和其他综合收益	284
第四节 留存收益	287
第十四章 收入、费用和利润	297
第一节 收 入	298
第二节 费 用	320
第三节 利 润	321
第十五章 财务报告	331
第一节 财务报告概述	332
第二节 资产负债表	336
第三节 利润表	351
第四节 现金流量表	355
第五节 所有者权益变动表	372
第六节 附 注	376
第七节 分部报告	377
第八节 中期财务报告	381
第九节 合并财务报表	385
第十六章 非货币性资产交换	397
第一节 非货币性资产交换概述	398
第二节 非货币性资产交换的确认与计量	399
第十七章 债务重组	415
第一节 债务重组概述	415
第二节 债务重组的确认和计量	416
第十八章 或有事项	429
第一节 或有事项概述	430
第二节 或有事项的确认和计量	433
第三节 或有事项会计处理原则的应用	437

第十九章 借款费用	453
第一节 借款费用概述	454
第二节 借款费用的确认和计量	455
第二十章 所得税	471
第一节 所得税会计概述	472
第二节 计税基础及暂时性差异	473
第三节 递延所得税资产及递延所得税负债的确认和计量	480
第四节 所得税费用的确认和计量	484
第二十一章 租 赁	493
第一节 租赁概述	494
第二节 经营租赁	496
第三节 融资租赁	498
第四节 售后租回	506
第二十二章 外币业务	517
第一节 外币业务概述	518
第二节 外币交易的确认和计量	518
第三节 外币财务报表折算	525
第二十三章 政府补助	535
第一节 政府补助概述	536
第二节 政府补助的确认和计量	538
第二十四章 会计政策、会计估计变更和差错更正	545
第一节 会计政策及其变更	546
第二节 会计估计及其变更	554
第三节 前期差错及其更正	556
第二十五章 资产负债表日后事项	563
第一节 资产负债表日后事项概述	564
第二节 资产负债表日后调整事项	567
第三节 资产负债表日后非调整事项	572

- 责任编辑：杨国强 张巧梅
- 装帧设计：李海霞

高等学校应用型特色会计系列教材



出版咨询：13641165384
投稿邮箱：584012395@qq.com
经济管理出版社网址：www.E-mp.com.cn





财会通讯[®]

COMMUNICATION OF FINANCE AND ACCOUNTING

国内统一刊号: CN42-1103/F 国外代号: 4664M 国内邮发代号: 38-191

全国中文核心期刊 湖北省优秀期刊

“营改增”对企业财务能力影响实证研究

——以信息技术服务业为例

内部控制环境与会计信息失真问题研究

——以海康公司为例

政府与企业资产负债表比较分析

网络游戏公司研发支出资本化会计处理探讨

——以中青宝为例

基于自然语言的会计事项智能判断方法研究



3

上
总第735期

2017年第7期

63	BOX建设模式会计处理探析	会计信息化 Accounting Information
	—— 董家明 王夏赫	101 基于自然语言的会计事项智能判断方法研究
67	电子商务对传统会计影响分析	—— 吴光成 肖 琳
	—— 阮 红 阮 勇 李 洁	105 大数据环境下企业财务管理信息系统应用探讨
70	企业内部股权投资抵销账务处理探索	—— 邱玉莲 钱苏婷
	—— 李海峰	107 会计信息系统在企业作业成本核算中的应用
73	环境因素整治预计负债会计核算浅探	—— 以苏州AMD企业为例
	—— 刘春玲 曹香云 赵青红	—— 孟明辉
		111 基于大数据的传统财务报表持续审计模型重构
		—— 王雪竹
	审计观察 Audit Perspective	
75	国家审计职业化建设探析	国际视野 Global Vision
	—— 王 颖 潘小莉 罗然菲 王峰玉	
79	国家审计公告制约因素分析	114 IFRS15对油气行业影响与对策分析
	—— 张 杰	—— 张红斌
82	村集体经济组织的内部审计研究	117 审计质量影响因素的国际框架及启示
	—— 以北京金隅天润为例	—— 吴成华
86	上市公司增值型内部审计体系构建	—— 梅晓芳
	—— 贾慧芳	122 生物资产价值计量的国际借鉴
90	效益导向型内部审计在国有企业中的应用	—— 刘向斌
	—— 李仕佳	
96	媒体负面报道对审计意见影响分析	观点 Views
	—— 马群芳 张夏生	125 论“供给侧”结构性改革对CPA审计的影响及对策
		—— 蒋红磊 贺世豪
	制度解读 Policy Interpretation	
99	浅析《政府会计准则第4号——无形资产》	简讯 Information
	—— 赵 豪	

电子商务对传统会计影响分析

成都理工大学 张虹 张莉 李洁

摘要:电子商务系统是依赖于电脑、互联网等科技产物形成的一种可以远程处理数据,进行货币交易、核算、报账、分析、审计和监管,全面支持电子商务活动的一种会计信息系统。本文具体分析了对传统会计理论对于电子商务的适用性,对电子商务对于传统会计发展方面的影响及电子商务环境下会计实践进行了初步探讨。

关键词:电子商务 传统会计 ERP 协同开航

电子商务是近年来普及的一种商业运作模式,电子商务的兴起使传统会计面临的经济环境发生了巨大变化。然而,电子商务对于传统会计的影响是脱离了传统会计的基本理论的。目前,一些对于电子商务对传统会计的挑战的研究存在一定的误区,具体表现在:电子商务的产生是对传统会计假设的颠覆或冲击这一点上,这表明电子商务系统的普及只是对传统会计的一个考验,电子商务一方面印证了传统会计的包容性、科学性、系统性;另一方面电子商务也会对传统会计理论造成一种延展性影响,对其提出更多的、更新的要求。

一、电子商务对传统会计影响理论分析

(一) 领域开航成为会计核心 日益多元化的竞争市场让企业面对更多的压力,传统的会计已经不能够完全满足电子商务环境下复杂的企业竞争,应做到企业的会计不断转变,从普通的核算会计朝着管理及决策的模型类型转变。企业的商务领域与财务领域的协同是支持在电子商务环境下企业会计能够正常运行的核心。

(1) 网络支持是领域开航的前提。然而由于网络概念的滞后以及人们认识的局限,会计领域在电子商务方面的运用推进速度有一些缓慢,仅仅在理论的探讨中才能看到会计领域在电子商务中的一些决策职能,电子商务离不开网络空间,而在电子商务的系统中实现财务领域与商务领域的协同开航也离不开网络的支持,在网络的环境中实现财务领域与商务领域有机的结合,让企业拥有统一的信息观,使企业的各部门实现协同化开航的有序运转。

(2) 商务流程成为会计核心要素。当企业正式投入ERP系统在经营中运行时,企业的信息系统建设进程和发展速度更加完善时,原本仅仅以财务权力配置为核心体系,由权力、利益、责任三要素相互关联的各个部门将逐步转变为以商务流程与财务权力共同作用为核心的体系,让企业在一个封闭的、循环的环境下处理企业商务流程,降低了决策被人为的主观因素打乱的几率,使决策的正确性得到提升,让企业的经营管理模式真正体现出企业的规划与控制都是以市场为导向来控制的。

(3) 领域开航能全面汇集数据。企业的运作更加的依赖于准确的相关的信息和大量的基础数据,但是,传统会

计的管理手段是基本上没有办法做到全面的,周全的汇集企业所需的数据与信息,提升企业管理效率以及企业自身的核心竞争力是企业参与激烈的市场竞争中必不可缺的一环,所以两个领域的协同开航也就成为了电子商务系统中会计的核心。

(二) 实施规划的重要 基于传统会计的成熟性、科学性、适用性,在电子商务的系统下必须以传统的会计理论为基础构建出新的更为健全的会计系统,而在构建此系统之前必须做好一定的实施规划,其具体原因有以下几点:

(1) 企业个性化的需求决定了实施规划的建立。整个电子商务系统是一个复杂的、多元素的应用程序,这个程序不仅仅只是为了一次性的满足企业对于经营流程。面对这种情况企业通常有两种选择,一种是直接让企业管理系统与电子商务系统开航为一个系统,并在企业经营中不断的完善升级该系统,让系统不断升级满足企业各方面的需求;另一种是选择多种系统同时使用,在不同的情况下选择不同的电子商务系统来满足企业的不同经营目标,这两种方法都能实现企业的要求,选择哪一种方法来满足企业在电子商务系统下的生产经营活动跟企业管理层的偏好有关,但是第一种方法对于企业来说需要很强的技术支持新系统的开发及升级服务;第二种方法中电子产品的同有很大的差异,实现多系统的开航使用替代成本会比较高,所以企业在具体实施前应当建立可行的规划来确保实行顺利。

(2) 结合我国国情制定实施规划。在我国,目前大多数企业使用的ERP系统都是依据欧美国家会计体系来设计的系统,并未实际的结合我国的相应国情,无法准确完善的直接应用到我国的电子商务系统中,所以,企业在电子商务系统下更应当结合我国国情,考虑自身发展特点,来制定一套合乎企业走向的实施规划来满足企业利用电子系统进行生产经营。

(3) 落实规划实施过程是新会计发展的核心。企业管理者必须认识到,中国电子商务系统下的电子会计大多因为在实施方面的不足对企业的生产经营活动产生了很多不利影响,电子会计系统不能发挥其应有的职能,没有应用效果良好的作用,而目前市场上的电子会计软件是无法全面满足电子商务变化的,所以更为重要的目标应当放在

企业制定实施规划这一方面,在制定时企业可以考虑以下几个方面:首先,企业应视具体情况考虑近期的经营目标,随着实施过程中出现的问题改善电子会计系统;其次,结合最新的IT技术支持电子会计系统的升级,让系统能够准确地处理企业经营活动,满足企业近期经营目标的同时大致勾画出企业长期的发展规划,指引企业大致发展方向并方便企业随时查错补漏;最后,企业具体的经营目标与IT技术结合时首要考虑的要害是技术的成熟性、可靠性。

(三)传统会计核心流程的改变及拓展 电子商务环境下,企业原本坚持的会计核心流程已经不能让企业拥有最佳的指标来从事正常的生产经营活动,所以,企业应改变其核心流程,让企业得到最高效的运转,而这一切离不开企业的“业务流程再造”。

(1)客户需求成为新会计核心。电子商务环境下企业业务流程也应重新再造,企业当前正从事的主要工作活动是确定企业内部流程再造的核心,而市场的需求是决定企业外部流程的核心。以上内外两部分是企业电子商务流程再造的核心部分,同时也应该对支持企业运营的支持流程进行再造。电子商务的特性是将企业所有的商务领域的业务流程通过互联网注册本应当在现实中履行的步骤无纸化,这些流程除上述包含企业内外两部分商务流程,还包括企业运营的支持流程。企业外部商务流程具体包括在互联网背景下企业的销售、购人、网银支付、货物流通等方面,内部商务流程具体包括企业在其拥有的资源、人力、客户、信息、财务、市场等方面,而企业的支持流程包含了企业对于战略、财务、市场、人力、货物运输及货币流通等方面的管理及运用,综合企业内外商务流程及支持流程,不难看出对于电子商务的核心流程与支持流程的再造能让企业更加有效的得以运转,通过这样的业务流程再造,让电子商务环境下的会计以客户价值为核心,提升企业竞争力,降低企业在客户身上付出的成本,让电子商务环境下的会计更加符合企业需求,提升企业自身的管理效益。

(2)电子商务需求决定会计理论延伸方向。电子商务环境下的会计系统立足点应该是加强企业的管治,传统会计应随电子商务环境的特点摆脱对外报告的传统特点,企业决策者在电子商务的环境下想要正确的选择或衍生符合企业的会计理论框架来处理电子商务的问题,首先必须明确知道企业所需要的在此背景下的业务处理流程,其次是明确了解该框架能否真正满足企业业务流程要求,所以,企业自身拥有的会计理论框架具体拥有的功能是企业管理层必须明确了解的事项。

(3)新会计理论模式下对新软件的要求。在新的理论体系中究竟选择何种软件来满足企业的需求,需要看企业在电子商务模式下管理企业方面的具体需求是什么,我国的电子商务会计软件大多是由西方电子商务会计软件转变而来,所以企业在选择符合企业经营模式的软件时不仅

仅要让该软件符合企业的经营生产流程,更应当从中理解这个软件是否会给企业带来一种新的管理模式,让企业更好的提升核心竞争力。

(4)用动态的眼光看待新会计理论。“符合”是用一种动态的眼光来让理论体系符合企业的运作,即企业的业务流程再造,让企业会计能够在电子商务环境中以客户为中心更好的控制自身生产的成本,提供更好的服务,优化产品的质量,从根本上提升企业的核心竞争力,本文提出了在电子商务环境下企业的会计应从传统的核算会计核心向财务领域及商务领域的协同并轨方面转型,所以在拓展“符合”的会计理论框架时更应当注重资金决策、货物流通等方面,让企业的财务领域与商务领域协同并轨,注重企业生产经营的业务流程,从单一的核算及对外报告的模式下转为更好的了解客户的需求,了解市场的需求。

(四)企业人员素质提升突破岗位限制 新会计理论体系让企业各个部门之间不再单单是由责任等因素来建立联系,而是将各部门的联系贯穿于整个企业的业务流程,所以在将其投入到实际运行中时,不再是与传统会计理论一样仅仅提升财务岗位人员的素质,而是会突破岗位限制,提升与企业业务流程有关联的所有部门人员的素质。在拥有一个完整的电子商务运营环境,确定了建立在传统会计理论背景下的新会计理论体系的一系列数据操作,在拥有完整的会计信息的观测、保存留档之后,可以将新的会计理论投入实际运行,在运行过程中应根据新体系产生的新的业务从操作流程和规划新的章程,并对经过培训的会计人员所拥有的新的技能进行认定判断其是否合格,在这些行为之后应做好以下准备:首先制定发生应急预案和措施,以应付意外事故;其次确保真正的电子商务背景下的新会计理论能够有一个完好的运行环境,清楚试运行时所留下的信息;最后在电子商务环境下对新会计理论的工作状况做出评判。

(1)人机融合是会计理论实施要素。传统会计中的会计核算无法完全涵盖电子商务环境下的新会计系统的,虽然新会计理论是基于传统会计理论形成的,但是电子商务环境下的会计系统是一个业务操作人员与电子计算机系统互相融合的过程,需要收集电子数据的相关业务人士操作电脑来完成,所以业务人员的主观判断占绝大多数的原因不仅仅成为了财务人员手中的一个简单的应用程序,而是需要专业业务人员通过其思想运用新会计软件来进行企业管理。

(2)实现多岗位人员素质提升。在实际情况下运行该理论体系,不仅仅是对企业核心竞争力的一种提升,同时也是对业务人员素质的一种锻炼,是对于整个管理层人员从思想上的一种提升,同时,相关的业务人员也不应当仅仅只是培养在财务岗位上的员工,在培养人员的技能同时

也必须看到在新体系实际运行中对会计人员责任的重新划分,让每一位员工都承担起自己的责任,让生产经营活动。

二、电子商务对

(一)电子商务对传统会计流程的影响 电子商务模式下的会计流程是不同的,并不直接由银行支付平台,如支付宝、客户购买商品,然后商家确认货物后,通过供应商手中,具体加

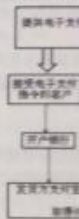


图1 商

由图1可以看出,钱转移到支付宝,因为从本质上讲,为交易双方之间的一定银行网络的性质,同传统会计中“银行货币资金——在线支付”这样就不违反传统件相吻合,通俗易懂。

(1)购货方具体 购货方将其银行账户;其他货币资 贷;银行存单 购货方收到货 借;库存商品 应交税费— 贷;其他货币 下。

(2)如果是销售 销售方发出货 货并收到支付宝 借;主营业务成 贷;库存商品

也必须看到在新系统下由其所获得的新的技能知识运用于实际运行中对企业的提升是显而易见的,最大限度的刺激员工的责任感,让员工拥有更好的工作态度来面对企业生产经营活动。

二、电子商务对传统会计影响实践探讨

(一)电子商务模式下商品购销和现金流核算 电子商务模式下的现金流和资金与传统会计核算采购模式下的流程是不同的,电子商务模式下的产品购销和资金流动并不直接由银行账户之间进行转移,而是通过了第三方支付平台,如支付宝。如果购货方将其银行存款转入支付宝账户购买商品,然后网络提供商接到订单后发出商品,由买家确认货物后,通知支付宝付款,这时候钱才被转移到供应商手中。具体如图1所示:

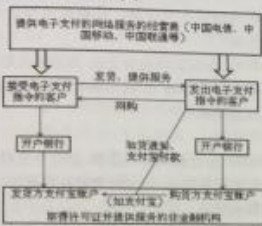


图1 商品购销和现金流核算流程图

由图1可以看出,购买者发出电子付款指令,当其银行的钱转移到支付宝时,购买方应被视为已发生了一笔业务。因为从本质上而言,支付宝支付平台是一个网络平台,为交易双方之间的资金提供安全、便捷的服务,尽管具有一定银行网络的性质,但其实质并不是金融机构,不应视同传统会计中“银行存款”进行核算。所以,建议以“其他货币资金——在线支付存款——××账户”科目进行处理。这样既不违反传统企业会计准则的规定,又与实际发生事件相吻合,通俗易懂,便于核算。

(1)购货方具体的会计核算如下:

购货方将其银行存款转移到支付宝账户时:

借:其他货币资金——在线支付存款——××账户
贷:银行存款

购货方收到货物,通知支付宝账户支付购货款时:

借:库存商品
应交税费——应交增值税——进项税额
贷:其他货币资金——在线支付存款——××账户

(2)如果是销售方,则其会计核算具有相对性,具体如下:

销售方发出货物时(收入暂不入账,等到对方确认收货并收到支付宝款项时再确认收入):

借:主营业务成本
贷:库存商品

销售方收到客户支付宝账户划款的款项时:

借:其他货币资金——在线支付存款——××账户
贷:主营业务收入

应交税费——应交增值税——销项税额

销售方如果将自己的支付宝账户资金转移到银行存款,则:

借:银行存款
贷:其他货币资金——在线支付存款——××账户

为了简化核算,电子商务模式下权责发生制的传统会计理论产生了一定动摇。因此,从会计核算的效率和网络经济的特点方面来看,建议采取收付实现制会计基础,从而大大简化了电子商务模式下的会计核算,这将是大势所趋。如果第三方支付平台发展成为网络银行这种金融机构,那将会让会计核算变的更加简单,当然,这是支付平台和金融机构之间的博弈问题,不属于本文的讨论范围。

(二)电子商务模式下网络分销及存货流转会计核算 电子商务企业的分销商可能是其分公司,也可能是个人网店,从而会计核算上有所不同。其一,分公司的会计核算应视同为独立的会计主体进行核算,会计期末无需进行会计报表的合并。其二,个人网店的会计核算不应视为独立会计主体核算,其销售额应由总部统一核算。

目前,很多电子商务企业在存货管理上使用电子商务ERP软件进行管理,由于ERP软件的财务模板核算功能不全,实务中会计核算又使用专门的财务软件,而同时网络平台上又有一套存货数据,很容易导致存货管理出现混乱。所以,电子商务ERP软件、财务软件、网络平台中的存货数据,应实现三账合一,并与实物数据进行定期或不定期对账。否则很容易导致存货管理不实,以及收入和成本核算不准确的情况发生。同时,建议电子商务ERP软件供应商增强其财务模块功能,财务软件供应商升级版本,使之能与网络系统数据即时对接。

(三)电子商务模式下销售货物同时赠送礼品会计核算 电子商务在销售商品的同时,有时会随商品销售赠送礼品给顾客,以刺激顾客的购买欲,这种情况发生频繁,也是电子商务企业会计核算不可回避的一个实际问题。送赠品是一种促销手段,赠品的成本应该进入企业的促销费用。企业购入的礼品若单位价值不高,为简便核算,可以在购入时直接计入销售费用,如:

借:销售费用
贷:库存现金或银行存款

如果礼品单位价值较高,库管人员配备充足,为加强管理,可以单独建立台账,以加强该部分资产的管理。

(四)电子商务ERP软件及网络推广费用时的会计核算 电子商务企业如果购买的电子商务ERP软件金额较大,应视同无形资产进行核算和摊销;如果是分期付款的,则视同无形资产使用费进行核算。支付使用费时:

企业内部股权投资抵销账务处理探索*

盐城师范学院商学院 李海玲

摘要: 内部股权投资抵销业务处理难度大、账务处理多。本文借助数轴、词汇、框架来体现抵销处理思路,并得具有有机融合,从而有效呈现账务处理逻辑关系,高效区分核心易混区域,快速锁定账务处理及科目,旨在形成有机框架体系,提供清晰易懂抵销方式。

关键词: 内部股权投资 数轴串联 账面系列 公允系列

内部股权投资抵销处理涉及三种会计主体(母公司、子公司、集团公司);涉及多个期间(合并当日和合并日后连续期间);需要区分控制类型(同一控制和非同一控制);需要明确价值基础(账面价值和公允价值),根据不同的价值基础又会衍生出一系列不同的抵销金额,直接影响抵销处理的正确性。基于此,本文对该项内容进行深入研究,期望符合并股权投资抵销处理通过图示清晰地展现。

一、融合多种方式的内部股权投资抵销处理框架

第一,数轴串联时期,呈现递推关系。对于内部股权投资抵销处理,涉及的期间包括合并日和合并日后,合并日后包括连续的多个期间。各期间账务处理递推关系紧密,环环相扣。前期账务处理的正确性直接影响后期账务处理的正确性,如何有效厘清各期间账务处理将是内部股权投资抵销处理首先要解决的问题。本文尝试通过数轴将这些众多的时期予以标示,各期间清晰醒目,不易混淆,具体见下文例解。其次,借助数轴将前一时期的账务处理显示在数轴对应时期的下方,对照整理的前一时期账务处理,递推后一时期账务处理,直观鲜明,有利于快速准确地掌握各时期账务处理间的递推关系。

第二,提炼对比词汇,区分易混系列。对于内部股权投资抵销,必须区分同一控制和非同一控制两种类型,不同的控制类型,其价值基础不同,进一步分为账面价值和公允价值。根据不同的价值基础又会衍生出后续一系列的词汇。而且,这两种价值基础及其后续系列,难区分,易混淆。本文基于两种控制的本质区别:账面价值与公允价值,推出一系列对比词汇:

账面净利润 账面提取盈余公积 账面未分配利润变动
账面所有者权益变动 账面长期股权投资变动 账面少数股东权益变动

公允净利润 公允提取盈余公积 公允未分配利润变动
公允所有者权益变动 公允长期股权投资变动 公允少数股东权益变动

通过提出这些核心词汇,引起对该项内容的注意,从而形成条件反射,自觉主动地对需要进行抵销的项目进行账面与公允的思考对比。同一控制下,需要以账面价值为基础,后续一系列的抵销处理均以账面为基础,与公允价值无关。而非同一控制下,则需将账面转换为公允,后续一系列的抵销处理都要将账面转换为与之相对应的公允。而且,这些提炼的系列核心词汇之间存在因果关系,通过联

借:管理费用

贷:其他货币资金——在线支付存款——××账户
网络推广费会计核算如下:

借:销售费用

贷:其他货币资金——在线支付存款——××账户
(在)C2B模式下的会计核算 C2B模式,指作为正式单位的购货方从个人网店购物,是一种较特殊的电子商务模式。部分单位借助员工的个人支付宝账户从网上购物,然后以单位员工的身份进行报账处理,电子商务对于传统会计的影响并非是对传统会计理论的冲击或颠覆,而是延伸和拓展,即电子商务不会对我国传统会计目标、会计主体假设、会计计量理论等造成根本性的颠覆和改变的,而是对基于互联网背景下的电子商务这一系统的发展为经济活动创造了一种新的交易方式,而这种新的交易方式对于传统会计理论以及准则的研究必须进行必要

的延伸和拓展的影响。电子商务让会计处理变得越来越简单,让商务处理程序越发快捷便利。在电子商务的大环境下对于传统会计的影响体现在对其职能的扩展上,新的会计运用变得更加灵活,让企业的管理人员的素质得到更多的提升。电子商务让资源整合变得更加便利。

*本文系四川省教育厅“会计学专业综合改革”重点资助项目(项目编号:14Z00308)、成都理工大学“会计学专业优秀创新教学团队”资助项目(项目编号:JXTD201402)阶段性研究成果。

参考文献:

- [1] 曹颖标:《电子商务会计出现发展初探》,《能源技术与管理》2005年第3期。
- [2] 周曙东:《电子商务概论》,东南大学出版社2002年版。

(编辑 周曙东)

意的强调与对比,明确做出抵销处理。

第三,构造框架。股权投资抵销时,需区分两种控制类型。不同控制类型上各种分类的考虑所示,目的在于利用时期(合并日、合并后两个连续期间),需要调整

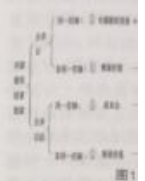


图1

从图1可以直接看出处理个数是不同先,通过这个图对比,通过对比可以逐步调整分录,即将调整,两种控制下后不同,此项不同是处理的正确性,其后账务处理个数不其对应的账务处理于轻松记忆,从而

二、基于同一

本文基于同一抵销处理,旨在形

[例]恒顺公司天乐公司以3600万元,取得其90%的控资当时,恒顺公司万元,该固定资产顺公司实现净利润2015年恒顺公司又100万元,恒顺公司的控制类型进行内

结合图2、图3。

第一,从抵销后两个连续期间,借助数轴将各



ISSN 2095-5960
CN 52-1156/F

贵州财经大学学报

JOURNAL OF GUIZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

金融冲击、企业生存状况与中国经济波动/陈利锋

经济稳定与经济增强的波动轨迹、动态特征及动力机制分析/郑蔚,等

老龄化与居民金融资产选择/柴时军,等

证券市场星期五和股指期货到期日的日历效应研究/林祥友,等

技术连锁董事能促进技术创新吗/王光荣,等

2015 5

贵州财经大学学报

JOURNAL OF GUIZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

(双月刊)

2015 年第 5 期 (总第 178 期)

九月十五日出版

主编 陈厚义

[宏观经济]

金融冲击、企业生存状况与中国经济波动

——基于动态随机一般均衡模型的考察

陈利锋 1

经济稳定与经济增长的波动轨迹、动态特征及动力机制分析

郑蔚,周法 14

中国房地产价格动态变化的宏观经济影响

——基于 FAVAR 模型的实证分析

孙涛,郑晓亚 26

[金融经济]

老龄化与居民金融资产选择

——微观分析视角

柴时军,王聪 36

证券市场星期五和股指期货到期日的日历效应研究

林祥友,代宏霞,甘雨婕 48

本期执行编辑/董敬娜

证券市场星期五和股指期货到期日的 日历效应研究

林祥友¹,代宏霞²,甘雨婕¹

(1. 成都理工大学商学院, 成都 610059; 2. 西南财经大学经济数学学院, 成都 611130)

摘要:在我国资本市场沪深300股指期货正式推出和顺利运行的背景下,从证券市场的成交量、收益率、流动性和波动性等变量的差异显著性方面,采用 Wilcoxon-Mann-Whitney 非参数检验方法、带虚拟变量的自回归模型,以及双重差分模型实证研究证券市场的星期五效应、股指期货的到期日效应,以及由证券市场星期五效应和股指期货到期日效应叠加而成的双重日历效应。得到的结论是:从纯粹的星期五效应角度看,我国证券市场存在显著的收益率效应;从纯粹的到期日效应角度看,我国证券市场存在显著的流动性效应;从双重日历效应角度看,我国证券市场存在显著的波动性效应。

关键词:星期五效应;到期日效应;双重日历效应;非参数检验;双重差分模型

文章编号:2095-5960(2015)05-0048-10; **中图分类号:**F231.5; **文献标识码:**A

一、引言

证券市场的周内效应和股指期货的到期日效应都属于违背半强势有效市场的异常现象,在大部分国家和地区的资本市场广泛存在。自我国沪深证券市场于1990年和1991年相继建立之后,关于我国证券市场周内效应特别是星期五效应的研究文献很多;而自我国沪深300股指期货市场于2010年正式推出之后,关于我国股指期货市场到期日效应的研究也引起了密切关注。由于我国沪深300股指期货的交割日被设定为每个交割月份的第三个星期五,这一规则就把我国证券市场的星期五效应自然地分为两类,一类星期五仅呈现出纯粹的证券市场星期五效应,另一类星期五则可能会呈现出由纯粹的证券市场星期五效应和股指期货到期日效应叠加而成的双重日历效应。现有研究文献大多单独考察证券市场的星期五效应,或者单独考察股指期货的到期日效应,很少见到将这两类日历效应进行结合分析的研究,导致相关研究结论不够全面或有失偏颇。本文首次尝试既单独考察证券市场星期五效应、股指期货到期日效应,又结合考察由证券市场星期五效应和股指期货到期日效应叠加而成的双重日历效应,从而形成关于证券市场和股指期货市场日历效应的全面的研究结论。

二、文献回顾

对于证券市场星期五效应的研究,邢精平和臧大年(2006)曾指出,大部分国家、地区证券市场都存在

收稿日期:2015-05-27

基金项目:四川省软科学计划项目(项目编号:2014ZB0211);四川省软科学计划项目(项目编号:2015ZB0228);四川省科技计划项目(项目编号:2012ZB0042);四川省教育厅人文社科重点项目(项目编号:14SA0036);四川省哲学社会科学重点研究基地四川矿产资源研究中心项目(项目编号:SKKCY2011-YB013);成都理工大学“金融与投资优秀科研创新团队培育资助”项目(项目编号:KYTD201303)。

作者简介:林祥友(1973—),男,四川资中人,成都理工大学商学院副教授,博士,硕士生导师,研究方向为公司金融和金融衍生品;代宏霞(1972—),女,四川盐源人,西南财经大学经济数学学院教授,硕士生导师,研究方向为数理金融和金融衍生品;甘雨婕(1990—),女,四川广安人,成都理工大学商学院,硕士研究生,研究方向为资本市场和公司金融。

违反“半强势效率市场”的现象,周末效应、一月效应、月效应、季效应、假日效应及规模效应等,周末效应是最普遍的一种异常现象。^[11]Fama(1965)较早发现证券市场的周内效应。^[12]Cross(1973)以 S&P 500 指数为研究对象,发现星期五平均收益率最高为 0.12%,星期一平均收益率最低为 -0.18%,^[13]Keim & Stambaugh(1984)^[14],Jaffe & Westerfield(1985)^[15],Lakonishok & Smidt(1988)^[16]对其他国家和地区证券市场的研究得到类似结果。Agrawal & Rivoli(1989)发现收益的方差也存在周内效应。^[17]Chen & Signal(2003)从卖空角度对周末效应进行了合理解释。^[18]Gao et al.(2006)采用多种方法对周末效应进行实证检验。^[19]Boudreaux et al.(2010)则发现周末效应仅存在非熊市行情中。^[20]国内方面,俞乔(1994)对沪深两市周内效应进行研究,发现周一的收益率最低。^[21]戴国强和陆蓉(1999)发现深市周末效应较为显著,沪市周末效应不太显著。^[22]李立城(2000)研究则表明,较强的证据显示沪市存在,而较弱的证据显示深市存在着日平均收益率显著为负的星期二效应和显著为正的星期五效应。^[23]李学(2001)利用 GARCH 模型研究发现,周一、周二存在低收益率和周五存在高收益率。^[24]陈超和钱萃(2002)对中国股票市场的“周内效应”按涨跌停板前一时期进行分段检验,发现沪市存在负的星期二效应和正的星期五效应。^[25]史代敏(2003)研究表明,我国上海股市存在“星期五效应”,具有明显正的超额收益率。^[26]赵留彦和王一鸣(2004)研究发现中国股市存在负的周一效应和正的周五效应。^[27]张兵(2005)运用滚动样本检验方法研究股票市场的日历效应,结果表明我国股市的星期五效应从 1998 年开始逐渐消失,星期二效应只出现在市场早期。^[28]石柱鲜和吴泰岳(2005)利用考虑异方差的 ARCH 模型,考察其方差变动的周内效应,发现沪市存在显著为正的星期五效应,深市存在显著为负的星期一效应与显著为正的星期五效应,并且深市日收益率的方差变化也存在一定的周内效应。^[29]丁荣余和张兵(2005)证实了中国证券市场在早期具有显著的星期五效应,而在星期一和星期二的收益率则普遍偏低。^[30]韩国文和刘安坤(2014)研究发现 A 股市场存在显著周内效应,^[31]朱民武(2015)研究了融券卖空与周末效应之间的关系,对周末效应存在的原因进行了另一种解释。^[32]由于证券市场的周内效应通常表现为周末效应,所以周内效应的研究结论与星期五效应紧密相关。

对于股指期货到期日效应的研究,广为人知的是 Stoll & Whaley(1986,1987,1991,1997)^{[25][24][25][26]}进行的一系列关于美国指数衍生品到期日效应的研究。到期日交易量效应方面,Karolyi(1996)发现 Nikkei 225 期货合约到期日的异常成交量。^[37]Stoll & Whaley(1997)对股指期货到期日相对交易量与非到期日平均相对交易量之间的差异显著性进行检验,捕捉到股指期货的到期日效应。^[26]Chow(2003)^[28]、Illueca & Lafuente(2003)^[29]、Joseph & Haynes(2009)^[30]采用类似方法研究到期日效应,得到类似结论。Bollen & Whaley(1997)通过计算股指期货到期日和非到期日交易量日增长率,利用 t 统计量检验两类交易量日增长率序列的均值差异,发现到期日成交量放大效应。^[31]Lien & Yang(2005)研究发现期权到期时,标的证券到期日成交量效应并不显著。^[32]Chung & Hsue(2008)研究发现 TAIEX 和 MSCI-TW 股指期货合约在价格反转、波动性和成交量方面的到期日效应显著存在。^[33]Hsieh & Ma(2009)比较了两个股指期货合约的到期日效应,发现交割机制和交易者结构会影响到期日效应。^[34]到期日价格波动性效应方面,Stoll & Whaley(1987)以 S&P500 指数期货为研究对象,发现在期货合约到期日存在价格反转效应。^[24]Chamberlain(1989)^[35]在加拿大市场,Schlag(1996)^[36]在德国市场也发现了类似情况。Wen-Liang et al.(2009)对 MSCI-TW 股指期货研究发现到期日现货市场具有异常高的波动率。^[37]Corredor et al.(2001)研究指出股指期货的出现能够使基础资产在价格、波动性和成交量呈现更强的到期日效应。^[38]Lien & Yang(2005)研究发现在期权到期时标的证券在收益率和波动性方面存在显著的到期日效应。^[32]国内学者蔡向辉(2010)对股指期货到期日效应相关研究进行了全面系统地综述。^[39]顾京和叶德磊(2011)选取 1 分钟高频数据作为研究对象,研究结论是到期日的交易量效应和波动率效应并不显著。^[40]黄明、林祥友和陈国兴(2013)分别对股指期货合约到期前和到期日的流动性和波动性均值差异进行显著性检验,结果表明,我国沪深 300 股指期货的到期日效应并不显著。^[41]

综观现有文献在研究证券市场星期五效应或股指期货到期日效应时,多为单独考察二者之一,实际

上证证券市场星期五效应和股指期货到期日效应往往紧密联系,相互影响,孤立地进行研究,可能导致研究结论有失偏颇。此外,现有文献在考察证券市场日效应时所涉及的变量和指标主要包括成交量、收益率和波动性,而市场流动性这一重要指标则鲜有提及,这将影响研究结论的完整性。基于此,本文在我国股指期货正式推出和顺利运行的背景下,借鉴并拓展现有文献的研究,从证券市场的成交量、收益率、流动性和波动性等指标角度,获取我国证券市场的非到期周非星期五数据、非到期周星期五数据、到期周非星期五数据、到期周星期五数据,既采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 检验等非参数检验方法,又采用带虚拟变量的自回归模型和双重差分模型(DID)等回归分析模型,系统而全面地研究我国证券市场的星期五效应、股指期货的到期日效应,以及由证券市场星期五效应和股指期货到期日效应叠加而成的双重日历效应,得到完整而可靠的研究结论,以为证券市场和股指期货市场的监管者、参与者提供有益借鉴和参考。

三、研究设计

本文以我国2010年4月16日正式推出沪深300股指期货交易以来,至2014年4月18日为止整整四年期间的证券市场沪深300股指的日交易数据为研究对象,构造证券市场的非到期周非星期五数据、非到期周星期五数据、到期周非星期五数据、到期周星期五数据,分别从证券市场成交量、收益率、流动性、波动性角度考察证券市场星期五效应、股指期货到期日效应以及由星期五效应和到期日效应叠加而成的双重日历效应。实证分析中先后采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验方法、带虚拟变量的自回归模型和双重差分模型,相关变量定义和模型设计的情况具体如下。

(一) 变量定义

1. 成交量

成交量(TV)采用沪深300股指日成交量的原始数据。

2. 收益率

收益率($Return$)采用沪深300股指的日对数收益率,其计算公式为 $Return_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ 。

3. 流动性

沪深300股指流动性,借鉴杨朝军等(2008)^[42]利用单位时间内单位成交金额所引起的价格振动幅度来表示非流动性的做法,采用非流动性指标从反面来反映沪深300股指的流动性,由于根据公式直接计算出的非流动性指标值很小,为了方便实证分析中的处理,将其同步放大10000000000倍。本文将非流动性定义如下。

$$Illiquidity = \frac{SW_t}{V_t} = \frac{H_t - L_t}{V_t \times O_t} \times 10000000000 \quad (1)$$

式(1)中, $Illiquidity$ 为在第 t 时段内沪深300股指的非流动性,它从反面反映沪深300股指的流动性, V_t 为沪深300股指成分股在第 t 时段内所实现的成交量, SW_t 为沪深300股指在第 t 时段内的价格振动幅度, H_t 为 t 时段内的最高价, L_t 为 t 时段内的最低价, O_t 为 t 时段内的开盘价。

4. 波动性

沪深300股指波动性, Garman 和 Klass(1980)^[43]提出了衡量证券市场日内波动的优化方法,它同时考虑了开盘价、收盘价、最高价、最低价,在相对效率上比其他估计方法更高。本文借鉴此种方法来估算沪深300股指的GK波动率,以测度沪深300股指的波动性,本文将波动性定义如下。

$$Volatility = \sqrt{0.511(u-d)^2 - 0.019[e(u+d) - 2ud] - 0.383c^2} \quad (2)$$

式(2)中, $Volatility$ 为GK波动率; $u = H_t - O_t$ 为正则化最高价; $d = L_t - O_t$ 为正则化最低价; $c = C_t - O_t$ 为正则化收盘价; H_t 为最高价, L_t 为最低价, O_t 为开盘价, C_t 为收盘价。

(二) 非参数检验方法

一般而言,金融变量时间序列数据不服从正态分布,而是具有尖峰厚尾的分布特征,因此通常更适合

采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 等非参数检验方法来考察证券市场星期五效应、股指期货到期日效应以及由二者叠加而成的双重日历效应, 对非参数检验方法描述如下。

1. Wilcoxon 秩和检验

在 Wilcoxon 秩和检验中, 假定两总体分布具有类似形态, $X_i (i = 1, 2, \dots, m)$ 和 $Y_j (j = 1, 2, \dots, n)$ 分别是来自两个独立总体 X 和 Y 的样本, 而且假设 $X_i \sim F(x - \delta_1)$, $Y_j \sim F(x - \delta_2)$, $-\infty < \delta_1, \delta_2 < +\infty$, F 是连续函数。

现在将 X 和 Y 两个样本混合起来, 得到综合样本 $X_1, X_2, \dots, X_m, Y_1, Y_2, \dots, Y_n$, 并将 $N = m + n$ 个数值由小到大进行排列并赋秩, 同时令 R_i 表示 Y_i 在混合样本中的秩, 进而有:

$$R_i = \#\{X: X_j < X_i, j \leq i \leq m\} + \#\{Y: Y_k < Y_i, k \leq j \leq n\} \quad (3)$$

在式(3)中, $\#\{M\}$ 表示在集合 M 中存在元素的个数。

由此可以得到样本 Y 的秩和 $W_Y = \sum_{i=1}^n R_i$, 采用同样的方法也可以得到样本 X 的秩和 $W_X = \sum_{i=1}^m R_i$, 秩和 W_Y 和 W_X 即为 Wilcoxon 秩和统计量。

现提出假设

$$H_0: \delta_1 = \delta_2, H_1: \delta_1 < \delta_2 \quad (4)$$

从平均意义上讲, 如果 W_Y 过大, 则说明应该怀疑原假设, 因此, 该检验的拒绝域为:

$$C_{1-\alpha} = \inf\{C: P(W_Y \geq C) \leq \alpha\} \quad (5)$$

对于 X 样本可得到秩和 W_X , 并进行类似检验。

2. Mann - Whitney 秩和检验

在 Mann - Whitney 秩和检验中, 用 W_{XY} 表示对混合样本中的观测值进行比较后, 得到 Y 观测值大于 X 观测值的个数, 进而有:

$$W_{XY} = \#\{(X_i, Y_j): X_i < Y_j, i \leq m, j \leq n\} \quad (6)$$

在式(6)中, $\#\{M\}$ 表示在集合 M 中存在元素的个数。

现提出假设

$$H_0: \delta_1 = \delta_2, H_1: \delta_1 < \delta_2$$

从平均意义上讲, 如果 W_{XY} 过大则应该怀疑原假设, 因此, 该检验的拒绝域为:

$$C_{1-\alpha} = \inf\{C: P(W_{XY} \geq C) \leq \alpha\} \quad (7)$$

对于 X 样本也可得到秩和 W_{XY} , 并进行类似检验。

(三) 回归分析模型

在非参数检验的基础上, 为了确保研究结论的稳健性, 再采用带虚拟变量的自回归模型分别分析证券市场星期五效应和股指期货到期日效应, 并同时采用双重差分模型分析证券市场星期五和股指期货到期日叠加而成的双重日历效应。

1. 带虚拟变量的自回归模型

采用带虚拟变量的自回归模型分析沪深 300 股指的星期五效应, 分析对象为非到期周非星期五数据和非到期周星期五数据, 此类分析中带虚拟变量的自回归模型如式(8)。

$$\text{模型 I: } Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

式(8)中, Y_t 代表第 t 期沪深 300 股指的变量数据, 包括成交量、收益率、流动性、波动性等; Y_{t-i} 为变量数据的滞后项, 最优滞后阶数根据 SC 准则和 AIC 准则进行确定; F_t 为星期五虚拟变量, 交易日是星期五时, $F_t = 1$; 交易日是非星期五, $F_t = 0$; 如果参数 α_1 在统计上显著不为 0, 则拒绝零假设, 表明沪深 300 股指市场存在显著的星期五效应。

采用带虚拟变量的自回归模型分析沪深 300 股指的到期日效应, 分析对象为非到期周星期五数据

(即非到期日数据)和到期周星期五数据(即到期日数据),带虚拟变量的自回归模型如式(9)。

$$\text{模型 2: } Y_t = \alpha_0 + \beta_1 E_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

式(9)中, Y_t 代表第 t 期沪深300股指的变量数据,包括成交量、收益率、流动性、波动性等; Y_{t-i} 为变量数据的滞后项,最优滞后阶数根据SC准则和AIC准则进行确定; E_t 为到期日虚拟变量,交易日是股指期货的到期日时, $E_t = 1$;交易日是股指期货的非到期日时, $E_t = 0$;如果参数 β_1 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明沪深300股指存在显著的到期日效应。

2. 双重差分模型

采用双重差分模型全面分析沪深300股指的星期五效应、到期日效应以及二者叠加而成的双重日历效应,分析对象为非到期周非星期五数据、非到期周星期五数据、到期周非星期五数据、到期周星期五数据。本文构建的双重差分模型如式(10)。

$$\text{模型 3: } Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_t + \beta_1 E_t + \rho_1 F_t \times E_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

式(10)中, Y_t 代表第 t 期沪深300股指的变量数据,包括成交量、收益率、流动性、波动性等。 F_t 是星期五哑变量,交易日是星期五时, $F_t = 1$;交易日是非星期五时, $F_t = 0$ 。 E_t 是到期周哑变量,交易周是到期周时, $E_t = 1$;交易周是非到期周时, $E_t = 0$ 。如果参数 α_1 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明某一变量在所有星期五交易日和非星期五交易日之间存在显著差异,即沪深300股指存在显著的广义星期五效应;如果参数 β_1 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明某一变量在所有到期周交易周和非到期周交易周之间存在显著差异,即沪深300股指存在显著的广义到期日效应;如果参数 ρ_1 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明沪深300股指期货到期对证券市场的星期五效应存在显著影响,即沪深300股指存在显著的由星期五效应和到期日效应叠加而成的双重日历效应,如果 ρ_1 显著为正,表明股指期货到期周显著增强了证券市场的星期五效应;如果 ρ_1 显著为负,表明股指期货到期周显著减弱了证券市场的星期五效应。

四、实证分析

以我国2010年4月16日正式推出沪深300股指期货交易以来,至2014年4月18日整整四年期间的证券市场上沪深300股指日交易数据为研究对象,构造研究期间证券市场的非到期周非星期五数据、非到期周星期五数据、到期周非星期五数据、到期周星期五数据,分别从证券市场成交量、收益率、流动性、波动性角度考察星期五效应、到期日效应以及由星期五效应和到期日效应叠加形成的双重日历效应。在实证分析中依次进行相关变量的描述性统计、Wilcoxon-Mann-Whitney非参数检验,以及带虚拟变量的自回归模型和双重差分模型分析。

(一) 描述性统计

对证券市场的非到期周非星期五、非到期周星期五、到期周非星期五、到期周星期五的沪深300股指的成交量、收益率、非流动性和波动性等相关变量进行描述性统计,结果如表1。

由表1可以直观地发现,将非到期周非星期五和非到期周星期五的变量数据比较,后者的成交量均值(58607439.44)小于前者的成交量均值(60973078.20),后者的收益率均值(0.0018)大于前者的收益率均值(-0.0005),后者的非流动性均值(2.9838)低于前者的非流动性均值(3.1534),也即后者的流动性均值高于前者的流动性均值,后者的波动性均值(26.0776)低于前者的波动性均值(26.8471),初步表明具有证券市场的星期五效应;将到期周非星期五和到期周星期五的变量数据比较,后者的成交量均值(61032951.70)大于前者的成交量均值(60996102.33),后者的收益率均值(0.0013)大于前者的收益率均值(-0.0023),后者的非流动性均值(3.3781)高于前者的非流动性均值(3.1055),也即后者的流动性均值低于前者的流动性均值,后者的波动性均值(29.8820)高于前者的波动性均值(25.7664),初步表明具有股指期货的到期日效应。

表 1 变量的描述性统计

变量	数据	观测值	最小值	最大值	均值	标准差	偏度	峰度
TV	非到期周非星期五	581	22912351	2.18E8	60973078.20	25276180.57	1.457	4.032
	非到期周星期五	150	23913766	1.61E8	58607439.44	21804092.38	1.357	3.475
	到期周非星期五	190	21901249	1.80E8	60996102.33	26226574.97	1.371	2.564
	到期周星期五	48	26065717	1.93E8	61032951.70	28397118.25	2.328	9.145
Returns	非到期周非星期五	581	-0.07	0.05	-0.0005	0.01401	-0.183	1.649
	非到期周星期五	150	-0.06	0.05	0.0018	0.01268	-0.246	5.711
	到期周非星期五	190	-0.05	0.05	-0.0023	0.01448	-0.067	1.348
	到期周星期五	48	-0.02	0.03	0.0013	0.01368	-0.036	1.296
Illiquidity	非到期周非星期五	581	0.79	10.00	3.1534	1.56929	1.110	1.316
	非到期周星期五	150	0.93	7.56	2.9838	1.29232	1.136	1.417
	到期周非星期五	190	0.83	8.84	3.1055	1.45976	1.112	1.458
	到期周星期五	48	1.40	8.40	3.3781	1.43938	1.125	2.124
Volatility	非到期周非星期五	581	7.22	103.36	26.8471	12.85292	1.895	5.776
	非到期周星期五	150	9.64	90.02	26.0776	11.70211	1.781	5.633
	到期周非星期五	190	7.39	66.77	25.7664	11.67050	1.353	1.670
	到期周星期五	48	9.64	90.99	29.8820	16.17104	1.955	4.285

(二) 非参数检验结果分析

由于沪深 300 股指的成交量、收益率、非流动性和波动性等相关变量具有一般金融变量分布的尖峰厚尾非正态特征,因此更适合采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 检验等非参数检验方法进行变量的差异性分析,进行 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验结果如表 2。

表 2 非参数检验结果

变量	数据	市场效应	秩均值	秩和	Wilcoxon W 值	Mann - Whitney U 值	Z 值	
TV	非到期周非星期五	星期五效应	368.73	214235	53311	41986	-0.689	
	非到期周星期五		355.41	53311				
	非到期周星期五	到期日效应	98.81	14822	14822	3497	-0.298	
	到期周星期五		101.65	4879				
	Returns	非到期周非星期五	星期五效应	119.54	22713	5728	4552	-0.019
		到期周非星期五		119.33	5728			
非到期周非星期五		星期五效应	357.84	207904	207904	38833	-2.057**	
非到期周星期五			397.61	59642				
非到期周星期五		到期日效应	100.49	15073	4628	3452	-0.428	
到期周星期五			96.42	4628				
Illiquidity	非到期周非星期五	星期五效应	116.24	22086	22086	3941	-1.452	
	到期周非星期五		132.40	6355				
	非到期周非星期五	星期五效应	368.66	214190	53356	42031	-0.670	
	非到期周星期五		355.71	53356				
	非到期周星期五	到期日效应	95.34	14301	14301	2976	-1.806*	
	到期周星期五		112.50	5400				
Volatility	非到期周非星期五	星期五效应	116.44	22124	22124	3979	-1.363	
	到期周非星期五		131.60	6317				
	非到期周非星期五	星期五效应	367.83	213708	53838	42513	-0.461	
	非到期周星期五		358.92	53838				
	非到期周星期五	到期日效应	96.42	14463	14463	3138	-1.337	
	到期周星期五		109.13	5238				
Volatility	非到期周非星期五	双重日历效应	115.72	21986	21986	3841	-1.687*	
	到期周星期五		134.48	6455				

注:***为 1% 的显著性水平下显著,**为 5% 的显著性水平下显著,*为 10% 的显著性水平下显著。

由表 2 的 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验结果可知,在证券市场的成交量方面,不存在显著的日历效应,成交量方面的星期五效应、到期日效应、双重日历效应的显著性水平都很低。在证券市场的收益率方面,存在显著的星期五效应,显著性水平为 5%,具体表现为非到期周星期五的收益率显著高于非

到期周非星期五的收益率;而在收益率方面不存在显著的到期日效应和双重日历效应。在证券市场的流动性方面存在显著的到期日效应,显著性水平为10%,具体表现为到期周星期五的非流动性显著高于非到期周星期五的非流动性,也即到期周星期五的流动性显著低于非到期周星期五的流动性;而在流动性方面不存在显著的星期五效应和双重日历效应。在证券市场的波动性方面存在显著的双重日历效应,显著性水平为10%,具体表现为到期周星期五的波动性显著高于到期周非星期五的波动性,而在波动性方面不存在显著的星期五效应和到期日效应。

(三) 回归模型结果分析

表3 回归分析结果

变量	系数	模型1			模型2			模型3		
		估计值	T值	P值	估计值	T值	P值	估计值	T值	P值
IV	α_0	12925482***	7.202323	0.0000	26224287***	5.662344	0.0000	60795226***	58.54715	0.0000
	α_1	-705695.2	-0.460995	0.6449				-2273628	-0.987439	0.3237
	β_1				686133.6	0.198563	0.8428	760743.8	0.359836	0.7190
	ρ_1							1740709	0.372918	0.7093
	γ_1	0.520559***	14.50611	0.0000	0.390561***	5.450210	0.0000			
	γ_2	0.268230***	7.480293	0.0000	0.164118**	2.271676	0.0242			
Return	α_0	-0.000412	-0.727536	0.4671	0.001682	1.573119	0.1173	-0.000497	-0.866084	0.3867
	α_1	0.002165*	1.731204	0.0838				0.002182*	1.720897	0.0856
	β_1				-0.000478	-0.222144	0.8244	-0.001912	-1.635405	0.1023
	ρ_1							0.001520	0.589016	0.5560
	γ_1	0.0009545	0.260122	0.7948	0.069669	0.973103	0.3317			
	α_0	0.884009***	6.989919	0.0000	1.977824***	8.706281	0.0000	3.157095***	50.86207	0.0000
Illiquidity	α_1	-0.047542	-0.422468	0.6728				-0.176684	-1.289296	0.1967
	β_1				0.273281*	2.300703	0.0949	-0.064234	-0.508273	0.6114
	ρ_1							0.461916*	1.655466	0.0982
	γ_1	0.340673***	9.334190	0.0000	0.336345***	4.979365	0.0000			
	γ_2	0.178905***	4.697660	0.0000						
	γ_3	0.198787***	5.448324	0.0000						
Volatility	α_0	10.82327***	7.551948	0.0000	21.62548***	10.17495	0.0000	26.77674***	51.23259	0.0000
	α_1	-0.349780	-0.329948	0.7415				-0.742303	-0.643309	0.5202
	β_1				3.262143	1.527101	0.1284	-0.812334	-0.763401	0.4454
	ρ_1							4.659883**	1.982430	0.0476
	γ_1	0.190596***	5.185741	0.0000	0.167520**	2.368927	0.0188			
	γ_2	0.111286***	2.997196	0.0028						
γ_3	0.129759***	3.497838	0.0005							

注:***为1%的显著性水平下显著,**为5%的显著性水平下显著,*为10%的显著性水平下显著。

为了进一步分析沪深300股指的星期五效应、到期日效应,以及双重日历效应,确保研究结论的稳健性,在前面非参数检验的基础上,本文采用带虚拟变量的自回归模型1、模型2和双重差分模型3进行分析,模型1、2、3的回归分析结果如表3。

由表3带虚拟变量的自回归模型和双重差分模型的估计结果可知,检验星期五效应的模型1的估计结果表明,证券市场的收益率存在显著的星期五效应,显著性水平为10%,具体表现为非到期周星期五的收益率显著高于非到期周非星期五的收益率;而成交量、流动性和波动性方面均不存在显著的星期五效应,也即非到期周星期五的成交量、流动性和波动性与非到期周非星期五的成交量、流动性和波动性之间不存在显著差异。检验到期日效应的模型2的估计结果表明,证券市场的流动性存在显著的到期日效应,显著性水平为10%,具体表现为到期周星期五的非流动性显著高于非到期周星期五的非流动性,也即到期周星期五的流动性显著低于非到期周星期五的流动性;而成交量、收益率和波动性方面均不存在显著的到期日效应,也即到期周星期五的成交量、收益率和波动性与非到期周星期五的成交量、收益率和波动性之间不存在显著差异。检验星期五效应和到期日效应叠加而成的双重日历效应的双重差分模型3

的估计结果表明,证券市场的流动性存在显著的双重日历效应,即股指期货到期日的来临会显著加强原本存在的星期五效应,显著性水平为 10%。具体表现为双重日历期间,证券市场的非流动性显著提高,也即证券市场的流动性显著降低;检验星期五效应和到期日效应叠加而成的双重日历效应的双重差分模型 3 的估计结果还表明,证券市场的波动性也存在显著的双重日历效应,即股指期货到期日的来临会显著加强原本存在的星期五效应,显著性水平为 5%。具体表现为双重日历期间,证券市场的波动性显著提高,即股指期货到期日证券市场的波动性较一般星期五证券市场的波动性有大幅度提高;而成交量和收益率方面不存在显著的双重日历效应,也即到期周非星期五的成交量、收益率与到期周星期五的成交量、收益率之间不存在显著差异。

比较表 2 和表 3 的分析结果可知,带虚拟变量的自回归模型和双重差分模型的分析结果与 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验的分析结果基本相同,即沪深 300 股指在收益率方面存在星期五效应,这和多数研究纯粹的证券市场星期五效应的结论一致;在流动性方面存在到期日效应,这是本文取得的独特的研究结论;在波动性方面存在双重日历效应,这和多数研究纯粹的到期日效应的结论一致,从这个意义上看,以前学者们研究的股指期货到期日效应,实际上可能是由星期五效应和到期日效应叠加而成的双重日历效应。此外,非参数检验和回归分析结果的相似和印证在很大程度上确保了本文研究结论的稳健性。

五、研究结论与启示

以我国 2010 年 4 月 16 日正式推出沪深 300 股指期货交易以来,至 2014 年 4 月 18 日整整四年期间的证券市场上沪深 300 股指日交易数据为研究对象,获取研究期间证券市场的非到期周非星期五数据、非到期周星期五数据、到期周非星期五数据、到期周星期五数据,分别从证券市场成交量、收益率、流动性、波动性角度,采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验方法,带虚拟变量的自回归模型,以及双重差分模型实证分析证券市场的星期五效应、股指期货的到期日效应以及由证券市场星期五效应和股指期货到期日效应叠加而成的双重日历效应,得到以下主要研究结论和启示。

第一,从纯粹的星期五效应角度分析,研究区间我国证券市场存在显著的收益率效应,这种日历效应是证券市场自身的影响因素导致的结果。无论是 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验,还是带虚拟变量的自回归模型的分析结果均显示,我国证券市场星期五存在显著的收益率提高的市场效应,也就是说,我国证券市场非到期周星期五的收益率显著高于非到期周非星期五的收益率水平,这是证券市场自身影响因素导致的结果,和以往研究证券市场星期五效应的结论基本一致。

第二,从纯粹的到期日效应角度分析,研究区间我国证券市场存在显著的流动性效应,这种日历效应是股指期货市场上的影响因素传导到证券市场上导致的结果。无论是 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验,还是带虚拟变量的自回归模型的分析结果均显示,我国证券市场在股指期货到期日存在显著的非流动性提高(即流动性降低)的市场效应,也就是说,到期周星期五的非流动性显著高于非到期周星期五的非流动性,即到期周星期五的流动性显著低于非到期周星期五的流动性,这是股指期货市场上的影响因素传导到证券市场上导致的结果,是本文得到的独特的研究结论。

第三,从由证券市场星期五效应和股指期货到期日效应叠加而成的双重日历效应角度分析,研究区间我国证券市场存在显著的波动性效应,这种日历效应是证券市场 and 股指期货市场的影响因素共同作用的结果。无论是 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验,还是双重差分模型的分析结果均显示,我国证券市场在双重日历期间存在显著的波动性增强的市场效应,也就是说,在双重日历期间,我国证券市场的波动性显著提高,更进一步,股指期货到期日证券市场的波动性较一般星期五证券市场的波动性有更大程度的提高,这和多数研究纯粹的到期日效应的结论一致,因此可以看出,以前学者们研究的股指期货到期日效应,实际上很可能是由星期五效应和到期日效应叠加而成的双重日历效应,是由证券市场 and 股指期货市场的影响因素共同作用的结果。

第四,根据我国证券市场星期五效应、到期日效应以及双重日历效应的研究结论,证券市场的监管者

和交易者应当区别不同日期制定适当的监管政策和交易策略。我国证券市场星期五存在显著的收益率效应,到期日存在显著的流动性效应,双重日期存在显著的波动性效应,因此,在非到期周非星期五、非到期周星期五、到期周非星期五、到期周星期五等不同类型的交易日里,监管者和交易者应当对市场的成交量、收益率、流动性、波动性进行不同侧重的关注,并根据市场效应的具体表现,结合自身的风险偏好,有针对性地制定不同的监管政策,实施不同的交易策略,才能把握证券市场节奏,适应证券市场特点,取得最优的监管效果和交易结果。

参考文献:

- [1]邢精平. 减大年、换月效应、窗饰与股指期货合约到期日设计[J]. 证券市场导报, 2006(9): 63-67.
- [2]Fama E. F. The Behavior of Stock Market Prices [J]. The Journal of Business, 1965(1): 383-417.
- [3]Cross F. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays [J]. Financial Analysts Journal, 1973(3): 67-69.
- [4]Keim D. B., R. F. Stambaugh. A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Return [J]. The Journal of Finance, 1984(13): 809-814.
- [5]Jaffe J. R. Westerfield. The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence [J]. The Journal of Finance, 1985(6): 433-454.
- [6]Lakonisho J., S. Smidt. Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective [J]. The Review of Financial Studies, 1988(1): 403-425.
- [7]Agrawal R. and P. Rivoli. Seasonal and Day-of-the-week Effects in Four Emerging Stock Markets [J]. The Financial Review, 1989(11): 541-550.
- [8]Chen Honghui, and Vijay Signal. Role of Speculative Short Sales in Price Formation: The Case of the Weekend Effect [J]. Journal of Finance, 2003, 58(2): 685-705.
- [9]Penjie Gao, Dvalina Kalcheva, and Tongshu Ma. Short Sale and the Weekend Effect - Evidence from Hong Kong [J]. Working Paper, 2006.
- [10]Denis Boudreaux, Spuma Rao, Phillip Fuller. An Investigation of the Weekend Effect during Different Market Orientations [J]. Journal of Economics and Finance, 2010, 34(3): 257-268.
- [11]俞乔. 市场有效: 周期异常与股价波动——对上海、深圳股票市场的实证分析 [J]. 经济研究, 1994(9): 43-50.
- [12]戴国强, 陆蓉. 中国股票市场周末效应检验 [J]. 金融研究, 1999(1): 48-54.
- [13]李立城. 中国股票市场的周内效应 [J]. 经济研究, 2000(11): 50-57.
- [14]李学. 中国股市的星期效应研究 [J]. 统计研究, 2001(8): 38-41.
- [15]陈福, 钱平. 中国股票市场“周内效应”再检验 [J]. 经济科学, 2002(1): 85-91.
- [16]史代敏. 上海股票市场波动的周内效应 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003(6): 154-157.
- [17]赵留彦, 王一鸣. 中国股市收益率的时变方差与周内效应 [J]. 世界经济, 2004(1): 51-61.
- [18]张兵. 中国股市日历效应研究: 基于滚动样本检验的方法 [J]. 金融研究, 2005(7): 33-44.
- [19]石柱鲜, 吴泰岳. 中国股票市场“周内效应”的再研究 [J]. 数理统计与管理, 2005(3): 93-99.
- [20]丁荣余, 张兵. 中国证券市场星期效应逐渐消失的经验证据 [J]. 管理工程学报, 2005(3): 145-150.
- [21]韩国文, 刘安坤. 沪深股市周内效应再检验 [J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2014(3): 33-41.
- [22]朱民武. 融券卖空与周末效应——来自A股市场的经验证据 [J]. 贵州财经大学学报, 2015(1): 33-43.
- [23]Stoll J. R., R. E. Whaley. Expiration Day Effects of Index Options and Futures [J]. New York University: Monograph Series in Financial Economics, 1986(3): 89-102.
- [24]Stoll J. R., R. E. Whaley. Program Trading and Expiration Day Effects [J]. Financial Analysts Journal, 1987(43): 16-28.
- [25]Stoll J. R., R. E. Whaley. Expiration Day Effects: What Has Changed? [J]. Financial Analysts Journal, 1991(47): 58-72.
- [26]Stoll J. R., R. E. Whaley. Expiration Day Effect of the All Ordinaries Share Price Index Futures: Empirical Evidence and Alternative Settlement Procedures [J]. Australian Journal of Management, 1997(22): 139-174.
- [27]Karolyi, A. G. Stock Market Volatility around Expiration Days in Japan [J]. Journal of Derivatives, 1996(4): 23-43.

- [28]Chow, Y. F., Yung, H., Zhang, H. Expiration Day Effects: The Case of Hongkong[J]. *Journal of Futures Markets*, 2003 (23): 67 - 86.
- [29]Illueca, M., Lafuente, J. A. The Effect of Spot and Futures Trading on Stock Index Volatility: A Non - parametric Approach[J]. *Journal of Futures Markets*, 2003(23): 105 - 120.
- [30]Joseph K. W., Haynes, H. M. Expiration Day Effect - An Asian Test[J]. *Journal of Futures Market*, 2009, 29(5): 430 - 450.
- [31]Nicolas P. B., Bollen, Robert E., Whaley. Do Expirations of Hang Seng Index Derivatives Affect Stock Market Volatility? [J]. *Pacific - Basin Finance Journal*, 1999(7): 453 - 470.
- [32]D. Lien, L. Yang. Availability and Settlement of Individual Stock Futures and Options Expiration - day Effects: Evidence from High Frequency Data [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2005(45): 730 - 747.
- [33]H. Chung, M. - M. Hsueh. Expiration Day Effects of Taiwan Index Futures: The Case of the Singapore and Taiwan Futures Exchanges [J]. *International Financial Markets, Institutions and Money*, 2008(18): 107 - 120.
- [34]S. - F. Hsieh, T. Ma. Expiration Day Effects: Does Settlement Price Matter? [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2009(18): 290 - 300.
- [35]Chamberlain T. W., Cheung, S. C. & Kwan C. C. Y. Expiration Day Effect of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence [J]. *Financial Analyst Journal*, 1989, 45(5): 67 - 71.
- [36]Schlag, C. Expiration Day Effect of Index Derivatives in Germany [J]. *European Financial Management*, 1996(1): 69 - 95.
- [37]Wen - Liang, Gideon Hsieh. Expiration Day Effect on Individual Stocks and the Overall Market: Evidence from Taiwan [J]. *Journal of Futures Markets*, 2009, 29(10): 920 - 945.
- [38]Corvellec P., Lechon P., Santamaria R. Option Expiration Effects in Small Markets: The Spanish Stock Exchange [J]. *Journal of Futures Market*, 2001(21): 905 - 928.
- [39]蔡尚辉. 股指期货到期日效应研究综述 [J]. *金融发展研究*, 2010(4): 69 - 74.
- [40]顾京, 叶德鑫. 股指期货到期日效应在中国存在吗 [J]. *金融发展研究*, 2011(10): 66 - 70.
- [41]黄明, 林祥友, 陈国兴. 股指期货“到期日效应”分析——基于流动性和波动性的均值差异检验 [J]. *财会月刊*, 2013(10): 74 - 75.
- [42]杨朝军, 张志鹏, 廖士光. 证券市场流动性综合测度指标研究 [J]. *上海交通大学学报*, 2008(11): 1767 - 1771.
- [43]Garman M. B., Klass M. On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data [J]. *Journal of Business*, 1980, 53(1): 67 - 78.

A Study on the Multi Calendar Effect of Friday and Expiration Day in the Securities Market

LING Xiang-you¹, DAI Hong-xia², GAN Yu-jie¹

(1. Business School of Chengdu University of Technology, Chengdu, Sichuan 610059, China;

2. Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan 611130, China)

Abstract: Under the background of the CSI 300 stock index futures implement and operating, from the angle of the various such as trading volume, return, liquidity, and volatility, with the Wilcoxon - Mann - Whitney Nonparametric Test, autoregressive model with dummy variables, and difference in difference model, the Friday effect of securities market, the expiration day effect of stock index futures market, and the multi calendar effect of securities market are studied in this paper. The conclusions are drawn as follows: the return effect is significant on the Fridays; the liquidity effect is significant on the expiration days; and the volatility effect is significant on the multi calendar days.

Key words: Friday effect; expiration - day Effect; multi Calendar day effect; nonparametric test; difference in difference model

责任编辑: 黄敏娟

山东财经大学

学报

JOURNAL OF SHANDONG
UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

- 全国高校优秀社科期刊
- “金融研究”为全国高校社科期刊特色栏目
- 华东地区优秀期刊
- 山东省优秀期刊



5
2016
双月刊·第27卷

我国沪深300股指期货主力合约转换的统计分析

林祥友¹,代宏霞²

(1. 成都理工大学 商学院, 四川 成都 610059;

2. 西南财经大学 经济数学学院, 四川 成都 611130)

摘要:自我国2010年4月16日推出沪深300股指期货至2014年4月18日整整4年间,先后完成了48次主力合约转换。分别以持仓量最大标准、成交量最大标准、持仓量成交量之一最大标准、持仓量成交量共同最大标准确定每一次主力合约转换,并分别按照判别标准、转换年份、转换类型对股指期货主力合约转换进行统计分析,比较分析了基于不同判别标准、不同转换年份、不同转换类型的主力合约转换的差异性、变化规律及内在机理,给出了股指期货主力合约转换的系统性的统计分析结论。

关键词:股指期货;主力合约;判别标准;转换类型;差异性

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-929X(2015)05-0001-08

一、引言

股指期货市场同期并存的四种期货合约中,通常在价量方面具有显著优势的合约被称为主力合约。在股指期货合约到期交割前几个交易日,由于交易者的换月移仓行为,旧主力合约会逐渐被新主力合约替代,从而完成主力合约的转换。股指期货主力合约转换是一个极其重要但又容易被忽视的研究命题。对股指期货主力合约转换这一研究命题的正确解答,有助于股指期货市场的监管者制定针对性的监管政策,有助于股指期货市场的交易者实施适当的交易策略,还有助于股指期货市场的研究者锁定研究对象和构造股指期货合约连续数据。然而,对股指期货主力合约转换的系统性研究的文献在国内外都极度缺乏。Tse^[1]默认当月合约为主力合约,构造了股指期货合约连续数据,研究了股指期货的价格发现功能和波动溢出效应。So等^[2]以交易量最大标准确定主力合约,构造股指期货的连续数据,研究了香港恒生指数、股指期货、指数基金之间的价格发现关系。宋军等^[3]将期货的主力合约定义为“在同一品种多个不同到期月份的合约中持仓量最大(一般也是交易量最大)的那个合约”,进而研究了沪铜期货市场主力合约的迁徙行为。高勇^[4]、魏振祥等^[5]指

修回日期:2015-06-01

基金项目:四川省软科学计划项目“融资融券交易制度对证券市场质量的影响研究”(2014ZR0211);四川省软科学计划项目“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”(2015ZR0228);四川省教育厅人文社科重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(14SA0036);成都理工大学金融与投资优秀科研创新团队培育资助项目(KYTD201303)。

作者简介:林祥友,男,四川资中人,博士,成都理工大学商学院副教授,硕士生导师,研究方向:公司金融和金融衍生品;代宏霞,女,四川盐源人,西南财经大学经济数学学院教授,硕士生导师,研究方向:数理金融和金融衍生品。

1

出,期货的主力合约和近月合约的偏离是一个至今未得到研究者关注的中国特有的一个现实问题,且他们均以交易量最大来定义期货主力合约,研究结果表明在商品期货市场上近月合约通常都不是主力合约。赵栋强等^[6]对中美期货市场主力合约的差异性进行了分析,指出中国期货市场主力合约具有远期性特征,而美国期货市场主力合约具有近期性特征,他们同样以交易量最大作为判断期货市场主力合约的依据。严敏等^[7]、邢精平等^[8]、沈虹等^[9]或以成交量最大作为主力合约的衡量标准,或以当月合约、下月合约等期货合约直接作为主力合约,选取期货主力合约以提取数据,产生连续期货价格序列,对期货市场的价格发现功能和投资者行为进行了研究。代宏震等^[10]则以持仓量最大作为确定股指期货合约主力合约期和非主力合约期的判别标准,对股指期货合约存续期各阶段价格引导关系的时变特征进行了分析,结果表明存续期内股指期货价格引导关系具有显著的时变特征。宋琳等^[11]研究了货币供应量与我国股票指数、股指期货之间的关系。林祥友等^[12]基于持仓量最大、成交量最大、持仓量成交量共同最大、持仓量成交量之一最大这四种判断标准,第一次系统研究了基于不同判断标准的股指期货主力合约转换日的差异性;并基于价格引导关系的视角,研究了股指期货各类主力合约转换日的有效性。林祥友等^[13]系统地研究了持仓量最大标准和成交量最大标准确定的主力合约转换前后市场的定价效率变化情况。林祥友等^[12-13]对股指期货主力合约转换的相关研究比较全面系统,但研究涉及的时间范围却相对比较狭窄。从一个更长的时间范围进行系统考察,自我国沪深300股指期货2010年4月16日正式推出至2014年4月18日为止整整4年间,先后完成了48次主力合约转换,不同判别标准确定的主力合约转换具有怎样的差异性?同一转换类型的主力合约具有怎样的共同点?主力合约的转换随着时间的变化呈现出怎样的规律性?主力合约转换受到哪些因素的影响?在主力合约转换前后股指期货的市场质量表现出怎样的特征?这些问题都可以通过股指期货主力合约转换的统计分析来找到答案。

二、股指期货主力合约转换的判别标准及结果

一般而言,股指期货的主力合约既可从数量的主导地位特征进行判断,也可从价格的主导地位特征进行判断。股指期货的数量特征(比如持仓量和成交量)是显性的指标,容易直接观测;而股指期货的价格特征(比如价格引导关系和波动溢出效应)则是隐性的指标,不容易直接观测。因此,股指期货的主力合约便通常根据其显性的数量上的主导地位特征来进行判断。由于股指期货合约的“数量”指标通常包括成交量和持仓量,股指期货合约数量特征的角度进行判别,主力合约的判别通常存在4类标准:持仓量最大标准(简称标准1);成交量最大标准(简称标准2);持仓量成交量之一最大标准(简称标准3);持仓量成交量共同最大标准(简称标准4)。由于股指期货合约的持仓量和成交量存在不同的变化规律,4类数量判别标准确定的股指期货主力合约转换日期可能存在差异,下面,我们试图通过股指期货主力合约不同角度的统计分析去揭示这些差异,以为股指期货主力合约的相关决策提供借鉴。

分别采用主力合约的4类判别标准确定我国沪深300股指期货市场自2010年4月至2014年4月期间发生的主力合约转换时间、转换提前期、转换日持仓量差以及转换日成交量差,4类判别标准确定的主力合约转换日的相关情况如表1。对表1进行简单直观的分析,在4类判别标准确定的48次股指期货主力合约转换中,标准1与标准3确定的主力合约转换日是完全相同的,而标准2与标准4确定的主力合约转换日是完全相同的,标准1确定的主力合约转换日与标准2确定的主力合约转换日有11次是相同的,占比为22.92%;其余37次是不同的,占比为77.08%。在标准1和标准2两种标准确定的股指期货主力合约转换日不相同的情况下,标准1确定的主力合约转换日比标准2确定的主力合约转换日提前1个交易日的有34次,占比为91.89%;标准1确定的主力合约转换日比标准2确定的主力合约转换日提前2个交易日的有2次,占比为5.41%;标准1确定的主力合约转换日比标准2确定的主力合约转换日提前3个交易日的有1次,占比为2.70%,最后这两种情形占比很小,属于罕见的特殊情形。

2

表1 四种判别标准确定的股指期货主力合约

序号	交割日	标准1			标准2			标准3	标准4
		转换日	换前期	持仓量差	转换日	换前期	持仓量差		
1	2010/05/21	2010/05/17	4	5104	2010/05/18	3	221284	2010/05/17	2010/05/18
2	2010/06/18	2010/06/17	1	12276	2010/06/17	1	127094	2010/06/17	2010/06/17
3	2010/07/16	2010/07/14	2	4776	2010/07/15	1	313838	2010/07/14	2010/07/15
4	2010/08/20	2010/08/17	3	6409	2010/08/18	2	184047	2010/08/17	2010/08/18
5	2010/09/17	2010/09/15	2	515	2010/09/16	1	173224	2010/09/15	2010/09/16
6	2010/10/15	2010/10/13	2	1027	2010/10/14	1	118552	2010/10/13	2010/10/14
7	2010/11/19	2010/11/10	7	390	2010/11/11	6	22341	2010/11/10	2010/11/11
8	2010/12/17	2010/12/10	3	665	2010/12/15	2	79812	2010/12/10	2010/12/15
9	2011/01/21	2011/01/19	2	3701	2011/01/20	1	154515	2011/01/19	2011/01/20
10	2011/02/18	2011/02/14	4	7914	2011/02/15	3	82431	2011/02/14	2011/02/15
11	2011/03/18	2011/03/16	2	9741	2011/03/16	2	21506	2011/03/16	2011/03/16
12	2011/04/15	2011/04/13	2	3867	2011/04/14	1	86443	2011/04/13	2011/04/14
13	2011/05/20	2011/05/17	3	11651	2011/05/17	3	10824	2011/05/17	2011/05/17
14	2011/06/17	2011/06/15	2	70	2011/06/16	1	96209	2011/06/15	2011/06/16
15	2011/07/15	2011/07/14	1	17932	2011/07/14	1	67918	2011/07/14	2011/07/14
16	2011/08/19	2011/08/15	4	2333	2011/08/16	3	36000	2011/08/15	2011/08/16
17	2011/09/16	2011/09/14	2	1347	2011/09/15	1	124893	2011/09/14	2011/09/15
18	2011/10/21	2011/10/18	3	4657	2011/10/19	2	137903	2011/10/18	2011/10/19
19	2011/11/18	2011/11/15	3	2585	2011/11/16	2	98725	2011/11/15	2011/11/16
20	2011/12/16	2011/12/15	1	25224	2011/12/15	1	137550	2011/12/15	2011/12/15
21	2012/01/20	2012/01/17	3	11441	2012/01/18	2	209675	2012/01/17	2012/01/18
22	2012/02/17	2012/02/14	3	7256	2012/02/15	2	211992	2012/02/14	2012/02/15
23	2012/03/16	2012/03/14	2	24915	2012/03/14	2	41739	2012/03/14	2012/03/14
24	2012/04/20	2012/04/17	3	9425	2012/04/18	2	208815	2012/04/17	2012/04/18
25	2012/05/18	2012/05/15	3	12486	2012/05/16	2	191480	2012/05/15	2012/05/16
26	2012/06/15	2012/06/12	3	7650	2012/06/13	2	161788	2012/06/12	2012/06/13
27	2012/07/20	2012/07/18	2	20896	2012/07/18	2	188540	2012/07/18	2012/07/18
28	2012/08/17	2012/08/15	2	23128	2012/08/15	2	21398	2012/08/15	2012/08/15
29	2012/09/21	2012/09/18	3	19488	2012/09/19	2	259878	2012/09/18	2012/09/19
30	2012/10/19	2012/10/17	2	10478	2012/10/18	1	330549	2012/10/17	2012/10/18
31	2012/11/16	2012/11/14	2	10108	2012/11/15	1	333054	2012/11/14	2012/11/15
32	2012/12/21	2012/12/17	4	18268	2012/12/18	3	243007	2012/12/17	2012/12/18
33	2013/01/18	2013/01/16	2	34118	2013/01/16	2	28751	2013/01/16	2013/01/16
34	2013/02/18	2013/02/04	5	6152	2013/02/07	2	393838	2013/02/04	2013/02/07
35	2013/03/15	2013/03/13	2	1847	2013/03/14	1	345955	2013/03/13	2013/03/14
36	2013/04/19	2013/04/17	2	4076	2013/04/18	1	468767	2013/04/17	2013/04/18
37	2013/05/17	2013/05/13	4	24830	2013/05/15	2	268188	2013/05/13	2013/05/15
38	2013/06/21	2013/06/18	3	6691	2013/06/19	2	50616	2013/06/18	2013/06/19
39	2013/07/19	2013/07/17	2	13745	2013/07/18	1	527825	2013/07/17	2013/07/18
40	2013/08/16	2013/08/13	3	11234	2013/08/14	2	187706	2013/08/13	2013/08/14
41	2013/09/20	2013/09/17	3	24897	2013/09/18	2	433337	2013/09/17	2013/09/18
42	2013/10/18	2013/10/17	1	28606	2013/10/17	1	76464	2013/10/17	2013/10/17
43	2013/11/15	2013/11/13	2	19771	2013/11/14	1	267171	2013/11/13	2013/11/14
44	2013/12/20	2013/12/18	2	3561	2013/12/19	1	316839	2013/12/18	2013/12/19
45	2014/01/17	2014/01/16	1	21862	2014/01/17	0	520578	2014/01/16	2014/01/17
46	2014/02/21	2014/02/17	4	12175	2014/02/19	2	295938	2014/02/17	2014/02/19
47	2014/03/21	2014/03/19	2	17254	2014/03/20	1	464758	2014/03/19	2014/03/20
48	2014/04/18	2014/04/17	1	41545	2014/04/17	1	110203	2014/04/17	2014/04/17

因此,从总体上看,以持仓量最大标准(即标准1)确定的主力合约转换日通常早于以成交量最大标准(即标准2)确定的主力合约转换日,而且绝大多数情况下是前者早于后者1个交易日。

三、股指期货主力合约转换的描述性统计分析

基于表1中列示的4类判别标准确定的股指期货主力合约转换日的分析结果,下文将依次分别按照不同判别标准、不同转换年份、不同转换类型进行主力合约转换的更加具体的统计分析。在统计分析的指标中,首先定义主力合约转换的紧迫性和主力合约转换的坚决性,转换提前期是反映主力合约转换“紧迫性”的指标,转换提前期越长,表明主力合约转换越紧迫。转换日持仓量差和转换日成交量差是反映主力合约转换“坚决性”的指标,持仓量差和成交量差越大,表明主力合约转换越坚决。

(一) 基于不同判别标准的统计分析

股指期货主力合约转换的判别标准有4类,正如前文所述,只有持仓量最大标准(标准1)和成交量最大标准(标准2)确定的主力合约转换日存在实质性差异,只需按照这两个不同判别标准的结果进行统计分析。

基于不同判别标准确定的主力合约转换的描述性统计结果如表2。

表2 不同判别标准确定的主力合约转换的描述性统计

	持仓量最大标准(标准1)		成交量最大标准(标准2)	
	转换提前期	转换日持仓量差	转换提前期	转换日成交量差
均值	2.636364	10846.610	1.795455	183238.2
中位数	2.000000	8669.500	2.000000	167506.0
最大值	7.000000	41545.000	6.000000	527825.0
最小值	1.000000	70.000	0.000000	10824.0
标准差	1.122516	8926.036	0.929605	129145.7

由表2可知,持仓量最大标准确定的主力合约转换日的转换提前期的均值为2.636364,成交量最大标准确定的主力合约转换日的转换提前期的均值为1.795455,表明在考察期内,标准1确定的主力合约转换日平均比标准2确定的主力合约转换日多提前了0.840909个交易日。这和直接观察到的“持仓量最大标准确定的主力合约转换通常早于成交量最大标准确定的主力合约转换,且绝大多数情况下是提前1个交易日”这一结论基本相吻合。持仓量最大标准确定的主力合约转换提前期的最大值为7个交易日,最小值为1个交易日,表明从各次主力合约转换的纵向比较来看,持仓量最大标准确定的主力合约转换的紧迫性存在很大差异性。成交量最大标准确定的主力合约转换提前期的最大值为6个交易日,最小值为0个交易日,表明从各次主力合约转换的纵向比较来看,成交量最大标准确定的主力合约转换的紧迫性也存在很大差异性。

持仓量最大标准确定的主力合约转换日新旧主力合约的持仓量差的均值为10846.61个单位,最大值为41545个单位,最小值为70个单位,持仓量差的大小悬殊,表明从各次主力合约转换的纵向比较来看,持仓量最大标准确定的主力合约转换的坚决性存在很大差异;成交量最大标准确定的主力合约转换日新旧主力合约的成交量差的均值为183238.2个单位,最大值为527825个单位,最小值为10824个单位,成交量差的大小悬殊,表明从各次主力合约转换的纵向比较来看,成交量最大标准确定的主力合约转换的坚决性也存在很大差异。

再从持仓量最大标准和成交量最大标准确定的主力合约转换的横向比较来看,持仓量最大标准确定的主力合约转换比成交量最大标准确定的主力合约转换具有更强的紧迫性,而具有更弱的坚决性,意味着主力合

约转换越急迫,则越不够坚决。

(二) 基于不同转换年份的统计分析

对股指期货主力合约转换过程中的转换提前期、持仓量差、成交量差等分别按照2010-2014年进行分年度统计分析,能够分析各个年度之间的差异。

基于不同转换年份对不同判别标准确定的主力合约转换进行的描述性统计结果如表3、表4。

表3 不同年份的持仓量最大标准确定的主力合约转换的描述性统计

	2010年		2011年		2012年		2013年		2014年	
	提前期	持仓量差	提前期	持仓量差	提前期	持仓量差	提前期	持仓量差	提前期	持仓量差
均值	3.000000	3895.250	2.416667	7585.167	2.666667	14628.250	2.583333	14960.67	2.000000	23209
中位数	2.500000	2901.500	2.000000	4262.000	3.000000	11963.500	2.000000	12489.50	1.500000	19558
最大值	7.000000	12276.000	4.000000	25224.000	4.000000	24915.000	5.000000	34118.00	4.000000	41545
最小值	1.000000	390.000	1.000000	70.000	2.000000	7256.000	1.000000	1847.00	1.000000	12175
标准差	1.851640	4160.476	0.996205	7537.405	0.651339	6301.064	1.083625	11095.51	1.320050	12350

表4 不同年份的成交量最大标准确定的主力合约转换的描述性统计

	2010年		2011年		2012年		2013年		2014年	
	提前期	成交量差	提前期	成交量差	提前期	成交量差	提前期	成交量差	提前期	成交量差
均值	2.125000	155024.00	1.750000	87909.75	1.916667	200159.60	1.500000	280454.7	1.000000	347869
中位数	1.500000	150159.00	1.500000	91326.00	2.000000	209245.00	1.500000	292513.5	0.500000	380348
最大值	6.000000	313838.00	3.000000	154515.00	3.000000	333054.00	2.000000	527825.0	2.000000	520578
最小值	1.000000	22341.00	1.000000	10824.00	1.000000	21398.00	1.000000	28751.0	0.000000	110203
标准差	1.726888	89568.62	0.866025	47127.95	0.514929	94918.86	0.522233	166574.7	0.512235	145360

由表3可知,从持仓量最大标准确定的主力合约转换的情况来看,2010年的主力合约转换提前期的均值为3个交易日,2011年的主力合约转换提前期的均值为2.416667个交易日,2012年的主力合约转换提前期的均值为2.666667个交易日,2013年的主力合约转换提前期的均值为2.583333个交易日,2014年的主力合约转换提前期的均值为2.000000个交易日,呈现小幅下降后逐渐趋于平稳的态势,表明在2010-2014年期间,各年内的主力合约转换的急迫程度差异并不明显。2010年的主力合约转换日的持仓量差的均值为3895.250,2011年的主力合约转换日的持仓量差的均值为7585.167,2012年的主力合约转换日的持仓量差的均值为14628.25,2013年的主力合约转换日的持仓量差的均值为14960.67,2014年的主力合约转换日的持仓量差的均值为23209,呈现大幅上升的态势,表明在2010-2014年期间,各年内的主力合约转换的坚决程度差异非常明显,且主力合约转换的坚决程度呈现明显的增强趋势。

由表4可知,从成交量最大标准确定的主力合约转换的情况来看,2010年的主力合约转换提前期的均值为2.125个交易日,2011年的主力合约转换提前期的均值为1.75个交易日,2012年的主力合约转换提前期的均值为1.916667个交易日,2013年的主力合约转换提前期的均值为1.5个交易日,2014年的主力合约转换提前期的均值为1.0个交易日,呈现逐渐下降的态势,表明在2010-2014年期间,各年内的主力合约转换的急迫程度逐渐增强。2010年的主力合约转换日的成交量差的均值为155024.0,2011年的主力合约转换日的成交量差的均值为87909.75,2012年的主力合约转换日的成交量差的均值为200159.6,2013年的主力合约转换日的成交量差的均值为280454.7,2014年的主力合约转换日的成交量差的均值为347869,呈现先

大幅下降后大幅上升的态势,表明在2010-2014年期间,各年内的主力合约转换的坚决程度差异非常明显,且主力合约转换的坚决程度经过短暂的减弱之后,呈现显著的增强趋势。

在不同年份里,股指期货主力合约转换的提前期差异并不明显,表现出比较稳定的特点。这可能是因为股指期货市场的交易者在期货合约的换月移仓的时机选择上已经形成了“路径依赖”,导致股指期货主力合约转换的时间通常在其交割日前1-3个交易日内完成。而在不同年份里,股指期货主力合约转换的持仓量差(成交量差)的均值差异则很明显,呈现出随着时间的推移,主力合约转换中的持仓量差(成交量差)逐渐增加,这符合股指期货市场发展过程中股指期货合约的持仓量和成交量都明显增加这一特点。

(三) 基于不同转换类型的统计分析

在股指期货主力合约转换中,根据新旧主力合约所属季月合约和非季月合约的不同,可以划分为3种转换类型。我们不妨首先做出如下定义:主力合约由非季月合约转非季月合约为转换类型1,例如主力合约由IF1301转变为IF1302;主力合约由非季月合约转季月合约为转换类型2,例如主力合约由IF1302转变为IF1303;主力合约由季月合约转非季月合约为转换类型3,例如主力合约由IF1303转变为IF1304。在4年里已经完成的48次主力合约转换中,转换类型1、转换类型2和转换类型3各占三分之一。

基于不同转换类型对不同判别标准确定的主力合约转换进行的描述性统计结果如表5、表6。

表5 不同类型的持仓量最大标准确定的主力合约转换的描述性统计

	类型1		类型2		类型3	
	提前期	持仓量差	提前期	持仓量差	提前期	持仓量差
均值	2.071429	12053.21	3.466667	10090.070	2.333333	10477.000
中位数	2.000000	9951.50	3.000000	7914.000	2.000000	7650.000
最大值	3.000000	34118.00	7.000000	24830.000	4.000000	25224.000
最小值	1.000000	1027.00	2.000000	390.000	1.000000	70.000
标准差	0.615728	10060.89	1.302013	7405.287	0.816497	9678.235

表6 不同类型的成交量最大标准确定的主力合约转换的描述性统计

	类型1		类型2		类型3	
	提前期	成交量差	提前期	成交量差	提前期	成交量差
均值	1.357143	208468.2	2.400000	168698.6	1.600000	174229.8
中位数	1.000000	171527.5	2.000000	187706.0	2.000000	137550.0
最大值	2.000000	527825.0	6.000000	393838.0	3.000000	433337.0
最小值	1.000000	28751.0	1.000000	10824.0	1.000000	21506.0
标准差	0.497245	151020.3	1.183216	119833.4	0.832456	121404.6

由表5可知,在持仓量最大标准确定的主力合约转换中,转换类型1的提前期的均值为2.071429个交易日,转换类型2的提前期的均值为3.466667个交易日,转换类型3的提前期的均值为2.033333个交易日,表明季月合约由非主力合约转换为主力合约时,转换提前期较长,季月合约具有较强的主力合约转换急迫性;季月合约由主力合约转换为非主力合约时,转换提前期较短,季月合约具有较弱的非主力合约转换急迫性。转换类型1的持仓量差的均值为12053.21个单位,转换类型2的持仓量差的均值为10090.07个单位,转换类型3的持仓量差的均值为10477个单位,表明季月合约由非主力合约转换为主力合约时,持仓量差的均值较小,季月合约具有较弱的主力合约转换坚决性;季月合约由主力合约转换为非主力合约时,持仓量差的

6

均值较大,季月合约具有较强的非主力合约转换坚决性。

由表6可知,在成交量最大标准确定的主力合约转换中,转换类型1的提前期的均值为1.357143个交易日,成交量差的均值为208468.2个单位;转换类型2的提前期的均值为2.40000个交易日,成交量差的均值为168698.6个单位;转换类型3的提前期的均值为1.60000个交易日,成交量差的均值为174229.8个单位。季月合约由非主力合约转换为主力合约时,提前期较长,同时伴随一个较小的成交量差,表明季月合约具有较强的主力合约转换的急迫性,但具有较弱的主力合约转换的坚决性;季月合约由主力合约转换为非主力合约时,提前期较短,同时伴随一个较大的成交量差,表明季月合约具有较弱的非主力合约转换的急迫性,但具有较强的非主力合约转换的坚决性。

相对于非季月合约而言,季月合约在由非主力合约转换为主力合约时,具有较长的转换提前期;而季月合约在由主力合约转换为非主力合约时,具有较短的转换提前期;这导致的结果是季月合约的主力合约期也就相对较长。产生这种结果的原因可能是,季月合约的存续期有8个月左右,远远比非季月合约2个月的存续期长,使得季月合约长期累积的持仓量(或成交量)相对较多,相对更早更容易超越旧主力合约,而更晚更不容易被新主力合约超越。

四、研究结论与政策建议

分别按照持仓量最大标准、成交量最大标准、持仓量成交量之一最大标准、持仓量成交量共同最大标准确定股指期货主力合约转换日,对我国沪深300股指期货市场2010年4月-2014年4月期间发生的48次主力合约转换进行考察,并分别按照不同判别标准、不同转换年份、不同转换类型对主力合约转换进行统计分析,得到以下主要研究结论和启示,并针对性地提出政策建议。

第一,持仓量最大标准确定的主力合约转换先于成交量最大标准确定的主力合约转换。基于不同判别标准确定的主力合约转换的统计分析表明,持仓量最大标准确定的主力合约转换通常先于成交量最大标准确定的主力合约转换,而且在绝大多数情况下,前者先于后者1个交易日。

第二,不同年份的主力合约转换既存在共性也存在各自的特点。基于不同转换年份的主力合约转换的统计分析表明,随着时间的推移和股指期货市场的发展,不同年份股指期货主力合约转换的提前期也即转换急迫性的差异并不明显,而不同年份股指期货主力合约转换的持仓量差(成交量差)也即转换坚决性则呈现明显的逐渐增强的趋势。

第三,季月合约与非季月合约在主力合约转换中的地位存在差异性。基于不同转换类型的主力合约转换的统计分析表明,在3种转换类型中,股指期货季月合约由非主力合约转换为主力合约时,具有较强的转换急迫性和较弱的转换坚决性;反之,股指期货季月合约由主力合约转换为非主力合约时,具有较弱的转换急迫性和较强的转换坚决性。而且,在主力合约转换中,一般而言,较强的转换急迫性通常与较弱的转换坚决性相伴,较弱的转换急迫性通常与较强的转换坚决性同行。

第四,本研究的结论对我国沪深300股指期货多个主体多个方面的决策具有重要借鉴和参考价值。本研究从股指期货主力合约转换的判别标准、转换年份、转换类型等多角度进行统计分析,研究结论对于股指期货市场的各类参与者都具有重要参考价值。比如,股指期货市场的监管者应当根据本研究的统计分析结果,初步预测各次股指期货主力合约的转换时点,在转换日附近对股指期货市场的波动和风险进行预判,并制定针对性的监管政策。股指期货市场的交易者应当正确选择股指期货主力合约转换的判别标准,通常应当考虑以持仓量最大标准,而不是以成交量最大标准去判断主力合约的转换,这样有助于较早对新主力合约实施交易。股指期货市场的研究者应当根据主力合约转换的真实时点,确定适当的研究对象,构造股指期货合约连续数据,以此连续数据为基础,对股指期货的套期保值和价格发现等功能的研究结论才更为正确和可靠。

参考文献:

- [1] TSE Y M. Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets[J]. Journal of Futures Markets, 1999(8):911-930.
- [2] SO R W, TSE Y M. Price Discovery in Hang Seng Index Markets: Index, Futures and the Tracker Fund[J]. Journal of Futures Markets, 2004(9):887-907.
- [3] 宋军, 吴冲锋, 等. 保证金制度、跨市套利和沪铜主力合约的迁徙行为[J]. 系统工程理论与实践, 2008(8):89-97.
- [4] 高勇. 中国农产品期货主力及近月合约套期保值效果研究[J]. 金融理论与实践, 2011(12):19-22.
- [5] 魏振祥, 高勇. 中国农产品期货主力及近月合约套期保值效果研究[J]. 证券市场导报, 2012(2):36-41.
- [6] 赵栋强, 常清. 中美期货市场主力合约差异性研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2010(5):33-39.
- [7] 严敏, 巴曙松, 吴博. 我国股指期货市场的价格发现与波动溢出效应[J]. 系统工程, 2009(10):32-38.
- [8] 邢精平, 周伍阳, 李峰. 我国股指期货与现货市场信息传递与波动溢出关系研究[J]. 证券市场导报, 2011(2):13-19.
- [9] 沈虹, 顾周聪, 何建敏. 中国期货市场投资者策略分析与实证研究[J]. 管理评论, 2012(5):60-65.
- [10] 代宏霞, 林祥友. 股指期货合约存续期价格引导关系的时变性研究[J]. 投资研究, 2012(5):127-140.
- [11] 宋琳, 应晓芸. 货币供应量与我国股票指数关系的实证研究[J]. 山东财政学院学报, 2013(2):11-15.
- [12] 林祥友, 代宏霞. 股指期货主力合约转换的有效性研究——基于价格引导关系视角[J]. 云南财经大学学报, 2013(1):109-116.
- [13] 林祥友, 代宏霞. 股指期货主力合约转换前后的市场有效性研究[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2013(5):9-15.

A Statistical Analysis of Main Contract Conversion in CSI 300 Stock Index Futures Market

LIN Xiangyou¹, DAI Hongxia²

(1. School of Business, Chengdu University of Technology, Chengdu 610059, China;

2. School of Economics and Mathematics, Southwestern University
of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: During April 16, 2010 to April 18, 2014, CSI 300 Stock Futures experienced 48 main contract conversions. Each of these main contract conversions is determined in terms of position maximum standard, volume maximum standard, position or volume maximum standard, position and volume maximum standard. The main contract conversions of the stock index futures are analyzed statistically based on the discrimination criterion, conversion years and conversion types while the differences, change laws and internal mechanism of the main contract conversions are compared, and finally the systemic statistical and analytical results are provided about the main contract conversions of the stock index futures.

Keywords: stock index futures; main contract; discrimination criterion; conversion type; difference

(责任编辑 高琼)

第35卷 第4期
总第386期

投资研究

Review of Investment Studies

- “4万亿”是否造成了产能过剩？——政策干预与信贷错配
- XBRL分类标准，自愿性信息披露与股价同步性研究
——基于财务信息价值链视角
- 股票还是彩票：博彩偏好与IPO之谜
- 财务柔性、企业投资与经营业绩
——基于货币紧缩背景下的实证研究
- 融资融券交易的助涨助跌效应——基于双重差分模型的研究
- 基于开放经济DSGE模型的汇率冲击对宏观经济的影响
——兼议转型时期不同货币政策规则的有效性



国际标准刊号：ISSN1003-7624

国内统一刊号：CN11-1389/F

2016 4

目 录

2016年第4期(总第386期 第35卷)

论 文

- “4万亿”是否造成了产能过剩?
——政策干预与信贷错配.....刘阳阳、冯 勇(4)
- XBRL分类标准,自愿性信息披露与股价同步性研究
——基于财务信息价值链视角.....杜 威、吴忠生、张天雨(23)
- 股票还是彩票:博彩偏好与IPO之谜.....汤 伟、徐立恒(37)
- 财务柔性、企业投资与经营业绩
——基于货币紧缩背景下的实证研究.....袁卫秋、王海姣、黄 旭(57)
- 融资融券交易的助涨助跌效应
——基于双重差分模型的研究.....林祥友、易凡琦、陈 超(74)
- 基于开放经济DSGE模型的汇率冲击对宏观经济的影响
——兼议转型时期不同货币政策规则的有效性.....连 飞(87)
- 收买还是激励?
——基于股权异质化的股权激励实施动机研究.....何 凯、王瑞华(100)
- 商业银行风险承担、融资约束与货币政策信贷渠道
.....杜 勇、胡海鸣(111)
- 高杠杆抑制了企业创新么?
——基于营运资金管理视角.....刘一楠(123)
- 门限向量乘积误差模型对沪深两市波动溢出分析.....李俊功(136)
- 中国旅游IA-ICOR-EG的测度及其关系研究.....苏建军、孙根年(148)

融资融券交易的助涨助跌效应

——基于双重差分模型的研究

林祥友 易凡琦 陈超

摘要:以我国首批纳入融资融券标的的证券上市公司构造处理组样本,采用倾向得分匹配法选择数量基本相当的非融资融券标的的证券上市公司构造控制组样本,以上市公司证券的平均超额收益率和平均绝对超额收益率为考察指标,利用非参数检验方法和双重差分模型,实证检验融资融券交易“助涨助跌效应”的存在性及其非对称性。研究表明,从平均绝对超额收益率看,融资融券交易会产生产显著的“助涨助跌效应”,其助涨助跌效应不具有显著的非对称性;从平均超额收益率看,融资融券交易的“助涨助跌效应”具有非对称性,价格下跌中的“助跌效应”强于价格上涨中的“助涨效应”。

关键词:融资融券交易;助涨助跌效应;非对称性;双重差分模型

JEL分类号:G23, G32, G34

一、引言

我国证券市场于2010年3月31日开始试行融资融券交易业务,标志着伴随中国证券市场的卖空限制得到了部分解除。卖空机制从无到有的政策变化为证券市场的研究者提供了一个难得的天然实验,研究者纷纷从不同角度研究融资融券交易的实施或卖空限制的取消给证券市场带来的诸多影响,得到了大量关于融资融券有助于改善证券市场质量的正面经验证据。另一方面,在2015年证券市场的大幅异常波动中,人们又纷纷将矛头指向融资融券交易制度,甚至有观点认为融资融券交易作为典型的杠杆交易就是证券市场价格大幅下跌的罪魁祸首,应当限制甚至取缔这一交易制度。纵观我国融资融券交易制度不长的历史,对其评价真可谓成也萧何,败也萧何。那么,融资融券交易究竟是有利于证券市场流动性增强、波动性减弱、定价效率提高、市场质量改善?还是会加剧证券市场的暴涨暴跌、同涨同跌、助涨助跌,市场质量恶化?融资融券交易制度对证券市场的正面效应和负面影响孰强孰弱?融资融券交易是否存在显著的对证券价格的“助涨助跌效应”?如果存在的话,其助涨助跌效应在价格上涨和价格下跌趋势中是否具有显著的非对称性特征?融资融券交易的“助涨助跌效应”对证券市场究竟产生了多大的负面影响?融资融

作者简介: 林祥友:成都理工大学商学院副教授,博士,硕士生导师,主要从事公司金融和金融衍生品研究;

易凡琦:成都理工大学商学院,硕士研究生,主要从事公司金融与资本市场研究;

陈超:成都理工大学商学院,硕士研究生,主要从事金融理论与投资理财研究。

*本文得到四川省软科学计划项目“融资融券交易制度对证券市场质量的影响研究”(项目编号:2014ZR0211),四川省软科学计划项目“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”(项目编号:2015ZR0228),四川省教育厅人文社科重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(项目编号:14SA0036),成都理工大学“金融与投资优秀科研创新团队培育资助”项目(项目编号:KYTD201303)的资助。

券交易制度是否真是证券市场异常波动的罪魁祸首?为此,本文基于我国证券市场融资融券交易制度的实施,进行严密系统的科学考察,试图揭开融资融券交易制度“助涨助跌效应”的存在性、非对称性及其对证券市场的影响力等诸多方面事实的真相,以期更客观公正评价融资融券交易制度的是非功过,为融资融券制度的完善发展提供思路建议,为证券市场监管者监管政策制定,证券交易所交易制度完善和证券投资者交易策略实施提供更加有益的借鉴和参考。

关于融资融券交易制度对证券市场价格的影响,国内外学者已经从证券市场的流动性、波动性、有效性(定价效率)等证券市场质量的角度进行了大量研究,而且取得的正面研究结论居多,反面研究结论较少。从国外方面看,绝大部分关于融资融券的研究文献,比如 Miller(1977); Diamond and Verrecchia(1987); Morck et al.(2000); Charles and Owen(2002); Hong and Stein(2003); Reed(2003); Hou and Moskowitz(2004); Li and Myers(2006); Bris et al.(2007); Chang et al.(2007); Saffi and Sigurdsson(2011); Boehmer and Wu(2013); Beber and Pagano(2013)等研究认为,由于政策限制、搜寻成本等原因,卖空约束使得股价不能及时或充分吸收市场全部(负面)信息,从而导致价格效率较低以及收益率分布不合理,融资融券交易的实施打破卖空限制,会改变上述局面,有助于提高股票定价效率,降低市场价格波动,缓解暴涨暴跌风险,改善证券市场质量。只有少部分研究文献比如 Allen and Gale(1991); Kcim and Madhavan(1995); Bernardo and Welch(2004); Charoenruek and Daouk(2005); Bai et al.(2006)等认为由于政策环境、市场情况和市场发展阶段不同,允许卖空并不能对定价效率的提高产生显著影响,反而在一定情况下,可能因为投资者利用私人信息、杠杆交易、市价委托指令等行为加大市场波动,使证券市场质量恶化。Fang et al.(2013)和 Massa et al.(2013)则从上市公司的角度研究指出,卖空机制对于上市公司管理层的约束,在一定程度上抑制了管理层的机会主义行为,抑制了盈余管理行为的发生,提高了上市公司盈余信息质量,改善了市场定价。

从国内方面看,廖士光和杨朝军(2005a)较早探讨了台湾股市的股价指数和卖空交易额之间的关系,发现二者存在正的协整关系且股价指数是卖空交易额的 Granger 原因,得到卖空对股市起到平抑作用的结论。廖士光和杨朝军(2005b)研究香港股市的卖空交易额与股市波动性和流动性之间的关系,发现卖空对香港股市影响不大。廖士光和杨朝军(2006)在我国沪深证券市场实施融资融券交易之前,探讨了卖空交易机制价格发现功能的内在机理及境外市场实证结果。在我国沪深证券市场实施融资融券交易后的短期内,廖士光(2011)利用我国融资融券标的证券的纳入和调出,研究了融资融券交易的价格发现功能,结果表明融资融券交易的总体价格发现功能并不显著。王旻等(2008)从波动性和流动性的角度出发,研究了融资融券对台湾股市的影响,发现融券对台湾股市没有影响。袁怀宇和张宗成(2009)比较了还未实行融券的上海股市和已经实行融券的香港股市在收益率分布上的差别,发现上海股市收益呈负偏、香港股市收益呈正偏,进而推断这是由卖空限制引起的。谷文林和孔祥忠(2010)利用单因素方差分析法研究了融资融券的推出对我国股市流动性的冲击,未发现显著影响。杨德勇和吴琼(2011)采用类似的方法衡量了融资融券对个别几只 2010 年 7 月 1 日被调入和调出标的证券名单的个股的流动性和波动性的影响,发现融资融券后沪市个股的波动性有所降低、流动性有所提高。陈欣和许宏伟(2012)研究了我国融资融券试点对股票定价效率和收益率分布的影响,结果表明融资融券的功能发挥并不完全。张永力和裘骏峰(2012)采用事件研究法,研究了融券对我国证券价格的短期影响,发现股价在融券宣告日前后就开始向下调整。黄洋等(2013)的研究发现,融资融券的推出使得投资者有更多的选择和手段对市场信息做出及时反应,A 股市场的一个市场异象——盈余公告漂移在融资融券后有显著减弱。汪天都和孙谦(2014)研究发现融资融券并未影响市场稳定,不存在助涨助跌效应。方立兵和刘焯(2014)研究结果表明,融资融券标的证券扩容后,从调整速度和反映程度两个维度表明定价效率显著提高,证券市场质量得以改善。林祥友(2014)以 ETF 基金为研究对象,系统检验了融资融券交易对 ETF 基金市场的流动性、波动性和有效性的

影响,得到融资融券交易显著改善证券市场质量的结论。代宏霞和林祥友(2014)还研究了转融通制度的实施对证券市场质量的影响,也得出了显著的正面结论。陈晖丽和刘峰(2014)研究了融资融券的治理效应,结果表明融资融券标的证券公司的应计盈余管理和真实盈余管理显著降低。李科等(2014)的研究表明,卖空限制导致了股价高估,融资融券等做空机制有助于矫正高估的股价,提高市场定价效率。肖浩和孔爱国(2014)研究发现融资融券降低了标的证券股价特质性波动,且融资融券是通过降低了股价特质性波动的非信息效率因素来实现这一影响的。方立兵和肖斌卿(2015)考察了融资融券失衡对标的股票定价效率的影响,结果发现,融资交易的相对比重与标的股票对好消息的定价效率负相关,融券交易的相对比重与标的股票对坏消息的定价效率正相关。李志生等(2015)研究发现融资融券标的股票的定价效率得到了显著提高,而且融券卖空量与定价效率之间存在正相关关系,融券卖空量越大,股票的定价效率越高。陈海强和范云菲(2015)基于面板数据政策评估方法,研究了融资融券交易对中国股市波动率的影响,发现融资融券制度有效地降低了融资融券标的个股波动率。李志生等(2015)基于中国融资融券的自然实验,研究了卖空交易与股票价格稳定性,结果表明融资融券提高了我国股票价格的稳定性。韩梅芳和王玮(2015)基于信息传递的视角,研究了融资融券对股票风险的影响,结果表明,融资融券业务抑制了股票风险,但媒体过度关注和偏离公司真实价值的报道削弱了该功能。综上,现有文献关于融资融券交易对证券市场质量的影响的相关研究,结论大多是积极的或中性的影响,较少见到消极影响的研究结论。

关于证券市场助涨助跌效应的影响因素的相关研究,吴林祥等(2003)构造了一个基于超常收益率的分析框架,探讨了价格涨跌幅限制的助涨助跌作用,认为没有证据表明价格涨跌幅限制具有显著的助涨助跌作用。汪天都和孙谦(2014)间接研究了融资融券的助涨助跌效应,结果表明融资融券不存在显著的助涨助跌效应。赵婧和黄泽先(2014)研究了股指期货的助涨助跌效应,结果表明,当市场受到确定性信息冲击时,股指期货市场对股指现货市场具有助涨助跌作用;当市场受到不确定信息冲击时,股指现货市场对股指期货市场具有助涨助跌作用。这些研究文献对助涨助跌效应的理解存在差异,且均没有给出助涨助跌效应的明确定义。本文认为,融资融券交易的助涨助跌效应,是指在融资融券交易制度实施之后,它将会使融资融券标的证券相对于非融资融券标的证券而言,在证券价格上涨过程中强化其价格的上涨,在证券价格下跌过程中强化其价格的下跌,从而形成融资融券标的证券显著更大的绝对超常收益率。因此,本文将超常收益率为辅和以绝对超常收益率为主去考察融资融券交易的助涨助跌效应。

根据上述文献回顾和梳理,据我们所知,不管是从融资融券交易的实施效应角度,还是从助涨助跌效应的影响因素角度,都还没有发现直接研究我国融资融券交易的“助涨助跌效应”的相关文献,而这一问题的研究对于澄清关于融资融券交易市场效应的混乱观点,客观公正评价融资融券交易的作用功能,以及对融资融券交易制度的发展完善而言都至关重要。基于此,本文以我国首次纳入融资融券标的证券上市公司构造处理组样本,以倾向得分匹配法选择数量基本相当的非融资融券标的证券上市公司构造控制组样本,使用非参数检验方法和双重差分模型,以样本上市公司证券的平均超常收益率为辅和平均绝对超常收益率为考察融资融券交易助涨助跌效应的存在性,如果其助涨助跌效应存在的话,再进一步考察融资融券交易助涨助跌效应程度在价格上涨和价格下跌中的非对称性,从而对融资融券交易制度的助涨助跌效应给出更全面而公正的评价,给融资融券交易的监管者、组织者和交易者提供有益借鉴和参考,助力于我国融资融券交易制度的完善和发展。

二、研究设计

(一)样本选择

2010年2月12日,中国证监会宣布即将开展融资融券业务,并公布了可以作为融资融券标的证券的名单。在这个初始名单中,共有50家在上海证券交易所上市的公司即上证50指数的成份股,和40家在深圳证券交易所上市的公司即深证成指的成份股。同年3月31日,融资融券业务正式在这90支股票上展开试点。在本文的研究中,选择首批纳入融资融券交易试点且在研究期间从未被换出的融资融券标的证券的上市公司构造处理组样本,为了确保研究期间所有证券共存的交易日数量的充足性,剔除单次停牌时间达5个交易日及以上的证券,剩下上交所融资融券标的证券21只,深交所融资融券标的证券21只,由于我们考察了实施融资融券交易前后各3年的交易日数据,所以研究样本量是足够的。在实施融资融券试点后的3个年度里,发生了融资融券标的证券的扩容,其是否会影响融资融券助涨助跌效应的研究结论呢?对于这一问题,由于我们的处理组样本一直是融资融券标的证券,控制组样本一直是非融资融券标的证券,融资融券标的证券的扩容对本文的研究结论的影响是非常有限的。此外,为了避免处理组样本和控制组样本的自选择问题,本文使用倾向得分匹配法选择研究期间自始至终从未纳入融资融券标的证券的上市公司构造控制组样本,样本的数量和结构与处理组基本一致。使用倾向得分匹配法选择控制组样本,能找到与处理组样本尽可能相似的控制组样本,降低样本选择偏误,有效解决内生性问题。在使用倾向得分匹配法选择控制组样本时,首先参考《上海证券交易所融资融券交易实施细则》和《深圳证券交易所融资融券交易实施细则》中提出的融资融券标的证券应当符合的七大条件,将匹配向量中的变量设定为公司规模、流通市值、财务杠杆、公司年龄、股东人数、换手率、涨跌幅度、波动幅度,这些变量对上市公司被纳入融资融券标的证券和超常收益率均存在影响;然后采用Logit模型对倾向得分进行估计,由该模型中获得的样本接受处理(即纳入融资融券标的证券)的预测概率被视作倾向得分,即PS值;最后以计算出的PS值为基础,使用最近邻匹配法,前向或后向寻找与处理组样本PS值最为接近的控制组样本,作为处理组的匹配对象,即控制组样本。样本数据的时间范围选择我国融资融券交易制度实施前后各三个年度,即分别为2007年4月1日—2010年3月31日,以及2010年4月1日—2013年3月31日两个区间。

(二)变量定义

在本研究中,先后用到证券的超常收益率、绝对超常收益率、平均超常收益率、平均绝对超常收益率,先对相关变量进行如下定义。

对于本文中最基本的考察变量——超常收益率一般可采用两种方法进行计算,一种是市场模型,另一种是市场修正模型。市场模型是将个股收益率回归到市场收益率的线性回归,市场模型假设个股收益率和市场平均收益率存在以下线性关系:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \mu_{jt} \quad (1)$$

式(1)中, R_{jt} 是第j支股票在第t日的收益率, R_{mt} 是按流通市值平均的市场总收益率。

先用事件窗口之前的一段时间也就是估计窗口的样本对(1)式进行回归,得到估计值 $\hat{\alpha}_j$ 和 $\hat{\beta}_j$ 。然后用事件窗口的股票实际收益率和其预测值之间的差值计算超常收益率:

$$AR_{jt} = R_{jt} - \hat{\alpha}_j - \hat{\beta}_j R_{mt} \quad (2)$$

市场修正模型相对来说更为简单,它是将上述模型的回归系数取值1,直接用个股收益率和市场收益率的差值来计算超常收益率,

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt} \quad (3)$$

本文中,我们先采用市场修正模型计算的超常收益率来进行融资融券助涨助跌效应的存在性及非对称性的实证检验和分析,然后以市场模型计算的超常收益率来对前述研究结论进行稳健性检验。

首先,采用市场修正模型计算融资融券标的证券和非融资融券标的证券在各区间内各交易日的超常收益率。

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt} = \log(P_{jt}/P_{j,t-1}) - \log(I_t/I_{t-1}) \quad (4)$$

然后,计算融资融券标的证券和非融资融券标的证券在各区间内各交易日的绝对超常收益率。

$$AAR_{jt} = Abs(\log(P_{jt}/P_{j,t-1}) - \log(I_t/I_{t-1})) = |\log(P_{jt}/P_{j,t-1}) - \log(I_t/I_{t-1})| \quad (5)$$

再后,分别计算 n 种融资融券标的证券或非融资融券标的证券在各区间内第 t 交易日的平均超常收益率。

$$AR_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n AAR_{jt} \quad (6)$$

最后,分别计算 n 种融资融券标的证券或非融资融券标的证券在各区间内第 t 交易日的平均绝对超常收益率。

$$AAR_t = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n AAR_{jt} \quad (7)$$

式(4)、(5)、(6)、(7)中, P_{jt} 表示证券 j 在 t 日的收盘价; I_t 表示上证A股指数或深证A股指数在 t 日的收盘点数; AR_t 为超常收益率; AAR_{jt} 为绝对超常收益率; AR_t 为平均超常收益率; AAR_t 为平均绝对超常收益率。

因为平均超常收益率在价格上涨中通常为正,在价格下跌中通常为负,但不能完全排除平均超常收益率在价格上涨中为负,在价格下跌中为正的可能性,如果出现这两种情况,其会对本文的研究结论带来干扰;另外,在融资融券助涨助跌效应的研究中,实际上主要考察其平均超常收益率的绝对值的大小,即助涨助跌效应的程度强弱。因此,我们将平均超常收益率作为融资融券交易助涨助跌效应的存在性和非对称性的辅助分析指标,其分析结论仅做参考;将平均绝对超常收益率作为融资融券交易助涨助跌效应的存在性和非对称性的主要分析指标,其分析结论需做重点把握。

考虑到融资融券标的证券和非融资融券标的证券的个体数据的异常值可能对分析结论产生影响,因此本文以融资融券标的证券和非融资融券标的证券的平均超常收益率和平均绝对超常收益率作为分析对象,在稳健性检验中则直接采用了融资融券标的证券和非融资融券标的证券的个体数据即个股的超常收益率和绝对超常收益率进行分析,并在1%和99%分位数部位进行Winsorize处理。

(三)检验方法

为了检验融资融券交易助涨助跌效应的存在性,并考察不同价格趋势下融资融券交易助涨助跌效应强度的非对称性,本文首先主要以平均(绝对)超常收益率为研究对象,采用非参数检验方法纵向考察融资融券标的证券与非融资融券标的证券在研究期间平均超常收益率是否显著异于零,横向比较融资融券标的证券与非标的证券的平均(绝对)超常收益率的差异显著性,从而分析融资融券交易助涨助跌效应的存在性。在此基础上,再主要以平均(绝对)超常收益率为研究对象,采用双重差分模型考察不同价格趋势下融资融券交易助涨助跌效应强度的非对称性特征。为此,进行如下研究模型设计。

1.非参数检验方法

一般而言,金融变量比如本文的超常收益率、绝对超常收益率、平均超常收益率、平均绝对超常收益率等变量的数据不服从正态分布,相对于变量均值差异的T检验而言,更适合采用Wilcoxon-Mann-Whitney等非参数检验方法来考察融资融券标的证券和非融资融券标的证券在某个变量上的差异显著性,为了确保研究结论的稳健性,本文同时采用均值差异的T检验和Wilcoxon秩和检验、Mann-Whitney秩和检验等非参数检验方法进行相关变量的差异性检验。

2.双重差分模型

双重差分模型是政策绩效评估的一种有效方法,本文主要采用双重差分模型考察融资融券交易的助涨助跌效应。

为了分析融资融券交易助涨助跌效应的存在性,检验平均(绝对)超常收益率的均值是否显著异

于零,如果均值显著异于零,则存在助涨助跌效应;如果均值不显著异于零,则不存在助涨助跌效应。

为了检验融资融券标的证券和非融资融券标的证券助涨助跌效应的差异性,以及检验融资融券交易对融资融券标的证券助涨助跌效应的净影响,以平均(绝对)超常收益率为研究对象,加入融资融券实施虚拟变量 $MGTD_t$ 和融资融券标的证券虚拟变量 $MGBD_t$,构造式(8)的双重差分模型1。

$$AR_t(AAR_t) = \alpha_0 + \alpha_1 MGTD_t + \alpha_2 MGBD_t + \alpha_3 MGTD_t \times MGBD_t + \epsilon_t \quad (8)$$

为了进一步检验在价格上涨趋势中和价格下跌趋势中融资融券交易助涨助跌效应的非对称性,以平均(绝对)超常收益率为研究对象,在模型(8)中加入价格涨跌趋势虚拟变量 $Decrease_t$,构建式(9)的双重差分模型2。

$$\begin{aligned} AR_t(AAR_t) = & \alpha_0 + \alpha_1 MGTD_t + \alpha_2 MGBD_t + \alpha_3 MGTD_t \times MGBD_t \\ & + \alpha_4 Decrease_t + \alpha_5 MGTD_t \times Decrease_t + \alpha_6 MGBD_t \times Decrease_t \\ & + \alpha_7 MGTD_t \times MGBD_t \times Decrease_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

式(8)、(9)中, AR_t 代表第 t 日 n 种融资融券标的证券或非融资融券标的证券的平均超常收益率; AAR_t 代表第 t 日 n 种融资融券标的证券或非融资融券标的证券的平均绝对超常收益率; $MGTD_t$ 是融资融券交易实施虚拟变量,融资融券交易实施后, $MGTD_t = 1$;融资融券交易实施前, $MGTD_t = 0$; $MGBD_t$ 是融资融券标的证券虚拟变量,融资融券标的证券, $MGBD_t = 1$;非融资融券标的证券, $MGBD_t = 0$; $Decrease_t$ 是价格涨跌趋势虚拟变量,以某交易日市场股价指数的上涨和下跌为判断依据,某交易日市场股价指数下跌, $Decrease_t = 1$;某交易日市场股价指数上涨, $Decrease_t = 0$ 。如果参数 α_1 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明融资融券交易制度的实施前后证券的平均(绝对)超常收益率存在显著差异;如果参数 α_2 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明融资融券标的证券和非融资融券标的证券的平均(绝对)超常收益率存在显著差异;如果参数 α_3 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明融资融券交易制度的实施对融资融券标的证券的平均(绝对)超常收益率具有显著的净影响,即融资融券交易具有显著的助涨助跌效应;如果参数 α_4 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明不同价格趋势下融资融券交易的助涨助跌效应存在显著差异,即助涨助跌效应具有非对称性。对平均绝对超常收益率而言, α_4 在统计上显著为正,表明在价格下跌趋势中融资融券交易的助涨助跌效应更强; α_4 在统计上显著为负,表明在价格上涨趋势中融资融券交易的助涨助跌效应更强。只要 α_4 在统计上显著异于零,均表明融资融券交易助涨助跌效应具有显著的非对称性特征。

三、实证分析

(一)变量的描述性统计

首先对各研究对象和研究区间的平均超常收益率、平均绝对超常收益率等变量进行描述性统计如表1。

表1 描述性统计

		实施融资融券交易前				实施融资融券交易后			
		均值	标准差	偏度	峰度	均值	标准差	偏度	峰度
平均超常 收益率	融资融券标的的证券	0.0002	0.00608	0.020	3.071	0.0004	0.01407	0.012	2.950
	非融资融券标的的证券	-0.0016	0.02078	-1.673	7.157	-0.0028	0.01019	-1.020	3.570
平均绝对超 常收益率	融资融券标的的证券	0.0045	0.00404	2.285	8.530	0.0105	0.00935	2.191	8.307
	非融资融券标的的证券	0.0137	0.01564	3.177	13.743	0.0073	0.00762	2.336	7.571

由表1的描述性统计,从平均超常收益率方面看,实施融资融券交易前后,融资融券标的的证券的平均超常收益率的均值从0.0002变化为0.0004,为正向的变化,变化幅度为100%;非融资融券标的的证券的平均超常收益率的均值从-0.0016变化为-0.0028,为负向变化,变化幅度为75%;可见,融资融券标的的证券的平均超常收益率的均值变化幅度大于非融资融券标的的证券的平均超常收益率的均值变化幅度。

从平均绝对超常收益率方面看,实施融资融券交易前后,融资融券标的的证券的平均绝对超常收益率的均值从0.0045变化为0.0105,变化的幅度为133%,且是上涨;而非融资融券标的的证券的平均绝对超常收益率的均值从0.0137变化为0.0073,变化幅度为47%,且是下降;可见,融资融券标的的证券的平均超常收益率的均值变化幅度大于非融资融券标的的证券,且前者上涨,后者下降,两者一对比,可以初步判断融资融券交易制度的实施,对于融资融券标的的证券而言,对其平均绝对超常收益率产生了正向的净影响,初步判断融资融券交易存在显著的助涨助跌效应。

再考察相关变量的偏度,除了实施融资融券交易前的非融资融券标的的证券的平均超常收益率的偏度为-1.673,实施融资融券交易后非融资融券标的的证券的平均超常收益率的偏度为-1.020为左偏,存在一个左尾之外,其他变量全是右偏,存在一个右尾。

最后考察相关变量的峰度,除了实施融资融券交易后的融资融券标的的证券的平均超常收益率的峰度为2.950,小于并接近于3之外,其他变量的峰度均大于3,呈现典型的尖峰特征。

可见,本文中的各考察变量基本上呈现出金融数据典型的尖峰厚尾特征,不符合正态分布,因此变量均值差异的t检验失效,t检验结果只能做参考,而更适合采用非参数检验方法检验各变量的差异显著性。

(二)变量的差异性检验

然后从纵向和横向对各研究对象和研究区间的平均超常收益率、平均绝对超常收益率进行均值差异的T检验和Wilcoxon-Mann-Whitney非参数检验,均值差异的T检验和非参数检验的结果如表2、表3。

表2 差异性检验(横向比较)

		实施融资融券交易前				实施融资融券交易后			
		T检验 的均值	T值	Wilcoxon检 验的秩均值	Z值	T检验 的均值	T值	Wilcoxon检 验的秩均值	Z值
平均超 常收 益 率	融资融券标的的证券	0.0002		205.54	-0.191	0.0004		208.62	-2.111**
	非融资融券标的的证券	-0.0016	-1.278	203.31		-0.0028	-2.397**	183.24	
平均绝 对超 常 收 益 率	融资融券标的的证券	0.0045		154.61	-9.109***	0.0105		217.24	-4.107***
	非融资融券标的的证券	0.0137	8.353***	261.18		0.0073	-3.473***	167.87	

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著

表3 差异性检验(纵向比较)

		融资融券标的的证券				非融资融券标的的证券			
		T检验 的均值	T值	Wilcoxon 检 验的秩均值	Z值	T检验 的均值	T值	Wilcoxon 检 验的秩均值	Z值
平均超常 收益率	实施融资 融券交易前	0.0002		239.42		-0.0019		146.34	
	实施融资 融券交易后	0.0004	-0.113	234.01	-0.429	-0.0028	0.605	135.85	-1.082
	实施融资 融券交易后	0.0045		178.45		0.0108		158.30	
平均绝对 超常收益率	实施融资 融券交易前	0.0105		285.90		0.0073		124.31	
	实施融资 融券交易后		-8.714***		-8.530***		3.238***		-3.505***
	实施融资 融券交易后								

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著

从表2中相关变量的横向差异性比较可知,对于平均超常收益率,在实施融资融券交易之前,融资融券标的的证券与非融资融券标的的证券在这一指标上没有显著差异;而在实施融资融券交易后,融资融券标的的证券与非融资融券标的的证券在这一指标上存在显著差异,且表现为融资融券标的的证券显著高于非融资融券标的的证券的平均超常收益率,可以认为这一差异是由于融资融券交易的实施给融资融券标的的证券带来的影响。

对于平均绝对超常收益率,在实施融资融券交易之前,融资融券标的的证券与非融资融券标的的证券在这一指标上存在显著差异,融资融券标的的证券显著低于非融资融券标的的证券;而在实施融资融券交易后,融资融券标的的证券与非融资融券标的的证券在这一指标上也存在显著差异,且表现为融资融券标的的证券显著高于非融资融券标的的证券的平均绝对超常收益率。可见,相对于非融资融券标的的证券而言,融资融券交易的实施显著提高了融资融券标的的证券的平均绝对超常收益率。

从表3中相关变量的纵向差异性比较可知,对于平均超常收益率,对融资融券标的的证券而言,融资融券实施后的指标值高于融资融券实施前的指标值,但不显著;对非融资融券标的的证券而言,融资融券实施后的指标值低于融资融券实施前的指标值,但不显著。

对于平均绝对超常收益率,对融资融券标的的证券而言,融资融券实施后的指标值显著高于融资融券实施前的指标值;对非融资融券标的的证券而言,融资融券实施后的指标值显著低于融资融券实施前的指标值。这一比较结果表明,融资融券交易制度的实施使融资融券标的的证券的平均绝对超常收益率的变化明显大于非融资融券标的的证券,即融资融券交易的助涨助跌效应显著存在。

(三)助涨助跌效应的存在性

再以平均绝对超常收益率数据为主要分析指标,以平均超常收益率数据为辅助分析指标,采用平均(绝对)超常收益的均值是否显著异于零的检验方法,以及双重差分模型1来分析融资融券交易的助涨助跌效应的存在性,分析结果如表4、表5。

表4 助涨助跌效应的存在性检验(回归分析)

		实施融资融券交易前			实施融资融券交易后		
		参数	T值	P值	参数	T值	P值
平均超常收益率	融资融券标的证券	0.000249	0.6025	0.5475	0.000365	0.413987	0.6792
	非融资融券标的证券	-0.001640	-1.0907	0.2768	-0.002844***	-3.33738	0.0011
平均绝对超常收益率	融资融券标的证券	0.004544***	16.5751	0.0000	0.010497***	17.9330	0.0000
	非融资融券标的证券	0.013742***	12.1424	0.0000	0.007316***	11.4770	0.0000

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著

由表4的检验结果可知,对平均超常收益率而言,融资融券标的证券在实施融资融券交易前后,其平均超常收益率的均值均不显著异于零,意味着其超常收益率变化不明显;非融资融券标的证券在实施融资融券交易前不显著异于零,而在实施融资融券交易之后显著异于零,意味着其超常收益率变化明显。

对于平均绝对超常收益率而言,融资融券标的证券在实施融资融券交易前后,其平均绝对超常收益率显著异于零,实施融资融券交易后的显著性水平更高;非融资融券标的证券在实施融资融券交易前后,其平均绝对超常收益率均显著异于零,实施融资融券交易后的显著性水平更低。两者一比较,可以判断融资融券交易存在着助涨助跌效应,它提高了融资融券标的证券平均绝对超常收益率的均值。

表5 助涨助跌效应的存在性检验(双重差分模型)

变量	参数值	AR		参数值	AAR	
		T值	P值		T值	P值
Constant	-0.001640	-1.6299	0.1035	0.01374***	18.9622	0.0000
MGTD	-0.001205	-0.7834	0.4336	-0.006426***	-5.8016	0.0000
MGBD	0.001889	1.3691	0.1714	-0.009198***	-9.2560	0.0000
MGTD×MGBD	0.00132	0.65915	0.5100	0.012379***	8.578426	0.0000
N		806			806	
R ²		0.08382			0.1063	

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著

表5的检验结果可知,从平均超常收益率角度分析,变量MGTD的参数 $a_1 = -0.001205$,但不显著,表明实施融资融券交易后,融资融券标的证券和非标的证券总体上看其平均超常收益率下降了,但在统计上并不显著;变量MGBD的参数 $a_2 = 0.001889$,但不显著,表明融资融券标的证券的平均超常收益率高于非融资融券标的证券,但在统计上并不显著。交叉项MGTD×MGBD的参数 $a_3 = 0.0132$,但不显著,表明融资融券交易的实施对融资融券标的证券平均超常收益率的净影响为正,但不显著。

从平均绝对超常收益率角度分析,变量MGTD的参数 $a_1 = -0.006426$,且在1%显著性水平下显著,表明实施融资融券交易后,融资融券标的证券和非标的证券总体上看其平均绝对超常收益率显著下降了;变量MGBD的参数 $a_2 = -0.009198$,且在1%显著性水平下显著,表明融资融券标的证券的平均绝对超常收益率显著低于非融资融券标的证券。交叉项MGTD×MGBD的参数 $a_3 = 0.012379$,且在1%显著性水平下显著,表明融资融券交易的实施对标的证券平均绝对超常收益率的净影响显著为正,即融资融券交易有助于融资融券标的证券的平均绝对超常收益率的提高,存在显著的助涨助跌效应。

(四)助涨助跌效应的非对称性

最后以平均绝对超常收益率数据为主要分析指标,以平均超常收益率数据为辅助分析指标,采用加入价格趋势虚拟变量的双重差分模型2分析融资融券交易助涨助跌效应强度的非对称性,检验结果如表6。

表6 助涨助跌效应的非对称性检验(加入价格趋势虚拟变量的双重差分模型)

变量	AR			AAR		
	参数值	T值	P值	参数值	T值	P值
Constant	0.004327***	3.5707	0.0004	0.012816***	13.3121	0.0000
MGTD	-0.003814**	-1.9654	0.0497	-0.0070***	-4.5389	0.0000
MGBD	-0.002563	-1.52821	0.1269	-0.0087***	-6.5630	0.0000
MGTD×MGBD	0.0110***	4.3511	0.0000	0.01355***	6.7406	0.0000
Decrease	-0.01373***	-7.4695	0.0000	0.00213	1.4596	0.1448
MGTD×Decrease	0.007244***	2.5904	0.0098	0.000766	0.3446	0.7305
MGBD×Decrease	0.0104***	4.1390	0.0000	-0.001096	-0.5484	0.5836
MGTD×MGBD×Decrease	-0.0205***	-5.6363	0.0000	-0.002039	-0.7050	0.4810
N		806			806	
R ²		0.1906			0.1127	

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著。

由表6的检验结果可知,从平均超常收益率角度分析,变量MGTD的参数 $\alpha_1 = -0.003814$,且在5%显著性水平下显著,表明实施融资融券交易后,平均超常收益率显著下降了;变量MGBD的参数 $\alpha_2 = -0.002563$,且不显著,表明融资融券标的证券的平均超常收益率低于非融资融券标的证券,但在统计上不显著。交叉项MGTD×MGBD的参数 $\alpha_3 = 0.0110$,且在1%显著性水平下显著,表明融资融券交易的实施对标的证券平均超常收益率的净影响显著为正,即融资融券交易存在显著的助涨助跌效应。交叉项MGTD×MGBD×Decrease的参数 $\alpha_7 = -0.0205$,在1%的显著性水平上显著,表明从平均超常收益率角度看,融资融券交易助涨助跌效应的非对称性特征显著,即在价格下跌过程中的助涨助跌效应与在价格上涨中的助涨助跌效应的强度存在显著差异,在价格下跌中的助涨助跌效应显著强于在价格上涨中的助涨助跌效应。

从平均绝对超常收益率角度分析,变量MGTD的参数 $\alpha_1 = -0.0070$,且在1%显著性水平下显著,表明实施融资融券交易后,平均绝对超常收益率显著下降了;变量MGBD的参数 $\alpha_2 = -0.0087$,且在1%显著性水平下显著,表明融资融券标的证券的平均绝对超常收益率显著低于非融资融券标的证券。交叉项MGTD×MGBD的参数 $\alpha_3 = 0.01355$,且在1%显著性水平下显著,表明融资融券交易的实施对标的证券平均绝对超常收益率的净影响显著为正,即融资融券交易存在显著的助涨助跌效应。交叉项MGTD×MGBD×Decrease的参数 $\alpha_7 = -0.02039$,在统计上不显著,表明从平均绝对超常收益率角度看,融资融券交易助涨助跌效应的非对称性特征并不显著,即在价格下跌过程中的助涨助跌效应与在价格上涨中的助涨助跌效应的强度并不存在显著差异,原因可能是融资融券交易量的非均衡性更有利于价格上涨中的助涨助跌效应,融资融券交易制度对卖空限制的解除则有利于价格下跌中的助跌效应,两种力量权衡后的结果是融资融券交易的助涨助跌效应的非对称性不明显。

(五)稳健性检验

前面以市场修正模型计算的超常收益率和绝对超常收益率为基础,实证分析了融资融券交易助涨助跌效应的存在性及其非对称性,为了确保研究结论的可靠性,再采用市场模型计算的超常收益率和绝对超常收益率对前述研究结论进行稳健性检验。而且在稳健性检验中,直接采用了融资融券标的证券和非融

融资融券标的证券的个体数据即个股的超常收益率和绝对超常收益率进行分析,并对数据在1%和99%分位数部位进行 Winsorize 处理。稳健性检验的结果和前面的研究结论基本一致。由此可见,本文关于融资融券交易助涨助跌效应的存在性及其非对称性的研究结论是稳健的。限于文章篇幅,本文没有在此对稳健性检验的结果进行详细报告。

四、结论与启示

本文以我国实施融资融券交易前后的2007年4月1日——2010年3月31日,以及2010年4月1日——2013年3月31日两个区间为研究区间,以融资融券标的证券构建处理组样本,以非融资融券标的证券构造控制组样本,以平均超常收益率为辅助分析指标和以平均绝对超常收益率为主要分析指标,采用非参数检验方法和双重差分模型,实证检验了融资融券交易的助涨助跌效应的存在性及其非对称性特征,得到以下结论和启示。

第一,从平均绝对超常收益率方面考察,融资融券交易存在显著的助涨助跌效应;从平均超常收益率方面考察,融资融券交易不存在显著的助涨助跌效应。通过对融资融券交易实施前后融资融券标的证券和非融资融券标的证券的平均(绝对)超常收益率的差异显著性进行非参数检验和双重差分模型估计,结果表明,从平均绝对超常收益率角度考察,融资融券交易存在显著的助涨助跌效应,相对于非融资融券标的证券而言,融资融券交易的实施能够扩大融资融券标的证券的平均绝对超常收益率。而从平均超常收益率角度考察,融资融券交易则不存在显著的助涨助跌效应。一般而言,股指上涨中会出现正的平均超常收益率,股指下跌中会出现负的平均超常收益率,一旦在股指上涨中出现了负的平均超常收益率,或在股指下跌中出现了正的平均超常收益率,这两种异常情形都会影响融资融券交易的助涨助跌效应的显著性。

第二,从平均超常收益率方面考察,融资融券交易的助涨助跌效应具有非对称性特征;从平均绝对超常收益率方面考察,融资融券交易的助涨助跌效应不具有显著的非对称性特征。融资融券交易助涨助跌效应的非对称性的分析结果表明,从平均超常收益率角度考察,融资融券在价格上涨中的助涨效应和价格下跌中的助跌效应存在显著的非对称性特征,其经济含义是在融资融券交易制度实施后股价指数的下跌显著更有利于降低平均超常收益率。而从平均绝对超常收益率角度考察,融资融券在价格上涨中的助涨效应和价格下跌中的助跌效应并不存在显著的非对称性特征,原因可能是,一方面融资融券交易制度关于卖空约束的解除,有助于市场对利空消息的释放,从而有利于价格下跌趋势中助跌效应的形成;另一方面融资融券交易的非均衡性(融资交易量长期占据绝对优势)则有利于价格上涨趋势中助涨效应的产生,在研究期间,导致助涨助跌效应的这两股力量势均力敌,进而致使从平均绝对超常收益率角度考察,融资融券交易助涨助跌效应的非对称性特征并不明显。

第三,融资融券交易制度助涨助跌效应存在性的研究结论可以较好解释融资融券交易对于证券市场质量影响的双刃剑效果。具体而言,融资融券交易的助涨助跌效应存在,在股指上升趋势中,将导致融资融券标的证券更大幅度地上涨;在股指下跌趋势中,将导致融资融券标的证券更大幅度地下跌。市场监管者和融资融券交易的参与者应当审慎对待融资融券交易这一类典型的杠杆交易带来的风险和收益。

第四,融资融券交易制度助涨助跌效应的存在性及非对称性的研究结论有利于更公正评价融资融券交易在近期证券市场的异常波动中所起的作用。从平均超常收益率角度主要考察助涨助跌效应的方向,此方面的助涨助跌效应具有非对称性;从平均绝对超常收益率角度主要考察助涨助跌效应的强度,此方面的助涨助跌效应不具显著的非对称性;且应以基于平均绝对超常收益率的研究结论为主,以基于平均超常收益率的研究结论为辅。从融资融券交易助涨助跌效应的强度方面看,融资融券交易助涨助跌效应的非

对称性特征并不明显。因此,平均超常收益率主要用于融资融券交易助涨助跌效应的方向判断,平均绝对超常收益率主要用于融资融券交易助涨助跌效应的程度分析,如果不区分上市公司的平均超常收益率和平均绝对超常收益率的形成机理与影响因素的差异,判定融资融券交易存在助涨助跌效应且具有非对称性,进而将我国证券市场近期股价的向下异常波动的原因归罪于融资融券交易制度是不恰当和有失公允的。实际上,融资融券交易制度在股价上涨和下跌过程中起到了基本相当和对称的促进作用。市场参与者不能对融资融券交易在价格上涨中的助涨效应视而不见,却对融资融券交易在价格下跌中的助跌效应横加指责。

参考文献

- [1]陈海强和范云菲,2015,《融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析》,《金融研究》第6期,159-172。
- [2]陈丽晖和刘峰,2014,《融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角》,《会计研究》第9期,45-52。
- [3]代宏霞和林祥友,2014,《实施转融通制度提高了我国证券市场质量吗?——运用双重差分模型对沪深股市的实证分析》,《西部论坛》第2期,55-64。
- [4]方立兵和刘烨,2014,《融资融券大扩容:标的股票定价效率提升了吗?》,《证券市场导报》第10期,56-61。
- [5]方立兵和肖斌卿,2015,《融资融券失衡对标的股票定价效率的影响》,《当代经济科学》第2期,48-56。
- [6]谷文林和孔祥忠,2010,《融资融券业务对市场资本流动性的短期影响》,《证券市场导报》第7期,50-52。
- [7]韩梅芳和王玮,2015,《融资融券业务与股票风险:抑制或助推——基于信息传递的视角》,《投资研究》第8期,145-160。
- [8]黄洋、李宏泰、罗乐、唐毅,2013,《融资融券交易与市场价格发现——基于盈余公告漂移的实证分析》,《上海金融》第2期,75-81。
- [9]李科、徐龙炳、朱伟伟,2014,《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》第10期,165-178。
- [10]李志生、陈晨、林秉旋,2015,《卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据》,《经济研究》第4期,165-177。
- [11]李志生、杜爽、林秉旋,2015,《卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验》,《金融研究》第6期,173-188。
- [12]廖士光 and 杨朝军,2015a,《卖空交易机制对股价的影响——来自台湾股市的经验证据》,《金融研究》第10期,131-140。
- [13]廖士光 and 杨朝军,2005b,《卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究》,《管理世界》第12期,6-13。
- [14]廖士光 and 杨朝军,2006,《证券市场卖空交易机制的价格发现功能探讨》,《上海立信会计学院学报》第1期,73-77。
- [15]廖士光,2011,《融资融券交易价格发现功能研究——基于标的股票确定与调整的视角》,《上海立信会计学院学报》第1期,67-76。
- [16]林祥友,2014,《融资融券交易对ETF基金市场质量的影响——基于双重差分模型的研究》,《投资研究》第6期,138-148。
- [17]王昱、廖士光、吴淑琨,2008,《融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示》,《财经研究》,第10期,99-108。
- [18]汪天都和孙谦,2014,《融资融券与金融市场的波动性——基于我国A股的实证检验》,《管理现代化》第3期,4-6。
- [19]吴林祥、徐龙炳、王新屏,2003,《价格涨跌幅限制起到了助涨助跌作用吗?》,《经济研究》第3期,59-65。
- [20]肖浩和孔爱国,2014,《融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的研究》,《管理世界》第8期,30-43。
- [21]许红伟和陈欣,2012,《我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究》,《管理世界》第5期,52-61。
- [22]杨德勇和吴琼,2011,《融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角》,《中央财经大学学报》第5期,28-34。

- [23]袁怀宇和张宗成, 2009,《卖空限制对股票市场收益非对称性的影响——基于上海和香港的实证比较研究》,《管理学报》第8期, 1098-1103.
- [24]张永力和袁骏峰, 2012,《融券对我国股票价格的影响》,《投资研究》第9期, 42-56.
- [25]赵婧和黄泽先,《中国股指期货助涨助跌效应实证研究》,《财经理论与实践》第2期, 56-60.
- [26]Allen, F., and D. Gale. 1991, "Arbitrage, Short Sales, and Financial Innovation". *Econometrica*, 59, pp.1041-1068.
- [27]Bai Y., Chang E. C. and Wang J. 2006, "Asset Prices under Short-sale Constraints", Working paper.
- [28]Beber A., Pagano M., 2013, "Short-selling bans around the world: Evidence from the 2007-09 crisis", *Journal of Finance*, 68 (1), pp.343-381.
- [29]Bernardo A. and Welch I., 2004, "Liquidity and Financial Market Runs", *Quarterly Journal of Economics*, 119, pp. 135-158.
- [30]Boehmer E., Wu J. 2013, "Short selling and the price discovery process", *Review of Financial Studies*, 26(2), pp. 287-322.
- [31]Bris A., W. N. Goetzmann and N. Zhu, 2007, "Efficiency and the Bear: Short Sales and Market Around the World", *The Journal of Finance*, 62 (3), pp.1029-1079.
- [32]Chang, E.C., J.W. Cheng, and Y. Yu, 2007, "Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market", *Journal of Finance*, 62(5), pp. 2097-2121.
- [33]Charles M. J. and Owen A. L., 2002, "Short Sale Constraints and Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 66, pp.207-239.
- [34]Charoenrook A. and Daouk H., 2005, "The World Price Of Short Selling", Working Paper.
- [35]Diamond D. W. and Verrecchia R. E., 1987, "Constraints on Short Selling and Asset Price Adjustment to Private Information", *Journal of Financial Economics*, 18, pp.277-311.
- [36]Fang, V. M., A. Huang, and Karloff, 2013, "Short Selling and Earnings Management: a Controlled Experiment", Working paper.
- [37]Hong H., Stein J. C., 2003, "Differences of opinion, short sales constraints, and market crashes", *Review of Financial Studies*, 16(2), pp. 487-525.
- [38]Hou K., Moskowitz T. J., 2005, "Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns", *Review of Financial Studies*, 18(3), pp.981-1020.
- [39]Keim D. B. and Madhavan A., 1995, "Anatomy of the Trading Process: Empirical Evidence on The Behavior of Institutional Traders", *Journal of Financial Economics*, 37, pp.371-398.
- [40]Li J. and Myers S. C., 2006, "R2 Around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 79(2), pp.257-292.
- [41]Massa, M., B. Zhang, and H. Zhang, 2013, "The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Manipulation", Working Paper.
- [42]Miller, E., 1977, "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion.", *Journal of Finance*, 32(4), pp. 1151-1168.
- [43]Morck, Randall, Bernard Yeung and Wayne Yu, 2000, "The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets Have Synchronous Price Movements?" *Journal of Financial Economics*, 25, pp.215-260.
- [44]Reed A., 2003, "Costly Short-selling and Stock Price Adjustment to Earnings Announcement", Working paper.
- [45]Saffi P. A. C. and Sigurdsson K., 2011, "Price Efficiency and Short Selling", *The Review of Financial Studies*, 24 (3), pp.821-852.

Abstract: Choosing the margin trading securities as the treatment group, and the non margin trading securities as the control group, computing the abnormal returns and absolute abnormal returns of the securities, with the nonparametric test and difference in difference model, the enhancement effect of the margin trading and its asymmetry during the price increase and price decrease periods are studied in this paper. The conclusion are drawn as the follows: the enhancement effect of margin trading is existed significantly, and the enhancement effect of margin trading is asymmetry significantly, that is to say, the degree of enhancement effect in the price decrease trend is more significant than that in the price increase trend.

Key Words: Margin Trading; Enhancement Effect; Asymmetry; Difference in Difference Model



ISSN 1004-5465

兰州财经大学学报

JOURNAL OF LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

- 《中文社会科学引文索引》(CSSCI)扩展来源期刊
- 中国人文社会科学“核心期刊”
- 《中国学术期刊综合评价数据库》来源期刊
- 《中国人文社会科学引文数据库》来源期刊
- “中国期刊网”全文收录期刊
- 《中文科技期刊数据库》(维普网)收录期刊
- 中国《CAJ-CD规范》执行优秀期刊
- “万方数据——数字化期刊群”入网期刊

中国·兰州

1
2016

沪深 300 股指期货市场的到期日效应研究

● 林祥友,陈超,易凡琦

(成都理工大学 商学院,四川 成都 610059)

摘 要: 采用我国沪深 300 股指期货推出前后沪深 300 股指各 4 年的日交易数据,从沪深 300 股指市场的成交量、收益率、流动性和波动性等指标角度,使用 Wilcoxon-Mann-Whitney 非参数检验方法和双重差分模型 DID 研究沪深 300 股指市场的股指期货到期日效应,得到的结论是:在沪深 300 股指期货合约的到期日,沪深 300 股市场不存在显著的成交量效应和收益率效应,却存在显著的流动性效应和波动性效应。

关键词: 证券市场;股指期货;到期日效应;非参数检验;双重差分模型

中图分类号:F832.54

文献标识码:A

文章编号:1004-5465(2016)01-075-08

一、引言

我国沪深 300 股指期货交易于 2010 年 4 月正式推出,至今已经顺利运行五年多时间,股指期货市场的运行状况怎样?股指期货的市场功能发挥如何?股指期货对现货市场产生了什么样的影响?股指期货是否表现出显著的到期日效应?对于这些重要的研究命题,市场已经积累了丰富的交易数据,足以对其进行实证检验,上述前三类问题已经有大量文献进行了研究,而关于沪深 300 股指期货到期日效应的相关研究却还比较缺乏,本文将对这一重要命题进行深入探讨。

关于其他国家或地区股指期货的到期日效应是研究的比较多的一个命题,在相关研究中,最为人知的经典文献是 Stoll and Whaley(1986^[1]; 1987^[2]; 1991^[3]; 1997^[4]) 的一系列关于美国股指期货到期日效应的研究。到期日效应一般包括到期日的交易量效应和到期日的价格效应,在到期

日的交易量效应方面 Karolyi(1996)^[5] 研究发现,Nikkei 225 股指期货合约存在到期日的异常成交量效应,Stoll and Whaley(1997)^[4] 则将股指期货最后交易日交割价格确定时刻之前一段时间的交易量作为收盘交易量,据此计算其相对收盘交易量,将股指期货到期日相对交易量与非到期日的平均相对交易量之间的差异是否显著进行实证检验,据此捕捉股指期货的到期日效应,Chow et al.(2003)^[6]、Illueca and Lafuente(2003)^[7] 也都采用了类似研究方法研究股指期货到期日效应,他们首先定义日交易量序列,然后通过设置虚拟变量,采用回归分析的方式来捕捉到期日效应,得到和前述文献类似的研究结论,Bollen and Whaley(1999)^[8] 通过计算股指期货到期日交易量日增长率,以及股指期货非到期日交易量日增长率,然后利用 T 统计量检验两类交易量日增长率序列的均值是否存在显著差异,据以刻画股指

— 收稿日期:2015-08-30

基金项目: 本文得到四川省软科学计划项目“融资融券交易制度对证券市场质量的影响研究”(2014ZR0211)、四川省软科学计划项目“沪港通对 A+H 交叉上市公司股价同步性的影响研究”(2015ZR0228)、四川省教育厅人文社科重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(14SA0036)、成都理工大学“金融与投资优秀科研创新团队培育资助”项目(KYTD201303)的资助。

作者简介: 林祥友(1973—),男,四川资中人,博士,副教授、硕士生导师,研究方向:公司金融与金融衍生品;陈超(1993—),男,四川洪雅人,硕士研究生,研究方向:金融理论与投资理财;易凡琦(1993—),女,四川达州人,硕士研究生,研究方向:公司金融与资本市场。

— 75 —

期权的到期日效应,研究发现,香港恒生指数期货到期日的成交量存在放大效应。Lien and Yang(2005)^[9]的研究发现,在期权到期时,标的证券在成交量方面的到期日效应并不显著。Chung and Hsueh(2008)^[10]比较研究了同时交易的TAIEX和MSCI-TW股指期货合约在价格反转、波动性和成交量方面的到期日效应,结论是均显著存在。Hsieh and Ma(2009)^[11]比较了两个股指期货合约的到期日效应,发现交割机制和交易者结构会影响到期日效应,国外机构投资者的交易行为也会增强股指期货的到期日效应。

在股指期货到期日的价格波动性效应方面,Stoll and Whaley(1997)^[14]以S&P500指数期货为研究对象,研究发现在股指期货合约到期日,股指期货市场到期日最后一个小时比非到期日有较大的价格波动,并且到期日最后半小时与隔日开盘半小时的指数报酬存在负相关,即存在价格反转现象;尤其是在指数期货、指数期权和股票期权同时到期的特殊时刻,现货市场的这些异常现象更加明显。除此之外,Chamberlain(1989)^[12]在加拿大证券市场, Schlag(1996)^[13]在德国证券市场, Karolyi(1996)^[15]在日本证券市场也发现了类似的市场表现。Corredor, Lechon and Santamaria(2001)^[14]的研究发现,股指期货的出现能够使基础资产即证券市场在价格、波动性和成交量方面呈现更强的到期日效应。

国内学者在关于股指期货到期日效应的研究方面,蔡向辉(2010)^[14]对股指期货到期日效应的相关研究文献进行了全面系统的综述,指出新近文献的研究视角逐渐从股指期货市场(证券市场)转向股指期货市场,并发现在股指期货到期日,除了股指期货市场的异常表现之外,股指期货市场本身也会出现一些暂时性的异常变化,包括交易量、持仓量及价格等方面的异常变化。顾京和叶德磊(2011)^[16]选取1分钟高频数据作为研究对象,采用带虚拟变量的自回归模型对沪深300股指期货合约是否存在到期日效应进行实证研究,研究结果表明,股指期货到期日的交易量效应和波动率效应并不显著。黄明、林祥友和陈国兴(2013)^[17]分别对股指期货合约到期前和到期日的股指期货市场自身的流动性和波动性的均值差异进行显著性检验,结果表明,从股指期货市场自身的流动性和波动性角度考察,我国沪深300股

期权的到期日效应并不显著。而针对在股指期货合约到期日,同时考察股指期货市场和证券现货市场的到期日效应的文献还很少见到。

总的来说,关于股指期货到期日效应的现有相关文献的检验方法存在两个比较明显的问题,一是对股指期货到期前和到期日的某一变量的均值差异进行T检验,而均值差异的T检验方法不太适用于相关金融变量的尖峰厚尾非正态的分布特征;二是在进行回归分析时,没有对股指期货到期日效应的其他影响因素进行适当控制,使得研究结论的可靠性受到一定程度的影响。针对前一个问题,本文将采用Wilcoxon-Mann-Whitney非参数检验方法去替代变量均值差异的T检验,非参数检验对变量的分布状况要求不高;针对后一个问题,本文将构造双重差分模型(DID)去替代一般的线性回归模型,对股指期货到期日效应的其他影响因素进行控制,因为Bertrand et al.(2004)^[18]指出,双重差分模型能够更加坚实地辨识出因果关系并控制住时间序列上其他因素的影响。Imbens and Wooldridge(2007)^[19]也曾指出,在自然实验中,由于处理组和控制组均来自受到某项具体政策影响与否的特定群体而非随机,双重差分模型可以较好地控制处理组和控制组之间的系统性差异来研究处理组在某项政策实施前后所发生的变化,使研究结论更加可靠。

基于对股指期货到期日相关研究文献的述评,本文以我国股指期货正式推出前后各四年的沪深300股指市场为研究对象,借鉴和拓展现有文献的研究,将从沪深300股指市场的成交量、收益率、流动性和波动性等角度,构造我国沪深300股指市场的股指期货推出前的非到期日数据、股指期货推出前的到期日数据、股指期货推出后的非到期日数据、股指期货推出后的到期日数据等四类数据,既采用Wilcoxon-Mann-Whitney检验等非参数检验方法,又采用双重差分模型(DID)的回归分析方法,系统研究我国沪深300股指市场的股指期货到期日效应。

二、研究设计

以我国2010年4月16日正式推出沪深300股指期货交易前后各4年的数据,即2006年4月17日至2010年4月15日,以及2010年4月16日至2014年4月18日沪深300股指的日交易数据为研究对象。实证分析时先后采用Wilcoxon-Mann-

Whitney 非参数检验方法和双重差分模型(DID), 实证分析中相关变量定义和模型设计如下。

(一) 变量定义

1. 成交量。成交量($\ln TV_t$)为沪深 300 股指的成分股的日成交量的自然对数, 即 $\ln TV_t = \ln(TV_t)$ 。

2. 收益率。收益率($Return_t$)为沪深 300 股指的日对数收益率, 即 $Return_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ 。

3. 流动性。对于流动性, 借鉴杨朝军等(2008)^[20]利用单位时间内单位成交金额所引起的价格波动幅度来表示非流动性的做法, 使用非流动性指标从反面反映沪深 300 股指的流动性, 本文将非流动性定义为:

$$Illiquidity = \frac{SW_t}{V_t} = \frac{H_t - L_t}{V_t \times O_t} \quad (1)$$

式(1)中 $Illiquidity$ 为在第 t 时段内沪深 300 股指的非流动性, 它从反面反映沪深 300 股指的流动性, V_t 为沪深 300 股指成分股在第 t 时段内所完成的成交量, SW_t 为沪深 300 股指在第 t 时段内的价格波动幅度, H_t 为 t 时段内的最高价, L_t 为 t 时段内的最低价, O_t 为 t 时段内的开盘价。由于按流动性公式直接计算出的非流动性指标值大小, 为便于处理, 本文将统一放大 10 000 000 000 倍。

4. 波动性。对于波动性 Garman and Klass(1980)^[21]曾经提出了证券市场日内波动率衡量的优化方法, 这一方法被大量学者们认为是最小方差的无偏估计, 它同时考虑了开盘价、收盘价、最高价、最低价, 比仅考虑收盘价的方法具有更高的测度效率。本文借鉴此方法估算沪深 300 股指的 GK 波动率, 用于测度沪深 300 股指的波动性。

$$Volatility = \sqrt{\sigma_{GK}^2} \\ = \sqrt{0.511(u-d)^2 - 0.019[c(u+d) - 2ud] - 0.383c^2} \quad (2)$$

式(2)中 $Volatility$ 或 σ_{GK} 为沪深 300 股指的 GK 波动率; $u = H_t - O_t$ 为正则化最高价; $d = L_t - O_t$ 为正则化最低价; $c = C_t - O_t$ 为正则化收盘价; H_t 为最高价, L_t 为最低价, O_t 为开盘价, C_t 为收盘价。

(二) 非参数检验方法

一般而言, 金融变量数据比如沪深 300 股指的成交量、收益率、流动性、波动性的数据不服从正态分布时, 相对于变量均值差异的 T 检验, 更适合采用 Wilcoxon—Mann—Whitney 等非参数检验方法来考察相关变量的差异显著性, 即沪深 300 股指的到期日效应。

1. Wilcoxon 秩和检验。假定两总体具有类似分布 $X_i (i = 1, 2, \dots, m)$ 和 $Y_j (j = 1, 2, \dots, n)$ 分别是来自两个独立总体 X 和 Y 的样本, 且假设 $X_i \sim F(x - \delta_1)$, $Y_j \sim F(x - \delta_2)$, $-\infty < \delta_1, \delta_2 < +\infty$, F 连续。

将 X 和 Y 两个样本混合起来, 得到合样本 $X_1, X_2, \dots, X_m, Y_1, Y_2, \dots, Y_n$, 并将这 $N = m + n$ 个数由小到大进行排列并赋秩, 令 R_i 表示 Y_i 在混合样本中的秩, 则有:

$$R_i = \#\{X_j: X_j < X_i, 1 \leq j \leq m\} + \#\{Y_k: Y_k < Y_i, 1 \leq k \leq n\} \quad (3)$$

式(3)中 $\#\{M\}$ 表示集合 M 中元素的个数。

这样可以得到样本 Y 的秩和 $W_Y = \sum_{j=1}^n R_j$, 同理可以得到样本 X 的秩和 $W_X = \sum_{i=1}^m R_i$, W_Y 和 W_X 即为 Wilcoxon 秩和统计量。

假设:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2; H_1: \delta_1 < \delta_2 \quad (4)$$

从平均意义上说, 若 W_Y 过大, 则说明应该怀疑原假设, 因此, 检验的拒绝域为:

$$C_{1-\alpha} = \inf\{C: P(W_Y \geq C) \leq \alpha\} \quad (5)$$

对于 X 样本也可得到 W_X , 可以进行类似检验。

2. Mann—Whitney 秩和检验。承接前面的 Wilcoxon 秩和检验方法, 如果用 W_{XY} 表示对混合样本中的观测值进行比较后, Y 观测值大于 X 观测值的个数, 则有:

$$W_{XY} = \#\{(X_i, Y_j): X_i < Y_j, 1 \leq i \leq m, 1 \leq j \leq n\} \quad (6)$$

式(7)中 $\#\{M\}$ 表示集合 M 中元素的个数。

假设:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2; H_1: \delta_1 < \delta_2 \quad (7)$$

从平均意义上说, W_{XY} 过大则应该怀疑原假设, 因此, 检验的拒绝域为:

$$C_{1-\alpha} = \inf\{C: P(W_{XY} \geq C) \leq \alpha\} \quad (8)$$

对于 X 样本也可得到 W_{XY} , 可以进行类似检验。

(三) 双重差分模型

在 Wilcoxon—Mann—Whitney 非参数检验的基础上,为了确保研究结论的稳健性,再同时采用双重差分模型(DID)分析沪深300股指的到期日效应。

采用双重差分模型全面分析沪深300股指的到期日效应时,分析对象为沪深300股指市场在股指期货推出前的非到期日数据、股指期货推出前的到期日数据、股指期货推出后的非到期日数据、股指期货推出后的到期日数据,其中第1、3组数据即非到期日数据构成双重差分模型的控制组数据,第2、4组数据即到期日数据构成双重差分模型的处理组数据。本文构建的双重差分模型如式(9)。

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 E_i + \alpha_3 D_i \times E_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

式(9)中, Y_i 代表第 i 期沪深300股指的变量数据,包括成交量、收益率、流动性、波动性等, D_i 是股指期货推出时哑变量,股指期货推出后, $D_i = 1$; 股指期货推出前, $D_i = 0$ 。 E_i 是股指期货到期日哑变量,交易日为股指期货到期日时, $E_i = 1$; 交易日为股指期货非到期日时, $E_i = 0$ 。如果参数 α_1 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明某一变量在股指期货推出后交易日和股指期货推出前交易日之间存在显著差异;如果参数 α_2 在统计上

显著不为0,则拒绝零假设,表明某一变量在股指期货到期日和股指期货非到期日之间存在显著差异;如果参数 α_3 在统计上显著不为0,则拒绝零假设,表明沪深300股指期货推出后具有明显的到期日效应。这种到期日效应是股指期货真正的到期日给股指期货市场带来的净影响。 α_1 在统计上显著为正,表明沪深300股指存在正的到期日效应; α_2 在统计上显著为负,表明沪深300股指存在负的到期日效应;如果 α_3 显著为0或者在统计上不显著,则表明沪深300股指不存在显著的到期日效应。

三、实证分析

在沪深300股指期货到期日效应的实证分析中,分别依次进行变量包括成交量、收益率、非流动性、波动性的描述性统计, Wilcoxon—Mann—Whitney 非参数检验及双重差分模型分析,实证分析的结果如下。

(一) 描述性统计

对沪深300股指市场的股指期货推出前的非到期日、股指期货推出前的到期日、股指期货推出后的非到期日、股指期货推出后的到期日的成交量、收益率、非流动性和波动性等相关变量进行描述性统计,结果如表1。

表1 变量的描述性统计

变量	数据	观测值	最小值	最大值	均值	标准差	偏度	峰度
lnTV	推出前非到期日	928	16.37	18.94	17.7966	0.52393	-0.258	-0.689
	推出前到期日	48	16.45	18.51	17.7731	0.51524	-0.514	-0.472
	推出后非到期日	921	16.9	19.20	17.8438	0.38626	0.155	-0.180
	推出后到期日	48	17.08	19.08	17.8426	0.40377	0.387	0.584
Return	推出前非到期日	928	-0.10	0.09	0.0008	0.02331	-0.523	1.462
	推出前到期日	48	-0.04	0.09	0.0067	0.02133	1.081	3.892
	推出后非到期日	921	-0.07	0.05	-0.0005	0.01394	-0.182	1.975
	推出后到期日	48	-0.02	0.03	0.0013	0.01368	0.296	-0.036
Illiquidity	推出前非到期日	928	0.66	24.12	5.7879	4.12480	1.472	2.061
	推出前到期日	48	1.20	17.66	5.3759	3.53111	1.638	2.971
	推出后非到期日	921	0.79	10.00	3.1159	1.50484	1.130	1.429
	推出后到期日	48	1.40	8.40	3.3781	1.43938	1.125	2.124
Volatility	推出前非到期日	928	5.27	252.94	49.3671	34.13779	1.706	4.533
	推出前到期日	48	5.52	177.41	48.3350	33.44970	1.455	3.338
	推出后非到期日	921	7.22	103.36	26.4988	12.43065	1.795	5.174
	推出后到期日	48	9.64	90.99	29.8820	16.17104	1.935	4.285

由表1可以直观地发现,对于沪深300股指成分股的成交量而言,从横向比较,沪深300股指期货推出前的到期日成交量均值(17.7731)小于沪深300股指期货推出前的非到期日成交量均值

(17.7966), 沪深300股指期货推出后的到期日成交量均值(17.8426)小于沪深300股指期货推出后的非到期日成交量均值(17.8438), 即到期日成交量均值小于非到期日成交量均值; 纵向比较, 沪

深300股指期货推出后的非到期日成交量均值(17.8438)大于沪深300股指期货推出前的非到期日成交量均值(17.7966)。沪深300股指期货推出后的到期日成交量均值(17.8426)大于沪深300股指期货推出前的到期日成交量均值(17.7731),即股指期货推出后的成交量均值大于股指期货推出前的成交量均值。

对于沪深300股指成分股的收益率而言,横向比较,沪深300股指期货推出前的到期日收益率均值(0.0067)大于沪深300股指期货推出前的非到期日收益率均值(0.0008),沪深300股指期货推出后的到期日收益率均值(0.0013)大于沪深300股指期货推出后的非到期日收益率均值(-0.0005),即到期日收益率均值大于非到期日收益率均值;纵向比较,沪深300股指期货推出后的非到期日收益率均值(-0.0005)小于沪深300股指期货推出前的非到期日收益率均值(0.0008),沪深300股指期货推出后的到期日收益率均值(0.0013)小于沪深300股指期货推出前的到期日收益率均值(0.0067),股指期货推出后的收益率均值小于股指期货推出前的收益率均值。

对于沪深300股指成分股的非流动性而言,横向比较,沪深300股指期货推出前的到期日非流动性均值(5.3759)小于沪深300股指期货推出前的非到期日非流动性均值(5.7879),沪深300股指期货推出后的到期日非流动性均值(3.3781)大于沪深300股指期货推出后的非到期日非流动性均值(3.1159),即到期日的非流动性与非到期日的非流动性大小关系不明确;纵向比较,沪深300股指期货推出后的非到期日非流动性均值(3.1159)小于沪深300股指期货推出前的非到期日非流动性均值(5.7879),沪深300股指期货推出后的到期日非流动性均值(3.3781)小于沪深300股指期货推出前的到期日非流动性均值(5.3759),即股指期货推出后的非流动性均值小于股指期货推出前的非流动性均值,也即股指期货推出后的流动性均值大于股指期货推出前的流动性均值。

对于沪深300股指成分股的波动性而言,横向比较,沪深300股指期货推出前的到期日波动性均值(48.3350)小于沪深300股指期货推出前的非到期日波动性均值(49.3671),沪深300股指

期货推出后的到期日波动性均值(29.8820)大于沪深300股指期货推出后的非到期日波动性均值(26.4988),即到期日的波动性与非到期日的波动性大小关系不明确;纵向比较,沪深300股指期货推出后的非到期日波动性均值(26.4988)小于沪深300股指期货推出前的非到期日波动性均值(49.3671),沪深300股指期货推出后的到期日波动性均值(29.8820)小于沪深300股指期货推出前的到期日波动性均值(48.3350),即股指期货推出后的波动性均值小于股指期货推出前的波动性均值。

(二) 非参数检验

由于沪深300股指的成交量、收益率、非流动性和波动性等相关变量具有一般金融变量分布的尖峰厚尾非正态特征,因此更适合采用Wilcoxon—Mann—Whitney检验等非参数检验方法进行差异显著性分析,Wilcoxon—Mann—Whitney非参数检验结果如表2。

由表2的Wilcoxon—Mann—Whitney非参数检验结果可知,从证券市场的成交量方面分析,不论是在推出沪深300股指期货之前,还是在推出沪深300股指期货之后,均不存在显著的到期日效应。从证券市场的收益率方面分析,不论是在推出沪深300股指期货之前,还是在推出沪深300股指期货之后,也均不存在显著的到期日效应。从证券市场的流动性方面分析,在推出沪深300股指期货之前,不存在显著的名义到期日效应(因为此时沪深300股指期货并未真正推出,仅考察每个月的第3个星期五与其他交易日变量的差异显著性,这种到期日效应可定义为名义到期日效应);在推出沪深300股指期货之后,则存在显著的实际到期日效应(因为此时沪深300股指期货已经正式推出,考察真正的股指期货到期日与其他交易日变量的差异显著性,这种到期日效应可定义为实际到期日效应),显著性水平为1%,具体表现为到期日的非流动性显著高于非到期日的非流动性,也即到期日的流动性显著低于非到期日的流动性。从证券市场的波动性方面分析,在推出沪深300股指期货之前,不存在显著的名义到期日效应;在推出沪深300股指期货之后,则存在显著的实际到期日效应,显著性水平为1%,具体表现为到期日的波动性显著高于非到期日的波动性,可见,由非参数检验的结果可知,在推出沪深

300 股指期货之后 沪深 300 股指期货市场存在显著的 流动性减弱和波动性增强的到期日效应。
表 2 非参数检验结果

变量	数据	到期日效应	秩均值	秩和	Wilcoxon W 值	Mann - Whitney U 值	Z 值
lnTV	推出前非到期日	推出前到期日效应	488.87	453668	23108	21932	-0.179
	推出前到期日		481.82	23108			
	推出后非到期日	推出后到期日效应	485.06	446742	23223	22047	-0.030
	推出后到期日		483.81	23223			
Return	推出前非到期日	推出前到期日效应	486.15	451150	451150	20094	-1.144
	推出前到期日		533.88	25626			
	推出后非到期日	推出后到期日效应	483.47	445272	445272	20691	-0.747
	推出后到期日		514.44	24693			
Illiquidity	推出前非到期日	推出前到期日效应	488.96	453754	23022	21846	-0.224
	推出前到期日		479.63	23022			
	推出后非到期日	推出后到期日效应	481.86	443795	443795	19214	-2.529**
	推出后到期日		545.21	26170			
Volatility	推出前非到期日	推出前到期日效应	488.83	453635	23141	21965	-0.161
	推出前到期日		482.10	23141			
	推出后非到期日	推出后到期日效应	482.18	444090	444090	19509	-2.373**
	推出后到期日		539.06	25875			

注:*** 为在 0.01 的显著性水平下显著,** 为在 0.05 的显著性水平下显著,* 为在 0.1 的显著性水平下显著。

(三) 双重差分模型估计

为了进一步分析沪深 300 股指的到期日效应, 本文同时采用双重差分模型进行分析, 以印证非参数检验的分析结果。由于传统的计量经济学估计方法如普通最小二乘法、工具变量法和极大似然法等都存在自身的局限性, 必须在满足某些假设比如模型的随机误差项服从正态分布或某一已

知分布式时, 其参数估计量才是可靠估计量, 而广义矩估计 GMM 不需要知道随机误差项的准确分布信息, 允许随机误差项存在异方差和序列相关, 其参数估计量比其他参数估计法更为有效, 本文采用 GMM 估计方法对双重差分模型的回归估计结果如表 3。

由表 3 的双重差分模型的估计结果可知, 从

表 3 双重差分模型估计结果

系数	lnTV			Return			Illiquidity			Volatility		
	估计值	T 值	P 值	估计值	T 值	P 值	估计值	T 值	P 值	估计值	T 值	P 值
α_1	17.796***	1176.93	0.0000	0.0008	1.3298	0.1837	5.7879***	57.0514	0.0000	49.3671***	58.3949	0.0000
α_2	0.0473**	2.2060	0.0275	-0.0014	-1.5152	0.1299	-2.6720***	-18.588	0.0000	-22.868***	-19.091	0.0000
α_3	-0.0235	-0.3444	0.7306	0.0059**	2.0739	0.0382	-0.4119	-0.9006	0.3679	-1.0321	-0.2707	0.7866
α_4	0.0222	0.2305	0.8177	-0.0041	-1.0159	0.3098	0.6742**	2.0420	0.0397	4.4152**	1.8189	0.0412

注:*** 为在 0.01 的显著性水平下显著,** 为在 0.05 的显著性水平下显著,* 为在 0.1 的显著性水平下显著。

成交量效应方面考察, 沪深 300 股指期货推出后, 沪深 300 股指的成交量呈现显著放大的趋势, 显著性水平为 5%, 但是, 并不存在显著的到期日的成交量效应。从收益率效应方面考察, 在沪深 300 股指期货的到期日, 沪深 300 股指的收益率显著大于非到期日的收益率, 即存在到期日的收益率效应, 但是在沪深 300 股指期货推出前后并不存在显著差异。从流动性效应方面考察, 沪深 300 股指期货推出前后, 沪深 300 股指的非流动性呈现显著缩小的趋势, 也即沪深 300 股指的流动性呈现显著放大

的趋势, 而且, 沪深 300 股指期货推出之后, 沪深 300 股指存在显著的非流动性增强(流动性减弱)的到期日效应, 显著性水平为 5%。从波动性效应方面考察, 沪深 300 股指期货推出前后, 沪深 300 股指的波动性呈现显著缩小的趋势, 而且, 沪深 300 股指期货推出之后, 沪深 300 股指存在显著的波动性增强的到期日效应, 显著性水平为 5%。可见, 双重差分模型的估计结果和 Wilcoxon-Mann-Whitney 非参数检验结果类似, 即在沪深 300 股指期货推出之后, 沪深 300 股指期货市场存在显著的流动

性减弱和波动性增强的到期日效应。非参数检验和双重差分模型研究结论的一致性,表明这一研究结论是稳健的、可靠的。

四、结论与启示

以我国2010年4月16日正式推出沪深300股指期货交易前后各4年的数据,构造我国沪深300股指市场的四类数据,采用Wilcoxon—Mann—Whitney非参数检验方法和双重差分模型,分别从沪深300股指市场的成交量、收益率、流动性、波动性角度考察沪深300股指的到期日效应,得到以下主要结论和启示。

第一,沪深300股指市场在成交量和收益率方面不存在显著的到期日效应。不论是Wilcoxon—Mann—Whitney非参数检验,还是双重差分模型的估计结果均表明,在沪深300股指期货的到期日,沪深300股指市场存在一定程度的成交量减小和收益率提高,但成交量效应和收益率效应这两类到期日效应在统计上均并不显著。

第二,沪深300股指市场在流动性和波动性方面则存在显著的到期日效应。不论是Wilcoxon—Mann—Whitney非参数检验,还是双重差分模型的估计结果均表明,在沪深300股指期货推出之后,沪深300股指期货的到期日,沪深300股指市场存在显著的流动性减弱和波动性增强的到期日效应,尽管两类检验方法的检验结果在显著性水平方面存在细微差异,非参数检验结果的显著性水平为1%,双重差分模型分析结果的显著性水平为5%,但流动性效应和波动性效应这两类到期日效应在统计上均是显著的。

第三,在沪深300股指到期日效应的分析中,Wilcoxon—Mann—Whitney非参数检验和双重差分模型的估计结果存在一定的差异性,此时应以非参数检验的结果为主要结论,而以双重差分模型的估计结果作为补充。在沪深300股指到期日效应的相关分析中,出现非参数检验和双重差分模型的分析结果矛盾时,应以非参数检验的结果为主,因为相关变量数据非正态分布的特点决定了其非参数检验具有更强的适用性,其分析结果更为可靠。因此本文分析中重点关注非参数检验的结果,而参数检验的结果仅作为补充。

第四,证券市场的监管者和投资者应当区别不同时期制定和实施动态的监管政策和投资策略。证券市场的监管者和投资者应当参照前文的

研究结论,即在沪深300股指期货到期日,成交量缩小效应和收益率提高效应并不显著,而流动性减弱效应和波动性增强效应则很显著。因此,在沪深300股指期货到期日,证券市场的整体市场质量是呈下降态势的,证券市场各参与主体应密切关注到期日市场的流动性减弱和波动性增强的风险,证券市场监管者在必要时应实施针对到期日的波动限制政策,证券交易所在到期日应进行特别的波动风险提示,而证券市场的投资者在到期日则应尽量降低操作频率,以规避股指期货到期日给证券市场带来的流动性风险和波动性风险。证券市场的各参与主体只有在到期日适时制定不同的监管政策,实施不同的投资策略,才能把握证券市场运行节奏,取得最优的监管效果和投资回报。

参考文献

- [1] STOLL, H. R., R. E. WHALEY. Expiration Day Effects of Index Options and Futures [J]. New York University: Monograph Series in Financial Economics, 1986 (3): 89-102.
- [2] STOLL, H. R., R. E. WHALEY. Program Trading and Expiration Day Effects [J]. Financial Analysts Journal, 1987 (43): 16-28.
- [3] STOLL, H. R., R. E. WHALEY. Expiration Day Effects: What Has Changed? [J]. Financial Analysts Journal, 1991(47): 58-72.
- [4] STOLL, H. R., R. E. WHALEY. Expiration Day Effect of the All Ordinaries Share Price Index Futures: Empirical Evidence and Alternative Settlement Procedures [J]. Australian Journal of Management, 1997 (22): 139-174.
- [5] KAROLYI, A. G. Stock Market Volatility around Expiration Days in Japan [J]. Journal of Derivatives, 1996 (4): 23-43.
- [6] CHOW, Y. F., YUNG, H., ZHANG, H. Expiration Day Effects: The Case of Hongkong [J]. Journal of Futures Markets, 2003(23): 67-86.
- [7] ILLUEGA, M., LAFUENTE, J. A. The Effect of Spot and Futures Trading on Stock Index Volatility: A Non-parametric Approach [J]. Journal of Futures Markets, 2003(23): 105-120.
- [8] NICOLAS, P. B., BOLLEN, ROBERT E. WHALEY. Do Expirations of Hang Seng Index Derivatives Affect Stock Market Volatility? [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 1999 (7): 453-470.

- [9] LIEN D. L. YANG. Availability and Settlement of Individual Stock Futures and Options Expiration - day Effects: Evidence from High Frequency Data [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance ,2005 (45) : 730 - 747.
- [10] CHUNG ,H. M. - M. HSEU. Expiration Day Effects of Taiwan Index Futures: The Case of the Singapore and Taiwan Futures Exchanges [J]. International Financial Markets , Institutions and Money , 2008 (18) : 107 ~ 120.
- [11] HSIEH. S. - F. , T. MA. Expiration Day Effects: Does Settlement Price Matter? [J]. International Review of Economics and Finance , 2009(18) : 290 - 300.
- [12] CHAMBERLAIN T. W. , CHEUNG , S. C. , & KWAN C. C. Y. Expiration Day Effect of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence [J]. Financial Analyst Journal , 1989. 45(5) : 67 ~ 71.
- [13] SCHLAG G. Expiration Day Effect of Index Derivatives in Germany [J]. European Financial Management , 1996 (1) : 69 - 95.
- [14] CORREDOR P. , LECHON P. , SANTAMARIA R. Option Expiration Effects in Small Markets: The Spanish Stock Exchange [J]. Journal of Futures Market , , 2001 (21) : 905 - 928.
- [15] 蔡向辉. 股指期货到期日效应研究综述 [J]. 金融发展研究 2010 (4) : 69 - 74.
- [16] 顾京, 叶德鑫. 股指期货到期日效应在中国存在吗 [J]. 金融发展研究 2011 (10) : 66 - 70.
- [17] 黄明, 林祥友, 陈国兴. 股指期货“到期日效应”分析——基于流动性和波动性的均值差异检验 [J]. 财会月刊 2013 (10) : 74 ~ 75.
- [18] BERTRAND M. J. DUFLO and S. MULLAINATHAN. How Much Should We Trust Differences - in - Differences Estimates? [J]. Quarterly Journal of Economics , 2004 (119) : 249 - 275.
- [19] WOOLRIDGE J. R. and A. DICKINSON. Short Selling and Common Stock Price [J]. Financial Analysts Journal , 2007(1) : 20 ~ 28.
- [20] 杨朝军, 张志鹏, 廖士光. 证券市场流动性综合测度指标研究 [J]. 上海交通大学学报, 2008, (11) : 1767 - 1771.
- [21] GARMAN M. B. , KLASS M. On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data [J]. Journal of Business. 1980. 53(1) : 67 - 78.

A Study on the Expiration Day Effect of the CSI 300 Stock Index Futures Market

LIN Xiang - you , CHEN Chao , YI Fan - qi

(Business School , Chengdu University of Technology , Chengdu 610059 , China)

Abstract: With the daily data of CSI 300 stock index before and after the CSI 300 stock index futures implemented in 2010 , from the angle of trading volume , return , liquidity , and volatility , using the Wilcoxon - Mann - Whitney Nonparametric Test and the difference in difference model , the expiration day effects of stock index futures are studied in this paper. The conclusions are drawn as the follows: in the CSI 300 securities market , the trading volume effect and the return effect are all not significant , while the liquidity effect and volatility effect are all significant on the expiration day of the CSI 300 stock index futures.

Key words: securities market; stock index futures; expiration - day effect; nonparametric test; difference in difference model

(责任编辑: 郑俊义)

经济与管理 评论

Review of Economy and Management

山东财经大学 主办

SHANDONG UNIVERSITY OF ECONOMY AND MANAGEMENT

REM



中国人文社会科学核心期刊

BECCO中国核心学术期刊 (扩展版)

全国高校百强社群期刊

华东地区优秀期刊

山东省优秀期刊

ISSN 2095-3410



9 772095 341122

3

2016

双月刊 · 总第144期

股指期货对证券市场周内效应模式的影响研究

林祥友¹ 代宏霞²

(1.成都理工大学商学院,四川成都 610059;2.西南财经大学经济数学学院,四川成都 611130)

【摘要】纵向比较我国沪深300股指期货推出前后4年的沪深300证券市场周内效应模式的差异性,横向比较沪深300股指期货推出后的沪深300证券市场与沪深300股指期货市场周内效应模式的相似性,探讨股指期货对证券市场周内效应模式的影响。得到的结论是,沪深300股指期货推出前后沪深300证券市场的周内效应模式存在明显差异,而沪深300股指期货推出后沪深300证券市场和沪深300股指期货市场的周内效应则明显趋同,首次捕捉到了股指期货影响证券市场周内效应模式的经验证据,并分析了股指期货影响证券市场周内效应模式的作用机理。

【关键词】股指期货;证券市场;周内效应模式;影响

【DOI编码】 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2016.03.015

【中图分类号】F830.91 **【文献标识码】**A **【文章编号】**2095-3410(2016)03-0130-09

一、引言

我国资本市场于2005年4月8日开始发布沪深300股价指数,于2010年4月16日推出沪深300股指期货交易。股指期货的推出对证券市场必将产生深刻的影响,很多学者从市场流动性、波动性和有效性等方面实证考察了我国股指期货的推出对证券市场的影响。周内效应是金融资产的收益、波动率等变量值在一周内的某交易日显著高于其他交易日的现象,作为一种违背市场有效性的异常现象,证券市场 and 期货市场周内效应模式都分别受到了国内外学者的普遍关注。然而,全面比较股指期货推出前后证券市场周内效应模式的差异,比较证券市场和股指期货市场的周内效应模式的差异,分析股指期货的推出对证券市场周内效应模式的影响,以及探讨股指期货影响证券市场周内效应模式的作用机

理和传导路径,则还没有文献涉及,本文将对这一系列问题进行实证考察,以补充股指期货影响证券市场周内效应模式的研究空白。

证券市场的周内效应是证券市场存在的最为普遍的“违反半强式有效市场”的一种异常现象。Fama^[1]较早研究发现证券市场的周内效应。Cross^[2]以S&P 500指数为研究对象,发现星期五的平均收益率最高为0.12%,星期一的平均收益率最低为-0.18%。Keim和Stambaugh^[3]、Jaffe和Westerfield^[4]、Lakonishok和Smith^[5]等用其他国家和地区的证券市场以及其他时段的数据证实了类似结果。Agrawal和Rivoli^[6]研究发现方差的变化也存在一定的周内效应。从国内来看,俞乔^[7]研究沪深两市的周内效应,发现周一的收益率最低。李立城^[8]研究表明,较强的证据显示上海股票市场存在着日平均收

【基金项目】本文是四川省软科学计划项目“融资融券交易制度对证券市场质量的影响研究”(项目编号:2014ZR0211)、四川省软科学计划项目“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”(项目编号:2015ZR0228)、四川省教育厅人文社会科学重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(项目编号:14SA0036)和成都理工大学“金融与投资优秀科研创新团队培育资助”项目(项目编号:KYTD201303)的阶段性成果。

【作者简介】林祥友(1973-),男,四川资中人,成都理工大学商学院副教授,博士。主要研究方向:公司金融和金融衍生品研究。

益率显著为负的星期二效应和显著为正的星期五效应,较弱的证据显示深圳股票市场存在着日平均收益率显著为负的星期二效应和显著为正的星期五效应。李学^[5]利用 GARCH 模型研究发现,存在周一、周二的低收益率和周五的高收益率。陈超和钱萃^[10]对中国股票市场的“周内效应”按涨跌停板前一期进行分段检验,发现上海股票市场存在负的星期二效应和正的星期五效应。史代敏^[11]研究表明,我国上海股市存在“星期五效应”,即星期五具有明显为正的超额收益率。张兵^[12]运用滚动样本检验方法研究股票市场的日历效应,采用基于广义误差分布的 GARCH 模型,研究表明中国股市的星期五效应从 1998 年开始逐渐消失。石柱鲜和吴泰岳^[13]利用考虑异方差情况的 ARCH 模型,采用虚拟变量,在研究沪深两市日收益率的周内效应的基础上,进一步考察其方差变动的周内效应,实证分析发现沪市存在显著为正的星期五效应,深市存在显著为负的星期一效应与显著为正的星期五效应,并且深市日收益率的方差变化也存在一定的周内效应。丁荣余和张兵^[14]研究证实了中国证券市场在早期具有显著的星期五效应,而在星期一和星期二收益率则普遍偏低。

期货市场的周内效应的相关研究结论则并不一致。Gay 和 Kim^[15]对美国 29 年的期货价格指数进行研究时,发现存在周内效应。Chang 和 Kim^[16]以道琼斯商品期货指数为研究对象,发现从 1982 年开始,美国期货市场的周内效应已完全消失。Yu 和 Shih^[17]以原油和黄金每日收市价为研究样本,研究结果表明无论是在黄金或石油市场,传统的周末效应不再存在,周五没有表现出最高的回报和周一没有表现出最低的回报,黄金市场表现出周四效应,石油市场表现为周三效应。国内学者华仁海^[18]认为我国期货市场不存在周内效应,郭彦峰等^[19]和李坚强等^[20]则认为我国期货市场存在显著的周内效应。戴晓凤和卢丽芳^[21]选取我国期货市场活跃的期货品种为样本,对其收益率、条件波动率、交易量和持仓量的周内效应进行实证。通过引入正态分布、Student-t 分布及广义误差分布(GED)三种分布假设以刻画扰动项,全面地检验了我国期货市场周内效应的存在性及其存在模式。由于我国股指期货推

出的时间不长,关于我国沪深 300 股指期货周内效应模式的相关研究还很少见到。

对于股指期货对证券市场的影响,大量文献研究了股指期货对证券市场波动性的影响,但结论并不一致。谈儒勇和盛美娜^[22]研究了股指期货对现货市场波动性的影响,结论是股指期货的推出对股票现货市场的波动性没有显著影响。张孝岩和沈中华^[23]也研究了股指期货推出对中国股票市场波动性的影响,结果表明,股指期货的推出确实增加了现货市场的波动。罗泊和王莹^[24]研究了股指期货对证券市场波动性和流动性的影响。陈晓静和李冠琦^[25]研究了我国推出股指期货对股票市场波动性的影响,结果表明股指期货在一定程度上降低了我国股票现货市场的波动性。潜力和胡援成^[26]采用 GARCH 模型研究表明,股指期货的引入在一定程度上降低了我国股票现货市场的波动性,但不显著。侯富强和李水凤^[27]研究了股指期货对股票市场波动性的影响,结果表明股指期货的推出在短期内将导致股票指数较大波动,但长期不会给市场带来大的动荡。华仁海和张鹏^[28]研究了我国股指期货的推出对股票现货市场波动的影响,结果表明股指期货减缓了现货市场的波动。杨阳和万迪昉^[29]研究了我国推出股指期货以来,股票市场波动性的变化。此外,还有学者分别从市场信息效率、市场质量、正反馈交易行为、市场风险等方面研究股指期货对证券现货市场的影响。袁绍峰和甄红线^[30]采用非线性 Granger 检验方法研究了 H 股指期货对现货市场信息效率的影响。喻晓^[31]研究了股指期货对现货市场质量的影响,结论是期货市场的推出降低了现货市场的波动性,提高了市场的信息效率,减弱了现货市场的流动性。许红伟和吴冲锋^[32]研究了沪深 300 股指期货上市对股票市场微观质量的影响,结果表明股指期货的推出造成股票市场微观流动性和日内波动性恶化。梁朝晖^[33]研究了股指期货上市对现货市场的影响,结果表明股指期货的引入加大了现货市场的风险。张代军和陈伟^[34]研究了沪深 300 股指期货对现货市场运行效率的影响,结果表明沪深 300 股指期货推出改善了 A 股现货市场的运行效率。蔡向辉和杨嘉雯^[35]研究了股指期货抑制股市正反馈交易的效果及作用机制,结果表明,

股指期货能够有效抑制股市的正反馈交易。张中华和林众^[16]也研究了股指期货对股市正反馈交易行为的影响,得出类似的结论。袁朝阳和黄冬冬^[17]研究了股指期货的推出对我国股市风险的影响。宋计川和李先玉^[18]研究了股指期货的推出对现货市场的影响,结果表明沪深300股指期货的推出减小了现货市场的波动性,改善了现货市场的非对称效应,投资者对利好消息和利空信息的反应更趋合理性。乔高秀等^[19]研究了沪深300股指期货上市对现货市场连续波动和跳跃波动的影响,研究发现股指期货的上市确实起到了稳定现货市场的作用。股指期货的推出对证券现货市场的周内效应模式的影响方面的研究文献还没有见到。

基于现有研究文献的成果和存在的问题,本文将证券市场和股指期货市场的周内效应模式为研究对象,纵向比较我国沪深300股指期货推出前后4年的沪深300证券市场周内效应模式的差异性,横向比较沪深300股指期货推出后的沪深300证券市场与沪深300股指期货市场周内效应模式的相似性,据以考察股指期货对证券现货市场周内效应模式的影响,并分析股指期货影响证券市场周内效应模式的作用机理。

二、研究设计

(一)数据来源

本研究涉及三方面的数据,即沪深300股价指数在2006年4月14日—2010年4月15日,沪深300股价指数在2010年4月16日—2014年4月18日,沪深300股指期货在2010年4月16日—2014年4月18日的日交易数据。为了克服股指期货合约数据的不连续性和同一交易日存在多种股指期货合约交易的问题,本文以持仓量最大标准确定股指期货主力合约,构建连续的股指期货主力合约的日交易数据,并以此进行股指期货周内效应模式的实证检验。

(二)变量定义

1.成交量

成交量($\ln V_t$)为沪深300股指期货或沪深300股指成分股日成交量的自然对数,即成交量定义为:

$$\ln V_t = \text{LN}(V_t) \quad (1)$$

式(1)中, V_t 为日成交量原始数据。

2.收益率

借鉴戴晓凤和卢丽芳^[21]将收益率分为日收益率、隔夜收益率和交易收益率的做法,并考虑到沪深300股指期货连续数据构造过程对日收益率的影响,本文以交易收益率作为考察对象。即交易收益率(Return_t)根据沪深300股价指数和沪深300股指期货的当日收盘价和开盘价进行计算,即

$$\text{Return}_t = (C_t - O_t) / O_t \quad (2)$$

式(2)中, C_t 为某交易日的收盘价, O_t 为某交易日的开盘价。

3.流动性

对于流动性,借鉴杨朝军等^[40]利用单位时间内单位成交金额所引起的价格振动幅度来表示非流动性的做法,从反面反映沪深300股指的流动性,本文将非流动性定义为:

$$\text{Illiquidity} = \frac{SW_t}{V_t} = \frac{H_t - L_t}{V_t O_t} \times 100000000 \quad (3)$$

式(3)中, Illiquidity 为在第 t 时段内沪深300股价指数或股指期货的非流动性,它从反面反映沪深300股价指数或股指期货的流动性, V_t 为沪深300股指成分股或股指期货在第 t 时段内所完成的成交量, SW_t 为沪深300股指或股指期货在第 t 时段内的价格振动幅度, H_t 为 t 时段内的最高价, L_t 为 t 时段内的最低价, O_t 为 t 时段内的开盘价。由于直接按流动性公式计算出的非流动性指标值太小,为便于处理,本文将其统一放大100000000倍。

4.波动性

对于波动性,Garman和Klass^[41]曾经提出了证券市场日内波动率衡量的优化方法,这一方法被学者们认为是最小方差的无偏估计,它同时考虑了开盘价、收盘价、最高价、最低价,在相对效率上比仅考虑收盘价的方法更高。本文借鉴此方法估算沪深300股指的GK波动率,用于测度沪深300股指或股指期货的波动性。

$$\text{Volatility} = \sigma_{GK} =$$

$$\sqrt{0.511(u-d)^2 - 0.019[c(u+d) - 2ud] - 0.383c^2} \quad (4)$$

式(4)中, Volatility 或 σ_{GK} 为沪深300股指的GK波动率; $u = H_t - O_t$ 为正则化最高价; $d = L_t - O_t$ 为正则化最低价; $c = C_t - O_t$ 为正则化收盘价。 H_t 为最高价, L_t 为最低价, O_t 为开盘价, C_t 为收盘价。

(三) 模型设计

1. Kruskal-Wallis 非参数检验

由于沪深 300 股价指数和沪深 300 股指期货的成交量、收益率、流动性和波动性基本呈现尖峰厚尾非正态的特征,更适合采用 Kruskal-Wallis 等非参数检验方法考察证券市场和股指期货的周内效应模式。

Kruskal-Wallis 非参数检验用于检验多个样本的分布是否存在显著差异。其基本思想是:首先,将多组样本数据混合并按升序排列,求出各变量值的秩;然后,考察各组秩的均值是否存在显著差异。如果各组秩的均值不存在显著差异,则认为多组数据充分混合,数值相差不大,可以认为多个总体的分布无显著差异;如果各组秩的均值存在显著差异,则多组数据无法混合,可认为多个总体的分布存在显著差异,至少有一个样本不同于其他样本。秩和统计量 K-W 的构建如下:

$$\text{组间平方和} = \sum_{i=1}^k n_i \left(\frac{R_i - n + 1}{2} \right)^2 \quad (5)$$

$$\text{秩总平方和的平均} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \left(R_{ij} - \frac{n+1}{2} \right)^2 = \frac{n(n+1)}{12} \quad (6)$$

秩和统计量 K-W 为

$$K-W = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k n_i \left(\frac{R_i - n + 1}{2} \right)^2 = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} \quad (7)$$

式(5)、式(6)、式(7)中 k 为样本组数, n 为总样本量, n_i 为第 i 组的样本量, R_i 是第 i 组样本中的秩总和, R_{ij} 是第 i 组样本中的第 j 个观察值的秩值。

2. 回归分析模型

从成交量、收益率、流动性和波动性各变量的角度出发,采用如下模型的最小二乘法估计股指期货和证券市场的周内效应。

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{i=1}^5 \alpha_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (9)$$

式(8)、式(9)中 R_t 为 t 时的日收益率, Y_t 为 t 时的成交量 lnV、非流动性 Illiquidity 或波动性 Vol-

atility, β_0 为常数项, D_{1t} 、 D_{2t} 、 D_{3t} 、 D_{4t} 、 D_{5t} 分别为周一、周二、周三、周四、周五的虚拟变量, R_{t-i} 表示收益率滞后项, ε_t 表示随机扰动项。为了避免虚拟陷阱,排除了周二的虚拟变量 D_{2t} 。收益率方程中的虚拟变量的各个系数均表示相对于周二收益的值而言。

三、实证分析

(一) 描述性统计

首先对我国沪深 300 股指期货推出前的沪深 300 证券市场的周内效应,沪深 300 股指期货推出后的沪深 300 证券市场的周内效应,以及沪深 300 股指期货的周内效应的成交量、收益率、流动性、波动性等相关变量进行描述性统计如表 1。

由表 1 可知,从收益率均值角度看,在股指期货推出前证券市场收益率均值由低到高排序依次是星期二、星期四、星期五、星期三、星期一;在股指期货推出后证券市场收益率均值由低到高排序依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五;股指期货收益率均值由低到高排序依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五;可见,股指期货推出后的证券市场与股指期货推出前的证券市场具有不同的收益率排序,而与股指期货市场具有相同的收益率排序。

从成交量均值角度看,在股指期货推出前证券市场成交量均值由低到高排序依次是星期五、星期一、星期二、星期三、星期四;在股指期货推出后证券市场成交量均值由低到高排序依次是星期五、星期三、星期四、星期二、星期一;股指期货成交量均值由低到高排序依次是星期三、星期二、星期一、星期四、星期五;可见,股指期货推出后的证券市场,股指期货推出前的证券市场,以及股指期货市场均具有不同的成交量排序。

从非流动性均值角度看,在股指期货推出前证券市场非流动性均值由低到高排序依次是星期五、星期四、星期二、星期三、星期一;在股指期货推出后证券市场非流动性均值由低到高排序依次是星期五、星期四、星期二、星期三、星期一;股指期货非流动性均值由低到高排序依次是星期五、星期四、星期二、星期三、星期一;可见,股指期货推出后的证券市场,股指期货推出前的证券市场,以及股指期货市场均具有相同的非流动性排序。

从波动性均值角度看,在股指期货推出前证券

市场波动性均值由低到高排序依次是星期一、星期二、星期三、星期四、星期五、星期六、星期日；在股指期货推出后证券市场波动性均值由低到高排序依次是星期四、星期五、星期一、星期二、星期三、星期四、星期五、星期六、星期日；股指期货推出前的证券市场，以及股指期货市场均具有不同的波动性排序。

表1 相关变量的描述性统计

变量	时间	股指期货推出前证券市场				股指期货推出后证券市场				股指期货市场			
		均值	标准差	偏度	峰度	均值	标准差	偏度	峰度	均值	标准差	偏度	峰度
收益率	周一	0.4408	2.5562	-0.637	0.648	0.0172	1.5006	-0.207	1.193	-0.1388	1.5671	-0.453	2.586
	周二	-0.327	2.1430	-0.853	2.473	0.0379	1.3268	-0.261	1.915	-0.0943	1.4081	0.056	3.302
	周三	0.3235	2.2615	0.121	1.286	0.1534	1.2179	0.357	1.112	0.0448	1.2439	0.599	1.759
	周四	0.0951	1.9463	-0.388	0.937	-0.1637	1.2051	0.635	1.182	-0.1848	1.2634	0.681	1.696
	周五	0.2415	1.7657	0.039	0.486	0.2395	1.2522	0.278	3.204	0.1071	1.3509	0.646	3.364
成交量	周一	17.7958	0.5207	-0.242	-0.732	17.8630	0.4130	0.215	-0.024	12.705	0.6435	-0.377	0.096
	周二	17.7958	0.5299	-0.271	-0.677	17.8509	0.4041	0.159	-0.641	12.669	0.7023	-0.391	0.247
	周三	17.8082	0.5231	-0.167	-0.719	17.8349	0.3834	0.075	-0.208	12.657	0.6758	-0.354	-0.135
	周四	17.8095	0.5309	-0.387	-0.564	17.8442	0.3696	0.168	-0.035	12.779	0.5972	0.062	-1.049
	周五	17.7655	0.5167	-0.280	-0.691	17.8260	0.3660	0.180	0.284	12.801	0.6130	-0.043	-0.796
非流动	周一	6.3031	4.6317	1.347	1.492	3.2224	1.5920	0.973	0.430	7.8819	11.4265	7.274	68.598
	周二	5.7224	4.2472	1.483	1.918	3.1492	1.5807	1.285	2.621	6.9459	6.4692	3.13	13.959
	周三	5.8801	3.9530	1.398	1.990	3.1531	1.5709	1.255	1.710	7.2896	7.3538	3.102	12.765
	周四	5.4951	3.8877	1.609	2.958	3.0886	1.4305	0.887	0.423	6.0607	4.15472	1.508	2.800
	周五	5.4534	3.6799	1.499	2.063	3.0824	1.3344	1.137	1.631	6.0046	5.1175	3.601	19.851
波动性	周一	46.6962	30.1179	1.214	1.189	26.4883	12.9880	1.982	5.368	32.1444	16.5722	1.879	5.059
	周二	50.3118	36.0394	1.751	4.545	27.5539	15.0130	1.998	5.431	30.6155	17.2174	1.567	2.942
	周三	52.3753	34.6341	1.189	1.632	26.2197	11.2782	1.251	2.486	29.6022	14.1502	1.313	2.661
	周四	49.0211	35.4497	2.303	8.656	26.0511	10.6202	1.096	1.424	31.1634	14.4430	1.293	2.278
	周五	48.0257	33.9381	1.773	4.590	26.9845	12.9930	1.964	5.765	31.6479	17.5024	2.342	9.408

(二) 非参数检验结果

采用 Kruskal-Wallis 检验对沪深 300 股指期货推出前后的沪深 300 证券市场的周内效应，沪深 300 股指期货推出后的沪深 300 证券市场的周内效应，以及沪深 300 股指期货的周内效应的相关变量的差异性进行非参数检验，检验结果如表 2。

表2 非参数检验结果

变量	时间	股指期货推出前证券市场				股指期货推出后证券市场				股指期货市场			
		秩均值	卡方	df	显著性	秩均值	卡方	df	显著性	秩均值	卡方	df	显著性
收益率	周一	539.06	8.986	4	0.061	482.11	17.099	4	0.002	473.95	9.108	4	0.058
	周二	462.58				496.24				488.96			
	周三	492.69				507.53				509.26			
	周四	470.00				417.16				440.13			
	周五	478.79				524.66				514.96			
成交量	周一	488.62	0.854	4	0.931	495.99	0.608	4	0.962	477.79	5.457	4	0.244
	周二	489.31				488.76				465.01			
	周三	493.54				485.59				463.93			
	周四	497.74				485.29				504.04			
	周五	473.05				474.43				515.49			
流动性	周一	510.76	3.766	4	0.439	496.65	0.607	4	0.962	509.97	3.264	4	0.515
	周二	477.10				487.42				491.32			
	周三	508.58				475.57				489.48			
	周四	469.55				481.06				477.39			
	周五	476.42				487.19				460.77			
波动性	周一	471.27	2.939	4	0.568	473.95	0.616	4	0.961	504.84	3.641	4	0.457
	周二	491.54				480.75				462.95			
	周三	515.76				492.01				467.53			
	周四	486.38				487.71				501.16			
	周五	476.79				492.53				491.14			

由表2的非参数检验可知,从收益率看,股指期货推出前的证券市场,收益率在周内各交易日的秩均值存在差异,且在10%的显著性水平下显著;股指期货推出后的证券市场,收益率在周内各交易日的秩均值存在差异,且在1%的显著性水平下显著;在股指期货市场,收益率在周内各交易日的秩均值存在差异,且在10%的显著性水平下显著;而且从秩均值排序来看,股指期货推出后的证券市场与股指期货市场周内收益率均值排序完全相同,从低到高依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五,但股指期货推出前的证券市场则与之差异明显。

从成交量看,股指期货推出前的证券市场,股指期货推出后的证券市场,股指期货市场在周内各交易日的成交量秩均值方面都存在一定差异,但均不显著。

从非流动性看,股指期货推出前的证券市场,股指期货推出后的证券市场,股指期货市场在周内各交易日的非流动性秩均值方面都存在一定差异;但均不显著。

从波动性看,股指期货推出前的证券市场,股指期货推出后的证券市场,股指期货市场在周内各交易日的波动性秩均值方面都存在一定差异;但均不显著。

由Kruskal-Wallis检验的结果可知,在证券市场和股指期货市场的周内效应的分析中,只有收益率方面存在显著的周内效应,即周一、周二、周三、周四和周五的收益率之间存在显著的差异。而成交量、流动性、波动性等方面则不存在显著的周内效应。

(三) 回归分析结果

对沪深300股指期货推出前的沪深300证券市场的周内效应,沪深300股指期货推出后的沪深300证券市场的周内效应,以及沪深300股指期货的周内效应进行回归分析,分析结果如表3。

由表3的回归分析结果可知,从收益率看,股指期货推出前的证券市场,收益率在周内各交易日的均值与星期二相比,均存在差异,但只有星期一与星期二的收益率差异在5%显著性水平下显著,其余交易日与星期二的收益率差异均不显著,收益率由低到高的排序依次是星期二、星期四、星期五、星期

三、星期一。股指期货推出后的证券市场,收益率在周内各交易日的均值与星期二相比,均存在差异,但均不显著,收益率由低到高的排序依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五。在股指期货市场,收益率在周内各交易日的均值与星期二相比,均存在差异,但均不显著,收益率由低到高的排序依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五。可见,从回归分析的结果来看,股指期货推出后的证券市场与股指期货市场周内收益率均值排序完全相同,从低到高依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五,但股指期货推出前的证券市场则与之差异明显,股指期货推出前的证券市场周内收益率均值排序依次为星期二、星期四、星期五、星期三、星期一。

从成交量看,股指期货推出前的证券市场,股指期货推出后的证券市场,股指期货市场在周内各交易日的成交量均值方面都存在一定差异,但均不显著。

从非流动性看,股指期货推出前的证券市场,股指期货推出后的证券市场,股指期货市场在周内各交易日的非流动性均值方面都存在一定差异;但均不显著。

从波动性看,股指期货推出前的证券市场,股指期货推出后的证券市场,股指期货市场在周内各交易日的波动性均值方面都存在一定差异;但均不显著。

由回归分析的结果可知,在证券市场和股指期货市场的周内效应的分析中,只有收益率方面存在比较显著的周内效应,即周一、周二、周三、周四和周五的收益率之间存在显著的差异。而成交量、流动性、波动性等方面则不存在显著的周内效应,而且股指期货推出后的证券市场与股指期货市场具有相同的周内效应模式,而与股指期货推出前的证券市场具有不同的周内效应模式。回归分析的结果和描述性统计、Kruskal-Wallis非参数检验的结果类似,从一定程度上确保了本文研究结论的稳健性。

四、研究结论与启示

以我国沪深300股价指数在2006年4月14日—2010年4月15日,沪深300股价指数在2010年4月16日—2014年4月18日,沪深300股指期货在2010年4月16日—2014年4月18日的日交易数据为研究对象,构造证券市场和股指期货市场的收益率、成交量、流动性、波动性指标,采

表3 回归分析结果

变量	系数	股指期货推出前证券市场			股指期货推出后证券市场			股指期货市场		
		估计值	T值	P值	估计值	T值	P值	估计值	T值	P值
收益率	β_0	-0.03192	-0.2084	0.8349	0.03610	0.3867	0.6991	-0.09027	-0.9213	0.3571
	β_1	0.4559**	2.0697	0.0387	0.00201	-0.01505	0.9880	-0.0135	-0.09666	0.9230
	β_2	0.3470	1.5971	0.1106	0.10685	0.8095	0.4184	0.1328	0.9594	0.3376
	β_3	0.1251	0.5760	0.5647	-0.1888	-1.4331	0.1522	-0.08717	-0.6329	0.5270
	β_4	0.2678	1.2272	0.2200	0.1876	1.4251	0.1545	0.1930	1.3993	0.1620
	α_1	-0.00238	-0.07399	0.9410	-0.0064	-0.1988	0.8425	-0.01529	-0.4736	0.6359
	α_2	-0.03871	-1.20755	0.2275	0.0699	2.1708	0.0302	0.0588	1.8238	0.0685
成交量	β_0	0.06588	2.0530	0.0403	0.00211	0.06571	0.9476	-0.06888	-0.2151	0.8297
	β_1	17.7958	476.396	0.0000	17.8509	640.2161	0.0000	12.6688	271.9369	0.0000
	β_2	-1.7E-05	-0.00033	0.9997	0.01210	0.3048	0.7606	0.03611	0.5445	0.5862
	β_3	0.012422	0.23542	0.8139	-0.016025	-0.4069	0.6842	-0.01191	-0.1811	0.8564
	β_4	0.01372	0.25897	0.7957	-0.006734	-0.1716	0.8657	0.1104*	1.6841	0.0925
非流动性	β_0	-0.03029	-0.5705	0.5685	-0.02494	-0.6366	0.5245	0.1319**	2.0140	0.0443
	β_1	5.7224	19.6241	0.0000	3.1492	29.096	0.0000	6.9459	13.2178	0.0000
	β_2	0.5807	1.4009	0.1616	0.07319	0.4750	0.6349	0.9360	1.2511	0.2112
	β_3	0.1677	0.4073	0.6839	-0.04609	-0.3015	0.7631	0.3437	0.4631	0.6434
	β_4	-0.2272	-0.5496	0.5827	-0.06056	-0.3977	0.6909	-0.8852	-1.1972	0.2315
流动性	β_0	-0.2690	-0.6489	0.5165	-0.06679	-0.4392	0.6606	-0.9413	-1.2746	0.2027
	β_1	50.3118	20.7003	0.0000	27.5539	30.2230	0.0000	30.6155	26.5232	0.0000
	β_2	-3.6156	-1.0465	0.2956	-1.0656	-0.8213	0.4117	1.5290	0.9305	0.3524
	β_3	2.0635	0.6011	0.5479	-1.3342	-1.03639	0.3003	-1.0132	-0.6215	0.5344
	β_4	-1.2907	-0.3745	0.7081	-1.5028	-1.1718	0.2416	0.5479	0.3374	0.7359
β_5	-2.2861	-0.6617	0.5083	-0.5694	-0.4445	0.6567	1.0325	0.6365	0.5246	

注:***为1%的显著性水平下显著,**为5%的显著性水平下显著,*为10%的显著性水平下显著。

用 Kruskal-Wallis 非参数检验和带虚拟变量的回归分析方法,纵向比较我国沪深 300 股指期货推出前后各 4 年的沪深 300 证券市场周内效应模式的差异性,横向比较沪深 300 股指期货推出后的沪深 300 证券市场与沪深 300 股指期货市场周内效应模式的相似性,据以考察股指期货对证券现货市场周内效应模式的影响,得到以下主要结论和启示。

第一,我国证券市场和股指期货市场均存在一定程度的周内效应。Kruskal-Wallis 非参数检验和带虚拟变量的回归分析方法的研究结果均表明,我国证券市场和股指期货市场在收益率方面均存在显著的周内效应,股指期货推出前的证券市场存在收益率的星期一效应,股指期货推出后的证券市场和股指期货市场存在收益率的星期五效应。证券市场和股指期货市场在成交量、流动性、波动性等方面则均不存在显著的周内效应。

第二,我国股指期货市场对证券市场在周内效应模式方面存在一定程度的引导作用。研究表明,股指期货推出前的证券市场,收益率在周内各交易日存在显著差异;股指期货推出后的证券市场,收益率在周内各交易日存在显著差异;在股指期货市场,

收益率在周内各交易日也存在显著差异;股指期货推出后的证券市场与股指期货市场周内各交易日收益率均值排序完全相同,从低到高依次是星期四、星期一、星期二、星期三、星期五,也就是说,二者在收益率方面的周内效应模式是完全相同的;股指期货推出前的证券市场周内各交易日收益率均值由高到低排序依次为星期二、星期四、星期五、星期三、星期一,其周内效应模式与前者差异很大。从这个意义上讲,股指期货市场对证券市场在周内效应模式方面存在一定程度的引导作用,股指期货推出后,证券市场的周内效应模式与股指期货实现了趋同。

第三,股指期货主要通过影响投资管理方式和跨市场操作对证券市场的周内效应模式产生影响。股指期货推出前,我国证券市场是单边市场;而股指期货推出后,投资者无须随着短期因素和市场情绪频繁调整股票仓位,可采用股指期货代替现货交易。股指期货上市后,套期保值和期现套利等跨市场交易行为,也让证券现货市场和股指期货市场建立起密切的联系,股指期货通过跨市场操作使证券市场与之形成联动。而且,我国股指期货市场的星期五效应和到期日效应也主要表现为星期五的高收益

率,股指期货正是通过上述路径对证券市场的周内效应模式产生引导,实现二者在周内效应模式上的趋同。

第四,证券市场和股指期货市场的监管者和投资者需要关注股指期货在周内效应模式方面对证券市场的影响,制定针对性跨市场的监管政策和交易策略。本研究首次寻找到了股指期货在周内效应模式方面对证券市场产生引导作用的经验证据,也可以看作是股指期货的价格发现功能在周内效应模式方面的具体体现,也即是说,股指期货的周内效应模式是对证券市场周内效应模式的“发现”。基于此,证券市场和股指期货市场的监管者和投资者应当根据两个市场的周内效应模式的表现,特别关注股指期货在周内效应模式方面对证券市场的影响和引导,制定不同的跨市场监管政策,实施不同的跨市场交易策略,才能把握股指期货市场和证券市场的节奏和特点,实现最优的跨市场监管效果和交易结果。

参考文献:

[1] FAMA E.F. The Behavior of Stock Market Prices [J]. The Journal of Business, 1965, 38: 383-417.
[2] CROSS F. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays [J]. Financial Analysts Journal, 1973, 3: 67-69.
[3] KEIM D.B., R.F. STAMBAUGH. A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Return [J]. The Journal of Finance, 1984, 39: 809-814.
[4] JAFFE J., R. WESTERFIELD. The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence [J]. The Journal of Finance, 1985, 40: 433-454.
[5] LAKONISHO J., S. SMIDT. Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective [J]. The Review of Financial Studies, 1988, 1: 403-425.
[6] AGRAWAL R., and P. RIVOLI. Seasonal and Day-of-the-week Effects in Four Emerging Stock Markets [J]. The Financial Review, 1989, 11: 541-550.
[7] 曹秀. 市场有效、周期异常与股价波动——对上海、深圳股票市场的实证分析 [J]. 经济研究, 1994 (09): 43-50.
[8] 李立斌. 中国股票市场的周内效应 [J]. 经济研究, 2000 (11): 50-57.
[9] 李学. 中国股市的星期效应研究 [J]. 统计研究, 2001 (08): 38-41.
[10] 陈超. 中国股票市场“周内效应”再检验 [J].

经济科学, 2002 (01): 85-91.

[11] 史代敏. 上海股票市场波动的周内效应 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003 (06): 154-157.
[12] 张兵. 中国股市日历效应研究: 基于滚动样本检验的方法 [J]. 金融研究, 2005 (07): 33-44.
[13] 石柱鲜, 吴泰岳. 中国股票市场“周内效应”的再研究 [J]. 数理统计与管理, 2005 (03): 93-99.
[14] 丁荣余, 张兵. 中国证券市场星期效应逐渐消失的经验证据 [J]. 管理工程学报, 2005 (03): 145-150.
[15] GAY G.D., KIM T.H. An investigation into seasonality in the futures market [J]. The Journal of Futures Markets, 1987, 7 (2): 169-181.
[16] CHANG E., KIM C. Day of the week effects and commodity price changes [J]. Journal of Futures Markets, 1988, 8 (2): 229-241.
[17] YU H.C., SHIH T.L. Gold, Crude Oil and the weekend effect: A probability distribution approach [J]. Investment Management and Financial Innovations, 2011, 8(2): 39-51.
[18] 华仁海. 我国期货市场期货价格收益及条件波动方差的周日历效应研究 [J]. 统计研究, 2004 (08): 33-37.
[19] 郭彦峰, 黄登仕, 魏宇. 上海期货市场收益和波动的周日历效应研究 [J]. 管理科学, 2008 (02): 58-68.
[20] 李坚强. 中国期货市场周日历效应研究 [J]. 金融经济, 2009 (09): 84-86.
[21] 戴晓凤, 卢丽芳. 我国期货市场周内效应模式的实证研究 [J]. 中国管理科学, 2014 (11): 36-43.
[22] 谈德勇, 盛美娜. 股指期货会影响现货市场的波动性吗——基于沪深300期货合约的研究 [J]. 当代财经, 2011 (10): 56-64.
[23] 张孝岩, 沈中华. 股指期货推出对中国股票市场波动性的影响研究——基于沪深300股指期货高频数据的实证分析 [J]. 投资研究, 2011 (10): 112-122.
[24] 罗滔, 王莹. 股指期货对证券市场波动性和流动性的影响——基于中国市场的经验研究 [J]. 宏观经济研究, 2011 (06): 55-61.
[25] 陈晓静, 李冠琦. 我国推出股指期货对股票市场波动性影响的实证研究 [J]. 国际商务研究, 2011 (02): 61-69.
[26] 潜力, 胡晓成. 股指期货对A股波动性的影响 [J]. 经济经纬, 2012 (03): 167-170.
[27] 侯富翔, 李水凤. 股指期货对股票市场波动性影响的实证分析 [J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2012 (02): 105-111.
[28] 华仁海, 张鹏. 我国股指期货的推出对股票现货市

场波动的影响研究——基于 Markov-Switching-GARCH 模型 [J]. 南方经济, 2012 (10): 115-122.

[29] 杨阳, 万迪昉. 股指期货真的能稳定市场吗? [J]. 金融研究, 2010 (12): 146-158.

[30] 袁绍峰, 甄红蛟. H 股指期货对现货市场信息效率影响的实证研究——基于非线性 Granger 检验 [J]. 财经问题研究, 2011 (03): 64-71.

[31] 喻晓. 股指期货对我国现货市场质量影响的实证考察 [J]. 统计与决策, 2012 (20): 168-171.

[32] 许红伟, 吴冲锋. 沪深 300 股指期货推出改善了我 国股票市场质量吗——基于联立方程模型的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2012 (04): 101-110.

[33] 梁朝晖. 股指期货上市对现货市场的影响——来自 中国的实证研究 [J]. 大连理工大学学报 (社会科学版), 2012 (01): 14-18.

[34] 张代军, 陈伟. 沪深 300 股指期货对现货市场运行 效率影响的实证研究 [J]. 广东金融学院学报, 2012 (04): 68-76.

[35] 蔡向辉, 杨嘉文. 股指期货抑制股市正反馈交易的

效果及作用机制分析 [J]. 南方经济, 2010 (11): 60-69.

[36] 张中华, 林众. 股指期货对股市正反馈交易行为的 影响 [J]. 商业研究, 2013 (08): 129-134.

[37] 袁朝阳, 黄冬冬. 股指期货推出对我国股市风险的 影响 [J]. 财经科学, 2013 (03): 18-25.

[38] 宗计川, 李先玉. 股指期货推出对现货市场影响分 析——基于宏观变量剔除的实证研究 [J]. 宏观经济研究, 2013 (01): 73-79.

[39] 乔高秀, 刘强, 张茂军. 沪深 300 股指期货上市对现 货市场连续波动和跳跃波动的影响 [J]. 中国管理科学, 2014 (10): 9-18.

[40] 杨朝军, 张志鹏, 廖士光. 证券市场流动性综合测度 指标研究 [J]. 上海交通大学学报, 2008 (11): 1767-1771.

[41] GARMAN M.B., KLASS M. On the Estimation of Se- curity Price Volatilities from Historical Data [J]. Journal of Business, 1980, 53 (1): 67-78.

(责任编辑: 刘 军)

A Study of the Impact of the Stock Index Futures on the Mode of the Day-of-the-week Effect in the Security Market

LIN Xiangyou¹, DAI Hongxiu²

(1. Business School Chengdu University of Technology Chengdu 610059 China; 2. School of Economics and Mathematics, Southwestern University of Finance and Economics Chengdu 611130 China)

Abstract: By longitudinally comparing the difference of the mode of the day-of-the-week effect in the securities market before and after the CSI 300 stock index futures being introduced horizontally comparing the similarity of the mode of the day-of-the-week effect in the securities market and in the stock index futures market we analyzed the impact of the stock index futures on the mode of the day-of-the-week effect in the securities market. The conclusion is that both the differences and similarities are significant. And we obtained the empirical data of the impact of the stock index futures on the mode of the day-of-the-week effect in the securities market for the first time and analyzed its mechanism.

Key Words: Stock index futures; Security market; Day-of-the-week effect Mode; Impact



中国人文社会科学核心期刊
 FOCDE中国核心学术期刊
 “人大复印报刊资料”重要来源来源期刊
 中国人文社会科学期刊评价报告(2014)核心期刊
 2015年度重庆市委党校学报理论类核心期刊

ISSN 1674-8425

重慶理工大學學報

第30卷
Vol. 30

CHONGQING LIGONG DAXUE XUEBAO

社会科学 2016 ④

中国·重庆 CHONGQING CHINA

JOURNAL OF CHONGQING UNIVERSITY OF TECHNOLOGY



ISSN 1674-8425



doi: 10.3969/j.issn.1674-8425(s).2016.04.008

股指期货分解交易量影响波动性实证研究

林祥友¹,代宏霞²

(1. 成都理工大学 商学院, 成都 610059; 2. 西南财经大学 经济数学学院, 成都 611130)

摘要: 基于沪深300股指期货合约高频数据, 根据持仓量增量和交易量之间的内在关系, 巧妙地将股指期货合约交易量分解为开仓交易量、平仓交易量和换手交易量, 利用EGARCH模型研究股指期货不同分解交易量对股指期货市场波动性影响的差异性, 以及市场波动的非对称性, 得到的结论是: 各类分解交易量比未分解交易量包含了更多能够解释市场波动性的增量信息, 各类分解交易对波动性均存在正向影响, 波动具有非对称性, 在交易数量相同的情况下, 各类交易对市场波动性影响程度由强到弱的顺序依次是开仓交易、换手交易、平仓交易, 表明不同交易者结构对市场波动性的影响存在显著差异。

关键词: 交易量; 开仓交易量; 平仓交易量; 换手交易量; 波动性

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

文章编号: 1674-8425(2016)04-0047-10

Empirical Study on the Different Impacts of the Decomposition Trading Volume on the Volatility of the Stock Index Futures MarketLIN Xiang-you¹, DAI Hong-xia²

(1. Commercial College, Chengdu University of Technology, Chengdu 610059, China;

2. College of Mathematic Economics, Southwestern University of Finance & Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: Based on the high frequency data of Shanghai-Shenzhen 300 index futures contracts and according to the relationship between open interest and trading volume, the trading volume of stock index futures contracts was decomposed into open position transaction, close position transaction and change position transaction skillfully. With the EGARCH model, the different impact and asymmetry of fluctuating of the decomposition trading volume on the market volatility was studied. The conclusion is drawn that the decomposition volumes have incremental information to explain the market volatility

收稿日期: 2015-04-21

基金项目: 四川省软科学计划项目“融资融券交易制度对证券市场质量的影响研究”(2014ZR0211); 四川省软科学计划项目“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”(2015ZR0228); 四川省教育厅人文社会科学重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(14SA0036); 成都理工大学“金融与投资优秀科研创新团队培育”资助项目(KYTD201303); 四川省大学生创新创业训练计划项目“XBRL财务报告的信息效率研究”(201510616070)

作者简介: 林祥友(1973—), 男, 四川资中人, 副教授, 博士, 硕士生导师, 研究方向: 公司金融、金融衍生品。

引用格式: 林祥友, 代宏霞. 股指期货分解交易量影响波动性实证研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2016(4): 47-56.

Citation format: LIN Xiang-you, DAI Hong-xia. Empirical Study on the Different Impacts of the Decomposition Trading Volume on the Volatility of the Stock Index Futures Market[J]. Journal of Chongqing University of Technology(Social Science), 2016(4): 47-56.

than non-decomposition volume, and all of the decomposition trading volumes have significantly positive effects on the volatility, but the impact degree is different, the impact of open position trading is the strongest, the stronger influence factor is the change position trading, and the weakest influence factor is the close position trading when the trading volume is certain, which shows that different trading structure has different impacts on the volatility of market.

Key words: trading volume; open position trading volume; close position trading volume; change position trading volume; volatility

一、引言

2010年4月16日,我国资本市场正式推出沪深300股指期货合约,时隔五年之后的2015年4月16日,上证50股指期货合约与中证500股指期货合约也正式推出,自此,3种不同标的指数的股指期货合约并存于我国金融期货市场。由于我国沪深300股指期货合约推出的时间最长,积累的交易数据也最多,在股指期货合约的相关研究命题中,沪深300股指期货合约通常作为研究者的首选对象。为了更好地对股指期货合约进行监管、改进和交易,研究者们从来就没有停止过关于股指期货合约价值之间复杂而动态的相互关系的研究,因而形成了大量研究成果。然而,已有研究文献在研究对象、方法和结论等方面往往莫衷一是,相差甚远。那么,究竟是什么因素导致了不同研究文献相关研究结论的明显差异?关于股指期货合约价值关系的哪些研究结论更加接近事实的真相?还需要或可能对股指期货合约价值关系做出怎样深度的挖掘?还将可能出现关于股指期货合约价值的什么新的研究结论?应当怎样基于股指期货合约价值的正确研究结论来进行有效的监管政策制定、交易规则完善以及交易策略选择?对以上一系列问题的回答既有助于更深入把握股指期货市场的价值关系,也有助于更精准理解股指期货市场的微观结构,还有助于更有效实施对股指期货市场的监管、交易和研究,这无疑具有重要的理论价值与实践意义。

关于各类金融资产价值之间的关系,国外学者已经取得了大量的研究成果,只是研究结论并不统一。第一类研究结论是金融资产价值之间存在确定性的关系,Karpoff^[1]、Cornell^[2]、Grammatikos和Saunders^[3]、Foster^[4]等研究期货的价格波动与

交易量之间的关系后,发现其价格波动与交易量之间存在确定的正相关关系。Lamoureux和Lacrapes则选择交易量作为信息流的替代变量,实证研究了交易量与价格波动之间的关系,结果发现交易量对价格波动具有很强的解释能力,两者之间具有密切的相互关系^[5]。Bessembinder和Seguin^[6]、Ragunathan和Peker^[7]则用特定方法,巧妙地将成交量分解为可预期成交量和不可预期成交量,研究这两类成交量对价格波动性影响的方向、程度和差异性,结果发现可预期成交量和不可预期成交量对期货价格波动均具有正向影响,不可预期成交量对期货价格波动的影响明显比可预期成交量对期货价格波动的影响更加强烈。Girma等研究了期货交易量、持仓量对价格波动的影响,发现期货交易量和持仓量均对价格波动具有较强的解释力^[8]。Marsh和Wagner使用GARCH-M模型对国际资本市场量价关系进行分析,结果发现成交量能够解释市场价格波动的GARCH效应^[9]。Mubarik和Javid进一步将成交量加入到GARCH-M模型,发现成交量、前期收益率二者是当前收益率的解释变量,能有效解释当前收益率^[10]。第二类研究结论表明期货价值之间的关系不确定或者不显著,McCarthy和Najand对外汇期货市场的研究发现,期货价格收益与交易量之间不存在显著的相关关系^[11]。Nowbutsing和Naregadu对成交量、收益率与波动率三者之间的关系研究后也发现,成交量与波动率之间不存在明显关系^[12]。总的看来,多数研究文献支持金融资产价值之间存在显著确定的相关关系这一结论。

国内研究者也相继对金融资产价值关系进行了大量研究,华仁海等先后综合利用相关分析、VAR模型和Granger因果检验等研究方法对我国期货市场价格波动与成交量之间的关系进行了分析,研究发现交易量与绝对价格波动正相关,而与

价格波动本身不相关^[17-18]。周志明等对期铜和期铝两个期货合约收益率波动的研究表明,交易量与收益率波动之间存在正相关关系,持仓量与收益率波动之间存在负相关关系^[19]。华仁海和仲伟俊借助 GARCH 模型,对我国期货市场期货价格波动与成交量以及空盘量之间的动态关系进行了实证考察^[17]。田新民等研究发现交易量与日内价格波动之间存在正相关关系,持仓量与日内价格波动之间存在负相关关系,未预期交易量对价格波动的影响比预期交易量更大,未预期持仓量对价格波动的影响比预期持仓量更大^[18-19]。曹廷敏等将成交量分为预期成交量和非预期成交量,考察了预期成交量和非预期成交量这两类成交量对市场波动的影响,得到了与田新民、沈小刚类似的研究结论^[20]。霍光磊采用 Granger 因果检验方法对橡胶期货量价关系实证分析发现,我国橡胶期货收盘价是持仓量变化的格兰杰原因,持仓量变化是成交量变化的格兰杰原因,成交量变化是收盘价变化的格兰杰原因^[21]。代宏磊等、林祥友等将股指期货交易划分为开仓交易、平仓交易和换手交易 3 种类型,间接考察了不同交易类型对股指期货市场波动性、有效性的影响及其差异性^[22-23]。代宏磊和林祥友、张虹和林祥友直接将股指期货合约的交易量进行分解,直接考察了各类分解交易量对已实现波动率以及定价效率的影响,发现不同类型分解交易量相关影响的显著差异性^[24-25]。

基于对现有研究文献的梳理和总结,本文将具体分析股指期货交易的参与者类型,以及不同交易类型对成交量和持仓量的不同影响,结合交易量细分的可行性和可靠性,创新性地将股指期货 1 分钟高频数据中的交易量横向分解为开仓交易量、平仓交易量、换手交易量,并基于各类有效分解交易量,采用 EGARCH 模型,实证考察股指期货的原始交易量、开仓交易量、平仓交易量、换手交易量对市场波动性的不同影响,以便更加深入剖析股指期货市场量价关系与市场微观结构,揭示股指期货市场投资者结构对市场波动性的不同影响,以为股指期货市场监管者、规则制定者和投资交易者提供有益的借鉴和参考。

二、交易量分解的基本规则

股指期货交易可以根据交易双方的地位和意图划分为开仓交易、平仓交易和换手交易 3 种类型。开仓交易类型是交易双方都以开仓为意图的交易,交易双方的交易地位不同,一方是买入开仓,另一方是卖出开仓,这类交易的双方可能都是初次介入某一特定股指期货合约,他们对这一特定股指期货合约可能并不太了解和熟悉,于是,我们不妨将这类交易界定为新手与新手之间的交易,只是交易双方对这一特定期货合约价格走势的预期刚好相反,实现 1 个单位的开仓交易的结果将导致股指期货的成交量和持仓量同时增加 1 个单位。平仓交易类型是买卖双方都以平仓为意图的交易,交易双方的交易地位不同,一方是买入平仓,另一方是卖出平仓,这类交易的交易双方可能都不是初次介入某一特定股指期货合约,他们对这一特定股指期货合约应当都比较了解和熟悉,于是,我们不妨将这类交易界定为老手与老手之间的交易,只是交易双方对这一特定期货合约价格走势的预期刚好相反,实现 1 个单位的平仓交易的结果将导致股指期货的成交量增加 1 个单位,持仓量减少 1 个单位。换手交易类型则包括多头换手交易和空头换手交易,多头换手交易是原来持有多头的投资者卖出平仓,新的投资者买入开仓;空头换手交易是原来持有空头的投资者买入平仓,新的投资者卖出开仓,这类交易的交易双方一方可能是初次介入某一特定股指期货合约,另一方可能不是初次介入某一特定股指期货合约,他们一方对这一特定股指期货合约不太了解和熟悉,另一方对这一特定股指期货合约比较了解和熟悉,于是,我们不妨将这类交易界定为新手与老手之间的交易,只是交易双方对这一特定期货合约价格走势的预期刚好相反,实现 1 个单位的多头换手交易和空头换手交易的结果将导致股指期货的成交量增加 1 个单位,持仓量保持不变。

基于以上的分析,我们知道,股指期货的开仓交易、平仓交易、换手交易等不同交易类型对成交量和持仓量将产生不同的影响,于是可以构造股指期货分解交易量的分解规则如表 1。在进行股指期货交易量分解时,可按照表 1 的分解规则进

行分解,由于股指期货合约非主力合约期的1分钟交易量绝大多数情况下都在5个交易单位以下,所以表1只列示了交易量为5个单位及5个单位以内的分解交易量的分解规则,交易量为5个单位以上的分解交易量的分解规则可依此类推。在交易量分解过程中,当某一交易量的分解结果有2种及2种以上可能而变得不唯一确定时,则需要将对应的数据进行删除,最后剩下的则是对交易量进行可靠分解而形成的分解交易量数据。股指期货交易量的基本规则如表1。

为了能够更好地理解本文构建的股指期货分解交易量的分解规则,我们对其分解规则举例详述如下。以股指期货合约的交易量为2个单位为例,交易量为2个单位时,持仓量增量可能有2、1、0、-1、-2等5种情形,针对每种情形的分解结果为:第一,如果持仓量增量为2个单位,则这2个单位的交易量都是开仓交易形成的,交易量应分解为“2个开仓交易量+0个平仓交易量+0个换手交易量”,且分解结果是唯一确定的;第二,如果持仓量增量为1个单位,则这2个单位的交易量就可以分解为“1个开仓交易量+0个平仓交易量+1个换手交易量”,且分解结果是唯一确定的;第三,如果持仓量增量为0个单位,则这2个单位的交易量就可能存在2种分解结果,即“1个开仓交易量+1个平仓交易量+0个换手交易量”,或者“0个开仓交易量+0个平仓交易量+2个换手交易量”,分解结果不是唯一确定的,无法准确判断究竟是这2种分解结果的哪一种,此时,对应的数据就进行删除;第四,如果持仓量增量为-1个单位,则这2个单位的交易量就可以分解为“0个开仓交易量+1个平仓交易量+1个换手交易量”,且分解结果是唯一确定的;第五,如果持仓量增量为-2个单位,则这2个单位的交易量就可以分解为“0个开仓交易量+2个平仓交易量+0个换手交易量”,且分解结果是唯一确定的。

依据以上股指期货合约分解交易量的分解规则和分解流程,某一交易时段(如1分钟交易量)的交易量数据就可靠地分解为开仓交易量、平仓交易量和换手交易量3类数据,为后文研究不同类型分解交易量对市场波动性的影响奠定数据基础。

表1 交易量分解的基本规则

序号	交易量	持仓量增量	开仓交易量	平仓交易量	换手交易量	分解结果的确定性
1	1个单位	1	1	0	0	唯一确定
		0	0	0	1	唯一确定
		-1	0	1	0	唯一确定
2	2个单位	2	2	0	0	唯一确定
		1	1	0	1	唯一确定
		0	1	1	0	非唯一确定
3	3个单位	-1	0	1	1	唯一确定
		-2	0	2	0	唯一确定
		3	3	0	0	唯一确定
4	4个单位	2	2	0	1	唯一确定
		1	1	0	2	非唯一确定
		0	1	1	1	非唯一确定
5	5个单位	0	0	0	3	非唯一确定
		-1	0	1	2	非唯一确定
		-1	1	2	0	唯一确定
6	6个单位	-2	0	2	1	唯一确定
		-3	0	3	0	唯一确定
		4	4	0	0	唯一确定
7	7个单位	3	3	0	1	唯一确定
		2	3	1	0	非唯一确定
		2	2	0	2	非唯一确定
8	8个单位	1	2	1	1	非唯一确定
		1	1	0	3	非唯一确定
		2	2	2	0	非唯一确定
9	9个单位	0	1	1	2	非唯一确定
		0	0	0	4	非唯一确定
		-1	1	2	1	非唯一确定
10	10个单位	-1	0	1	3	非唯一确定
		-2	1	3	0	非唯一确定
		0	2	2	2	非唯一确定
11	11个单位	-3	0	3	1	唯一确定
		-4	0	4	0	唯一确定

续表						
序号	交易量	持仓量增量	开仓交易量	平仓交易量	换手交易量	分解结果的确定性
	5	5	0	0		唯一确定
	4	4	0	1		唯一确定
	3	4	1	0		非唯一确定
		3	0	2		
	2	3	1	1		非唯一确定
		2	0	3		
	1	1	0	4		非唯一确定
		2	1	2		
5	0	3	2	0		非唯一确定
		0	0	5		
5	0	1	1	3		非唯一确定
		2	2	1		
	0	0	1	4		非唯一确定
		1	2	2		
	-1	1	2	2		非唯一确定
		2	3	0		
	-2	1	3	1		非唯一确定
		0	2	3		
	-3	1	4	0		非唯一确定
		0	3	2		
	-4	0	4	1		唯一确定
	-5	0	5	0		唯一确定

注:第1列为序号;第2列为某1分钟内的交易量,可以是1,2,3,4,5,在1分钟内交易数量超过5个单位的对应数据依次类推;第3列为持仓量增量,即本交易时段与前一交易时段相比,持仓量的变化量;第4,5,6列为根据交易量与持仓量增量的关系分解出来的开仓交易量、平仓交易量和换手交易量的分解结果;第7列为分解结果的唯一确定性,分解结果唯一确定的对应数据给予保留,分解结果非唯一确定的对应数据进行删除。

三、各类分解交易量对波动性影响的研究设计

基于股指期货合约交易量分解的结果,采用EGARCH模型分析不同类型分解交易量对市场波动性影响的差异性。

(一) 变量定义

1. 原始交易量

TV : Trading Volume (1)

原始交易量,即获取的股指期货合约1分钟交易量的原始数据时间序列,由于1分钟交易量很小,直接采用交易量的原始数据,不必对其取自然对数。

2. 开仓交易量

$OPTV$: Open Position Trading Volume (2)

开仓交易量为按照本文的交易量分解规则分解出来的开仓交易量时间序列,1分钟的开仓交易量很小,不必对其取自然对数。

3. 平仓交易量

$CLPTV$: Close Position Trading Volume (3)

平仓交易量为按照本文的交易量分解规则分解出来的平仓交易量时间序列,1分钟平仓交易量很小,不必对其取自然对数。

4. 换手交易量

$CHPTV$: Change Position Trading Volume (4)

换手交易量为按照本文的交易量分解规则分解出来的平仓交易量时间序列,1分钟的换手交易量很小,不必对其取自然对数。

(二) 模型设定

在资本市场上,一般采用波动率来衡量收益率的风险,由于收益率具有波动聚集性,一般采用GARCH类模型来进行研究。GARCH模型通常包括2部分,即均值方程和方差方程。

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + x_t' \phi \quad (6)$$

其中 $x_t = (x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tn})$ 是解释变量向量; $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$, $\phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n)$ 是系数向量; ε_t 表示 t 时刻收益率扰动项; σ_t^2 是以前面信息为基础的向前预测方差,即条件方差; GARCH模型的阶数 p, q 大于等于0; 系数 $\alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$ 且 $\sum \alpha_i + \sum \beta_i < 1$ 。

一般而言, $GARCH(1,1)$ 基本可以描述资本市场波动特征,根据式(5)和式(6)的基本原理,以及相关变量定义,本文设定模型1检验原始交易量对市场波动性的影响,模型2检验分解交易量包括开仓交易量、平仓交易量和换手交易量对市场波动性的影响。

模型1:

$$R_t = e + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 TV_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \varphi_1 R_{t-1} + \varphi_2 TV_t \quad (8)$$

模型 2:

$$R_t = c + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 OPTV_t + \gamma_3 CLPTV_t + \gamma_4 CHPTV_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \varphi_1 R_{t-1} + \varphi_2 OPTV_t + \varphi_3 CLPTV_t + \varphi_4 CHPTV_t \quad (10)$$

在 GARCH 模型中,仅残差的绝对值影响波动性,其符号对波动性没有影响,GARCH 模型无法反映好消息和坏消息引起的波动变化的差异性,因此,为了更深入分析原始交易量、开仓交易量、平仓交易量和换手交易量对波动性影响的差异,设定模型 3 的 EGARCH(1,1) 模型研究波动的非对称性:

模型 3:

$$R_t = c + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 OPTV_t + \gamma_3 CLPTV_t + \gamma_4 CHPTV_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \beta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \theta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \varphi_1 R_{t-1} + \varphi_2 OPTV_t + \varphi_3 CLPTV_t + \varphi_4 CHPTV_t \quad (12)$$

式(7)~(12)中 R_t 为收益率, σ_t^2 为条件波动率, TV 为原始交易量, $OPTV$ 为开仓交易量, $CLPTV$ 为平仓交易量, $CHPTV$ 为换手交易量。

四、各类分解交易量对波动性影响的实证分析

实证检验基于沪深 300 股指期货合约 IF1106 自 2010 年 10 月 18 日至 2010 年 12 月 8 日期间的 1 分钟高频价量数据。原始数据中有 5 000 对数据,进行交易量分解,根据分解结果的唯一确定性

判断后,剩下的有效数据为 4 488 对,有效数据在原始数据的占比为 89.76%,利用 4 488 对有效数据进行的实证分析不会对分析结果产生差异影响,得到的研究结论是可靠的。

(一) 变量的描述性统计

在进行实证分析之前,首先对股指期货合约 IF1106 的收益率、原始交易量、开仓交易量、平仓交易量、换手交易量的数据进行描述性统计如表 2。

由表 2 可知,从偏度分析,收益率的偏度为负,存在一个左尾。原始交易量、开仓交易量、平仓交易量、换手交易量的偏度都为正,存在一个右尾。从峰度分析,收益率、原始交易量、开仓交易量、平仓交易量、换手交易量所有数据的峰度都显著大于 3,呈现明显的尖峰特征。从正态性分析,所有数据的 JB 统计量都很大,数据不服从正态分布。从平稳性分析,采用 ADF 方法对数据进行平稳性检验的结果表明,所有的数据都在 0.01 的显著性水平下平稳。描述性统计的结果表明,相关数据具有一般金融时间序列数据的尖峰厚尾非正态的典型特征,且所有数据具有显著的平稳性。

(二) 参数估计及结果分析

利用股指期货合约 1 分钟原始交易量 TV 以及分解出来的 1 分钟分解交易量包括 1 分钟开仓交易量 $OPTV$ 、1 分钟平仓交易量 $CLPTV$ 、1 分钟换手交易量 $CHPTV$ 的有效数据,以及股指期货的收益率 R_t 数据, GARCH 模型 1、GARCH 模型 2 和 EGARCH 模型 3 的估计结果分别如表 3、表 4、表 5 所示。

表 2 股指期货合约价量数据的描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	概率	ADF
R	4 488	-2.92E-05	0.000 0	0.001 657	-0.096 041	6.505 549	1 739.988	0.000 0	-46.429 39***
TV	4 488	1.536 895	1.000 0	1.442 981	9.452 962	151.200 4	3 150 950	0.000 0	-35.007 91***
$OPTV$	4 488	0.594 156	0.000 0	1.376 869	9.025 966	142.998 0	2 812 788	0.0000	-46.276 40***
$CLPTV$	4 488	0.359 209	0.000 0	0.763 394	4.711 879	46.581 31	280 658.8	0.000 0	-56.517 73***
$CHPTV$	4 488	0.582 349	1.000 0	0.530 728	0.835 882	13.573 35	16 176.35	0.000 0	-56.101 85***

注:***为 0.01 的显著性水平下显著,**为 0.05 的显著性水平下显著,*为 0.1 的显著性水平下显著。

表3 GARCH模型1的均值方程和方差方程的估计结果

参数	均值方程			参数	方差方程		
	估计值	Z统计量	P值		估计值	Z统计量	P值
c	3.72E-05	0.738 110	0.460 4	α_0	5.31E-07***	4.280 193	0.000 0
γ_1	-0.149 508***	-7.499 054	0.000 0	α_1	0.157 470***	9.212 961	0.000 0
γ_2	-4.82E-05	-1.546 738	0.121 9	β_1	0.332 472***	7.243 993	0.000 0
				φ_1	-6.49E-05*	-1.787 505	0.073 9
				φ_2	5.67E-07***	10.999 120	0.000 0
				R^2	0.195 020		

注:***为0.01的显著性水平下显著,**为0.05的显著性水平下显著,*为0.1的显著性水平下显著。

表4 GARCH模型2的均值方程和方差方程的估计结果

参数	均值方程			参数	方差方程		
	估计值	Z统计量	P值		估计值	Z统计量	P值
c	-3.94E-06	-0.071 199	0.943 2	α_0	6.33E-07***	4.882 249	0.000 0
γ_1	-0.152 083***	-7.727 592	0.000 0	α_1	0.158 536***	8.540 027	0.000 0
γ_2	-9.49E-05***	-2.720 274	0.006 5	β_1	0.255 510***	5.265 891	0.000 0
γ_3	5.77E-05	1.260 725	0.207 4	φ_1	-5.39E-05	-1.406 371	0.159 6
γ_4	6.91E-06	0.125 249	0.900 3	φ_2	8.36E-07***	10.303 400	0.000 0
				φ_3	4.08E-07***	4.994 586	0.000 0
				φ_4	7.55E-07***	8.910 557	0.000 0
				R^2	0.224 460		

注:***为0.01的显著性水平下显著,**为0.05的显著性水平下显著,*为0.1的显著性水平下显著。

表5 EGARCH模型3的均值方程和方差方程的估计结果

参数	均值方程			参数	方差方程		
	估计值	Z统计量	P值		估计值	Z统计量	P值
c	7.44E-05	1.495 508	0.134 8	α_0	-4.674 722***	-10.179 930	0.000 0
γ_1	-0.136 428***	-7.941 395	0.000 0	α_1	0.255 570***	10.635 180	0.000 0
γ_2	-0.000 164***	-6.221 176	0.000 0	β_1	-0.474 423***	-7.364 519	0.000 0
γ_3	5.91E-05*	1.691 317	0.090 8	θ_1	0.662 081***	19.297 470	0.000 0
γ_4	-7.36E-05	-1.590 050	0.111 8	φ_1	301.062 800***	7.165 210	0.000 0
				φ_2	0.104 637***	11.871 300	0.000 0
				φ_3	0.055 182**	2.451 615	0.014 2
				φ_4	0.100 752***	4.054 060	0.000 1
				R^2	0.153 150		

注:***为0.01的显著性水平下显著,**为0.05的显著性水平下显著,*为0.1的显著性水平下显著。

从表3的均值方程看, γ_1 的值为 $-4.82E-05$,股指期货交易量对收益率存在负向影响,但不显著。从表3的方差方程看, φ_2 的值为 $5.67E-07$,且在1%的显著性水平上显著,表明股指期货的交易量对波动性存在显著的正向影响,即交易量越大,波动性越强。

从表4的均值方程看, γ_2 的值为 $-9.49E-05$,且在1%的显著性水平上显著,表明股指期货的开仓交易量对收益率存在显著负向影响; γ_3 的值为 $5.77E-05$,不显著,表明平仓交易量对收益率存在正向影响,但不显著; γ_4 的值为 $6.91E-06$,不显著,表明换手交易量对收益率存在正向影响,但不显著。从表4的方差方程看, φ_1 的值为 $8.36E-07$,且在1%的显著性水平上显著,表明开仓交易量对波动性存在显著的正向影响; φ_2 的值为 $4.08E-07$,且在1%的显著性水平上显著,表明平仓交易量对波动性存在显著的正向影响; φ_3 的值为 $7.55E-07$,且在1%的显著性水平上显著,表明换手交易量对波动性存在显著的正向影响。比较 φ_1 值、 φ_2 值和 φ_3 值,可知开仓交易量对市场波动性的影响最强,换手交易量对市场波动性的影响次之,平仓交易量对市场波动性的影响最弱。

从表5的均值方程看, γ_1 的值为 -0.000164 ,且在1%的显著性水平上显著,表明股指期货的开仓交易量对收益率存在负向影响; γ_2 的值为 $5.91E-05$,且在10%的显著性水平上显著,表明平仓交易量对收益率存在正向影响; γ_3 的值为 $-7.36E-05$,不显著,表明换手交易量对收益率存在负向影响,但显著性水平不高。从表5的方差方程看, φ_1 的值为 0.104637 ,且在1%的显著性水平上显著,表明开仓交易量对波动性存在显著的正向影响; φ_2 的值为 0.055182 ,且在5%的显著性水平上显著,表明平仓交易量对波动性存在显著的正向影响; φ_3 的值为 0.100752 ,且在1%的显著性水平上显著,表明换手交易量对波动性存在显著的正向影响。比较 φ_1 值、 φ_2 值和 φ_3 值,可知开仓交易量对市场波动性的影响最强,换手交易量对市场波动性的影响次之,平仓交易量对市场波动性的影响最弱。由于 β_1 的值为 -0.474423 ,为负值,表明股指期货的波动呈现非对称性特征,利空消息比利好消息影响的波动变化幅度更大。

比较模型1和模型2的估计结果,模型1的可

决系数 R^2 值为 0.19502 ,模型2的可决系数 R^2 值为 0.22446 ,表明将交易量分解为开仓交易量、平仓交易量和换手交易量对收益率和波动率的解释能力强于未分解交易量单独对收益率和波动率的解释能力。从这个意义上讲,将交易量分解为开仓交易量、平仓交易量和换手交易量,并分析各分解交易量对市场波动性的影响不仅是可行的,而且是有意义的。由模型3的估计结果可知,股指期货的波动呈现非对称性特征,表明将股指期货的原始交易量分解为开仓交易量、平仓交易量和换手交易量情况下,各类分解交易都表现为利空消息比利好消息对波动的影响更大。

(三) 稳健性检验

为了确保研究结论的稳健性,本文还分别利用沪深300股指期货合约IF1206、IF1306、IF1406的1分钟高频数据的分解交易量数据以及EGARCH模型进行了实证检验,这一方面利用不同时期的股指期货合约数据动态考察了各类分解交易量对波动性的影响,另一方面也为了证实研究结论在更大范围内的可靠性。稳健性检验的结果显示,基于股指期货合约IF1206、IF1306、IF1406的分解交易量数据得出和股指期货合约IF1106类似的研究结论,表明本文的研究结论是稳健的。限于篇幅,本文在此未对稳健性检验的结果进行详细报告。

五、研究结论

以我国资本市场沪深300股指期货合约IF1106在考察期间2010年10月18日—12月8日的1分钟高频交易数据作为数据基础,按照本文构造的交易量分解规则,将每个交易单位即1分钟内的原始交易量分解为开仓交易量、平仓交易量和换手交易量,采用GARCH模型研究股指期货的原始交易量和各类分解交易量对市场波动性影响的差异性,采用EGARCH模型研究股指期货波动的非对称性,并利用沪深300股指期货合约IF1206、IF1306、IF1406的1分钟高频数据对相关研究结论进行稳健性检验,得到以下主要结论和启示:

第一,沪深300股指期货合约的各类分解交

易量之间存在明显差异。以沪深300股指期货合约IF1106的1分钟高频交易数据为研究对象,根据成交量和持仓量增量之间的关系,构建交易量分解规则得到各类分解交易量,对分解交易量包括开仓交易量、平仓交易量、换手交易量进行观察和分析,发现各类分解交易量的具体数量和变动规律存在很大差异性,三者此消彼长,不断变化,表明在股指期货合约的存续中,交易类型和交易者结构也在发生变化。

第二,沪深300股指期货合约各类分解交易量对市场波动性的影响存在明显差异。将股指期货合约的各类分解交易量引入GARCH模型,实证检验其对市场波动性的影响及其差异性,结果显示,各类分解交易量对波动性均存在正向影响,而且各类分解交易量对波动性影响的程度也存在较大差异,影响程度由强到弱的顺序依次是开仓交易量、换手交易量、平仓交易量,这一研究结论与各分解交易量的参与者的特征相吻合,即相对于交易者老手而言,交易新手对市场波动性的影响更加强烈。

第三,沪深300股指期货合约各类分解交易量共同对波动性的解释能力强于原始交易量单独对波动性的解释能力。在本文的研究中,基于完全相同的研究期间各交易日的1分钟高频交易数据,将原始交易量和分解交易量分别引入GARCH模型,考察其对市场波动性的影响能力及解释能力,比较模型1和模型2的估计结果可知,模型2的可决系数明显大于模型1的可决系数,表明从原始交易量分解出来的各类分解交易量共同对波动性的解释力强于原始交易量单独对波动性的解释力,这为本文的交易量分解的有用性提供了经验证据的支持。

第四,将股指期货合约原始交易量分解为各类分解交易量的处理方法和相关分析对股指期货市场的监管、交易以及研究具有重要的理论价值和现实意义。研究结果表明,股指期货合约各类分解交易量对市场波动性的解释具有信息增量,原因可能是开仓交易通常发生在某一股指期货合约的新手与新手之间,换手交易通常发生在新手与老手之间,平仓交易通常发生在老手与老手之间,新手对某股指期货合约的了解程度不如老手,在有新手参与的交易中,交易双方出价会比较谨

慎,交易双方的价格分歧比较大,成交价格往往会致更大的价格波动,各类分解交易量对波动性的影响程度强弱的顺序便呈现为开仓交易、换手交易、平仓交易。当然,市场参与者也可以根据市场波动性的大小及其变化情况反推交易者类型的构成情况,市场波动性增强,意味着开仓交易在增加,也即更多新手在参与交易;波动性减弱,意味着平仓交易在增加,也即更多老手在参与交易,据此对股指期货市场状态做出更准确的判断。本文的研究结论可以为考察股指期货市场的交易者结构提供有效方法,为研究股指期货交易者结构对市场的影响提供合理途径,为分析股指期货市场微观结构提供崭新视角,还可以为股指期货市场的监管者制定监管政策和交易者实施交易策略提供有益的借鉴与参考。

参考文献:

- [1] KARPOFF J M. The relationship between price changes and trading volume: a survey [J]. *Journal of financial and quantitative analysis*, 1987(22): 109-126.
- [2] CORNELL B. The relation between volume and price variability in futures markets [J]. *Journal of futures markets*, 1981(1): 302-316.
- [3] GRAMMATIKOS T, SAUDERS A. Futures price variability: a test of maturity and volume effect [J]. *Journal of business*, 1986(59): 319-330.
- [4] FOSTER A J. Volume-volatility relation for crude oil futures markets [J]. *Journal of futures markets*, 1995(15): 929-951.
- [5] LAMOUREUX C, LASTRAPES W. Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effect. [J]. *Journal of finance*, 1990(45): 221-229.
- [6] BESSEMBINDER H, SEGUIN P J. Price volatility, trading volume and market depth: evidence from futures market [J]. *Journal of financial and quantitative analysis*, 1993(28): 21-39.
- [7] RAGUNATHAN V, PEKER A. Price volatility, trading volume and market depth: evidence from the australia future markets [J]. *Applied financial economics*, 1997(7): 447-454.
- [8] GIRMA P B, MOUGOU M. An empirical examination of

- the relation between futures spreads volatility, volume, and open interest [J]. *Journal of futures markets*, 2002, 22: 1083 - 1102.
- [9] TERRY A M, NIKLAS W. Return-volume dependence and extremes in international equity markets [R]. Haas school of business UC berkeley 2004: RPF - 293.
- [10] MUBARIK, JAVID. Relationship between stock return, trading volume and volatility: evidence from pakistani stock market [J]. *Asia pacific journal of finance and banking research* 2009, 3(3): 1 - 17.
- [11] MCCARTHY J, NAJAND M. State space modeling of price and volume dependence: evidence from currency futures [J]. *Journal of futures markets*, 1993 (13): 335 - 344.
- [12] NOWBUSTSING, NAREGADU. Returns, trading volume and the volatility in the stock market of mauritius [J]. *African journal of accounting, economics, finance and banking research*, 2009, 5(5): 1 - 36.
- [13] 华仁海, 仲伟俊. 对上海期货交易所金属铜量价关系的实证分析 [J]. *统计研究*, 2002(8): 71 - 73.
- [14] 华仁海, 仲伟俊. 对我国期货市场量价关系的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2002(6): 119 - 121.
- [15] 华仁海, 仲伟俊. 我国期货市场期货价格收益、交易量、波动性关系的动态分析 [J]. *统计研究*, 2003(7): 25 - 30.
- [16] 周志明, 唐元虎, 施丽华. 中国期市收益率波动与交易量和持仓量关系的实证研究 [J]. *上海交通大学学报*, 2004(3): 368 - 372.
- [17] 华仁海, 仲伟俊. 我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘量动态关系的实证分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2004(7): 123 - 132.
- [18] 田新民, 沈小刚. 基于交易量和持仓量的期货日内价格波动研究 [J]. *经济与管理研究*, 2005(7): 78 - 80.
- [19] 邱冬阳, 杜诗茗. IPO 抑价存在星期效应吗? ——基于深圳创业板的实证 [J]. *重庆理工大学学报(社会科学)*, 2015(5): 38 - 46.
- [20] 曹廷敏, 林祥友, 王勇. 沪深 300 股指期货动态价值关系研究 [J]. *西部论坛*, 2013(6): 96 - 102.
- [21] 霍光磊. 橡胶期货价格和交易量、持仓量的相关性分析 [J]. *金融经济*, 2011(18): 75 - 77.
- [22] 代宏露, 戚昱, 林祥友. 股指期货不同交易类型对价格波动影响的差异性研究 [J]. *投资研究*, 2013(6): 105 - 114.
- [23] 林祥友, 代宏露. 股指期货主力合约转换前后的市场有效性研究 [J]. *重庆工商大学学报(社会科学版)*, 2013(5): 9 - 15.
- [24] 代宏露, 林祥友. 股指期货分解交易量对市场波动影响的差异性研究 [J]. *重庆工商大学学报(社会科学版)*, 2014(3): 53 - 60.
- [25] 张虹, 林祥友. 股指期货分解交易量对定价效率的影响 [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2014(4): 24 - 31.

(责任编辑 许若茜)



全国优秀社会科学
重庆市一级期刊
FCCSE中国核心学术期刊(扩展版)
中国人文学社会科学期刊评价报告(2014版)扩展期刊
人大“复印报刊资料”重要科技来源期刊

ISSN 1672-0598

重庆工商大学学报

Journal of Chongqing Technology and Business University



ISSN 1672-0598



WT1672-0598

4

社会科学版
Social Science Edition

2016

第11卷 第4期
Vol.11 No.4

融资融券交易影响证券市场周内效应模式的非参数检验

林祥友, 易凡琦, 陈超

(成都理工大学商学院, 成都 610059)

摘 要: 采用非参数检验方法考察我国证券市场的周内效应模式, 并比较我国证券市场实施融资融券交易前后各4年的证券市场周内效应模式的差异性, 据以分析融资融券交易制度对证券市场周内效应模式的影响。得出的结论是, 我国融资融券交易实施前后, 证券市场均存在一定程度的周内效应, 但融资融券交易制度实施前后证券市场的周内效应模式存在明显差异, 从而捕捉到了融资融券交易制度影响证券市场周内效应模式的经验证据。

关键词: 融资融券; 证券市场; 周内效应模式; 非参数检验

中图分类号: F832.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-0598(2016)04-0026-09

引言

我国证券市场于2005年4月8日开始发布沪深300股价指数, 该股价指数能够比较全面地反映沪深证券市场的全貌。我国证券市场于2010年3月31日开始推行融资融券交易制度试点, 融资融券交易对证券市场产生了深刻的影响。学者们纷纷从市场流动性、波动性和有效性等方面实证考察了我国融资融券交易制度的推行对证券市场质量产生的影响。证券市场的周内效应是金融资产的收益率、波动率等变量值在一周内的某交易日显著高于其他交易日的现象, 作为一种违背市场有效性的

异常现象, 也受到了众多国内外学者的普遍关注。然而, 融资融券交易制度的实施, 是否会影响证券市场的周内效应模式, 以及怎样影响证券市场的周内效应模式, 这些相关问题则还没有文献涉及, 本文将对这一系列问题进行深入的实证考察。

证券市场的周内效应是证券市场存在的最为普遍的“违反半强式有效市场”的一种异常现象。Fama^[1]较早研究发现证券市场的周内效应。Cross^[2]以S&P 500指数为研究对象, 发现星期五的平均收益率最高为0.12%, 星期一的平均收益率最低为-0.18%。Keim和Stambaugh^[3]、Jaffe和Wester-

* [收稿日期] 2015-11-27

[基金项目] 四川省软科学计划项目(2014ZR021)“融资融券交易制度对证券市场质量的影响研究”; 四川省软科学计划项目(2015ZR0228)“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”; 四川省教育厅人文社科重点项目(14SA0034)“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”; 四川省教育厅人文社科项目(16SB0068)“企业社会责任信息披露的影响因素与经济后果研究”; 成都理工大学(KYTD201303)“金融与投资优秀科研创新团队培育资助”

[作者简介] 林祥友(1973—), 男, 四川资中人; 博士, 成都理工大学商学院副教授, 硕士生导师, 主要从事公司金融和金融衍生品研究。

易凡琦(1993—), 女, 四川达州人; 成都理工大学商学院, 硕士研究生, 主要从事公司金融与资本市场研究。

陈超(1993—), 男, 四川洪雅人; 成都理工大学商学院, 硕士研究生, 主要从事金融理论与投资理财研究。

field^[4]、Lakonishok 和 Smidt^[5] 等用其他国家和地区的股票市场以及其他时段的数据得到了类似结果。Agrawal 和 Rivoli^[6] 研究发现方差的变化也存在一定的周内效应。从国内来看,俞乔^[7] 研究沪深两市的周内效应,发现周一的收益率最低。李立城^[8] 研究表明,较强的证据显示上海股票市场存在着日平均收益率显著为负的星期二效应和显著为正的星期五效应,较弱的证据显示深圳股票市场存在着日平均收益率显著为负的星期二效应和显著为正的星期五效应。李学^[9] 利用 GARCH 模型研究发现,存在周一、周二的低收益率和周五的高收益率。陈超和钱萃^[10] 对中国股票市场的“周内效应”按涨、跌停板前一时期进行分段检验,发现上海股票市场存在负的星期二效应和正的星期五效应。史代敏^[11] 研究表明,我国上海股市存在“星期五效应”,即星期五具有明显为正的超额收益率。张兵^[12] 运用滚动样本检验方法研究股票市场的日历效应,采用基于广义误差分布的 GARCH 模型,研究表明中国股市的星期五效应从 1998 年开始逐渐消失。石柱鲜和吴泰岳^[13] 利用考虑异方差情况的 ARCH 模型,采用虚拟变量,在研究沪深两市日收益率的周内效应的基础上,进一步考察其方差变动的周内效应,实证分析发现沪市存在显著为正的星期五效应,深市存在显著为负的星期一效应与显著为正的星期五效应,并且深市日收益率的方差变化也存在一定的周内效应。丁荣余和张兵^[14] 研究证实了中国证券市场在早期具有显著的星期五效应,而在星期一和星期二的收益率则普遍偏低。刘彤^[15] 采用非参数检验方法对上海证券市场的周内效应进行了研究。

融资融券交易制度对证券市场的影响,学者们通常从市场波动性、流动性和有效性角度进行考察,且研究结论并不一致。融资融券交易对市场波动性影响的研究结论主要有:第一类,融资融券交易会加剧市场的波动性,如 Henry and McKenzie^[16]、Chang et al.^[17] 等的研究结论。第二类,融资融券交易会降低市场的波动性,如 Charoenrook and Daouk^[18]、廖士光和杨朝军^{[19][20]}、Bris et al.^[21]、陈森鑫和郑振龙^[22]、万迪昉等^[23]、翟爱梅和仲山^[24]、代宏霞等^[25]、林祥友^[26] 的研究结论。第三类,融资融券交易对市场波动性的影响不确定或不明显,如 Kraus and Rubin^[27]、Bai et al.^[28]、Gallmeyer and Hollifield^[29]、Dierher et al.^[30]、李德峰等^[31] 的研究结

论。融资融券交易对市场流动性影响的研究结论主要有:第一类,融资融券交易提高市场流动性,如 Woolridge and Dickinson^[32]、Charoenrook and Daouk^[18] 研究表明,卖空交易者可以通过卖空交易机制在价格上涨时增加卖空交易量和在市场下跌时减少市场交易量来增加市场流动性。骆玉鼎和廖士光^[33]、杨德勇和吴琼^[34]、林祥友等^[35]、代宏霞等^[25]、林祥友^[26] 研究认为,融资买空交易为市场提供了流动性。第二类,融资融券交易对市场流动性影响不大,廖士光和杨朝军^[20] 研究发现,香港股市的卖空交易额对股市流动性的影响不明显或不显著。王昊等^[36] 研究发现,融券交易对台湾股市的流动性没有影响。谷文林和孔祥忠^[37] 利用单因素方差分析法研究了融资融券的推出对我国股市流动性的冲击,未发现显著影响。融资融券交易对市场定价效率或有效性影响方面的研究文献还比较少见,许红伟和陈欣^[38]、代宏霞等^[25]、林祥友^[26] 的研究表明,融资融券交易或者转融通制度能够提高证券的定价效率,改善证券市场的有效性。

综上所述,现有文献要么研究证券市场的周内效应模式,要么研究融资融券交易对市场波动性、流动性或定价效率的影响,但还没有见到融资融券交易影响证券市场周内效应模式的相关文献。基于此,本文将率先做出这方面的全新尝试,采用非参数检验方法考察我国证券市场的周内效应模式,并比较我国证券市场实施融资融券交易前后各 4 年的证券市场周内效应模式的差异性,据以分析融资融券交易制度对证券市场周内效应模式的影响。

一、研究设计

(一) 数据来源

本研究涉及两方面的数据,即沪深 300 股价指数在 2006 年 4 月 1 日—2010 年 3 月 31 日,以及沪深 300 股价指数在 2010 年 4 月 1 日—2014 年 3 月 31 日两个时段的日交易数据,并以此进行融资融券交易影响证券市场周内效应模式的实证检验。

(二) 变量定义

一般来讲,证券的收益率可分为日收益率、隔夜收益率和交易收益率,本文以交易收益率作为考察对象。交易收益率($Return_t$)根据当日收盘价和开盘价进行计算,即

$$Return_t = (P_{close} - P_{open}) / P_{open} \quad (1)$$

式(1)中, P_{close} 为某交易日的收盘价, P_{open} 为某

交易日的开盘价。由于直接计算出的日收益率较小,为便于处理,统一将其放大100倍。

(三) 研究方法

1. 收益率分布状态的 Kolmogorov-Smirnov 分析

首先,对收益率序列进行描述性统计,根据收益率序列的均值、标准差、偏度、峰度初步判断证券市场收益率是否服从正态分布;

其次,采用单样本的 Kolmogorov-Smirnov 检验方法对收益率分布的正态性进行进一步检验,以确定收益率的分布特征。

2. 周内效应存在性的 Kruskal-Wallis 检验

在上一步分析已经得出收益率序列非正态性分布的结论之后,相对于参数检验,更适合采用 Kruskal-Wallis 非参数检验方法对证券市场周内效应的存在性进行分析。Kruskal-Wallis 非参数检验的基本原理如下:

将考察区间的 N 个收益率按星期分为星期一、星期二、星期三、星期四、星期五共 $s=5$ 组,第 i 组有 n_i 个收益率,有 $N=n_1+n_2+n_3+n_4+n_5$,根据收益率的高低对收益率进行排序,得到每个收益率的秩,第 i 组 n_i 个收益率的秩为 $R_{i1}, R_{i2}, \dots, R_{in_i} (i=1, 2, 3, 4, 5)$ 。

第 i 组即星期 i 的收益率的平均秩为 R_i ,

$$R_i = \frac{R_{i1} + R_{i2} + \dots + R_{in_i}}{n_i} \quad i=1, 2, 3, 4, 5 \quad (2)$$

所有交易日的收益率的平均秩为 R ,

$$R = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^s \left(\sum_{j=1}^{n_i} R_{ij} \right) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N k = \frac{N+1}{2} \quad (3)$$

提出如下原假设和备择假设:

H_0 : 收益率与周内交易日无关;

H_1 : 收益率与周内交易日有关。

在 H_0 下,各 $R_i (i=1, 2, 3, 4, 5)$ 相互差异应较小,且在 R 附近取值;在 H_1 下,各 $R_i (i=1, 2, 3, 4, 5)$ 相互差异应较大,与 R 也存在较大偏离;以 $(R_i - R)^2$ 来度量各 R_i 与 R 的接近程度。

基于此,以秩的组间平方和除以秩的总平方和的平均值,构建 Kruskal-Wallis 检验统计量如下:

$$K = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^s n_i \left(R_i - \frac{N+1}{2} \right)^2 \quad (4)$$

其拒绝域形式为 $W = \{K | K \geq c\}$,其临界值 c 可由 $P_{\alpha_0}(K \geq c) = \alpha$ 来确定。

如果每组样本中的观测值数目较大,统计量 K

非常接近自由度为 $s-1$ 的卡方分布,可采用卡方分布来决定 K 统计量的检验结果。

3. 周内效应模式的 Mann-Whitney 检验

在上一步分析已经得出证券市场的周内效应存在性的结论之后,采用 Mann-Whitney 检验进一步分析证券市场周内效应的存在模式,即周内效应的具体表现形式。Mann-Whitney 检验适用于两组变量之间的秩检验,将证券市场周内每两两交易日的收益率实施 Mann-Whitney 检验,最终分析得出证券市场周内效应的存在模式。Mann-Whitney 检验的基本原理和 Kruskal-Wallis 检验类似,在此从略。

4. 证券收益率方差的 Levene 检验

最后,采用 Levene 检验方法对收益率方差齐性进行进一步分析,得到证券市场周内效应模式的全面研究结论。Levene 检验的基本原理如下:

(1) 检验假设

$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_s$, 各组方差相等;

$H_1: \sigma_i \neq \sigma_j, i, j=1, 2, 3, 4, 5$, 各组方差不全相等。

(2) 检验统计量

$$W = \frac{(N-s) \sum_{i=1}^s n_i (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2}{(s-1) \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2} \quad (5)$$

式(5)中 s 为样本组数, n_i 为第 i 个样本的含量, N 为各样本含量之和, Z_{ij} 为将原始数据经数据转换后的新的变量值, \bar{Z}_i 为第 i 个样本的均数, \bar{Z} 为全部数据的总的均数, Z_{ij} 可定义为:

$$Z_{ij} = |R_{ij} - R_i| \quad (6)$$

式(6)中 R_{ij} 为收益率原始数据, R_i 为第 i 组样本即星期 i 收益率的算术平均数。

(3) 判断原则

Levene 检验统计量 W 服从自由度为 $v_1 = s-1, v_2 = N-s$ 的 F 分布,当 $W \geq F(\alpha, s-1, N-s)$ 时 $P \leq \alpha$, 在 α 水平上拒绝 H_0 , 接受 H_1 ; 当 $W < F(\alpha, s-1, N-s)$ 时 $P > \alpha$, 在 α 水平上接受 H_0 , 拒绝 H_1 , 认为样本方差齐性。

二、实证研究

(一) 收益率的描述性统计

首先对我国证券市场实施融资融券交易前的

沪深300股价指数市场的周内效应,实施融资融券交易后的沪深300股价指数市场的周内效应的收益率变量进行描述性统计,描述性统计的结果见表1。

由表1可知,在实施融资融券交易前,沪深300股价指数收益率序列的偏度为-0.372,峰度为1.359,可以初步判断沪深300股价指数收益率为非正态分布;股价指数的最高收益率出现在星期一,最低收益率出现在星期二,且为负值;以收益率标准差表示的风险最高出现在周一,与周一的最高收

益率匹配,最低出现在周五,与周二的最低收益率不相匹配。

在实施融资融券交易后,沪深300股价指数收益率序列的偏度为0.091,峰度为1.704,可以初步判断沪深300股价指数收益率为非正态分布;股价指数的最高收益率出现在星期五,最低收益率出现在星期四,且为负值;以收益率标准差表示的风险最高出现在周一,与周五的最高收益率不相匹配,最低出现在周四,与周四的最低收益率相匹配。

表1 收益率的描述性统计

时间	观测值	实施融资融券交易前				观测值	实施融资融券交易后			
		均值	标准差	偏度	峰度		均值	标准差	偏度	峰度
周一	194	0.458 9	2.549 22	-0.659	0.688	188	0.011 3	1.502 72	-0.197	1.167
周二	197	-0.030 8	2.141 72	-0.857	2.489	192	0.030 7	1.314 68	-0.285	2.034
周三	198	0.325 6	2.261 96	0.118	1.281	193	0.147 8	1.221 08	0.369	1.098
周四	194	0.086 0	1.953 65	-0.379	0.897	197	-0.163 0	1.203 35	0.633	1.198
周五	193	0.248 5	1.772 38	0.036	0.446	197	0.237 8	1.254 01	0.280	3.199
全部	976	0.217 3	2.155 56	-0.372	1.359	967	0.053 0	1.306 46	0.091	1.704

(二) Kolmogorov-Smirnov 检验结果

为了确保研究结论的稳健性,进一步对收益率

分布的正态性进行 Kolmogorov-Smirnov 检验,检验结果如表2。

表2 收益率的 Kolmogorov-Smirnov 检验

时间	实施融资融券交易前			实施融资融券交易后		
	Z 统计量	观测值	P 值	Z 统计量	观测值	P 值
周一	1.36	194	0.05	0.732	188	0.658
周二	1.601	197	0.012	0.988	192	0.283
周三	0.982	198	0.290	1.070	193	0.202
周四	1.406	194	0.038	1.242	197	0.092
周五	0.738	193	0.647	1.044	197	0.226
全部	2.319	976	0.000	1.801	967	0.003

由表2可知,基于全部数据的 Kolmogorov-Smirnov 检验结果表明,其 Z 统计量值为 1.801, P 值为 0.003, 沪深300股价指数收益率序列不服从正态分布。而对周内各交易日的沪深300股价指数收益率的数据进行 Kolmogorov-Smirnov 检验结果表明,周一、周二、周三、周四、周五的收益率序列均服从

正态分布。

(三) Kruskal-Wallis 检验结果

采用 Kruskal-Wallis 检验对融资融券交易实施前的沪深300证券市场的周内效应和融资融券交易实施后的沪深300证券市场的周内效应的存在性进行非参数检验,检验结果见表3。

表 3 收益率的 Kruskal-Wallis 检验

时间	实施融资融券交易前				实施融资融券交易后			
	秩均值	K-W 统计量	df	显著性	秩均值	K-W 统计量	df	显著性
周一	541.81				479.66			
周二	462.14				494.88			
周三	492.24	9.966**	4	0.041	505.11	16.690***	4	0.002
周四	467.91				417.18			
周五	478.68				523.67			

注:***在 0.01 的显著性水平下显著,**在 0.05 的显著性水平下显著,*在 0.1 的显著性水平下显著

由表 3 可知,在实施融资融券交易前,在 0.05 的显著性水平下,沪深 300 股价指数收益率在一周之内各交易日之间存在显著差异,这表明,实施融资融券交易前,证券市场的周内效应是存在的。在实施融资融券交易后,在 0.01 的显著性水平下,沪深 300 股价指数收益率在一周之内各交易日之间存在显著差异,这表明,实施融资融券交易后,证券市

场的周内效应也是存在的,而且显著性水平提高了。

(四) Mann-Whitney 检验结果

在沪深 300 股价指数市场的周内效应存在的前提下,再利用 Mann-Whitney 检验分析周内效应的模式,即研究异常收益率存在于一周之内的星期几。Mann-Whitney 检验结果如表 4。

表 4 收益率的 Mann-Whitney 检验

比较对象	实施融资融券交易前			实施融资融券交易后		
	Mann-Whitney U 值	Z 值	P 值	Mann-Whitney U 值	Z 值	P 值
周一与周二	15 924	-2.851***	0.004	17 584.50	-0.433	0.665
周一与周三	17 391	-1.618	0.106	17 265	-0.816	0.414
周一与周四	15 868	-2.670***	0.008	16 422.5	-1.920*	0.055
周一与周五	16 327	-2.175**	0.030	16 947.50	-1.439	0.150
周二与周三	18 351	-1.015	0.310	18 209	-0.292	0.770
周二与周四	18 871.50	-0.213	0.832	15 897	-2.719***	0.007
周二与周五	18 391.50	-0.556	0.578	17 841	-0.966	0.334
周三与周四	18 323.5	-0.787	0.431	15 407	-3.238***	0.001
周三与周五	18 586	-0.466	0.641	18 285.50	-0.651	0.515
周四与周五	18 321.50	-0.363	0.717	14 955.50	-3.936***	0.000

注:***在 0.01 的显著性水平下显著,**在 0.05 的显著性水平下显著,*在 0.1 的显著性水平下显著

由表 4 可知,在实施融资融券交易之前,在 0.05 的显著性水平下,周一与周二、周一与周四、周一与周五的收益率存在显著差异,且周一与周二的收益率的差异最为显著,因此,可以认为实施融资融券交易前,沪深 300 证券市场存在“一高、二低”效应,即在一周之内的各交易日,星期一的收益率最高,星期二的收益率最低。

在实施融资融券交易之后,在 0.05 的显著性水平下,周一与周四、周二与周四、周三与周四、周五与周四的收益率存在显著差异,且周四与周五的收益率的差异最为显著,因此,可以认为实施融资融券交易后,沪深 300 证券市场存在“五高、四低”效应,即在一周之内的各交易日,星期五的收益率最高,星期四的收益率最低。

(五) Levene 检验结果 析,判断收益率的周内效应与其风险是否匹配。
利用 Levene 检验方法对收益率的方差进行分 Levene 检验结果见表 5。

表 5 收益率方差的 Levene 检验

时间	实施融资融券交易前					实施融资融券交易后				
	标准差	统计量	自由度 1	自由度 2	P 值	标准差	统计量	自由度 1	自由度 2	P 值
周一与周二	2.549 22/2.141 72	6.223	1	389	0.013	1.502 72/1.314 68	3.618	1	378	0.058
周一与周三	2.549 22/2.261 96	2.666	1	390	0.103	1.502 72/1.221 08	6.169	1	379	0.013
周一与周四	2.549 22/1.953 65	10.171	1	386	0.002	1.502 72/1.203 35	6.183	1	383	0.013
周一与周五	2.549 22/1.772 38	15.506	1	385	0.000	1.502 72/1.254 01	5.320	1	383	0.022
周二与周三	2.141 72/2.261 96	0.796	1	393	0.373	1.314 68/1.221 08	0.266	1	383	0.606
周二与周四	2.141 72/1.953 65	0.367	1	389	0.545	1.314 68/1.203 35	0.222	1	387	0.638
周二与周五	2.141 72/1.772 38	1.618	1	388	0.204	1.314 68/1.254 01	0.124	1	387	0.725
周三与周四	2.261 96/1.953 65	2.376	1	390	0.124	1.221 08/1.203 35	0.004	1	388	0.952
周三与周五	2.261 96/1.772 38	5.069	1	389	0.025	1.221 08/1.254 01	0.027	1	388	0.869
周四与周五	1.953 65/1.772 38	0.464	1	385	0.496	1.203 35/1.254 01	0.012	1	392	0.912

由表 5 可知,在实施融资融券交易之前,在 0.05 的显著性水平下,周内各交易日的方差表现为周一与周二、周一与周四、周一与周五、周三与周五之间存在显著差异,可见,周一的方差最大,且显著比周内其他交易日的方差大,高风险与周一的高收益率相匹配。

在实施融资融券交易之后,在 0.05 的显著性水平下,周内各交易日的方差表现为周一与周三、周一与周四、周一与周五之间存在显著差异,可见,周五的方差并不是最大的,也与周内多个交易日的方差并没有显著差异,高风险与周五的高收益率并不相匹配。

(六) 稳健性检验

前述研究结果表明,我国沪深 300 股指市场在

融资融券交易制度实施前后的周内效应模式存在显著差异,那么,这种差异是否确实是融资融券交易制度带来的呢?由于沪深 300 股指于 2005 年 4 月 8 日才正式开始编制和发布,不能再将研究区间向前和向后各延伸 1 年,因此,本文将研究区间各向内收缩 1 年,即分别采用沪深 300 股指 2007 年 4 月 1 日—2010 年 3 月 31 日,以及沪深 300 股指 2010 年 4 月 1 日—2013 年 3 月 31 日两个时段的日交易数据,对研究结论进行稳健性检验。先采用 Kruskal-Wallis 检验方法对两个阶段周内效应的存在性进行检验,再采用 Mann-Whitney 检验对两个阶段周内效应模式及其差异性进行检验,稳健性检验结果见表 6、表 7。

表 6 收益率的 Kruskal-Wallis 检验

时间	实施融资融券交易前				实施融资融券交易后			
	秩均值	K-W 统计量	df	显著性	秩均值	K-W 统计量	df	显著性
周一	401.28				348.09			
周二	355.77				355.31			
周三	389.03	8.999**	4	0.046	381.09	12.372**	4	0.015
周四	368.17				317.38			
周五	374.33				395.03			

注:***在 0.01 的显著性水平下显著,**在 0.05 的显著性水平下显著,*在 0.1 的显著性水平下显著

由表 6 可知,在实施融资融券交易前,在 0.05 的显著性水平下,沪深 300 股指收益率在一周之内各交易日之间存在显著差异,这表明,实施融资融券交易前,证券市场的“一高、二低”的周内效应是确实存在的。在实施融资融券交易后,在 0.05 的显

著性水平下,沪深 300 股指收益率在一周之内各交易日之间也存在显著差异,这表明,实施融资融券交易后,证券市场的“五高、四低”的周内效应也是存在的。这一检验结果和前述研究结论完全一致,这在很大程度上表明前述研究结论是稳健的。

表 7 收益率的 Mann-Whitney 检验

比较对象	实施融资融券交易前			实施融资融券交易后		
	Mann-Whitney U 值	Z 值	P 值	Mann-Whitney U 值	Z 值	P 值
周一与周二	9.737	-1.738*	0.082	9.694	-0.257	0.797
周一与周三	10.816	-0.377	0.707	9.152.50	-1.243	0.214
周一与周四	10.602.5	-1.394	0.163	9.441.50	-1.014	0.310
周一与周五	9.756	-1.155	0.248	8.955	-1.805*	0.071
周二与周三	10.496.5	-1.285	0.199	9.472.50	-1.075	0.283
周二与周四	11.673	-0.514	0.608	9.267.50	-1.555	0.120
周二与周五	10.339	-0.827	0.408	9.319.50	-1.573	0.116
周三与周四	11.510.5	-0.815	0.415	8.663	-2.590***	0.010
周三与周五	10.607.5	-0.558	0.577	10.236.50	-0.484	0.628
周四与周五	11.427	-0.225	0.822	8.235.00	-3.442***	0.001

注:***在 0.01 的显著性水平下显著,**在 0.05 的显著性水平下显著,*在 0.1 的显著性水平下显著

由表 7 可知,实施融资融券交易之前,在 0.10 的显著性水平下,周一与周二的收益率存在显著差异,且周一与周二的收益率的差异最为显著,因此,可以认为实施融资融券交易前,沪深 300 证券市场存在显著的“一高、二低”的周内效应,即在一周之内的各交易日,星期一的收益率最高,星期二的收益率最低。实施融资融券交易之后,在 0.10 的显著性水平下,周一与周五的收益率存在显著差异;在 0.01 的显著性水平下,周三与周四、周四与周五的收益率都存在显著差异,且周四与周五的收益率的差异最为显著,因此,可以认为实施融资融券交易后,沪深 300 证券市场存在显著的“五高、四低”的周内效应,即在一周之内的各交易日,星期五的收益率最高,星期四的收益率最低。这一研究结论与前述研究结论高度相近,仅在显著性水平上存在细微差异。可见,本文的研究结论是稳健的,即在实施融资融券交易前,沪深 300 股指存在“一高、二低”的周内效应模式;在实施融资融券交易后,沪深 300 股指存在“五高、四低”的周内效应模式。由此推断,

融资融券交易制度对沪深 300 股指市场的周内效应模式产生了显著影响。

三、研究结论

以我国实施融资融券交易前的沪深 300 股价指数在 2006 年 4 月 1 日—2010 年 3 月 31 日共 4 年的数据,以及实施融资融券交易后的沪深 300 股价指数在 2010 年 4 月 1 日—2014 年 3 月 31 日共 4 年的数据为研究对象,依次采用 Kolmogorov-Smirnov 分析、Kruskal-Wallis 检验、Mann-Whitney 检验和 Levene 检验方法研究我国证券市场在实施融资融券交易前后的周内效应模式及其差异性。并将研究区间向内收缩 1 年,采用沪深 300 股指 2007 年 4 月 1 日—2010 年 3 月 31 日,以及沪深 300 股指 2010 年 4 月 1 日—2013 年 3 月 31 日两个时段的日交易数据,对前述研究结论进行稳健性检验,得到以下可靠结论和有益启示。

第一,实施融资融券交易前后证券市场的周内效应模式存在明显差异性。实施融资融券交易前,沪深 300 证券市场存在“一高、二低”的周内效应,

即在一周之内的各交易日,星期一的收益率最高,星期二的收益率最低;实施融资融券交易后,沪深300证券市场存在“五高、四低”的周内效应,即在一周之内的各交易日,星期五的收益率最高,星期四的收益率最低。可见,实施融资融券交易前后,证券市场的周内效应模式存在明显的差异。

第二,融资融券交易制度对周内效应中的收益与风险的匹配关系也会产生影响。实施融资融券交易之前,证券市场周一的收益率是最高的,风险也是最高的,高收益与高风险实现很好的匹配;实施融资融券交易后,证券市场周五的收益率是最高的,风险却不是最高的,高收益与高风险并未实现很好的匹配。

第三,融资融券交易制度一方面通过影响信息流进而影响证券市场的周内效应模式。我国证券市场实施融资融券交易之前,是完全的单边的市场,对信息的反应是不完整的,证券市场也是相对独立的,证券市场表现出我国证券市场特有的“一高、二低”的周内效应。实施融资融券交易之后,我国证券市场对信息特别是利空信息的反应更为完整,且受到国际证券市场的影响也更强烈,因而逐渐表现为国际证券市场普遍存在的“五高、四低”的周内效应模式。

第四,融资融券交易制度另一方面通过影响投资者结构进而影响证券市场的周内效应模式。我国证券市场实施融资融券交易后,证券市场的投资者结构逐渐发生了变化,更多理性的投资者将逐渐成为证券市场的中坚力量,证券市场的有效性逐渐增强,从而导致证券市场的周内效应的显著性逐渐减弱,直至最终消失。

第五,证券市场的监管者和交易者应当区别不同时期不同的周内效应模式动态制定监管政策和交易策略。监管者和交易者应当参照前文的研究结论,在我国实施融资融券交易前,多关注星期一的交易,而回避星期二交易;在我国实施融资融券交易后,多关注星期五的交易,而回避星期四的交易。在不同时期不同类型的周内效应模式下,制定不同的监管政策,实施不同的交易策略,才能把握证券市场节奏,取得最优的监管效果和交易结果。

【参考文献】

- [1] FAMA E.F. The Behavior of Stock Market Prices [J]. The Journal of Business, 1965, 3: 383-417.
- [2] CROSS F. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays [J]. Financial Analysts Journal, 1973, 3: 67-69.
- [3] KEIM D.B., R.F. STAMBAUGH. A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Return [J]. The Journal of Finance, 1984, 13: 809-814.
- [4] JAFFE J., R. WESTERFIELD. The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence [J]. The Journal of Finance, 1985(6): 433-454.
- [5] LAKONISHO J., S. SMIDT. Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective [J]. The Review of Financial Studies, 1988(1): 403-425.
- [6] AGRAWAL R. and P. RIVOLI. Seasonal and Day-of-the-week Effects in Four Emerging Stock Markets [J]. The Financial Review, 1989(11): 541-550.
- [7] 俞乔. 市场有效, 周期异常与股价波动——对上海、深圳股票市场的实证分析 [J]. 经济研究, 1994(9): 43-50.
- [8] 奉立城. 中国股票市场的周内效应 [J]. 经济研究, 2000(11): 50-57.
- [9] 李学. 中国股市的星期效应研究 [J]. 统计研究, 2001(8): 38-41.
- [10] 陈超, 钱草. 中国股票市场“周内效应”再检验 [J]. 经济科学, 2002(1): 85-91.
- [11] 史代敏. 上海股票市场波动的周内效应 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003(6): 154-157.
- [12] 张兵. 中国股市日历效应研究: 基于滚动样本检验的方法 [J]. 金融研究, 2005(7): 33-44.
- [13] 石柱鲜, 吴泰岳. 中国股票市场“周内效应”的再研究 [J]. 数理统计与管理, 2005, 24(3): 93-99.
- [14] 丁荣余, 张兵. 中国证券市场星期效应逐渐消失的经验证据 [J]. 管理工程学报, 2005, 19(3): 145-150.
- [15] 刘彤. 利用非参数方法对上海股市周末效应的研究 [J]. 数理统计与管理, 2003, 22(1): 28-32.
- [16] HENRY LAN T. and MICHAEL MCKENZIE. The Impact of Short Selling on the Price-Volume Relationship: Evidence from Hong Kong [J]. Journal of Business, 2006, 79: 671-691.
- [17] CHANG ERIC C. and YU YINGHUI. Short-sales constraints and Price Discovery-Evidence from the Hong Kong Market [J]. Journal of Finance, 2007, 62: 2097-2121.
- [18] HAZEM DAOUK, ANCHADA CHAROENROOK. A Study of Market-Wide Short-Selling Restrictions. SSRN

- Working Paper Series, Rochester, Mar, 2005.
- [19] 廖士光, 杨朝军. 卖空交易机制对股价的影响——来自台湾股市的经验证据[J]. 金融研究, 2005(10): 131-140.
- [20] 廖士光, 杨朝军. 卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究[J]. 管理世界, 2005(12): 6-13.
- [21] BRIS ARTURO, GOETZMANN WILLIAMN, ZHU NING. Efficiency and the Bear Short Sales and Market around the World[J]. Yale International Center for Finance, 2003(1): 1-49.
- [22] 陈森鑫, 郑振龙. 卖空机制对证券市场的影响——基于全球市场的经验研究[J]. 世界经济, 2008(12): 73-81.
- [23] 万迪昉, 李佳岚, 葛星. 融资融券能否提高交易所自律监管效率? [J]. 证券市场导报, 2012(8): 66-71.
- [24] 翟爱梅, 钟山. 卖空机制对股票价格波动的影响: 基于 A+H 股公司的实证研究[J]. 南方经济, 2012(8): 43-56.
- [25] 代宏霞, 林祥友. 实施融资融券制度提高了我国证券市场质量吗? ——运用双重差分模型对沪深股市的实证分析[J]. 西部论坛, 2014, 24(2): 55-64.
- [26] 林祥友. 融资融券交易对 ETF 基金市场质量的影响——基于双重差分模型的研究[J]. 投资研究, 2014, 33(6): 138-148.
- [27] KRAUS, ALAN and AMIR RUBIN. The Effect of Short Sale Constraint Removal on Volatility in the Presence of Heterogeneous Beliefs [J]. International Review of Finance, 2003(3): 171-188.
- [28] BAI, YANG ERIC C. CHANG and JIANG WANG. Asset Prices under Short-Sale Constraints [J]. HIEBS working papers, NO.1178, 2006.
- [29] GALLMEYER, MICHAEL and BURTON HOLLIFIELD. An Examination of Heterogeneous Beliefs with a Short-Sale Constraint in a Dynamic Economy [J]. Review of Finance, 2008, 12(2): 323-364.
- [30] DIETHER, W, KARL B. KUAN-HUI LEE and INGRID M. WERNER. It's SHO Time! Short-Sale Price Tests and Market Quality [J]. Journal of Finance, 2009, 64(1): 37-72.
- [31] 李德峰, 张丽青, 杜亚雄. 融资融券对股指收益率波动的影响[J]. 金融论坛(5): 72-76.
- [32] WOOLRIDGE J R and A DCKINSON. Short Selling and Common Stock Price [J]. Financial Analysts Journal, 1994(1): 20-28.
- [33] 骆玉鼎, 廖士光. 融资买空交易流动性效应研究——台湾证券市场经验证据[J]. 金融研究, 2007(5): 118-132.
- [34] 杨德勇, 吴琼. 融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J]. 中央财经大学学报, 2011(5): 28-34.
- [35] 林祥友, 代宏霞. 融资融券交易对 ETF 基金市场流动性的影响[J]. 西部论坛, 2013, 23(3): 103-108.
- [36] 王晏, 廖士光, 吴淑琼. 融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示[J]. 财经研究, 2008(10): 99-108.
- [37] 谷文林, 孔祥志. 融资融券业务对市场资本流动性的短期影响[J]. 证券市场导报, 2010(7): 50-52.
- [38] 许红伟, 陈欣. 我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗? ——基于双重差分模型的实证研究[J]. 管理世界, 2012(5): 52-61.

(责任编辑: 朱德东)

Nonparametric Test of the Impact of the Margin Trading on the Mode of the Day-of-the-week Effect in the Securities Market

LIN Xiang-you, YI Fan-qj, CHEN Chao

(Business School, Chengdu University of Technology, Chengdu 610059, China)

Abstract: This paper studies the mode of the day-of-the-week effect in the securities market with the nonparametric test, and compares the difference of the mode of the day-of-the-week effect in the securities market before and after the margin trading was introduced in four years respectively, so as to analyze the impact of the margin trading on the mode of the day-of-the-week effect in the securities market. The conclusion is that before and after the implementation of margin trading, there is certain the day-of-the-week effect in securities market, however, there is significant difference in the mode of the day-of-the-week effect in securities market so that the experience and data are obtained for the margin trading on the mode of the day-of-the-week effect in the securities market.

Key words: margin trading; securities market; day-of-the-week effect mode; nonparametric test

可持续发展

- 基于模糊集的环境污染治理效果研究 邵非,朱庆华,王菁,等(70)
- 双重社会资本嵌入视角的雾霾治理机制研究 彭本红,屠羽(75)
- 金融发展与碳排放的非线性关系研究
——基于面板平滑转换模型的实证检验 邵汉华,刘耀彬(80)

组织与人力资源管理

- 伦理型领导力的传递过程研究 张笑峰,张晓娟(85)
- IT企业知识员工玩趣人格对其创新行为的影响
——工作沉浸的中介作用与职业承诺的调节作用 王忠,齐涛,邵金虎(90)

营销与服务

- 基于产品与消费者特征视角的健康科技产品购买意愿研究 张敏,罗梅芬,聂瑞(94)
- 企业协同能力、客户知识管理过程与服务产品开发绩效的关系研究 王小娟,万映红(99)
- 互联网下分销模式变化对制造商和零售商销售利润影响研究 王崇,王祥翠(103)
- 基于社会认知理论的互联网金融理财产品购买行为研究 徐小阳,路明慧(108)
- 个人功能网络结构对企业用户信息系统使用的影响研究 尹隽,郑青青,葛世伦,等(114)

管理理论与方法

- 准经营水利项目 BOST 融资模式及运营补贴模型设计
——以徐州某河道治理工程为例 王林秀,郭彬,余慕溪,等(119)
- 基于活动属性的关键链项目资源缓冲设置方法研究 张俊光,李伊童,万丹(124)
- 政府网站公众持续使用意向的混合研究 汤志伟,龚泽鹏,韩啸,等(128)
- 我国生鲜乳生产模式转变的演化博弈分析 张莉,侯云先,梁文卓(133)
- 沪港通对沪深港股市竞争关系的影响研究 林祥友,胡双,彭滢茹,等(140)

期刊基本参数:CN51-1268/G3 * 1987 * h * A4 * 144 * zh * P * ¥15.00 * 2000 * 30 * 2017-05



Soft Science

编辑:《软科学》编辑部
 出版:《软科学》编辑部
 印刷:四川煤田地质制图印刷厂
 总发行:四川省报刊发行局
 邮发代号:62-61

发行范围:公开发行
 订 阅:全国各地邮局
 或本刊编辑部
 编辑部地址:成都市人民南路四段
 11号5楼

邮政编码:610041
 电 话:(028)85221835
 传 真:(028)85221835
 在线投稿:ruankexue.cbpt.cnki.net
 (xuxi.cbpt.cnki.net)
 E-mail:ruankexue@yeah.net
 ruankexue@sina.com

国际标准连续出版物号:ISSN 1001-8409
 国内统一连续出版物号:CN 51-1268/G3
 出版日期:2017年5月
 每期定价:15.00元

沪港通对沪深港股市竞争关系的影响研究

林祥友, 胡 双, 彭艳茹, 全施桢
(成都理工大学 商学院, 成都 610059)

摘要: 在已经实施沪港通, 即将实施深港通的背景下, 以沪深交易所 AH 双重上市板块为研究对象, 采用均值差异的 T 检验和 Wilcoxon 秩和检验方法分析在沪港通实施前后沪深港证券市场 AH 双重上市板块成交额的差异, 采用 Lotka-Volterra 模型实证分析沪港通实施前后 AH 双重上市板块在沪港证券市场、深港证券市场之间的动态竞争关系的变化, 以考察沪港通的实施对沪深港股市动态竞争关系的影响。结果表明, 沪港通的实施对 AH 双重上市板块在沪港证券市场、深港证券市场之间的竞争关系产生了显著影响, 人民币对港元汇率的波动也会对沪深港股市竞争关系产生影响。

关键词: 沪港通; 市场竞争关系; Wilcoxon 秩和检验; Lotka-Volterra 模型

DOI: 10.13956/j.s.1001-8409.2017.05.30

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

文章编号: 1001-8409(2017)05-0140-05

Study on the Effect of the Shanghai-Hong Kong Stock Connect Program on the Competitive Relationship between Shanghai and Shenzhen and Hong Kong Stock Markets

LIN Xiang-you, HU Shuang, PENG Yan-ru, QUAN Shi-zuo
(School of Business, Chengdu University of Technology, Chengdu 610059)

Abstract: Under the background of the Shanghai-Hong Kong stock connect program has been implemented and the Shenzhen-Hong Kong stock connect program will soon be implemented, measuring the stock market competitive relationship with the Lotka-Volterra Model, using the nonparametric test and difference in difference model, the effects of Shanghai-Hong Kong stock connect program on the stock market competitive relationships are studied in the paper. The conclusions are drawn as follows: there are significant effects of Shanghai-Hong Kong stock connect program on the stock market competitive relationships between Shanghai and Shenzhen and Hong Kong stock markets, furthermore, the exchange rate of RMB against the Hong Kong dollar also affects the stock market competitive relationships significantly.

Key words: Shanghai-Hong Kong Stock Connect Program; competitive relationships of markets; Wilcoxon Test; Lotka-Volterra Model

引言

我国资本市场于 2014 年 11 月 17 日正式实施沪港通。沪港通是上海证券交易所和香港联合交易所允许两地投资者通过当地证券公司买卖规定范围内的对方交易所上市的股票, 是沪港股票市场交易的互联互通机制。在沪港通实施 1 年多之后, 2016 年李克强总理在《政府工作报告》中明确要求适时推出深港通。同年 8 月 16 日, 深港通方案正式获批, 并于 12 月 5 日推出。

在沪港通已经推出, 深港通即将推出的背景下, 沪市 AH 双重上市公司板块已经受到股市互联互通机制的影响, 深市 AH 双重上市公司板块尚未受到股市互联互通机制的影响。这为检验沪港通的实施效应提供了一个双重差分的“自然实验”。本文将基于这一“自然实验”, 以沪市 AH 双重上市公司板块构造处理组样本, 以深市 AH 双重上市公司板块构造控制组样本, 以沪港通实施前后各 1 年为考察期间, 采用 Lotka-Volterra 模型度量 AH 双重上市

收稿日期: 2016-07-04

基金项目: 四川省软科学研究计划项目(2015ZR0228, 2014ZR0211); 四川省教育厅人文社会科学重点项目(14SA0036); 国家大学生创新创业训练计划项目(201610616032, 201510616070)

作者简介: 林祥友(1973-), 男, 四川资中人, 博士、教授, 研究方向为公司金融与金融衍生品; 胡 双(1993-), 女, 四川成都人, 研究方向为资本市场; 彭艳茹(1995-), 四川成都人, 研究方向为资本市场; 全施桢(1995-), 女, 四川江油人, 研究方向为资本市场。

• 140 •

公司板块的交易量(额)在沪港股票市场、深港股票市场的竞争关系。在此基础上,采用双重差分模型的分析框架实证分析沪港通的实施对沪深港股票市场竞争关系的净影响。

1 文献回顾

在沪港通实施1年多的时间里,学者们相继从沪港股票价格的角度实证检验了沪港通的实施效应。孙寅浩和黄文凡研究发现,沪港通开通后,A、H两地上市公司的股票价差并未出现显著的收敛,但在边际上促进了A-H股价差的收敛^[1]。严佳佳等以沪港通包含的成分股为研究对象,研究发现港市对“沪港通”事件的公告效应强于沪市^[2]。杨瑞杰和张向丽研究发现沪港通对大陆、我国香港地区股票市场波动溢出效应存在显著影响^[3]。刘茂荣和刘恒研研究发现沪港通实施后上海股票市场的长期和短期记忆性明显下降^[4]。冯永琦和段晓航研究表明沪港通的实施在一定程度上增强了沪港两市的联动效应^[5]。徐晓光等以相依性作为市场融合程度的考量指标,研究发现沪港通的实施增强了市场的融合程度^[6]。赵胜民和回红蕾采用时变参数向量自回归模型研究了上证A股、B股和香港恒生指数之间的动态关系,发现沪港通实现了沪市A股和港股平稳的互联互通^[7]。现有文献主要分析沪港通实施对沪港股市价格关系的影响,没有见到沪港通影响沪港股市交易量(额)的研究文献,本文将采用Lotka-Volterra模型,首次实证考察沪港通的实施对沪港股市交易量竞争关系的影响。

Lotka-Volterra模型由美国生态学家Lotka^[8]和意大利数学家Volterra^[9]先后提出,最初用于研究模拟生态学中种群间的动态关系,近年来Lotka-Volterra模型常用来研究资本市场之间的动态竞争关系。Modis认为资本市场间的竞争主要表现为对投资者注意力和投资资金的竞争,他应用Lotka-Volterra模型研究了DJIA和NYSE之间的竞争关系^[10]。Farmer利用Lotka-Volterra模型考察了证券市场效率及其演化过程^[11]。Ito等研究了大阪证券交易所和新加坡交易所的日经225指数股指期货的竞争关系^[12]。Lee等研究了韩国股票市场的KSE和KOSDAQ之间的竞争关系^[13]。孔东民则从整体入手,对Lotka-Volterra系统下的市场结构演进进行了研究^[14]。熊熊等应用Lotka-Volterra模型研究了新加坡的摩根台指期货与中国台湾的台股股指期货的动态竞争关系^[15]。姚亚伟和廖士光的研究表明,随着市场相关规则的不断健全和完善,股指期货两个市场在交易规模方面由捕食-诱饵关系转变为互惠共存关系^[16]。曹广雷和徐龙炳研究发现我国香港地区和内地两个市场的动态竞争关系从交叉上市初期A股市场充当捕食者角色的捕食-诱饵关系逐步演化为竞争互惠关系^[17]。廖士光等研究沪深主板、中小板和创业市场的竞争关系后发现,创业板市场捕食了沪深主板的成交量,而与中小创业板市场在交易量方面则存在互惠共存关系^[18]。

对于AH双重上市公司板块,其在A股市场和H股市场的股票具有完全相同的基本面信息,其交易具有天然联

系,可以采用Lotka-Volterra模型来刻画其在A股市场和H股市场之间的动态竞争关系。沪港通实施后,内地的投资者可以通过港股通进行H股市场的交易,香港地区的投资者可以通过沪股通进行A股市场的交易,这将直接影响到A股市场和H股市场在交易量方面的竞争关系。此外,由于内地投资者和港股通投资者采用人民币进行A股市场的交易,香港投资者和港股通投资者采用港元进行H股市场的交易,人民币对港元的汇率波动也会给市场交易者的行为带来影响,进而影响到A股市场和H股市场在交易量方面的竞争关系。基于此,本文将检验沪港通的实施和人民币对港元汇率的波动对沪深港股市竞争关系的影响。

2 研究设计

2.1 模型构建

假设一个区域内只有一个H股市场,以 $X_H(t)$ 表示t时刻的H股市场的交易规模, $\dot{X}_H(t) = dX_H(t)/dt$, $f(X_H) = \dot{X}_H(t)/X_H(t)$ 分别表示H股市场的交易规模增长率和瞬时增长率。由于受到货币流通量和证券发行规模等因素的约束,H股市场的交易规模不能无限扩张,引入H股市场的最大容量 N_H ,当 $X_H(t) > N_H$ 时,H股市场的交易规模呈负增长;当 $X_H(t) = N_H$ 时,H股市场的交易规模停止增长;H股市场最大容量 N_H 对该市场的交易规模增长会产生阻滞作用。假定该阻滞力和 $f(X_H)$ 呈线性关系,则H股市场的交易可以表示为:

$$\dot{X}_H(t) = r_H X_H(t) (N_H - X_H(t)) / N_H - \alpha_{HH} X_H(t) / N_H (1 - X_H(t) / N_H) \quad (1)$$

在上述区域内引入同类的竞争性市场A股市场,假设H股市场和A股市场的交易规模均符合逻辑增长系统,令H股和A股两个市场的交易规模容量分别为 N_H 和 N_A ,考虑两个市场之间交易规模的竞争排斥效应,H股和A股两个市场资源竞争的Lotka-Volterra模型可以表示为如下扩散系统:

$$\begin{cases} \frac{dX_A(t)}{dt} = r_A X_A(t) (1 - X_A(t) / N_A - \alpha_{AH} X_H(t) / N_A) \\ \frac{dX_H(t)}{dt} = r_H X_H(t) (1 - X_H(t) / N_H - \alpha_{HH} X_H(t) / N_H) \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中 r_H 和 r_A 分别为无市场竞争情况下H股市场和A股市场的交易规模的增长率,反映H股市场和A股市场的吸引力; α_{AH} 为A股市场对H股市场的影响系数,表明因市场对投资者竞争而导致的竞争阻滞效应; α_{HH} 为H股市场对A股市场的影响系数,表明因市场对投资者竞争而导致的竞争阻滞效应。

由于在证券交易实践中,H股市场和A股市场的交易数据是离散数据,因此对Lotka-Volterra模型的上述表达式(2)的偏微分方程进行离散化处理,可以得到离散时间条件下的Lotka-Volterra模型如式(3):

$$\begin{cases} X_A(t+1) = \frac{\alpha_1 X_A(t)}{1 + \beta_1 X_A(t) + \gamma_1 X_H(t)} \\ X_H(t+1) = \frac{\alpha_2 X_H(t)}{1 + \beta_2 X_H(t) + \gamma_2 X_A(t)} \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中 α_i 和 β_i 分别表示仅有一个独立的 H 股市场或 A 股市场时的特征参数,参数 γ_i 表示 H 股市场和 A 股市场交易规模之间的关系。于是,可以根据式(3)中的 γ_1, γ_2 的符号和取值范围来判断 H 股市场和 A 股市场之间的竞争关系。

若 $\gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0$ 表明 H 股市场和 A 股市场之间是完全竞争关系;

若 $\gamma_1 < 0, \gamma_2 < 0$ 表明 H 股市场和 A 股市场之间是互惠共存关系;

若 $\gamma_1 < 0, \gamma_2 > 0$ 表明 H 股市场捕食 A 股市场的捕食-诱饵关系;

若 $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0$ 表明 A 股市场捕食 H 股市场的捕食-诱饵关系。

2.2 样本选择

获取沪市 AH 双重上市公司,深市 AH 双重上市公司

在 A 股市场和 H 股市场的沪港通实施前后各 1 年(即 2013 年 11 月 17 日至 2014 年 11 月 16 日以及 2014 年 11 月 17 日至 2015 年 11 月 16 日)的日交易量和日交易额数据,剔除考察期间单次停牌在 5 个交易日以上的样本数据,将有效样本共有的交易日的对应交易量和交易额数据进行汇总,得到 AH 双重上市公司板块的交易量和交易额数据,用于市场竞争关系的实证检验。

3 实证结果分析

3.1 不考虑汇率波动情况下沪港通实施前后沪深港股市竞争关系

(1) 不考虑汇率波动情况下 AH 双重上市公司板块沪深港市场交易规模比较

表 1 报告了在不考虑人民币对港元汇率波动情况下沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块在沪深港市场交易规模的差异。

表 1 不考虑汇率波动情况下沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块沪深港市场交易规模差异比较

	沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块沪深港市场交易规模							
	均值差异 T 检验				Wilcoxon 秩和检验			
	沪港通实施前		沪港通实施后		沪港通实施前		沪港通实施后	
	均值	T 值	均值	T 值	秩均值	Z 值	秩均值	Z 值
沪市 AH 板块香港市场	112.9847	0.748	195.5226	19.517***	253.73	-3.748***	122.72	-16.001***
沪市 AH 板块上海市场	111.2171		877.4772		207.27		316.28	
深市 AH 板块香港市场	3.8213	21.907***	4.8896	24.090***	115.05	-18.262***	115.58	-18.541***
深市 AH 板块深圳市场	17.7291		81.2565		339.95		345.42	

注:***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的显著性水平上显著

由表 1 可知,对沪市 AH 双重上市公司板块而言,沪港通前后,表现为香港市场的交易量小于上海市场的交易量;沪港通实施后,两个市场交易量的差距明显扩大。对深市 AH 双重上市公司板块而言,沪港通实施前后,表现为香港市场的交易量小于深圳市场的交易量;沪港通实施后,两个市场交易量的差距明显扩大。

(2) 不考虑汇率波动情况下 AH 双重上市公司板块沪深港市场竞争关系

采用非线性最小二乘法对 Lotka-Volterra 模型中反映 A 股市场和 H 股市场交易规模竞争关系的参数进行估计,并使用 Marquardt 判定规则进行迭代,迭代收敛精度为 0.001,数据处理利用 Eviews8.0 进行。不考虑汇率波动情

况下 AH 双重上市公司板块沪深港市场竞争关系的参数估计结果如表 2。

由表 2 可知,在不考虑人民币对港元汇率波动的情况下,对于 AH 双重上市公司的沪港市场,沪港通实施之前 $\gamma_1 = -5.99E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = 1.78E-05 > 0$, 表明港市与沪市之间存在捕食-诱饵关系,港市捕食了沪市,港市对沪市阻滞,沪市对港市促进,港市分流了沪市的存量资金,沪港两市表现为交易转移效应。沪港通实施之后 $\gamma_1 = -1.43E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = -4.47E-06 < 0$, 表明港市与沪市之间存在互惠共存关系,港市对沪市促进,沪市对港市促进,沪港两市表现为交易引资效应。

对于 AH 双重上市公司的深港市场而言,沪港通实施

表 2 不考虑汇率波动情况下沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块沪深港市场竞争关系

阶段	市场		α	β	γ_1	γ_2	竞争关系
沪港通实施前	沪港市场	H 股市场	1.620912	-5.95E-05	-5.99E-06		捕食-诱饵关系
		A 股市场	1.323471	7.25E-06		1.78E-05	
	深港市场	H 股市场	1.753603	0.002197	-7.36E-05		捕食-诱饵关系
		A 股市场	1.250570	8.14E-05		0.000163	
沪港通实施后	沪港市场	H 股市场	1.111525	1.14E-05	-1.43E-06		互惠共存关系
		A 股市场	1.170149	2.38E-06		-4.47E-06	
	深港市场	H 股市场	1.119402	0.000245	-2.84E-06		互惠共存关系
		A 股市场	1.633027	0.000219		-0.0001695	

之前, $\gamma_1 = -7.36E-05 < 0$ 且 $\gamma_2 = 0.000163 > 0$, 表明港市与深市之间存在捕食-诱饵关系, 港市捕食了深市, 港市对深市阻滞, 深市对港市促进, 港市分流了深市的存量资金, 深港两市表现为交易转移效应。沪港通实施之后, $\gamma_1 = -2.84E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = -0.0001695 < 0$, 表明港市与深市之间存在互惠共存关系, 港市对深市促进, 深市对港市促进, 深港两市表现为交易引资效应。

3.2 考虑汇率波动情况下沪港通实施前后沪深港股市竞争关系

(1) 考虑汇率波动情况下 AH 双重上市公司板块沪深

表3 考虑汇率波动情况下沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块沪深港市场交易规模差异比较

	沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块沪深港市场交易规模				Wilcoxon 秩和检验			
	均值差异 T 检验		Wilcoxon 秩和检验		沪港通实施前		沪港通实施后	
	均值	T 值	均值	T 值	秩均值	Z 值	秩均值	Z 值
沪市 AH 板块香港市场	89.4850	4.114***	155.6125	20.797***	216.73	-2.221**	117.22	-16.910***
沪市 AH 板块上海市场	111.2172	877.4772	244.27	321.78				
深市 AH 板块香港市场	3.0259	23.269***	3.8919	24.426***	114.24	-18.394***	115.52	-18.551***
深市 AH 板块深圳市场	17.7292	81.2585	340.76	345.48				

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 的显著性水平上显著

(2) 考虑汇率波动情况下 AH 双重上市公司板块沪深港市场竞争关系

考虑汇率波动情况下 AH 双重上市公司板块沪深港市场竞争关系的参数估计结果如表 4。

由表 4 可知, 在考虑人民币对港元汇率波动的情况下, 对于 AH 双重上市公司的沪港市场, 在沪港通实施之前, $\gamma_1 = -6.01E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = 2.25E-05 > 0$, 表明港市与沪市之间存在捕食-诱饵关系, 港市捕食了沪市, 港市对沪市阻滞, 沪市对港市促进, 港市分流了沪市的存量资金, 沪港两市表现为交易转移效应。在沪港通实施之后, $\gamma_1 = -1.41E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = -5.55E-06 < 0$, 表明港市与沪市之间

表4 考虑汇率波动情况下沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块沪深港市场竞争关系

阶段	市场		α	β	γ_1	γ_2	竞争关系
沪港通实施前	沪港市场	H 股市场	1.620214	7.51E-05	-6.01E-06		捕食-诱饵关系
		A 股市场	1.323166	7.25E-06		2.25E-05	
	深港市场	H 股市场	1.752944	0.002781	-7.49E-05		捕食-诱饵关系
		A 股市场	1.249855	8.14E-05		0.000203	
沪港通实施后	沪港市场	H 股市场	1.116921	1.46E-05	-1.41E-06		互惠共存关系
		A 股市场	1.169793	2.36E-06		-5.55E-06	
	深港市场	H 股市场	1.119637	0.000311	-2.91E-06		捕食-诱饵关系
		A 股市场	1.155896	1.35E-05		1.31E-05	

4 研究结论

以沪市 AH 双重上市公司板块为重点分析对象, 以深市 AH 双重上市公司板块作为参照标准, 采用 Lotka-Volterra 模型检验沪深港股市的竞争关系, 研究沪港通的实施和人民币对港元汇率的波动对沪深港股市竞争关系的影响, 得到以下主要结论。

(1) AH 双重上市板块在内地市场的交易量明显高于在香港市场的交易量。从 AH 双重上市公司板块的有效

港市场交易规模比较

表 3 报告了在考虑人民币对港元汇率波动情况下沪港通实施前后 AH 双重上市公司板块在沪深港市场交易规模的差异。

由表 3 可知, 对沪市 AH 双重上市公司板块而言, 沪港通前后, 表现为香港市场的交易量小于上海市场的交易量; 沪港通实施后, 两个市场交易量的差距明显扩大。对深市 AH 双重上市公司板块而言, 沪港通实施前后, 基本表现为香港市场的交易小于深圳市场的交易量; 沪港通实施后, 两个市场交易量的差距明显扩大。

存在互惠共存关系, 港市对沪市促进, 沪市对港市促进, 沪港两市表现为交易引资效应。

对于 AH 双重上市公司的深港市场, 在沪港通实施之前, $\gamma_1 = -7.49E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = 0.000203 > 0$, 表明港市与深市之间存在捕食-诱饵关系, 港市捕食了深市, 港市对深市阻滞, 深市对港市促进, 港市分流了深市的存量资金, 深港两市表现为交易转移效应。在沪港通实施之后, $\gamma_1 = -2.91E-06 < 0$ 且 $\gamma_2 = 1.31E-05 > 0$, 表明港市与深市之间仍然存在捕食-诱饵关系, 港市捕食了深市, 港市对深市阻滞, 深市对港市促进, 港市分流了深市的存量资金, 深港两市表现为交易转移效应。

样本看, 交易量均值差异 T 检验和 Wilcoxon 非参数检验的结果均表明, 其在沪深市场的交易量均显著高于在香港市场的交易量, 且沪港通实施后, 沪深市场和香港市场交易量的差距呈现扩大的趋势。

(2) 沪港通实施前后沪深港股市的竞争关系存在明显差异。在不考虑人民币对港元汇率波动的情况下, 由 Lotka-Volterra 模型对沪港通实施前后沪港股市竞争关系和深港股市竞争关系的实证检验结果可知, 沪港通实施

前,沪港股票市场、深港股票市场之间均表现为捕食-诱饵关系;在沪港通实施后,沪港股票市场、深港股票市场之间均表现为互惠共存关系,表明沪港通的实施使得港市对沪深市场的阻滞作用转变为对沪深市场的促进作用,沪港通的正面政策效应已经初步显现。

(3)人民币对港元汇率的波动显著影响沪深港股市的竞争关系。通过比较考虑和不考虑人民币对港元汇率波动情况下,沪港通实施前后沪深港股市竞争关系的差异性可以发现,在考虑汇率波动的情况下,得到了沪港通的实施对沪港股市竞争关系的“净”影响,即沪港通能够增强港市对沪深两市的促进作用,而人民币对港元汇率的波动能够减弱港市对沪深两市的促进作用,表现为沪港股票市场、深港股票市场竞争关系的不同变化趋势。因此,在研究沪港通对沪深港股市竞争关系的影响时,不能忽略人民币对港元汇率波动这一重要影响因素。

参考文献:

[1] 孙宜浩,黄文凡.为什么不做?——基于“沪港通”的A-H股价实证研究[J].投资研究,2015,32:139-145.

[2] 严仕佳,郭玮,黄文彬.“沪港通”公告效应比较研究[J].经济动态,2015,32:69-77.

[3] 杨瑞杰,张向丽.沪港通对大陆、香港股票市场波动溢出的影响研究——基于沪深300指数、恒生指数高频数据[J].金融经济研究,2015,6:49-59.

[4] 刘茂荣,刘恒新.沪港通对沪市股票有效性的影响[J].经济与管理研究,2015,8:54-62.

[5] 冯水琦,殷晓航.沪港通对沪港股市联动效应的影响[J].经济体制改革,2016,2:143-147.

[6] 徐晓光,余博文,郑尊信.内地股市与香港股市融合动态分析——基于沪港通视角[J].证券市场导报,2015,10:61-66.

=====

(上接第139页)

参考文献:

[1] 冯华.农业部六项措施确保乳粉安全——奶源可追溯到牧场[N].人民日报,2014-1-10(2).

[2] 李翠霞,葛娅男.我国原料乳生产模式演化路径研究——基于利益主体关系视角[J].农业经济问题,2012,7:33-38.

[3] 钟真,陈淑芬.生产成本、规模经济与农产品质量安全——基于生鲜乳质量安全的规模经济分析[J].中国农村经济,2014,(1):49-61.

[4] 孔祥智,钟真.奶站质量控制的经济解释[J].农业经济问题,2009,9:24-29.

[5] 孔祥智.中国奶业经济组织模式研究[M].北京:中国农业科技出版社,2009.

[6] 李栋.中国奶牛养殖模式及其效率研究[D].北京:中国农学科学院,2013.

[7] 钟真,孔祥智.产业组织模式对农产品质量安全的影响:来自奶业的例证[J].管理世界,2012,11:79-92.

[8] Xie S Y. Theory of Evolutionary Game under the Limited Rationality[J]. Journal of Shanghai University of Finance and Economics, 2001: 3-7.

[9] 张国兴,高晓霞,曹欣.基于第三方监督的食品安全监管演化博

[7] 赵胜民,闫红蕾.内地与香港股票市场的一体化进程研究[J].中国经济问题,2016,1:124-135.

[8] Lotka, A J. Elements of Physical Biology [M]. Philadelphia: William & Wilkins Companies, 1925.

[9] Volterra V. Variazioni e Fluttuazioni Del Numero D'individui in Specie Animali Conviventi[J]. Mem R Accad Naz dei Lincei, 1926, 2: 31-113.

[10] Modis T. Technological Forecasting at the Stock Market[J]. Technological Forecasting and Social Change, 1999, 62: 173-202.

[11] Farmer J D. A Simple Model for the Nonequilibrium Dynamics and Evolution of a Financial Market[J]. International Journal of Theoretical and Applied Finance, 2000, 3: 425-441.

[12] Ito T, Lin W, L. Race to the Center: Competition for the Nikkei 225 Futures Trade[J]. Journal of Empirical Finance, 2001, 3: 219-242.

[13] Lee S T, Lee D J, Oh H S. Technological Forecasting at the Korean Stock Market: A Dynamic Competition Analysis Using the Lotka-Volterra Model[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2005, 4: 1044-1057.

[14] 孔东民. Lotka-Volterra 系统下市场结构的演进[J]. 管理工程学报, 2005, 3: 77-81.

[15] 熊傲, 张维, 李帅. 基于 Lotka-Volterra 模型的股指期货市场竞争分析[J]. 系统工程学报, 2009, 5: 581-588.

[16] 姚宏伟, 廖士光. 股指期货与股票现货市场竞争关系研究——来自中国的经验证据[J]. 证券市场导报, 2011, 9: 43-50.

[17] 曹广善, 徐龙彪. 香港和内地证券市场的动态竞争关系研究——基于 A+H 交叉上市公司的实证分析[J]. 财经研究, 2011, 9: 38-48.

[18] 廖士光, 朱伟群, 徐辉. 创业板市场与主板市场关系研究——来自沪深证券市场的经验证据[J]. 财经研究, 2014, 6: 27-37.

(责任编辑:石琳娜)

弈模型[J].系统工程学报,2015,4:153-164.

[10] 许民利.食品供应链中质量投入的演化博弈分析[J].中国管理科学,2012,20(5):131-141.

[11] 贾惠,张三峰.产业成长视角的乳业质量演化博弈分析[J].软科学,2013,27(12):11-16.

[12] Evans D N. Reference Material Needs for Quality Assessment of Milk and Dairy Products[J]. Accred Qual Assur, 2004, 9: 226-231.

[13] 马恒运,王济民,刘威.我国原料奶生产 TFP 增长方式与效率改进——基于 SDF 与 Malmquist 方法的比较[J].农业技术经济,2011,8:18-25.

[14] 邵亮亮,李栋,刘玉满.中国奶牛不同养殖模式效率的随机前沿分析——来自 7 省 50 县检测数据的证据[J].中国农村观察,2015,3:64-73.

[15] Fñull J W. Evolutionary game theory[M]. Cambridge, MA: The MIT Press, 1995.

[16] 钟真.生产组织方式、市场交易类型与生鲜乳质量安全——基于全面质量安全观的实证分析[J].农业技术经济,2011,1:13-23.

(责任编辑:石琳娜)

第36卷 第3期
总第397期

投资研究

Review of Investment Studies

- 企业寻租与政府补助利用效率——来自企业投资活动的经验证据
- 汇率决定模型的样本外预测能力研究：基于分位数回归方法
- 社会融资规模波动成因及其对宏观经济的反映
——基于DSGE模型及其方差分解分析
- 我国上市公司隐含权益资本成本的测度与评价
- 主并公司实现并购绩效了吗？



国际标准刊号：ISSN1003-7624

国内统一刊号：CN11-1389/F

2017 3

目 录

2017年第3期(总第397期 第36卷)

论 文

- 企业寻租与政府补助利用效率
——来自企业投资活动的经验证据 江新峰、张敦力(4)
- 汇率决定模型的样本外预测能力研究:
基于分位数回归方法 关 蒙、郑海涛、胡天惠(19)
- 社会融资规模波动成因及其对宏观经济的反映
——基于DSGE模型及其方差分解分析 陈 鑫、王华明、彭俞超(36)
- 我国上市公司隐含权益资本成本的测度与评价 许 志、林星岑、赵艺青(52)
- 主并公司实现并购绩效了吗? 杨海燕、黄 贇(74)
- 上海住宅房地产成交价格与经济政策不确定性的相关性研究
..... 王世鹏、台玉红(85)
- 分阶段投资与企业创新水平的关系研究
——创业团队异质性的调节效应分析 谢译中、宋砚秋、屈 成、王思柔(96)
- XBRL信息披露对上市公司会计稳健性的影响研究
..... 林祥友、何 帅、邓传红(108)
- 基于股票价格残差的动量策略及其有效性检验
..... 宋光祥、董永琦、许 林(123)
- 终极控股股东、负债融资与过度投资研究 吴东立、陈 杰(136)
- 商业类央企国有资本监管的效率评价 赵立新(149)

XBRL信息披露对 上市公司会计稳健性的影响研究

林祥友 何 帅 邓传红

摘要:本文以我国沪深300指数成分股的上交所上市公司构造处理组样本,深交所上市公司构造控制组样本,以沪深交易所XBRL信息披露实施前后各3个会计年度为研究期间,采用Khan&Watts会计稳健性的CSCORE模型度量分公司分年度的会计稳健性,采用非参数检验方法和双重差分模型实证分析沪深交易所XBRL信息披露的实施对沪深上市公司会计稳健性的影响。研究表明,沪深交易所XBRL信息披露的实施能显著提高沪深上市公司的会计稳健性,且对沪市上市公司会计稳健性的影响强于对深市上市公司会计稳健性的影响。

关键词:XBRL信息披露;会计稳健性;Khan&Watts模型;双重差分模型

JEL分类号:G23,G32,G34

一、引言

近年来,XBRL(eXtensible Business Reporting Language,可扩展商业报告语言)作为一项基于信息技术的信息披露标准,在各国得到了快速发展和广泛运用。从2009年起,我国上海证券交易所和深圳证券交易所也相继要求上市公司同步披露PDF格式和XBRL格式的财务报告,标志着我国上市公司财务报告及信息披露进入一个崭新时代。由于特有的制度安排,我国出现了由财政部、上海证券交易所和深圳证券交易所主导的国内XBRL标准“三足鼎立”的现象,由此导致国内XBRL标准的囚徒困境(王立彦,曾建光,2012)。那么,同属于国内XBRL标准“三足鼎立”之一的上交所XBRL标准和深交所XBRL标准的实施对上市公司的会计信息质量比如会计稳健性是否存在显著提升效应?二者对上市公司会计信息质量的影响是否存在显著差异?在改善会计信息质量方面,二者孰优孰劣?我国信息披露的XBRL标准应当怎样完善和发展?对于这一系列问题的回答,一方面,能够为XBRL财务报告及信息披露的实施提供正面的经验证据的支持;另一方面,也能为XBRL财务报告及信息披露的完善和发展指明方向和路径。而且,我国

作者简介: 林祥友:成都理工大学商学院教授,博士,硕士生导师,主要从事资本市场财务与会计研究;

何 帅:成都理工大学商学院,硕士研究生,主要从事金融理论与投资管理研究;

邓传红:成都理工大学商学院,硕士研究生,主要从事公司金融与资本市场研究。

*本文得到四川省软科学计划项目“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”(项目编号:2015ZR0228)、四川省教育厅人文社科重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(项目编号:14SA0036)、四川省大学生创新创业训练计划项目“XBRL财务报告的信息效率研究”(项目编号:201510616070)、国家大学生创新创业训练计划项目“沪港通对沪深港股市竞争关系的影响研究”(项目编号:201610616032)的资助。

XBRL 财务报告及信息披露已经实施六年有余,资本市场已经积累了丰富的经验数据,为通过实证检验回答前述系列问题奠定了坚实的数据基础。基于此,本文将沪深两个交易所 XBRL 财务报告信息披露为研究对象,从上市公司 Khan&Watts 会计稳健性的视角,实证考察沪深交易所 XBRL 财务报告及信息披露实施前后上市公司会计稳健性的存在性, XBRL 财务报告及信息披露的实施对上市公司会计稳健性影响的显著性,以及沪深交易所 XBRL 财务报告及信息披露对沪深上市公司会计稳健性影响的差异性。

与已有研究文献相比,本文的研究结论及价值体现在以下三方面:第一,从 XBRL 信息披露影响信息生成方和信息使用方的双重视角,即从会计稳健性方面考察 XBRL 信息披露的实施效应,理论分析了 XBRL 信息披露影响上市公司会计稳健性的作用机理和传导路径。第二,以 Khan&Watts 提出的会计稳健性的 CSCORE 模型度量上市公司的分公司分年度会计稳健性,实证检验 XBRL 信息披露对上市公司会计稳健性的影响,实现了从上市公司会计信息质量视角实证考察 XBRL 信息披露的实施效应。第三,以沪深 300 指数成分股的上交所上市公司构造处理组样本,以沪深 300 指数成分股的深交所上市公司构造控制组样本,采用非参数检验和双重差分模型实证分析了沪深交易所 XBRL 标准的信息披露影响沪深上市公司会计稳健性的显著性和差异性,得出的可靠结论是上交所 XBRL 标准信息披露对上市公司会计稳健性的正面影响强于深交所 XBRL 标准信息披露对上市公司会计稳健性的正面影响,从提升上市公司会计稳健性的角度为 XBRL 信息披露标准的完善和发展指出了明确的方向和路径。

二、理论分析与研究假设

(一)XBRL 信息披露的实施效应

XBRL 信息披露并不久远的历史,却已吸引了大量研究者的关注。Kim et al.(2012)指出, XBRL 的研究范畴可划分为三类:XBRL 技术和应用, XBRL 质量和认证, XBRL 在利益相关者中的作用。XBRL 的源动力是审计需要,并为外部投资者服务,于是前述第三类研究多聚焦于 XBRL 对资本市场的影响(如 Li et al., 2012)。国外学者们相继从资本市场或上市公司角度考察 XBRL 财务报告的实施效应。Hodge et al.(2004)研究表明 XBRL 具有增强信息透明度的作用, Premuroso and Bhattachaya(2008)和 Alles et al.(2012)研究发现 XBRL 具有正向的公司治理效应, Yoon et al.(2011)考察了 XBRL 对信息不对称的缓解作用, Li et al.(2012)研究发现 XBRL 对权益资本成本的降低作用, Bai et al.(2013)研究了 XBRL 对信息环境方面的改善作用, Efendi et al.(2009, 2014)实证分析了 XBRL 财务报告存在明显的信息含量, Liu et al.(2014)证实 XBRL 能够提高财务分析师的预测精度, Blankespoor et al.(2014)在美国市场发现 XBRL 增加了信息不对称程度,提高了权益成本,其研究结论和 Yoon et al.(2011)、Li et al.(2012)相关研究结论正好相反。Shan et al.(2015)则另辟蹊径,研究了 XBRL 对审计收费的显著影响,并比较了其在美国和日本市场的差异性。

关于 XBRL 财务报告及信息披露的实施效应,国内学者赵现明和张天西(2010);王琳和龚昕(2012)研究发现,我国资本市场 XBRL 财务报告的信息含量已初步显现。李争争等(2013)指出, XBRL 格式财务报告可降低投资者信息处理时滞,提高信息透明度。胡方圆和胡仁昱(2013)主要借鉴 Ball 和 Shivakumar 的会计稳健性模型,研究了 XBRL 通用分类准则对会计稳健性的影响,得到了 XBRL 通用分类标准显著提升会计稳健性的结论。曾建光等(2013)从代理成本与绩效水平视角研究了我国开放式基金市场 XBRL 的实施效应。史永和张龙平(2014)研究发现 XBRL 的实施提高了分析师的跟踪度、预测准确度,扩展了分析师预测报告内容。徐经长等(2014)研究了 XBRL 财务报告对公司绩效的正面影响。史永和张龙平(2014)研究发现 XBRL 的实施能有效降低我国资本市场上公司的股价同步性。陈永生,李文颖和吴东琳(2015)

探讨公司治理、XBRL 和权益成本三者间的互动机理,发现 XBRL 的实施显著降低了权益成本。杜威等(2015)实证检验了 XBRL 财务报告中不同类型信息元素对股价同步性的影响。杜威等(2016)的进一步研究表明,上市公司通过自愿性扩展分类标准可以披露更多公司层面信息,其与股价同步性之间显著负相关。

综上,现有文献要么从资本市场角度考察 XBRL 信息披露的实施效应,要么从上市公司角度考察 XBRL 信息披露的实施效应。我们认为,Khan&Watts(2009)提出的会计稳健性 CSCORE 度量模型,一方面具有分公司分年度来度量会计稳健性的优点,另一方面又是连接资本市场和上市公司的纽带,研究 XBRL 信息披露的实施对 Khan&Watts 会计稳健性的影响,可以实现同时从资本市场和上市公司双重视角考察 XBRL 信息披露的实施效应。

(二)会计稳健性的度量及其影响因素

会计制度中的稳健性原则是约束因信息不对称导致道德风险的一种制度安排,是现代公司制企业中一项重要的财务报告机制和公司治理机制(Watts, 2003)。稳健性是会计系统对市场信息的反应,因为验证管理层或者财务报告信息真实性的成本与收益具有不对称性,将造成更加及时地确认损失而不是收益(Guay and Verrecchia, 2006)。Basu(1997)将稳健性定义为盈余对“坏消息”的反映速度快于对“好消息”的反映速度。Watts(2003)将稳健性的产生归结为契约、诉讼、税收和管制四类影响因素。Basu(1997)和 Watts(2003)运用经验数据证实了稳健性的存在性,其在一定程度上符合上述四种解释。毛新述和戴德明(2008)指出,稳健性原则要求公司报告盈余对坏消息的反映比对好消息的反映更加及时和充分,对收益和费用的确认实施不同的可证实标准,以确保内在于商业环境中的不确定性和风险被充分考虑。会计稳健性能衡量管理者的投机行为,减少投资者和管理者之间的代理问题,降低监督成本和诉讼成本,保护投资者权益(郑宝红,刘亚伟,2014)。

关于会计稳健性的度量方法,张兆国、刘永丽和李庚秦(2012)做了一个概括。会计稳健性的度量按其与公司、年份的关系可分为两大类:一类是非分公司分年度会计稳健性,只能笼统度量整个市场一定期间的会计稳健性,包括 Basu(1997)的盈余与股票回报关系模型、Basu(1997)的盈余持续性计量模型、Beaver and Ryan(2000)的净资产账面与市场价值比率模型、Givoly and Hayn(2000)的负累积应计项目计量模型、Ball and Shivakumar(2005)的应计与现金流关系模型、Roychowdhury and Watts(2007)的多期间累积的盈余与股票报酬计量模型;另一类是分公司分年度会计稳健性,可以具体度量某一公司某一年份的会计稳健性,如 Khan & Watts(2009)的分公司分年度的 CSCORE 模型。在会计稳健性的实证研究中,Basu(1997)模型的应用最为广泛,但是它无法区分相同时间不同公司间的横截面差异以及相同公司不同时间的纵向变化,无法分公司分年度度量会计稳健性。为了解决 Basu(1997)模型的这一局限,Khan & Watts(2009)提出了会计稳健性度量指标 CSCORE,并验证了其在美国资本市场的有效性,这进一步拓展了会计稳健性的研究领域。张长海、胡国柳和吴顺祥(2012);郑宝红和刘亚伟(2014)相继验证了 Khan & Watts(2009)的 CSCORE 模型在我国资本市场的适用性,且均得出了正面的研究结论。

可见,Khan & Watts(2009)稳健性模型具有两个明显优点:一是对会计稳健性进行分公司分年度度量,二是同时从资本市场和上市公司双重视角考察会计稳健性。有鉴于此,本文将采用 Khan & Watts(2009)会计稳健性模型度量上市公司的分公司分年度的会计稳健性,进而实证检验 XBRL 信息披露的实施对 Khan & Watts 会计稳健性的影响,既能检验 XBRL 信息披露的实施对上市公司的影响,又能检验 XBRL 信息披露对资本市场的影响。

(三)XBRL 信息披露的实施对会计稳健性的影响

于焜和唐大鹏(2011)指出,20 世纪 90 年代以来,我国经历 1993 年、1998 年、2001 年和 2006 年的会计制度改革,稳健性都是其主基调,2006 年我国企业会计准则更是首次将稳健性作为会计信息质量的要求之

一。毛新述和戴德明(2008)从我国独特的制度背景以及由此导致的会计与证券监管这一角度解释了2002至2005年我国资本市场上盈余稳健性普遍存在的原因。多数实证研究文献表明,我国2007年企业会计准则实施之后,沪深上市公司表现出明显的会计稳健性。本文的研究期间为2007—2009年,以及2010年—2012年,可以初步预判,我国资本市场上市公司在此考察期间应该具有显著的会计稳健性。

Watts(2003)将会计稳健性的产生归结为契约、诉讼、税收和管制等因素,相对于税收假设和管制假设,更多的证据支持契约假设与诉讼假设。我们从契约假设与诉讼假设角度来分析XBRL信息披露的实施对沪深上市公司会计稳健性的影响。我国上交所和深交所上市公司XBRL信息披露实施后,上市公司通过PDF格式的财务报告和XBRL格式的财务报告同步披露相关信息,两种信息披露模式同时进行,提高了上市公司的信息透明度,降低了公司管理层与债权人、投资者之间的信息不对称程度,各利益相关者之间的代理成本降低了,可能导致其对会计稳健性的需求降低。另一方面,XBRL信息披露的实施对不同投资者可能导致完全相反的影响,对同一个上市公司而言,原本信息获取和分析能力强的投资者通过XBRL格式财务报告获取了更及时更充分的增量信息,原本信息获取和分析能力弱的投资者限于自身获取和分析信息的能力,并不能从XBRL格式财务报告中获取更及时更充分的增量信息,导致投资者内部相互之间的信息不对称程度增强,从而导致上市公司的会计稳健性提高的需求,因为LaFond&Watts(2008)的研究指出,权益投资者相互之间的信息不对称程度的变化也会引起会计稳健性的变化,XBRL信息披露的实施,管理层和投资者之间的信息不对称降低,减弱了对会计稳健性的需求;投资者与投资者之间的信息不对称增加,增强了对会计稳健性的需求。影响会计稳健性的这两股力量权衡,将显著影响上市公司的会计稳健性,于是,我们提出假设1:

H1:沪深交易所XBRL信息披露的实施对沪深上市公司会计稳健性存在显著影响。

我国上交所XBRL标准和深交所XBRL标准既存在共同之处,也存在显著差异。共同之处在于XBRL信息披露的形式,XBRL信息披露均是在PDF格式财务报告的基础上通过填报软件或网上填报生成XBRL格式财务报告,与PDF格式的财务报告同步披露。上市公司同时提供PDF格式和XBRL格式的财务报告,发送了更多的信号,投资者能够便利地对某个特定指标进行纵向和横向比较,XBRL信息披露提高了投资者的信息处理效率,降低了投资者的信息处理成本(史永,张龙平,2014)。上交所和深交所XBRL标准的差异之处在于XBRL信息披露的内容,根据聂萍和周戴(2011)的研究,从网页呈现质量的角度考察,无论是会计信息质量特征还是网页适航性,深交所XBRL平台均强于上交所XBRL平台;从XBRL财务报告信息含量考察,上交所XBRL平台展示了财务报表附注信息,包含可供挖掘的公司特质信息更多,沪深两个交易所的XBRL平台在网页呈现质量和信息含量上各有优势,可能导致其对上市公司的会计稳健性的影响存在差异,于是,我们提出假设2。

H2:沪深交易所XBRL信息披露的实施对沪深上市公司会计稳健性的影响存在差异。

三、研究设计

(一)样本选择

我国XBRL财务报告的披露标准存在上交所XBRL版本、深交所XBRL版本和财政部XBRL版本,三种版本的XBRL标准究竟孰优孰劣?三种XBRL标准的财务报告的信息质量有何差异?不同XBRL标准下上市公司的会计稳健性呈现出怎样的特征?为了确保研究样本在除使用XBRL标准之外各方面特征的同质性,并对上市公司的会计稳健性进行纵横比较分析,本文选择沪深300指数成分股的上交所上市公司和深交所上市公司为研究对象,选择上交所XBRL标准、深交所XBRL标准实施前后各三年为研究期间,

即2007年—2009年,以及2010年—2012年,由于计算会计稳健性指标时需要用到前一年的变量数据,所以实际获取了2006年—2012年的相关上市公司的财务数据和交易数据。对于会计稳健性的测量,为了消除可能存在异常会计稳健性的样本上市公司,建立如下有效样本的筛选标准:(1)剔除金融保险行业上市公司;(2)剔除净资产小于0的上市公司;(3)剔除样本期间的ST和*ST上市公司;(4)剔除上市时间较短和停牌时间较长导致数据缺失的上市公司。最后剩下的有效样本为61家上交所上市公司和39家深交所上市公司。为了控制极端异常值可能对研究结论造成的影响,将回归模型中的变量均在样本1%和99%分位数部位进行Winsorize缩尾处理。本文的有效样本的相关数据全部来自Wind数据库和CSMAR数据库。

(二)模型设定

1.会计稳健性的度量

在考察XBRL信息披露的实施对会计稳健性的影响时,首先采用Khan&Watts(2009)提出的会计稳健性度量模型,度量考察期间分公司分年度的会计稳健性,并将其度量结果作为后文实证检验的被解释变量。

为了能够分公司分年度考察会计稳健性,Khan&Watts(2009)选取了市值账面价值比、公司规模和资产负债率等变量作为企业投资机会的替代变量,在Basu(1997)模型基础上构建了能够分别衡量每一个公司每一个年度的会计稳健性的指标GSCORE_{it}和CSCORE_{it}。GSCORE_{it}和CSCORE_{it}的计算原理及步骤如下:

首先,建立传统的Basu模型:

$$Earn_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Earn_{it}$ 表示会计盈余, $Earn_{it} = EPS_{it}/P_{i,t-1}$, EPS_{it} 表示 i 公司第 t 年的每股税后盈余; $P_{i,t-1}$ 表示 i 公司第 t 年年初的每股收盘价格; R_{it} 为股票报酬率,其具体的计算公式为 $R_{it} = \prod_{j=1}^{12} (1 + RET_{itj}) - 1$, RET_{itj} 表示 i 公司第 j 月的月个股报酬率; DR_{it} 为股票报酬率虚拟变量,如果 R_{it} 小于0, DR_{it} 取值为1,否则 DR_{it} 取值为0; β_1 表示股票回报率的正负对会计盈余的影响程度; β_2 表示会计盈余对“好消息”的反映速度; β_3 表示会计盈余对“坏消息”的反映相对于对“好消息”反映的增速,即会计稳健性的衡量指标; $\beta_1 + \beta_3$ 表示会计盈余对“坏消息”的反映速度。

然后,建立修正的Basu模型:

利用市值账面价值比、公司规模和资产负债率作为替代变量,建立相应线性函数衡量不同公司不同年度的会计盈余对“好消息”的反映速度和会计盈余对“坏消息”的反映增速。

$$GSCORE_{it} = \beta_2 = \mu_1 + \mu_2 Size_{it} + \mu_3 Mb_{it} + \mu_4 Lev_{it} \quad (2)$$

$$CSCORE_{it} = \beta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 Mb_{it} + \lambda_4 Lev_{it} \quad (3)$$

式(2)、(3)中, $Size_{it}$ 表示市场价值的自然对数; Mb_{it} 表示公司市场价值与账面价值的比率; Lev_{it} 表示财务杠杆即资产负债率。

将式(2)和式(3)代入式(1)中,得到式(4)。

$$Earn_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + (\mu_1 + \mu_2 Size_{it} + \mu_3 Mb_{it} + \mu_4 Lev_{it}) R_{it} + (\lambda_1 + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 Mb_{it} + \lambda_4 Lev_{it}) DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

最后,计算分公司分年度的会计稳健性指标GSCORE_{it}和CSCORE_{it}。

将分公司分年度的相关变量代入式(4),对式(4)中的各个参数值进行估计,再将式(4)中的参数估计值 $\mu_1 \sim \mu_4$ 和 $\lambda_1 \sim \lambda_4$ 分别代入式(2)和式(3),可以计算得到的 β_2 和 β_3 分别为第 i 家公司第 t 年的GSCORE_{it}值和CSCORE_{it}值,GSCORE_{it}值为分年度分公司的会计盈余对“好消息”的反映速度,

CSCORE_{it} 值为分年度分公司的会计盈余对“坏消息”的反映速度相对于对“好消息”的反映速度的增量,即为衡量分年度分公司的会计稳健性的指标。

2. 双重差分模型

在计算出分年度分公司的会计稳健性指标 GSCORE_{it} 值和 CSCORE_{it} 值之后,再构建双重差分模型检验沪深交易所XBRL信息披露的实施对上市公司会计稳健性影响的显著性和差异性。

首先,根据前面计算出来的分年度分公司 GSCORE 值和 CSCORE 值,进行描述性统计,分析 GSCORE 值和 CSCORE 值的大小、正负和分布特征,据此分析沪深交易所上市公司会计稳健性的存在性、差异性及其变化趋势。

然后,利用非参数检验方法进行上市公司会计稳健性的存在性和差异性检验,构建双重差分模型检验XBRL信息披露的实施对上市公司会计稳健性的影响显著性及影响差异性。参考Khan&Watts(2009)关于会计稳健性影响因素的相关研究结论,我们在最基本的双重差分模型中加入股价波动性、投资周期、公司年龄、年度和行业等控制变量,构建的双重差分模型如式(5)、(6)。

$$GSCORE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SSE_{it} + \alpha_2 XBRL_{it} + \alpha_3 SSE_{it} \times XBRL_{it} + \gamma_1 Volatility_{it} + \gamma_2 Cycle_{it} + \gamma_3 Age_{it} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$CSCORE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SSE_{it} + \alpha_2 XBRL_{it} + \alpha_3 SSE_{it} \times XBRL_{it} + \gamma_1 Volatility_{it} + \gamma_2 Cycle_{it} + \gamma_3 Age_{it} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式(5)、(6)中, SSE_{it} 为交易所虚拟变量,上交所上市公司, SSE_{it} 取值为1;深交所上市公司, SSE_{it} 取值为0。 $XBRL_{it}$ 为XBRL信息披露实施前后虚拟变量,实施XBRL信息披露之后的2010-2012年, $XBRL_{it}$ 取值为1;实施XBRL信息披露之前的2007-2009年, $XBRL_{it}$ 取值为0。 α_1 度量了相对于深交所上市公司而言,上交所上市公司会计稳健性的差异性; α_2 度量了上市公司实施XBRL信息披露后相对于上市公司实施XBRL信息披露前会计稳健性的差异性; α_3 反映了相对于深交所上市公司XBRL信息披露的实施对其会计稳健性的影响而言,上交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性影响的差异性,若 $\alpha_3 > 0$ 且显著,表明上交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性影响显著强于深交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性的影响;若 $\alpha_3 < 0$ 且显著,表明上交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性影响显著弱于深交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性的影响;若 α_3 不显著,表明上交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性影响与深交所上市公司XBRL信息披露的实施对其上市公司会计稳健性的影响不存在显著差异。

(三)变量定义

对在会计稳健性的度量模型和会计稳健性差异检验的双重差分检验模型中涉及的主要变量进行具体定义,变量定义见表1。

表1 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
Earn	公司会计盈余	每股净利润除以每股期初市值。
R	公司报酬率	每年年初起至年末累计12个月的报酬率。
DR	报酬率哑变量	如果R<0, DR取值为1;否则, DR取值为0。
Size	公司规模	公司总资产的自然对数。
Mb	市值净值比	市值除以账面价值。
Lev	财务杠杆	资产负债率,等于负债总额除以资产总额。
XBRL	XBRL实施哑变量	如果实施XBRL财务报告后, XBRL取值为1;否则, XBRL取值为0。
SSE	交易所哑变量	如果上市公司为上交所上市公司, SSE取值为1;否则, SSE取值为0。
Volatility	股票波动性	各年股票日回报率的标准差。
Cycle	投资周期	折旧费用除以上年末的总资产。
Age	公司年龄	上市公司存续的时间年数。
Year	年度哑变量	控制年度效应。
Industry	行业哑变量	控制行业效应。

在变量定义表中,公司盈余 Earn、公司报酬率 R、报酬率虚拟变量 DR、公司规模 Size、市值净值比 Mb、财务杠杆 Lev 等主要用于上市公司会计稳健性的度量模型, XBRL 实施虚拟变量 XBRL、交易所虚拟变量 SSE、公司股票波动率 Volatility、投资周期 Cycle、公司年龄 Age 等则主要用于上市公司会计稳健性的差异性检验模型。

四、实证结果分析

(一)变量的描述性统计

为了对前文提出的研究假设进行检验,首先采用 Khan&Watts(2009)的会计稳健性模型计算出有效样本在考察期内分公司分年度的会计稳健性指标值,包括 GSCORE 值和 CSCORE 值,并对模型中涉及的主要变量包括 GSCORE 和 CSCORE 进行描述性统计如表 2。

表2 变量的描述性统计

统计量	上交所上市公司		深交所上市公司		上交所上市公司		深交所上市公司	
	实施XBRL信息披露前	实施XBRL信息披露后	实施XBRL信息披露前	实施XBRL信息披露后	实施XBRL信息披露前	实施XBRL信息披露后	实施XBRL信息披露前	实施XBRL信息披露后
	GSCORE	CSCORE	GSCORE	CSCORE	GSCORE	CSCORE	GSCORE	CSCORE
均值	0.0004	0.0490	0.019	0.0543	-0.0020	0.0568	-0.0001	0.0563
中位数	-0.0001	0.0491	0.0017	0.0488	-0.0018	0.0568	-0.0004	0.0550
标准差	0.00433	0.01851	0.00843	0.02634	0.00440	0.01712	0.00537	0.01473
最小值	-0.01	-0.01	-0.08	0.00	-0.01	0.02	-0.01	0.03
最大值	0.01	0.11	0.02	0.22	0.01	0.09	0.01	0.10
偏度	0.356	-0.133	-5.349	2.235	0.204	0.064	0.419	0.257
峰度	0.954	1.097	44.283	9.390	-0.156	-0.665	-0.170	-0.191
相关性		-0.280***		-0.408***		-0.627***		-0.236**

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著。

由表2,对GSCORE和CSCORE的平均数和中位数进行描述性统计的结果表明二者均无明显偏态分布。再对GSCORE和CSCORE进行Pearson相关系数检验,四类样本中两者关系均显著为负,表明会计盈余对好消息反应的速度与对坏消息增量的反应速度显著负相关。描述性统计分析表明,上交所上市公司在实施XBRL信息披露前的CSCORE均值为0.0490,在实施XBRL信息披露后的CSCORE均值上升为0.0543,变化比较明显;深交所上市公司在实施XBRL信息披露前的CSCORE均值为0.0568,在实施XBRL信息披露后的CSCORE均值则下降为0.0563,变化并不明显,初步显示上交所XBRL信息披露对上市公司会计稳健性的正向影响强于深交所XBRL信息披露对上市公司会计稳健性的影响。对GSCORE值和CSCORE值的偏度和峰度的分析表明,只有上交所上市公司在实施XBRL信息披露后的会计稳健性指标GSCORE值和CSCORE值具有尖峰厚尾非正态的分布特征,其他情况下的GSCORE值和CSCORE值的尖峰厚尾非正态的分布特征并不显著。后文同时采用均值差异的T检验以及Wilcoxon符号秩检验来进行GSCORE值和CSCORE值的差异性分析。

(二)变量的相关性分析

由于后文要进行多元线性回归分析,为了确保回归分析模型的科学性,先对被解释变量GSCORE、CSCORE以及解释变量SSE、XBRL、SSE*XBRL、Volatility、Cycle、Age等进行相关性分析。变量的相关性分析结果如表3。

表3 变量的相关性分析

变量	GSCORE	CSCORE	SSE	XBRL	SSE*XBRL	Volatility	Cycle	Age
GSCORE	1							
CSCORE	-0.381***	1						
SSE	0.131***	0.073	1					
XBRL	0.172***	-0.116***	0.000	1				
SSE*XBRL	0.168***	0.023	0.462***	0.430***	1			
Volatility	-0.034	-0.057	-0.045	0.088**	0.013	1		
Cycle	0.146***	0.100**	0.054	0.090**	0.098**	-0.022	1	
Age	0.058	0.154***	0.360***	-0.117***	0.177***	-0.136***	-0.053	1

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著

由表3可知,全时段全样本的被解释变量GSCORE与CSCORE之间的相关系数为-0.381,和表2中分时段分样本的检验结果基本一致。解释变量相互之间相关系数的绝对值最小为0.000,解释变量相互之间相关系数的绝对值最大为0.462,均小于0.50,表明变量之间不存在严重的多重共线性。

此外,在以GSCORE和CSCORE为被解释变量的回归分析中,解释变量的方差膨胀因子VIF最小为1.018,最大为3.567,均远小于10,进一步表明变量之间不存在严重的多重共线性。

(三)上交所上市公司和深交所上市公司会计稳健性的差异性检验

为了确保分析结论的可靠性,我们同时采用均值差异的T检验和Wilcoxon符号秩检验方法,横向比较上交所和深交所上市公司会计稳健性的差异性,检验结果如表4。

表4 会计稳健性的横向差异性检验

		实施XBRL信息披露前				实施XBRL信息披露后			
		T检验的均值	T值	Wilcoxon检验的秩均值	Z值	T检验的均值	T值	Wilcoxon检验的秩均值	Z值
GSCORE	上交所上市公司	0.0004	-4.690***	168.20	-4.421***	0.0019	-2.233**	167.93	-4.354***
	深交所上市公司	-0.0020		122.81		-0.0001		123.23	
CSCORE	上交所上市公司	0.0490	3.681***	136.45	-3.508***	0.0543	0.742	140.24	-2.562**
	深交所上市公司	0.0568		172.47		0.0563		166.55	

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著

由表4中上交所上市公司和深交所上市公司会计稳健性的横向比较可知,在实施XBRL信息披露之前,上交所上市公司的GSCORE均值为0.0004,深交所上市公司的GSCORE均值为-0.0020,二者在1%的显著性水平上显著差异;上交所上市公司的CSCORE均值为0.00490,深交所上市公司的CSCORE均值为0.00568,上交所上市公司会计稳健性均值低于深交所上市公司会计稳健性均值,二者在1%的显著性水平上显著差异。

在实施XBRL信息披露之后,上交所上市公司的GSCORE均值为0.0019,深交所上市公司的GSCORE均值为-0.0001,二者在1%的显著性水平上显著差异;上交所上市公司的CSCORE均值为0.0543,深交所上市公司的CSCORE均值为0.0563,上交所上市公司会计稳健性均值低于深交所上市公司会计稳健性均值,二者的差异并不显著。这表明XBRL信息披露的实施,使上交所上市公司的会计稳健性和深交所上市公司的会计稳健性的差距缩小了,这可能意味着XBRL信息披露的实施对上交所上市公司会计稳健性的正向影响强于对深交所上市公司会计稳健性的影响。

(四)实施XBRL信息披露前后上市公司会计稳健性的差异性检验

再采用均值差异的T检验和Wilcoxon秩和检验方法,纵向比较XBRL信息披露实施前后会计稳健性的差异性,检验结果如表5。

表5 会计稳健性的纵向差异性检验

		上交所上市公司				深交所上市公司			
		T检验的均值	T值	Wilcoxon检验的秩均值	Z值	T检验的均值	T值	Wilcoxon检验的秩均值	Z值
GSCORE	实施XBRL信息披露前	0.0004	-2.053**	158.18	-4.578***	-0.0020	-2.967***	105.92	-2.616***
	实施XBRL信息披露后	0.0019		208.82		-0.0001		129.08	
CSCORE	实施XBRL信息披露前	0.0490	-2.216**	177.81	-1.028	0.0568	0.278	118.62	-0.252
	实施XBRL信息披露后	0.0543		189.19		0.0563		116.38	

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著。

由表5中实施XBRL信息披露前后会计稳健性的纵向比较可知,对上交所上市公司而言,实施XBRL信息披露之前GSCORE均值为0.0004,实施XBRL信息披露之后GSCORE均值为0.0019,在5%的显著性水平上显著差异;实施XBRL信息披露之前CSCORE均值为0.0490,实施XBRL信息披露之后CSCORE均值为0.0543,实施XBRL信息披露之后的会计稳健性均值高于实施XBRL信息披露之前的会计稳健性均值,在5%的显著性水平上显著差异,表明XBRL信息披露的实施使上交所上市公司会计稳健性显著提高了。

对深交所上市公司而言,实施XBRL信息披露之前GSCORE均值为-0.0020,实施XBRL信息披露之后GSCORE均值为-0.0001,在1%的显著性水平上显著差异;实施XBRL信息披露之前CSCORE均值为0.0568,实施XBRL信息披露之后CSCORE均值为0.0563,实施XBRL信息披露之后的会计稳健性均值略低于实施XBRL信息披露之前的会计稳健性均值,在统计上不存在显著差异,表明XBRL信息披露的实施使深交所上市公司会计稳健性降低了,在统计上并不显著。

会计稳健性的纵向比较分析表明,XBRL信息披露的实施对上交所上市公司会计稳健性的正向影响强于对深交所上市公司会计稳健性的影响。

(五)XBRL信息披露影响会计稳健性的显著性和差异性的双重差分检验

利用双重差分模型检验上交所XBRL信息披露和深交所XBRL信息披露的实施对沪深交易所上市公司会计稳健性影响的显著性及差异性,双重差分模型的估计结果如表6。

表6 基于双重差分模型的XBRL信息披露对会计稳健性的影响

变量	GSCORE			CSCORE		
	参数值	T值	P值	参数值	T值	P值
Constant	-0.003***	-3.195	0.001	0.048***	15.283	0.000
XBRL	0.135**	2.065	0.039	-0.067	-1.017	0.310
SSE	0.191***	3.379	0.001	-0.174***	-3.065	0.002
XBRL*SSE	-0.042	-0.557	0.578	0.125*	1.653	0.099
Volatility	-0.036	-0.898	0.370	-0.025	-0.607	0.544
Cycle	0.127***	3.173	0.002	0.114***	2.829	0.005
Age	0.041	0.951	0.342	0.138***	3.168	0.002
Year		已控制			已控制	
Industry		已控制			已控制	

注:***表示在0.01的显著性水平下显著,**表示在0.05的显著性水平下显著,*表示在0.1的显著性水平下显著。

由表6中XBRL信息披露影响会计稳健性的双重差分模型的检验结果可知,从GSCORE的影响因素分析,变量XBRL的参数估计值为0.135,在5%的显著性水平下显著,表明XBRL信息披露实施后上市公司盈余对好消息的反映速度显著快于XBRL信息披露实施前。变量SSE的参数估计值为0.191,在1%的显著性水平上显著,表明上交所上市公司盈余对好消息的反映速度快于深交所上市公司。交乘项XBRL*SSE的参数估计值为-0.042,在统计上不显著,表明上交所XBRL信息披露和深交所XBRL信息披露的实施对上市公司盈余对好消息的反映速度的影响不存在显著差异。

从CSCORE的影响因素分析,变量XBRL的参数估计值为-0.067,表明XBRL信息披露的实施对所有样本公司会计稳健性存在负向影响,但并不显著。变量SSE的参数估计值为-0.174,在1%的显著性水平上显著,表明上交所上市公司的会计稳健性显著弱于深交所上市公司的会计稳健性,在1%的显著性水平上显著。交乘项XBRL*SSE的参数估计值为0.125,在10%的显著性水平上显著,表明上交所XBRL信息披露

露和深交所XBRL信息披露的实施对上市公司会计稳健性的影响存在显著差异,在10%的显著性水平上显著,具体表现为上交所XBRL信息披露的实施对会计稳健性的影响显著强于深交所XBRL信息披露的实施对会计稳健性的影响。其他影响会计稳健性的控制变量的检验结果也基本符合预期,波动性Volatility对上市公司会计稳健性存在负向影响,但不显著;投资周期Cycle和公司年龄Age对上市公司会计稳健性均存在正向影响,且均在1%的显著性水平上显著。

(六)敏感性测试

为了确保研究结论的可靠性,我们改为采用Basu(1997)模型度量上市公司总体上的会计稳健性,进行前述研究结论的敏感性测试,Basu模型度量会计稳健性的基本原理如式(7)。

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

利用式(8)的修正Basu(1997)模型来检验XBRL信息披露对沪深上市公司会计稳健性影响的显著性和差异性。

$$\begin{aligned} EPS_{it}/P_{it-1} = & \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it} \\ & + \alpha \times SSE_{it} \times (\beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it}) \\ & + \lambda \times XBRL_{it} \times (\beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it}) \\ & + \theta \times SSE_{it} \times XBRL_{it} \times (\beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 DR_{it} \times R_{it}) \\ & + Volatility + Cycle + Age + \Sigma Year + \Sigma Industry + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

式(7)、式(8)中,相关变量的含义同前。

Basu模型不能分年度度量会计稳健性,而是从所有上市公司总体上考察会计稳健性,敏感性测试的结果如表7。

敏感性检验中,采用相同的变量数据,使用Basu会计稳健性模型依次实证检验沪深交易所上市公司会计稳健性的存在性,沪深交易所XBRL财务报告对沪深交易所上市公司会计稳健性的影响显著性,以及沪深交易所XBRL财务报告的实施影响沪深交易所上市公司会计稳健性的差异性,得到了和前文类似的研究结论。重点关注交乘项XBRL*DR*R的参数估计值为0.447,在10%的显著性水平下显著,表明XBRL信息披露的实施对上市公司的会计稳健性存在显著的正向影响;交乘项SSE*XBRL*DR*R的参数估计值为0.640,在1%的显著性水平下显著,表明沪深交易所XBRL信息披露的实施对上交所上市公司会计稳健性的影响显著强于对深交所上市公司会计稳健性的影响。据此我们可以推断,本文的研究结论是稳健的,可靠的。

表7 XBRL信息披露影响会计稳健性的敏感性测试

变量	参数	T值	P值
Constant	0.036	3.946	0.000
DR	0.087	0.247	0.805
R	0.058	0.543	0.587
DR*R	0.176	0.676	0.499
SSE	0.057	0.434	0.665

SSE*DR	-0.124	-0.320	0.749
SSE*R	-0.012	-0.117	0.907
SSE*DR*R	0.060	0.222	0.824
XBRL	0.062	0.361	0.718
XBRL*DR	-0.251	-0.664	0.507
XBRL*R	0.442*	1.850	0.065
XBRL*DR*R	0.447*	1.661	0.098
SSE*XBRL	0.438**	2.280	0.023
SSE*XBRL*DR	0.145	0.392	0.696
SSE*XBRL*R	-0.566***	-2.734	0.007
SSE*XBRL*DR*R	0.640***	2.618	0.009
Volatility	-0.036	-0.413	0.642
Cycle	0.221***	3.632	0.001
Age	0.142***	4.216	0.000
Year	已控制		
Industry	已控制		

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

五、研究结论与政策建议

在我国沪深交易所上市公司实施XBRL财务报告及信息披露的背景下,以沪深300股指成分股的上交所上市公司和深交所上市公司为研究对象,以Khan&Watts(2009)会计稳健性模型度量会计稳健性,采用非参数检验方法和双重差分模型分别检验沪深交易所上市公司在XBRL信息披露实施前后会计稳健性的存在性,沪深交易所XBRL信息披露的实施对上市公司会计稳健性的影响显著性,以及沪深交易所XBRL信息披露的实施对上交所和深交所上市公司会计稳健性影响的差异性,得到以下主要研究结论与启示,并据此提出针对性的政策建议。

第一,Khan&Watts模型度量的会计稳健性在研究期间的我国上市公司广泛而显著地存在。研究表明,上海证交所上市公司在实施XBRL信息披露前,上海证交所上市公司在实施XBRL信息披露后,深圳证

交所上市公司在实施XBRL信息披露前,深圳证交所上市公司在实施XBRL信息披露后,采用Khan&Watts模型度量的上市公司会计稳健性均一定程度地存在,这意味着,总体上看,在考察期间,我国上市公司会计盈余对“坏消息”的反映比对“好消息”的反映更加迅速和及时。

第二,上交所上市公司和深交所上市公司的会计稳健性在实施XBRL信息披露前后均存在明显差异。在实施XBRL信息披露前,上交所上市公司的会计稳健性与深交所上市公司的会计稳健性存在显著差异,表现为上交所上市公司的会计稳健性显著弱于深交所上市公司的会计稳健性;在实施XBRL信息披露后,上交所上市公司的会计稳健性与深交所上市公司的会计稳健性则并不存在显著差异,表现为上交所上市公司的会计稳健性稍弱于深交所上市公司的会计稳健性,但在统计上并不显著,这意味着XBRL信息披露的实施使上交所上市公司的会计稳健性逐渐“追赶”上了深交所上市公司的会计稳健性,二者差距缩小了,这可能是“上交所XBRL信息披露对上市公司会计稳健性的影响强于深交所XBRL信息披露对上市公司会计稳健性的影响”这一原因导致的。

第三,XBRL信息披露的实施对沪深交易所上市公司会计稳健性存在显著影响。上交所XBRL信息披露的实施显著提高了上交所上市公司的会计稳健性,深交所XBRL信息披露的实施则略微降低了深交所上市公司的会计稳健性,且在统计上并不显著。可见,沪深交易所XBRL信息披露的实施对沪深交易所上市公司会计稳健性的影响一正一反,一个显著一个不显著,总体上表现为上交所XBRL信息披露的实施对上市公司会计稳健性的影响强于深交所XBRL信息披露的实施对上市公司会计稳健性的影响。

第四,XBRL信息披露的实施对上交所和深交所上市公司会计稳健性的影响存在显著差异。研究发现,上交所XBRL信息披露的实施对上交所上市公司会计稳健性的正面影响强于深交所XBRL信息披露的实施对深交所上市公司会计稳健性的影响,且在10%的显著性水平上显著。从改善上市公司的会计稳健性的角度看,上交所的XBRL标准是优于深交所的XBRL标准的,原因可能是“上交所XBRL平台展示了财务报表附注信息,包含更多可供挖掘的公司特质信息,增强了对会计稳健性的需求”。因此,在XBRL信息披露格式的上交所标准,深交所标准和财政部标准“三足鼎立”的特定条件下,要完善XBRL标准,提高XBRL信息披露的信息效率,增强上市公司的会计稳健性,则有必要对上交所、深交所、财政部的XBRL标准进行取长补短,特别注意多从上交所XBRL标准中吸取营养,才能使XBRL信息披露提高信息效率,取得预期效果。

参考文献

- [1]陈永生,李文颖,吴东琳,2015,《XBRL、公司治理与权益成本——财务信息价值链视角》,《会计研究》第3期,64-71。
- [2]杜威,董珊珊,张天西,2015,《XBRL分类标准、财务信息元素与上市公司自愿性信息披露研究》,《投资研究》第5期,66-78。
- [3]杜威,吴忠生,张天西,2016,《XBRL分类标准、自愿性信息披露与股价同步性研究——基于财务信息价值链视角》,《投资研究》第4期,23-36。
- [4]胡方圆和胡仁昱,2013,《XBRL通用分类准则对会计稳健性的影响研究:以沪市批发和零售贸易为例》,《中国会计学会高等工科院校分会第20届学术年会论文集》,23-33。
- [5]李争争,张天西,韩宜恒,卓贤林,2013,《行业分类标准有更高的信息质量吗?——基于XBRL财务报表的量化视角》,《证券市场导报》第5期,16-21。
- [6]吕伟,张学渊,余名元,2013,《财富榜、声誉成本与会计稳健性》,《经济科学》第6期,101-115。
- [7]毛新述和戴德明,2008,《会计制度变迁与盈余稳健性——一项理论分析》,《会计研究》第9期,26-32。
- [8]聂萍和周敏,2011,《基于XBRL环境网络财务报告网页呈现质量实证研究》,《会计研究》第4期,8-14。
- [9]史永和张龙平,2014,《XBRL财务报告实施效果研究——基于股价同步性的视角》,《会计研究》第3期,3-10。

- [10]史永和张龙平, 2014,《XBRL 财务报告对分析师预测的影响研究》,《宏观经济研究》第 8 期, 121-132。
- [11]王立志和曾建光, 2012,《国内现行 XBRL 标准的四难困境及其解决之道》,《证券市场导报》第 12 期, 51-54。
- [12]王琳和龚昕, 2012,《我国 XBRL 财务报告应用与会计信息质量——基于沪深经验数据的实证分析》,《财经问题研究》, 第 11 期, 124-129。
- [13]徐经长、张艺馨、曾令会, 2014,《XBRL 与经营效率——来自深圳证券交易所的经验证据》,《社会科学辑刊》第 2 期, 131-136。
- [14]于焜和唐大鹏, 2011,《高质量内部控制能增强盈余稳健性吗? ——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验证据》,《兰州商学院学报》第 4 期, 100-105。
- [15]曾建光、伍丽娜、谢家兰、王立志, 2013,《XBRL、代理成本与绩效水平——基于中国开放式基金市场的证据》,《会计研究》第 11 期, 88-94。
- [16]张长海、胡国柳、吴淑祥, 2012,《公司年度会计稳健性计量方法适用性研究》,《统计与信息论坛》第 2 期, 72-79。
- [17]张兆国、刘永丽和李庚泰, 2012,《会计稳健性计量方法的比较与选择——基于相关性和可靠性的实证研究》,《会计研究》第 2 期, 37-41。
- [18]赵现明和张天西, 2010,《基于 XBRL 标准的年报信息含量研究》,《经济与管理研究》第 2 期, 102-107。
- [19]郑定红和刘业伟, 2014,《C-Score 在我国的适用性》,《预测》第 2 期, 71-74。
- [20]朱松和夏冬林, 2009,《制度环境、经济发展水平与会计稳健性》,《审计与经济研究》第 6 期, 57-63。
- [21]Alles, M., and M. Piechocki. 2012. "Will XBRL Improve Corporate Governance? A Framework for Enhancing Governance Decision Making Using Interactive Data". *International Journal of Accounting Information System*, 13(2), pp.91-108.
- [22]Bai, Z., Sakau, M., Takeda, F., 2013. "The Impact of XBRL Adoption on the Information Environment in Japan". Paper presented at the EAA: 36th Annual Congress.
- [23]Ball R., Robin A. Wu J.S. 2003. "Incentives Versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries and Implications for Acceptance of IAS". *Journal of Accounting and Economics* 36, pp.235-270.
- [24]Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. "Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness". *Journal of Accounting & Economics* 39(1), pp.83-128.
- [25]Basu, S. 1997. "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings". *Journal of Accounting and Economics* 24(1), pp.3-37.
- [26]Beaver, W.H. and S.G Ryan. 2005. "Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling". *Review of Accounting Studies* 10(2-3), pp.269-310.
- [27]Blankenspoor, E., Miller, B.P., White, H.D., 2014. "Initial Evidence on the Market Impact of the XBRL Mandate". *The Review of Accounting Studies* 20 (1).
- [28]Efendi, J., Park, J.D., Subramaniam, C., 2009. "Do XBRL Reports Have Incremental Information Content? - An Empirical Analysis".
- [29]Efendi, J., Park, J.D., Smith, L.M., 2014. "Do XBRL Filings Enhance Informational Efficiency? Early Evidence from Post-earnings Announcement Drift". *Journal of Business Research* 23 (6), pp.1099 - 1105.
- [30]Givoly, D. and C. Hayn. 2000. "The Changing Time Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?". *Journal of Accounting and Economics* 29, pp.287-320.
- [31]Guay and Verrecchia. 2006. "Discussion of an Economic Framework for Conservative Accounting and Bushman and Piotroski". *Journal of Accounting and Economics* 42, pp.149-165.
- [32]Hodge, F., Kennedy, J.J., Maines, L.A., 2004. "Does Search-facilitating Technology Improve the Transparency of Financial Reporting?". *Journal of Accounting, Review*. 79 (3), pp.687 - 703.
- [33]Khan, M., and R. L. Watts. 2009. "Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism". *Journal of Accounting and Economics* 48(2), pp.132-150.
- [34]Kim, J.W., J. Lim, and W.G No. 2012. "The Effect of First Wave Mandatory XBRL Reporting across the Financial Information Environment". *Journal of Information Systems* 26(1), pp.127-153.
- [35]Li, O.Z., Lin, Y., Ni, C., 2012. "Does XBRL Adoption Reduce the Cost of Equity Capital?". *Social Science Research*

Network (SSRN) (August 17, 2012).

- [36] Liu, C., Wang, T., Yao, L.J., 2014. "XBRL's Impact on Analyst Forecast Behavior: An Empirical Study". *Account. Public Policy* 33 (1), pp. 69 - 82.
- [37] LaFond R, Watts R L. 2008. "The Information Role of Conservatism". *The Accounting Review* 83(2), pp.447-478.
- [38] Premuroso, R.F., Bhattacharya, S., 2008. "Do Early and Voluntary Filers of Financial Information in XBRL Format Signal Superior Corporate Governance and Operating Performance?". *International Journal of Accounting Information System* 9 (1), pp.1 - 20.
- [39] Roychowdhury S., R.L.Watts. 2007. "Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-to-Book and Conservatism in Financial Reporting", *Journal of Accounting and Economics* 44, pp.2-31.
- [40] Shan Y. G., I. Troshani, G. Richardson. 2015. "An Empirical Comparison of the Effect of XBRL on Audit Fees in the US and Japan". *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 11, pp.89-103.
- [41] Watts R.L., and J.L.Zimmerman. 1986. "Position Accounting Theory". Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- [42] Watts, R. L. 2003. "Conservatism in Accounting Part I: Explanation and Implications". *Accounting Horizons* 17(3), pp.207-221.
- [43] Yoon, H., Zo, H., Ciganek, A.P., 2011. "Does XBRL Adoption Reduce Information Asymmetry?". *Journal of Business Research* 64 (2), pp. 157 - 163.

Abstract: Constructing the treat groups with the listed companies from Shanghai Stock Exchange and the control groups with the listed companies from Shenzhen Stock Exchange, with Khan & Watts' CSCORE model as the measurement of accounting conservatism, using the nonparametric test and the difference in difference model as the test method, the existing of accounting conservatism and the effect of the XBRL information disclosure on the accounting conservatism of the listed companies are studied in the paper. The conclusions are drawn as the follows: the accounting conservatism of the listed companies are existed significantly, the XBRL information disclosure has significantly increased the accounting conservation of the listed companies, furthermore, the effects of the XBRL information disclosure on the accounting conservatism of SSE listed companies are more significantly than those on the accounting conservatism of SZSE listed companies.

Key Words: XBRL Information Disclosure; Accounting Conservatism; Khan & Watts Model; Difference in Difference Model

股指期货主力合约转换日效应的实证研究

林祥友, 陈超, 易凡琦

(成都理工大学商学院, 四川成都 610059)

摘要:任何一种股指期货合约存续过程中,都存在着从非主力合约转变为主力合约,再从主力合约转变为非主力合约的过程。以持仓量最大作为主力合约转换的判别标准,以股指期货合约的两类主力合约转换为研究对象,首次采用非参数检验方法,从成交量、持仓量、收益率、流动性、波动性等指标考察我国沪深300股指期货市场的主力合约转换日效应。股指期货从非主力合约转换为主力合约过程中,呈现出显著的成交量放大、成交量放大加速、持仓量放大、持仓量放大加速、流动性增强的市场效应,而收益率降低和波动性减弱的市场效应并不显著;股指期货从主力合约转换为非主力合约的过程中,呈现出显著的成交量缩小、成交量缩小加速、持仓量缩小、持仓量缩小加速、流动性减弱的市场效应,而收益率降低和波动性减弱的市场效应并不显著。

关键词:股指期货;主力合约;转换日效应;非参数检验

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-929X(2017)03-0001-11

0 引言

任何一种沪深300股指期货合约的存续期都是有限的,其中,季月合约的存续期是8个月左右,非季月合约的存续期是2个月左右。在股指期货合约的存续期间,将依次经历新合约上市、主力合约转换、合约到期交割等主要阶段,其中,主力合约转换又可进一步细分为由非主力合约转换为主力合约(下文称为第一类主力合约转换),以及由主力合约转换为非主力合约(下文称为第二类主力合约转换)。在股指期货市场上,新主力合约实现第一类主力合约转换的同时,旧主力合约则实现第二类主力合约转换。在股指期货合约存续期间的每一转折时刻,比如新合约上市日、主力合约转换日、合约到期日等时刻,股指期货市场和股指现货市场上由于交易者之间买卖失衡而产生各种短暂扭曲的现象,表现为成交量、持仓量、收益率、流动性、波动性等异常变化,从而呈现出不同的市场效应,包括股指期货合约的上市日效应、转换日效应和到期日效应等。股指期货合约存续过程中这一系列的“日历效应”引起了国内外理论界和实务界的广泛关注和深入研究。

修回日期:2017-01-22

基金项目:四川省软科学研究计划项目“沪港通对A+H交叉上市公司股价同步性的影响研究”(2015ZR0228);四川省教育厅人文社科重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则的优化研究”(14SA0036);四川省大学生创新创业训练计划项目“XBRL财务报告的信息效率研究”(201510616070);国家大学生创新创业训练计划项目“沪港通对沪深港股市竞争关系的影响研究”(201610616032)。

作者简介:林祥友,男,四川资中人,博士,成都理工大学商学院教授,研究方向:公司金融和金融衍生品,Email:linxiangyou2007@126.com;陈超,男,四川洪雅人,成都理工大学商学院硕士生,研究方向:金融理论与投资理财;易凡琦,女,四川达州人,成都理工大学商学院硕士生,研究方向:公司金融与资本市场。

1

在股指期货的日历效应的研究中,到期日(或交割日)效应是研究得最多的一个命题。关于此类研究,国外大多数文献是针对股指期货到期日的股指现货市场的价格异常行为进行分析。最广为人知的经典文献是 Stoll 和 Whaley^[1-4]先后完成的关于美国指数衍生品到期日效应的一系列研究,而后续学者关于股指期货到期日效应的研究对象、方法和结论却并不统一。一般来说,研究者对股指期货到期日效应的研究侧重于考察标的指数在到期日或到期日附近的收益率均值、波动性、交易量、价格反转等方面存在的变化。一些学者研究发现股指期货到期日附近标的指数存在异常收益率和巨幅波动性,也即存在到期日的收益率效应和波动性效应^[4-12]。另一些学者研究发现股指期货到期日附近标的指数存在异常交易量,也即存在到期日的交易量效应^[13-18]。还有一些学者研究发现股指期货到期日标的指数存在显著的价格反转现象^[14,19-20]。当然,也有另外一些学者,如 Karolyi^[17]、Lien 和 Yang^[18]、Bollen 和 Whaley^[19]、Corredor 等^[14]、Kan^[21]、Alkheick 和 Hage-lin^[22]则发现在到期日,标的指数并不存在显著的到期日价格波动效应或成交量放大效应。

我国沪深 300 股指期货推出的时间还不长,以其作为研究对象进行到期日效应研究的文献还比较缺乏。蔡向辉^[23]对股指期货到期日效应的相关研究进行了全面系统地综述,指出新近文献的研究视角逐渐转向股指期货自身,发现在股指期货到期日,除了股指期货市场的异常表现之外,股指期货市场本身也会出现一些暂时性的变化,包括交易量、持仓量及价格等方面。顾京等^[24]选取 1 分钟高频数据作为研究对象,采用带有虚拟变量的自回归模型对沪深 300 股指期货合约是否具有到期日效应进行实证研究,结论是到期日的交易量效应和波动率效应并不显著。黄明等^[25]分别对沪深 300 股指期货合约到期前和到期日的流动性和波动性的均值差异进行显著性检验,结果表明,从流动性和波动性角度看,我国沪深 300 股指期货的到期日效应并不显著。林祥友等^[26]研究发现股指期货到期日存在显著的流动性效应和波动性效应。林祥友等^[27-28]还研究了证券市场星期五和股指期货到期日的双重日历效应。

在股指期货合约存续期间的各类日历效应的研究中,现有文献多数涉及股指期货到期日效应,少量文献涉及股指期货上市日效应,但还没有关于股指期货主力合约转换日效应的研究文献出现。现有文献的研究对象多数集中在股指期货转折期的股指现货市场的异常变化,较少关注股指期货市场自身的异常变化,考察的变量和指标主要包括收益率、波动率、交易量、价格反转等方面的异常变化,而对流动性和持仓量指标则较少关注。研究方法多采用均值差异的 t 检验或带虚拟变量的自回归模型,实际上,对于不服从正态分布的变量数据,非参数检验方法往往更为有效。基于对现有研究文献取得成就和存在缺陷的分析,本文首次提出并系统研究了我国沪深 300 股指期货的主力合约转换日效应,构建的研究思路如下:首先,以股指期货主力合约的持仓量最大标准判定我国沪深 300 股指期货市场的各次主力合约转换日;然后,分别以股指期货非主力合约转换为主力合约(即第一类主力合约转换),以及股指期货主力合约转换为非主力合约(即第二类主力合约转换)为研究对象,根据这两类主力合约转换构造股指期货合约在转换前和转换日的相关变量的时间序列;最后,从股指期货市场自身的成交量、持仓量、收益率、流动性、波动性等变量的角度,采用非参数检验方法,实证考察我国沪深 300 股指期货两类主力合约转换(包括第一类主力合约转换和第二类主力合约转换)的转换日效应,为股指期货市场在主力合约转换日附近的监管和交易提供有益借鉴和参考。

1 沪深 300 股指期货的主力合约转换日描述性统计

从股指期货合约的数量特征及其变化规律的角度,主力合约的确定存在四类判别标准,即标准 1 为持仓量最大标准,标准 2 为成交量最大标准,标准 3 为持仓量成交量之一最大标准,标准 4 为持仓量成交量共同最大标准。林祥友等^[29-30]对我国沪深 300 股指期货主力合约转换进行了统计分析,研究表明,标准 1 和标准 3 确定的主力合约转换日是基本相同的,标准 2 和标准 4 确定的主力合约转换日是基本相同的,标准 1 确定的主力合约转换日通常先于标准 2 确定的主力合约转换日 1 个交易日,且从价格引导关系角度考察,标准 1 确

2

定的主力合约转换的有效性强于标准2确定的主力合约转换的有效性。本文以标准1即持仓量最大标准确定主力合约转换日,在此基础上,研究我国沪深300股指期货市场的主力合约转换日效应。

我国沪深300股指期货自2010年4月16日正式推出至2015年4月17日,先后共完成了60次主力合约转换,以此时段为考察期间,以各次主力合约转换为研究对象,采用持仓量最大标准确定股指期货的每一次主力合约转换日的结果如表1。

表1 持仓量最大标准确定的股指期货主力合约转换日

序号	交割日	转换日	提前期	持仓量差	旧主力合约 持仓量变化	新主力合约 持仓量变化	成交量差	旧主力合约 成交量变化	新主力合约 成交量变化
1	2010/05/21	2010/05/17	4	5104	-2111	+3202	-16213	-67828	+60269
2	2010/06/18	2010/06/17	1	12276	-5617	+7444	127094	-139626	+113616
3	2010/07/16	2010/07/14	2	4776	-3679	+6514	-87786	-59694	+77363
4	2010/08/20	2010/08/17	3	6409	-6329	+5412	-101466	-92963	+30706
5	2010/09/17	2010/09/15	2	515	-3243	+5493	-113069	-45479	+29092
6	2010/10/15	2010/10/13	2	1027	-3599	+4548	-120377	+10509	+35864
7	2010/11/19	2010/11/10	7	390	-744	+612	-68919	-5393	+23485
8	2010/12/17	2010/12/14	3	665	-4203	+4858	-21972	-150496	-9756
9	2011/01/21	2011/01/19	2	3701	-7304	+5640	-100180	+14510	+39440
10	2011/02/18	2011/02/14	4	7914	-3098	+6432	-33992	-99390	+7238
11	2011/03/18	2011/03/16	2	9741	-7145	+4729	21506	-137653	+49211
12	2011/04/15	2011/04/13	2	3867	-6205	+9115	-86169	-17402	+25366
13	2011/05/20	2011/05/17	3	11651	-6542	+5454	10824	-26315	+62860
14	2011/06/17	2011/06/15	2	70	-5789	+5526	-57880	-48480	+20264
15	2011/07/15	2011/07/14	1	17932	-9821	+9643	67912	-90931	+77245
16	2011/08/19	2011/08/15	4	2333	-2230	+3429	-89888	-25314	+14459
17	2011/09/16	2011/09/14	2	1347	-9572	+7629	-131029	39201	+56100
18	2011/10/21	2011/10/18	3	4657	-5137	+5231	-82689	-48668	+21526
19	2011/11/18	2011/11/15	3	2585	-6199	+4766	-81567	-70340	+8770
20	2011/12/16	2011/12/15	1	25224	-13548	+13636	137550	-45072	+193469
21	2012/01/20	2012/01/17	3	11441	-8701	+13992	-208766	+68797	+97546
22	2012/02/17	2012/02/14	3	7256	-7135	+3824	-182985	-69366	+36782
23	2012/03/16	2012/03/14	2	24915	-15507	+16509	41739	-86662	+181920
24	2012/04/20	2012/04/17	3	9425	-6034	+9080	-132394	-25772	+53232
25	2012/05/18	2012/05/15	3	12486	-8899	+7727	-47230	-142221	+51402
26	2012/06/15	2012/06/12	3	7650	-7081	+4441	-184286	-68116	+27810
27	2012/07/20	2012/07/18	2	20896	-13949	+12831	188540	-100639	+287620
28	2012/08/17	2012/08/15	2	23128	-12902	+11472	21398	-158066	+110161
29	2012/09/21	2012/09/18	3	19488	-11130	+8290	-56103	-129409	+91227
30	2012/10/19	2012/10/17	2	10478	-15529	+15766	-260370	-62551	+123760
31	2012/11/16	2012/11/14	2	10108	-10032	+8384	-142389	-169121	+44075
32	2012/12/21	2012/12/17	4	18268	-17261	+15511	-278658	-387173	+2812
33	2013/01/18	2013/01/16	2	34118	-24227	+15218	28751	-63607	+291907
34	2013/02/18	2013/02/04	5	6152	-3762	+8071	-465383	-229092	-3593
35	2013/03/15	2013/03/13	2	1847	-11341	+8653	-403339	-238843	+72137
36	2013/04/19	2013/04/17	2	4076	-16200	+10402	-362830	-136608	+81753
37	2013/05/17	2013/05/13	4	24830	-7128	+9433	-405804	-130818	+52124
38	2013/06/21	2013/06/18	3	6691	-10943	+6985	-354465	+11276	+73845
39	2013/07/19	2013/07/17	2	13745	-11614	+11030	-376889	-120978	+187669
40	2013/08/16	2013/08/13	3	11234	-16741	+9418	-466093	-316030	-925
41	2013/09/20	2013/09/17	3	24897	-16939	+12035	-104806	-142624	+199918

续表 1

序号	交割日	转换日	提前期	持仓量差	旧主力合约 持仓量变化	新主力合约 持仓量变化	成交量差	旧主力合约 成交量变化	新主力合约 成交量变化
42	2013/10/18	2013/10/17	1	28606	-19502	+17828	76464	-347722	+248830
43	2013/11/15	2013/11/13	2	19771	-11184	+17367	-315827	-122524	+106820
44	2013/12/20	2013/12/18	2	3561	-15394	+11206	-210119	-99954	+47883
45	2014/01/17	2014/01/16	1	21862	-30130	+22913	-241834	-17804	+180677
46	2014/02/21	2014/02/17	4	12175	-11169	+10377	-341860	+29837	+92669
47	2014/03/21	2014/03/19	2	17254	-20092	+13054	-263324	+37221	+141169
48	2014/04/18	2014/04/17	1	41545	-22843	+22680	110203	-330501	+275863
49	2014/05/16	2014/05/13	3	13939	-9080	+9297	-355361	-317338	-24455
50	2014/06/20	2014/06/17	3	15708	-13113	+13526	-326647	-115462	+4879
51	2014/07/18	2014/07/17	1	42645	-27650	+24876	+39678	-170990	+207349
52	2014/08/15	2014/08/12	3	2323	-15423	+8953	-459767	-135135	+20752
53	2014/09/19	2014/09/17	2	27298	-20647	+14956	-249291	-361849	+59232
54	2014/10/17	2014/10/16	1	67631	-37122	+41071	+271163	-327324	+490919
55	2014/11/21	2014/11/17	4	6115	-8332	+12756	-686272	+129977	+145878
56	2014/12/19	2014/12/16	3	23988	-28745	+14629	-791408	+203102	+242458
57	2015/01/16	2015/01/14	2	1276	-13934	+17771	-819171	-78234	+94109
58	2015/02/20	2015/02/11	5	8960	-5326	+10843	-801452	-252463	-28165
59	2015/03/20	2015/03/18	2	58248	-38526	+31345	-542225	-123401	+218388
60	2015/04/17	2015/04/16	1	78463	-37182	+44107	+91086	-649373	+586626

注: 转换提前期为主力合约转换日与旧主力合约交割日的时间差, 持仓量差为主力合约转换日当天新主力合约持仓量与旧主力合约持仓量之差, 成交量差为主力合约转换日当天新主力合约成交量与旧主力合约成交量之差, 持仓量变化为主力合约转换日的持仓量相对于前一日的持仓量增减变化量, 成交量变化为主力合约转换日的成交量相对于前一日的成交量增减变化量。

由表 1 可直观地发现, 在我国沪深 300 股指期货市场 60 次主力合约转化中, 新旧主力合约的持仓量和成交量呈现不同的变化规律。考察新旧主力合约的关系, 从持仓量方面看, 在 60 次主力合约转换中, 新主力合约的持仓量都超过了旧主力合约的持仓量; 从成交量方面看, 在 14 次主力合约转换中, 新主力合约的成交量超过了旧主力合约的成交量, 其余的 46 次主力合约转换中, 新主力合约的成交量还尚未超过旧主力合约的成交量。再分别考察新旧主力合约, 从持仓量方面看, 在 60 次主力合约转换中, 旧主力合约的持仓量全部较转换前减少, 新主力合约的持仓量全部较转换前增加, 旧主力合约持仓量的减少和新主力合约持仓量的增加共同作用的结果使新主力合约持仓量超过旧主力合约。从成交量方面看, 旧主力合约的成交量有 9 次较转换前增加, 有 51 次较转换前减少; 新主力合约的成交量有 5 次较转换前减少, 有 55 次较转换前增加, 新旧主力合约成交量的变化趋势共同作用的结果使得 14 次主力合约转换中新主力合约的成交量超过旧主力合约, 46 次主力合约转换中新主力合约的成交量还没有超过旧主力合约。新旧主力合约的持仓量和成交量呈现出一些共同的特征, 它们的收益率、流动性、波动性是否也呈现出一些共同的特征呢? 在持仓量、成交量、收益率、流动性、波动性是否存在显著的主力合约转换日效应呢? 下文将做详细的实证检验。

2 主力合约转换日效应的研究设计

在以持仓量最大标准确定了股指期货主力合约转换日之后, 分别以非主力合约转换为主力合约(第一类主力合约转换), 主力合约转换为非主力合约(第二类主力合约转换)为考察对象, 利用两类转换中的相关期货合约构造相应的时间序列数据, 选取的数据为各次主力合约转换日前 5 个交易日以及主力合约转换日当天的原始日数据, 也即是主力合约转换前一个交易周和主力合约转换日当天的相关数据进行比较, 构造成交量、持仓量、收益率、流动性、波动性等指标考察沪深 300 股指期货的主力合约转换日效应。

首先采用 Kolmogorov - Smirnov 检验 (K-S 检验) 和 Shapiro - Wilk 检验 (S-W 检验) 方法对两类主力合约转换中的股指期货合约的变量序列进行正态性检验。如果变量序列样本服从正态分布, 则主力合约转换前和主力合约转换日各变量的均值差异比较就主要使用配对样本 T 检验方法进行检验。本文采用带虚拟变量的自回归方法; 若变量序列样本不服从正态分布, 则主要使用非参数检验分析主力合约转换前和主力合约转换日各变量的差异, 本文采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 检验方法。

2.1 变量定义

在考察股指期货主力合约转换日效应时, 分别从成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、收益率、流动性、波动性等方面进行, 对相关变量进行定义, 如表 2。

表 2 变量定义

变量名称	变量符号	变量含义
成交量	TV_t	股指期货在主力合约转换日和转换日前 5 个交易日的日成交量;
成交量变化量	ΔTV_t	相邻两个交易日成交量之差;
持仓量	OI_t	股指期货在主力合约转换日和转换日前 5 个交易日的日持仓量;
持仓量变化量	ΔOI_t	相邻两个交易日持仓量之差;
收益率	$Return_t$	股指期货在主力合约转换日和转换日前 5 个交易日的日对数收益率;
流动性	$Illiquidity$	$Illiquidity = \frac{SW_t}{V_t} = \frac{H_t - L_t}{V_t \times O_t}$, V_t : 股指期货在第 t 时段内所完成的成交量, SW_t : 股指期货在第 t 时段内的价格波动幅度, H_t : t 时段内的最高价, L_t : t 时段内的最低价, O_t : t 时段内的开盘价; $Volatility = \sigma_{\ln} = 0.511(u-d)^2 - 0.019[c(u+d) - 2ud] - 0.383c^2$, $u = H_t - O_t$ 为正则化最高价,
波动性	$Volatility$	$d = L_t - O_t$ 为正则化最低价, $c = C_t - O_t$ 为正则化收盘价, H_t 为最高价, L_t 为最低价, O_t 为开盘价, C_t 为收盘价。

2.2 带虚拟变量的自回归

在变量数据服从正态分布的情况下, 主要采用带虚拟变量的自回归模型分析股指期货主力合约转换日效应, 带虚拟变量的自回归模型如式 (1):

$$Y_t = \rho_0 + \rho_1 D_t + \sum_{i=1}^n \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式 (1) 中 Y_t 代表第 t 期股指期货合约的变量数据 (包括成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、收益率、流动性、波动性等); Y_{t-i} 为变量数据的滞后项, 最优滞后阶数根据 SC 准则和 AIC 准则进行确定; D_t 为虚拟变量, 主力合约转换日 $D_t = 1$, 其他交易日 $D_t = 0$; 参数 ρ_1 在统计上显著不为 0, 拒绝零假设, 股指期货市场存在显著的主力合约转换日效应。

2.3 非参数检验

如果变量序列数据不服从正态分布情况下, 主要采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 非参数检验方法来考察股指期货的主力合约转换日效应。可以证明, Wilcoxon 秩和检验和 Mann - Whitney 检验的基本原理是等价的, 限于篇幅, 在此不再赘述。本文将同时采用这两种非参数检验方法考察股指期货的主力合约转换日效应。

3 主力合约转换日效应的实证分析

在以持仓量最大标准确定了各次主力合约转换日之后, 针对非主力合约转换为主力合约 (第一类主力合约转换), 以及主力合约转换为非主力合约 (第二类主力合约转换), 分别构造相应的时间序列数据, 以 2010 年 5 月的主力合约转换为例, 2010 年 5 月 17 日, 股指期货合约 IF1006 的持仓量首次超过股指期货合约

IF1005 股指期货合约 IF1006 实现从非主力合约转换为主力合约, 股指期货合约 IF1005 实现从主力合约转换为非主力合约。依此类推, 2010 年 6 月 17 日, 股指期货合约 IF1007 实现从非主力合约转换为主力合约, 股指期货合约 IF1006 实现从主力合约转换为非主力合约。以 5 月 17 日的 IF1006, 以及 6 月 17 日的 IF1007 等合约构造非主力合约转换为主力合约(第一类主力合约转换)的转换日数据序列; 以 5 月 17 日的 IF1005, 以及 6 月 17 日的 IF1006 等合约构造主力合约转换为非主力合约(第二类主力合约转换)的转换日数据序列, 据此进行两类主力合约转换日效应研究。

3.1 第一类主力合约转换的转换日效应分析

3.1.1 变量的描述性统计

基于非主力合约转换为主力合约(第一类主力合约转换)的相关数据, 首先对各变量序列进行描述性统计, 描述性统计的结果如表 3。

表 3 变量序列的描述性统计

变量	时间	样本量	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	<i>J</i> B 统计量	概率
TV	转换日	60	157356.0	134611.0	103357.8	0.967590	3.144820	7.845620	0.019785
	转换前	300	41131.71	31732.00	33265.35	1.417230	4.600884	110.3853	0.000000
Δ TV	转换日	60	80880.28	54666.00	80237.80	1.213007	3.659182	13.16680	0.001383
	转换前	240	13292.55	7388.500	18918.26	1.876265	7.112416	258.2787	0.000000
OI	转换日	60	36086.94	36573.00	17762.02	0.235907	1.789868	3.514640	0.172507
	转换前	300	18564.12	13762.50	13305.02	0.970786	3.110128	39.39407	0.000000
Δ OI	转换日	60	9492.460	8518.500	4918.103	0.814417	3.339100	5.766859	0.055943
	转换前	240	3247.535	2206.000	3123.382	1.949472	7.421590	289.6019	0.000000
Return	转换日	60	-0.001978	-0.000754	0.017519	0.471399	6.977949	34.81864	0.000000
	转换前	240	0.000378	-0.000255	0.014507	0.549235	5.067373	45.67224	0.000000
Illiquidity	转换日	60	1.84E-07	9.58E-08	2.11E-07	3.106544	15.578330	410.0350	0.000000
	转换前	300	8.16E-07	5.03E-07	8.49E-07	2.215921	8.607040	532.1546	0.000000
Volatility	转换日	60	26.55408	21.81448	26.55408	1.287329	4.236569	16.99576	0.000204
	转换前	300	27.82530	23.93233	27.82530	1.485228	6.033231	187.7511	0.000000

由表 3 可知, 比较股指期货主力合约转换日和转换日各变量的均值, 其中成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量的均值呈递增趋势, 收益率和波动性等变量的均值呈递减趋势。从偏度看, 所有变量均呈现右偏; 从峰度看, 绝大多数变量呈现尖峰特征; *J*B 统计量值都很大, 可以初步判断, 变量数据具有尖峰厚尾特征, 不服从正态分布。

3.1.2 变量的正态性检验

再采用 Kolmogorov-Smirnov 检验和 Shapiro-Wilk 检验方法对股指期货的成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、收益率、流动性和波动性等变量序列进行正态性检验, 检验结果如表 4。

表 4 正态性检验

变量	时间	Kolmogorov-Smirnov 检验			Shapiro-Wilk 检验		
		统计量	观测值	P 值	统计量	观测值	P 值
TV	转换日	0.136	60	0.022	0.904	60	0.001
	转换前	1.450	300	0.000	0.855	300	0.000
Δ TV	转换日	0.177	60	0.000	0.866	60	0.000
	转换前	0.170	240	0.000	0.823	240	0.000
OI	转换日	0.140	60	0.015	0.928	60	0.004
	转换前	0.146	300	0.000	0.897	300	0.000

(续表4)

变量	时间	Kolmogorov - Smirnov 检验			Shapiro - Wilk 检验		
		统计量	观测值	P 值	统计量	观测值	P 值
ΔOI	转换日	0.108	60	0.200	0.945	60	0.021
	转换前	0.194	240	0.000	0.797	240	0.000
Return	转换日	0.151	60	0.006	0.914	60	0.001
	转换前	0.080	240	0.003	0.962	240	0.000
Illiquidity	转换日	0.230	60	0.000	0.647	60	0.000
	转换前	0.201	300	0.000	0.746	300	0.000
Volatility	转换日	0.190	60	0.000	0.876	60	0.000
	转换前	0.120	300	0.000	0.891	300	0.000

由表4的正态性检验的结果可知,根据Kolmogorov - Smirnov检验和Shapiro - Wilk检验,除了转换日的持仓量变化量 ΔOI 呈正态分布之外,其余所有变量都不服从正态分布,因此,对股指期货的第一类主力合约转换日效应使用非参数检验方法进行分析。

3.1.3 主力合约转换日效应的非参数检验

对不服从正态性的变量序列,主要采用Wilcoxon - Mann - Whitney检验方法进行主力合约转换日效应的非参数检验,检验结果如表5。

表5 主力合约转换日效应的非参数检验

变量	秩均值	秩和	Wilcoxon W 值	Mann - Whitney U 值	Z 值
转换日成交量	227.42	11371.00	33779.0	2404.0	-6.869***
转换前成交量	135.12	33779.00			
转换日成交量变化量	191.66	21792.00	21792.0	1692.0	-7.233***
转换前成交量变化量	108.96	9583.00			
转换日持仓量	224.46	11223.00	33927.0	2552.0	-6.604***
转换前持仓量	135.71	33927.00			
转换日持仓量变化量	202.42	10121.00	21254.0	1154.0	-8.409***
转换前持仓量变化量	106.27	21254.00			
转换日收益率	116.86	5843.00	5843.0	4568.0	-0.945
转换前收益率	127.66	25532.00			
转换日非流动性	57.11	2855.50	2855.5	1580.5	-8.339***
转换前非流动性	169.18	8.49E-07			
转换日波动性	137.54	38273.00	6877.0	5602.0	-1.157
转换前波动性	153.09	6877.00			

注:***在0.01的显著性水平下显著,**在0.05的显著性水平下显著,*在0.1的显著性水平下显著。

由表5的主力合约转换日效应的非参数检验结果可知,在股指期货第一类主力合约转换日和转换日,成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量呈现递增趋势,且在1%的显著性水平上显著;而收益率和波动性则呈现递减趋势,且在统计上并不显著。

3.2 第二类主力合约转换的转换日效应分析

3.2.1 变量的描述性统计

基于主力合约转换为非主力合约(第二类主力合约转换)的相关数据,对各变量序列进行描述性统计,描述性统计的结果如表6。

由表6可知,比较股指期货主力合约转换日和转换日各变量的均值,其中成交量、成交量变化量、持仓量、

持仓量变化量、流动性等变量的均值呈递减趋势, 收益率和波动性等变量的均值呈递增趋势。从偏度看, 少数变量呈左偏, 多数变量呈右偏; 从峰度看, 绝大多数变量呈尖峰特征; JB 统计量值都很大, 可以初步判断, 变量数据具有尖峰厚尾特征, 不服从正态分布。

表 6 变量序列的描述性统计

变量	时间	样本量	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	概率
TV	转换日	60	294335.50	256948.50	185695.9	1.462484	1.977181	3.961925	0.137936
	转换前	300	423600.00	354012.00	235405.7	0.593333	2.363492	18.88872	0.000079
ΔTV	转换日	60	-101973.9	-88796.50	103580.9	-1.00505	3.722543	9.505415	0.008628
	转换前	240	-13281.92	-12489.00	93148.89	-0.32435	5.292782	47.31395	0.000000
OI	转换日	60	24092.26	19803.00	13525.66	0.681616	2.571774	4.253706	0.119212
	转换前	300	42731.67	39718.00	20699.86	0.340613	2.071803	13.80852	0.001004
ΔOI	转换日	60	-10353.54	-9326.000	6257.761	-0.91969	3.715765	8.116017	0.017283
	转换前	240	-3512.725	-2711.000	3752.327	-1.36885	7.373351	221.8436	0.000000
Return	转换日	60	-0.001706	-0.000914	0.016099	0.425133	6.619587	28.80076	0.000001
	转换前	240	0.000340	-0.000190	0.013933	0.466631	4.827802	35.09864	0.000000
Illiquidity	转换日	60	1.06E-07	5.66E-08	1.22E-07	2.505385	9.928288	152.3104	0.000000
	转换前	300	5.93E-08	4.41E-08	4.51E-08	1.782125	7.075077	305.3139	0.000000
Volatility	转换日	60	26.80033	22.19787	14.65386	1.250311	4.333123	16.72986	0.000233
	转换前	300	29.22884	25.90275	13.51982	1.350701	5.406740	136.3403	0.000000

3.2.2 变量的正态性检验

再采用 Kolmogorov - Smirnov 检验和 Shapiro - Wilk 检验方法对股指期货的成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、收益率、流动性和波动性等变量序列进行正态性检验, 检验结果如表 7。

表 7 正态性检验

变量	时间	Kolmogorov - Smirnov 检验			Shapiro - Wilk 检验		
		统计量	观测值	P 值	统计量	观测值	P 值
TV	转换日	0.155	60	0.004	0.930	60	0.005
	转换前	0.128	300	0.000	0.924	300	0.000
ΔTV	转换日	0.147	60	0.008	0.915	60	0.002
	转换前	0.096	240	0.000	0.966	240	0.000
OI	转换日	0.140	60	0.016	0.938	60	0.011
	转换前	0.103	300	0.000	0.955	300	0.000
ΔOI	转换日	0.127	60	0.043	0.941	60	0.015
	转换前	0.117	240	0.000	0.915	240	0.000
Return	转换日	0.148	60	0.008	0.917	60	0.002
	转换前	0.077	240	0.006	0.966	240	0.000
Illiquidity	转换日	0.231	60	0.000	0.694	60	0.000
	转换前	0.144	300	0.000	0.830	300	0.000
Volatility	转换日	0.152	60	0.006	0.893	60	0.000
	转换前	0.126	300	0.000	0.904	300	0.000

由表 7 的正态性检验的结果可知, 根据 Kolmogorov - Smirnov 检验和 Shapiro - Wilk 检验, 所有变量都不服从正态分布, 因此对股指期货的第二类主力合约转换日效应使用非参数检验方法进行分析。

3.2.3 主力合约转换日效应的非参数检验

对不符合正态性的变量序列, 主要采用 Wilcoxon - Mann - Whitney 检验方法进行主力合约转换日效应的

非参数检验,检验结果如表8。

由表8的主力合约转换日效应的非参数检验结果可知,在第二类主力合约转换前和转换日,成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量呈现递减趋势,且在1%或5%的显著性水平上显著;而收益率和波动性也呈现递减趋势,且在统计上并不显著。

表8 主力合约转换日效应的非参数检验

变量	秩均值	秩和	Wilcoxon W 值	Mann - Whitney U 值	Z 值
转换日成交量	108.00	5400.00			
转换前成交量	159.00	39750.00	5400.0	4125.0	-3.795***
转换日成交量变化量	74.62	3731.00			
转换前成交量变化量	138.22	27644.00	3731.0	2456.0	-5.563***
转换日持仓量	83.16	4158.00			
转换前持仓量	163.97	40992.00	4158.0	2883.0	-6.013***
转换日持仓量变化量	55.36	2768.00			
转换前持仓量变化量	143.04	28607.00	2768.0	1493.0	-7.668***
转换日收益率	117.10	5855.00			
转换前收益率	127.60	25520.00	5855.0	4580.0	-0.918
转换日非流动性	176.23	8811.50			
转换前非流动性	145.35	36338.50	36338.5	4963.5	-2.298**
转换日波动性	131.82	6591.00			
转换前波动性	154.24	38559.00	6591.0	5136.0	-1.168

4 研究结论与对策建议

以我国沪深300股指期货市场运行5年以来的60次主力合约转换为研究对象,构造第一类主力合约转换和第二类主力合约转换的变量数据,采用Wilcoxon - Mann - Whitney非参数检验方法,从成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、收益率、流动性、波动性等角度全面考察股指期货主力合约转换日效应,得到以下主要研究结论。

第一,考察主力合约转换日效应的变量不服从正态分布。采用Kolmogorov - Smirnov检验和Shapiro - Wilk检验方法对股指期货的成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、收益率、流动性和波动性等变量序列进行正态性检验,表明几乎所有变量数据均不服从正态分布,而是呈现一般金融数据的尖峰厚尾的分布特征,因此,更适合采用非参数检验方法进行主力合约转换日效应分析。

第二,股指期货第一类主力合约转换存在显著的转换日效应。Wilcoxon - Mann - Whitney非参数检验的分析结果表明,在股指期货合约从非主力合约转换为主力合约(即第一类主力合约转换)中,成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量呈现递增趋势,且在1%的显著性水平上显著;收益率和波动性则呈现递减趋势,且在统计上并不显著。

第三,股指期货第二类主力合约转换存在显著的转换日效应。Wilcoxon - Mann - Whitney非参数检验的分析结果表明,在股指期货合约从主力合约转换为非主力合约(即第二类主力合约转换)中,成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量呈现递减趋势,且在1%或5%的显著性水平上显著;收益率和波动性也呈现递减趋势,且在统计上并不显著。

根据股指期货主力合约转换日效应的研究结论,对股指期货市场的监管者和交易者在主力合约转换日提出如下针对性的对策建议:

第一,不同交易对象的交易者需要针对性地选择自己的关注对象。对股指期货市场的交易者来说,在主力合约转换日,新主力合约的交易者应当重点关注第一类主力合约转换的转换日效应的特点,即成交量、成交

量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量呈现显著递增趋势;旧主力合约的交易者应当重点关注第二类主力合约转换的转换日效应的特点,即成交量、成交量变化量、持仓量、持仓量变化量、流动性等变量呈现显著递减趋势;由于两类主力合约转换的收益率和波动性均递减,且在统计上不显著,新旧主力合约的交易者在主力合约转换日对收益率和波动性不必做特别的关注。

第二,不同交易目的的交易者需要针对性地选择自己的关注对象。不同交易目的的交易者在股指期货主力合约转换日附近的策略明显不同,比如,股指期货的投机者需要在主力合约转换日前实施交易以便获取最大收益,而股指期货的套期保值者则需要在主力合约转换日后进行交易以便控制最小风险。不同类型的交易者只有依据这一研究结论,在主力合约转换日前后区别对待,有针对性地制定自身的交易策略,才能有效控制风险,获取收益。

第三,股指期货市场的监管者也要注意选择重点监管对象。股指期货市场的监管者也只有依据本文的研究结论,在股指期货主力合约转换日附近观察新旧主力合约的成交量、持仓量、流动性、波动性是否异常,在股指期货主力合约转换日前重点监管旧主力合约,在股指期货主力合约转换日后重点监管新主力合约,在主力合约转换日前后区别对待新旧主力合约,有针对性地实施监管政策,才能实现股指期货市场的有效监管,确保股指期货市场的健康运行。

参考文献:

- [1] STOLL H R, WHALEY R E. Expiration Day Effects of Index Options and Futures[M]. New York: New York University, Graduate School of Business Administration, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, 1986: 89 - 102.
- [2] STOLL H R, WHALEY R E. Program Trading and Expiration - Day Effects[J]. Financial Analysts Journal, 1987, 43(16): 16 - 28.
- [3] STOLL H R, WHALEY R E. Expiration - Day Effects: What has Changed? [J]. Financial Analysts Journal, 1991, 47(58): 58 - 72.
- [4] STOLL H R, WHALEY R E. Expiration Day Effect of the all Ordinaries Share Price Index Futures: Empirical Evidence and Alternative Settlement Procedures[J]. Australian Journal of Management, 1997, 22(2): 139 - 174.
- [5] CHAMBERLAIN T W, CHEUNG C S, KWAN C Y C, CLARENCE C. Expiration - Day Effects of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence[J]. Financial Analysts Journal, 1989, 45(5): 67 - 71.
- [6] SCHLAG C. Expiration Day Effects of Stock Index Derivatives in Germany[J]. European Financial Management, 1996, 2(1): 69 - 95.
- [7] KAROLYI G A. Stock Market Volatility around Expiration Days in Japan[J]. Journal of Derivatives, 1996, 4(2): 23 - 43.
- [8] ANDERSON T G, BOLLERSLEV T. Intraday Seasonality and Volatility Persistence in Financial Markets[J]. Journal of Empirical Finance, 1997, 4(2-3): 115 - 158.
- [9] CHEN K C, WU L. Introduction and Expiration Effects of Derivative Equity Warrants in Hong Kong[J]. International Review of Financial Analysis, 2001, 10(1): 37 - 52.
- [10] ARGÓ V, FERNÁNDEZ A. Expiration and Maturity Effect: Empirical Evidence from the Spanish Spot and Futures Stock Index [J]. Applied Economics, 2002, 34(13): 1617 - 1626.
- [11] LIEN D, YANG L. Availability and Settlement of Individual Stock Futures and Options Expiration - Day Effects: Evidence from High Frequency Data[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2005, 45(730): 730 - 747.
- [12] HAUSER S, KAMARA A, SHURKI I. The Effects of Randomizing the Opening Time on the Performance of a Stock Market under Stress[J]. Journal of Financial Market, 2012, 15(4): 392 - 415.
- [13] BOLLEN N P B, WHALEY R E. Do Expirations of Hang Seng Index Derivatives Affect Stock Market Volatility? [J]. Pacific - Basin Finance Journal, 1999, 7: 453 - 470.
- [14] CORREDOR P, LECHÓN P, SANTAMARÍA R. Option - Expiration Effects in Small Markets: The Spanish Stock Exchange[J]. Journal of Futures Market, 2001, 21(10): 905 - 928.
- [15] CHOW Y F, YUNG H H M, ZHANG H. Expiration Day Effects: The Case of Hong Kong[J]. Journal of Futures Markets, 2003, 23(1): 67 - 86.
- [16] ILLUECA M, LAFUENTE J A. The Effect of Spot and Futures Trading on Stock Index Market Volatility: A Nonparametric Ap-

- proach[J]. *Journal of Futures Markets* 2003 23(9): 841 - 858.
- [17] VIPUL. Futures and Options Expiration - day Effects: The Indian Evidence[J]. *The Journal of Futures Markets* 2005 25(11): 1045 - 1065.
- [18] GOLEZ B, JACKWERTH J C. Pricing in the S&P 500 Futures[J]. *Journal of Financial Economics* 2012 106: 566 - 585.
- [19] CHUNG H, HSEU M M. Expiration Day Effects of Taiwan Index Futures: The Case of the Singapore and Taiwan Futures Exchanges[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 2008 18(2): 107 - 120.
- [20] HSIEH S F, MA T. Expiration - day Effects: Does Settlement Price Matter? [J]. *International Review of Economics and Finance* , 2009 18(2): 290 - 300.
- [21] KAN A. Expiration - Day Effect: Evidence from High - frequency Data in the Hong Kong Stock Market[J]. *Applied Financial Economics* 2001 11(1): 107 - 118.
- [22] ALKEBÄCK P, HÄGELIN N. Expiration Day Effects of Index Futures and Options: Evidence from a Market with a Long Settlement Period[J]. *Applied Financial Economics* 2004 14(6): 385 - 396.
- [23] 蔡向辉. 股指期货到期日效应研究综述[J]. *金融发展研究* 2010(4): 69 - 74.
- [24] 顾京, 叶德磊. 股指期货到期日效应在中国存在吗[J]. *金融发展研究* 2011(10): 66 - 70.
- [25] 黄明, 林祥友, 陈国兴. 股指期货“到期日效应”分析——基于流动性和波动性的均值差异检验[J]. *财会月刊* 2013(10): 74 - 75.
- [26] 林祥友, 陈超, 易凡琦. 沪深300股指期货市场的到期日效应研究[J]. *兰州财经大学学报* 2016(1): 75 - 82.
- [27] 林祥友. 我国证券市场双重大日历效应的非参数检验[J]. *重庆工商大学学报(社会科学版)* 2015(4): 10 - 16.
- [28] 林祥友, 代宏霞, 甘雨婕. 证券市场星期五和股指期货到期日的日历效应研究[J]. *贵州财经大学学报* 2015(5): 48 - 57.
- [29] 林祥友, 代宏霞. 我国沪深300股指期货主力合约转换的统计分析[J]. *山东财经大学学报* 2015(5): 1 - 8.
- [30] 林祥友, 代宏霞. 股指期货主力合约转换的差异性和有效性——基于价格引导关系视角[J]. *云南财经大学学报* 2013(1): 109 - 116.
- [31] 杨朝军, 张志鹏, 廖士光. 证券市场流动性综合测度指标研究[J]. *上海交通大学学报(自然科学版)* 2008(11): 1767 - 1771.
- [32] GARMAN M B, KLASS M J. On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data[J]. *Journal of Business* 1980 , 53(1): 67 - 78.

An Empirical Study of Stock Index Futures Main Contract Conversion Date Effects

LIN Xiangyou , CHEN Chao , YI Fanqi

(School of Business, Chengdu University of Technology, Chengdu 610059, China)

Abstract: There exists in any stock index futures contract duration a process of non - main contracts being converted into main contracts and vice versa. With maximum position as the criterion of main contract conversion and two stock index futures main contract conversion as research object, the main contract conversion date effects in Shanghai and Shenzhen 300 stock index futures market are empirically studied via nonparametric test method in terms of such indexes as volume, position, yield, liquidity and volatility. The results show that during the process of non - main contracts being converted into main contracts, the stock index futures present significant market effects of volume amplification, position amplification, position amplification acceleration and liquidity enhancement while the market effects of yield reduction and volatility reduction are not significant; and that during the process of main contracts being converted into non - main contracts, the stock index futures present significant market effects of volume reduction, volume reduction acceleration, position reduction, position reduction acceleration and liquidity reduction while the market effects of yield reduction and volatility reduction are not significant.

Keywords: stock index futures; main contract; conversion date effect; nonparametric test

(责任编辑 高琼)

11

中国股指期货市场的动态竞争关系研究

林祥友,易凡琦,陈超

(成都理工大学商学院,四川成都 610059)

摘要: 中国金融期货交易所先后推出沪深300股指期货合约、上证50股指期货合约和中证500股指期货合约。以不同标的指数股指期货合约的成交额、成交量和持仓量为研究对象,采用均值差异的T检验和Wilcoxon秩和检验方法分析不同标的指数股指期货合约的成交额、成交量和持仓量在股指期货交易新规实施前后的差异性,采用Lotka-Volterra模型实证研究不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系,分析股指期货交易新规对不同标的指数股指期货市场竞争关系的影响。结果表明,从成交额和成交量角度看,不同阶段不同标的指数股指期货市场之间存在捕食-诱饵、互惠共存和完全竞争关系,受到股指期货交易新规的影响显著;从持仓量角度看,不同阶段不同标的指数股指期货之间始终存在捕食-诱饵关系,受到股指期货交易新规的影响则并不显著。

关键词: 股指期货;竞争关系;交易规则;Lotka-Volterra模型

中图分类号:F830.91 文献标识码:A 文章编号:1672-6049(2017)02-0062-09

一、引言

中国金融期货交易所于2010年4月16日推出了第一份股指期货即沪深300股指期货合约,时隔整整5年之后的2015年4月16日,另外两种标的指数的股指期货合约即上证50股指期货合约和中证500股指期货合约也相继推出。这样,在每一个交易时段,我国股指期货市场上具有3种标的指数的12类股指期货合约并存交易。2015年9月2日,中国金融期货交易所公布了股指期货的四条交易新规以加大对股指期货市场的监管和控制,交易新规于2015年9月7日开始实施,新规实施首日,股指期货全部合约成交量环比减少92%,交易新规前后股指期货合约的成交量发生了巨大变化^[1]。

那么,作为我国股指期货大家庭三个成员的沪深300股指期货、上证50股指期货和中证500股指期货并存的时段里,不同标的指数股指期货合约的交易价格和交易数量之间呈现出怎样的关系?不同标的指数股指期货的交易引致效应与交易转移效应孰强孰弱?中国金融期货交易所的交易新规对股指期货的交易价格和交易数量产生了怎样深刻的影响?这是金融期货市场的监管者、组织者、交易者和研究者都非常关注的问题。对于这些问题的正确回答,有助于金融期货市场的各类参与者更好地在不同标的指数股指期货合约里做出选择,有助于其做出正确的监管和交易决策,还有助于在交易新规给股指期货市场带来冲击的情况下采取适当的应对措施。

收稿日期:2017-01-14

基金项目:四川省软科学研究计划项目(2015ZB0228)、四川省教育厅人文社科重点项目(14SA0036)、国家大学生创新创业训练计划项目(201610616032)

作者简介:林祥友(1973—),男,四川资中人,成都理工大学商学院教授,博士,硕士生导师,研究方向为公司金融与金融衍生品;易凡琦(1993—),女,四川达州人,成都理工大学商学院硕士研究生,研究方向为公司金融与资本市场;陈超(1993—),男,四川简阳人,成都理工大学商学院硕士研究生,研究方向为金融理论与投资理财。

对于股指期货合约交易价格之间的关系,学者们多从股指期货合约交易价格的领先滞后关系、价格联动关系、价格发现关系以及波动溢出效应等方面进行理论分析,由于上证50股指期货和中证500股指期货推出的时间较短,3种不同标的指数股指期货合约之间价格关系的实证研究文献较少。对于不同标的股指期货合约交易数量之间的竞争关系,则更是完全没有见到相关研究文献。本文将不同标的指数股指期货并存的期间划分为两个时段,即2015年4月16日—2015年9月6日以及2015年9月7日—2016年6月16日,采用模拟生态学中的种群间动态关系的Lotka-Volterra模型,分阶段实证检验我国金融期货市场上不同标的指数股指期货合约之间在交易数量方面的动态竞争关系,以及股指期货交易新规对不同标的指数股指期货之间竞争关系的影响,以为我国股指期货市场的相关参与者提供有益借鉴和参考。

二、文献回顾

在2010年4月16日至2015年4月15日长达5年的时间里,我国股指期货市场上都仅仅存在以沪深300指数为标的指数的股指期货合约,因此,对于股指期货的交易价格、交易数量以及二者关系的研究,都是以沪深300股指期货作为研究对象。对于沪深300股指期货的价格行为,学者们主要研究了沪深300股指期货与证券现货市场之间的价格联动关系、领先滞后关系、价格发现能力以及波动溢出效应等^[2];刘庆富和华仁海^[3];方匡南和蔡振忠^[4];刘向丽和张雨萌^[5];张腾文等人^[6];汪冬华和索园^[7];刘向丽和常云博^[8];杨瑞杰和张向丽^[9]。对于沪深300股指期货的价格关系,学者们主要研究了沪深300股指期货的交易价格和交易数量之间的动态关系(曾廷敏等人^[10];林祥友和甘雨婕^[11])以及沪深300股指期货不同分解交易量对价格波动性的影响(代宏霞等人^[12];林祥友和代宏霞^[13])。对于沪深300股指期货纯粹的交易量行为的文献还鲜有发现,研究不同标的指数股指期货交易量关系的文献更是完全没有,因此,在上证50股指期货、中证500股指期货推出之后,以三种不同标的指数股指期货的交易量行为作为研究对象,采用Lotka-Volterra模型研究不同标的指数股指期货在交易量方面的动态竞争关系,具有明显的创新性、理论价值和实践意义。

Lotka-Volterra模型由美国生态学家Lotka^[14]和意大利数学家Volterra^[15]先后提出,最初主要用于模拟生态学中的种群间的动态关系,近年来在经济研究中常借用Lotka-Volterra模型来研究相关市场之间的动态竞争关系。对于资本市场,已有的研究表明,不同资本市场或相同资本市场的不同市场板块在交易规模方面可能存在三类竞争关系,包括完全竞争、互惠共存和捕食-诱饵关系。Modis^[16]认为资本市场间的竞争主要表现为对投资者注意力和投资资金的竞争,并以日交易额指标作为研究指标,应用Lotka-Volterra模型研究了DJIA和NYSE之间的竞争关系。Farmer^[17]把投资者分为价值投资者和趋势投资者,利用Lotka-Volterra模型考察了证券市场效率及其演化。Ito et al^[18]研究了大阪证券交易所和新加坡交易所的日经225股指期货的竞争关系。Lee et al^[19]研究了韩国股票市场的KSE和KOSDAQ之间的竞争关系。孔东民^[20]则从整体入手,对Lotka-Volterra系统下的市场结构的演进过程进行了研究。熊熊等人^[21]应用Lotka-Volterra模型研究了新加坡的摩根台股指期货与中国台湾的台股股指期货的动态竞争关系,结果表明在金融期货推出的初期,两个市场更容易处于互惠共存关系。王曼等人^[22]研究了中国香港股票主板市场与创业板市场之间的流动性互动关系,发现主板市场与创业板市场之间存在显著的流动性水平单向溢出效应,主板市场的流动性变化会引致创业板市场的流动性变化。姚亚伟和廖士光^[23]的研究表明,在沪深300股指期货推出初期,股指期货市场与股票现货市场在交易规模方面存在竞争关系,随着股指期货市场相关规则的不断健全和完善,两个市场由捕食-诱饵关系转变为互惠共存关系。曹广喜和徐龙炳^[24]利用A+H交叉上市样本公司的日交易额数据,研究了中国香港与内地证券市场在成交量方面的动态竞争关系,发现两个市场的动态竞争关系从交叉上市初期A股市场充当捕食者角色的捕食-诱饵关系逐步演化为竞争互惠关系。廖士光、朱伟群和徐辉^[25]研究沪深主板、中小板和创业市场的竞争关系后发现,创业板市场捕食了沪深主板市场的成交量,而与中小企业板市场在交易量方面则存在互惠共存关系。综上,相关学者主要采用Lotka-Volterra模型研究了不同证券市场之间的动态竞争关系,不同股指期货市场之间的动态竞争关系,以

及股指期货与证券现货市场之间的竞争关系,而同一股指期货交易所不同标的指数股指期货市场之间的竞争关系的文献还没有见到,这正是本文要做的研究工作。

三、研究设计

(一) 不同标的指数股指期货市场竞争关系的 Lotka-Volterra 模型

假设一个股指期货市场只有一种标的指数的股指期货合约交易,其交易规模的变化符合 Logistic 增长系统,以 $X_1(t)$ 表示 t 时刻的第 1 标的指数股指期货的交易规模, $X_1'(t) = dX_1(t)/dt$, $f(X_1) = X_1'(t)/X_1(t)$ 分别表示第 1 标的指数股指期货的交易规模的增长率和瞬时增长率。由于受到货币流通规模和期货交易规则等因素的约束,第 1 标的指数股指期货的交易规模不可能无限度地扩张,引入第 1 标的指数股指期货市场的最大容量 N_1 ,当 $X_1(t) > N_1$ 时,第 1 标的指数股指期货市场的交易规模呈负增长;当 $X_1(t) = N_1$ 时,第 1 标的指数股指期货市场的交易规模停止增长,即第 1 标的指数股指期货市场最大容量 N_1 对该股指期货市场的交易规模的增长会产生阻滞作用。假定该阻滞力和 $f(X_1)$ 呈现线性关系,则第 1 标的指数股指期货市场的交易行为可以表示为:

$$X_1'(t) = r_1 X_1(t) (N_1 - X_1(t)) / N_1 = r_1 X_1(t) (1 - X_1(t) / N_1) \quad (1)$$

在上述股指期货市场引入同类的竞争性的第 2 标的指数股指期货,假设第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场的交易规模均符合 Logistic 增长系统,令第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场的交易规模容量分别为 N_1 和 N_2 。考虑两类标的指数股指期货市场之间交易规模的竞争排斥效应,则第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场之间资源竞争的 Lotka-Volterra 模型可以表示为如下扩散系统:

$$\begin{cases} \frac{dX_1(t)}{dt} = r_1 X_1(t) (1 - X_1(t) / N_1 - \alpha_{12} X_2(t) / N_2) \\ \frac{dX_2(t)}{dt} = r_2 X_2(t) (1 - X_2(t) / N_2 - \alpha_{21} X_1(t) / N_1) \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中 r_1 和 r_2 分别表示无市场竞争情况下第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场的交易规模的增长率,反映第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场的吸引力; α_{12} 为第 2 标的指数股指期货市场对第 1 标的指数股指期货市场的影响系数,反映因第 2 标的指数股指期货市场对交易者竞争而导致的对第 1 标的指数股指期货市场的影响系数,反映因第 2 标的指数股指期货市场对第 2 标的指数股指期货市场的影响系数,反映因第 1 标的指数股指期货市场对交易者竞争而导致的对第 2 标的指数股指期货市场的影响系数,反映因第 1 标的指数股指期货市场对交易者竞争而导致的对第 2 标的指数股指期货市场的促进效应或阻滞效应。

由于在股指期货市场交易实践中,第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场的实际交易数据是离散数据,因此,对上述 Lotka-Volterra 模型的表达式(2)的偏微分方程进行离散化处理,可以得到离散条件下的 Lotka-Volterra 模型如式(3):

$$\begin{cases} X_1(t+1) = \frac{\alpha_1 X_1(t)}{1 + \beta_1 X_1(t) + \gamma_1 X_2(t)} \\ X_2(t+1) = \frac{\alpha_2 X_2(t)}{1 + \beta_2 X_2(t) + \gamma_2 X_1(t)} \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中 α_i 和 β_i 分别表示仅有一个独立的第 1 标的指数股指期货市场或第 2 标的指数股指期货市场时的特征参数,参数 γ_i 表示第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场这两个股指期货市场交易规模之间的竞争关系。

熊熊等人^[21]、曹广喜和徐龙炳^[24]、廖士光等人^[25]已经验证,式(2)中的参数与式(3)中的参数具有如下关系:

$$\alpha_{12} = \frac{\gamma_1(\alpha_2 - 1)}{\beta_2(\alpha_1 - 1)} \quad (4)$$

$$\alpha_{21} = \frac{\gamma_2(\alpha_1 - 1)}{\beta_1(\alpha_2 - 1)} \quad (5)$$

根据 α_{12} 、 α_{21} 、 γ_1 和 γ_2 之间的关系,可以对第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场之间的竞争关系进行分析。

当 $\gamma_1 > 0$ 且 $\gamma_2 > 0$ (或 $\alpha_{12} > 0$ 且 $\alpha_{21} > 0$) 时,表明第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场两个股指期货市场之间是完全竞争关系;

当 $\gamma_1 < 0$ 且 $\gamma_2 < 0$ (或 $\alpha_{12} < 0$ 且 $\alpha_{21} < 0$) 时,表明第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场两个股指期货市场之间是互惠共存关系;

当 $\gamma_1 < 0$ 、 $\gamma_2 > 0$ (或 $\alpha_{12} < 0$ 且 $\alpha_{21} > 0$) 时,表明第 1 标的指数股指期货市场捕食第 2 标的指数股指期货市场;

当 $\gamma_1 > 0$ 、 $\gamma_2 < 0$ (或 $\alpha_{12} > 0$ 且 $\alpha_{21} > 0$) 时,表明第 2 标的指数股指期货市场捕食第 1 标的指数股指期货市场。

根据式(3)中的 γ_1 、 γ_2 或式(4)、(5)中的 α_{12} 、 α_{21} 的符号和取值范围来判断第 1 标的指数股指期货市场和第 2 标的指数股指期货市场之间的竞争关系,为了更直观地把握不同标的指数股指期货市场之间竞争关系的判断规则,特做出说明如图 1。

图中的横坐标为式(3)中的参数 γ_1 或式(4)中的 α_{12} ,纵坐标为式(3)中的参数 γ_2 或式(5)中的 α_{21} ,参数估计的结果如果分布在第一象限,表明股指期货 1 与股指期货 2 之间是完全竞争关系;如果分布在第二象限,表明股指期货 1 对股指期货 2 的捕食-诱饵关系;如果分布在第三象限,表明股指期货 1 与股指期货 2 之间是互惠共存关系;如果分布在第四象限,表明股指期货 2 对股指期货 1 的捕食-诱饵关系。

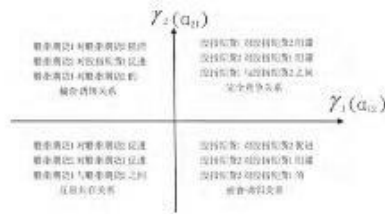


图 1 股指期货 1 与股指期货 2 之间的竞争关系

(二) 样本选择与数据来源

获取 2015 年 4 月 16 日我国推出上证 50 股指期货和中证 500 股指期货之后至 2016 年 6 月 16 日期间沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货、中证 500 股指期货三种不同标的指数股指期货合约的日交易数据,包括交易额、交易量和持仓量数据,并以 2015 年 9 月 7 日(即中国金融期货交易所实施股指期货交易新规为分界点,分为 2015 年 4 月 16 日—2015 年 9 月 6 日,共 98 个交易日,以及 2015 年 9 月 7 日—2016 年 6 月 16 日,共 189 个交易日两个时间段,采用 Lotka-Volterra 模型实证检验不同阶段不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系,进而分析股指期货交易新规对不同标的股指期货市场之间竞争关系的影响。股指期货交易规模的相关数据来自 Wind 资讯。为了消除时间序列数据的非平稳性问题,对股指期货的交易额、交易量和持仓量均进行了对数化处理。

四、实证结果分析

(一) 不同标的指数股指期货市场交易规模数据的差异性比较

首先,由于 2015 年 9 月 7 日中国金融期货交易所制定和实施的股指期货交易新规对股指期货的交易额和交易量产生了深刻影响,导致交易额和交易量大幅减少,因此,采用均值差异的 T 检验和 Wilcoxon 非参数检验方法对中国金融期货交易所股指期货交易新规实施前后不同标的指数股指期货市场的交易规模数据进行比较,结果如表 1。

由表 1,均值差异的 T 检验和 Wilcoxon 秩和检验的结果表明,沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货、中证 500 股指期货 3 种不同标的指数股指期货市场的成交额、成交量、持仓量在中国金融期货交易所股指期货交易新规实施前后,均存在显著差异,多数变量数据的差异在 1% 的显著性水平上显著,只有少数变量数据(即中证 500 股指期货持仓量数据)的差异在 5% 或 10% 的显著性水平上显著。这

意味着中金所股指期货交易新规实施前后的数据差异很大, 全阶段数据的平稳性存在严重问题, 很有必要按照股指期货交易新规实施前后分阶段考察不同标的指数股指期货市场之间的竞争关系。

表 1 交易新规实施前后不同标的指数股指期货市场交易规模数据的差异性比较

变量	股指期货	时期	均值差异 T 检验		Wilcoxon 秩和检验	
			均值	T 值	秩均值	Z 值
成交额	沪深 300 股指期货	交易新规前	14.47199	133.475***	226.50	-13.731***
		交易新规后	6.659		89.00	
	上证 50 股指期货	交易新规前	12.4185	101.179***	226.50	-13.731***
成交量	沪深 300 股指期货	交易新规前	12.5123	49.800***	225.94	-13.644***
		交易新规后	9.5349		89.31	
	上证 50 股指期货	交易新规前	14.2214	132.830***	226.50	-13.731***
		交易新规后	9.6891		89.00	
	中证 500 股指期货	交易新规前	12.5821	103.228***	226.50	-13.731***
		交易新规后	8.6909		89.00	
持仓量	沪深 300 股指期货	交易新规前	12.0027	48.691***	225.50	-13.576***
		交易新规后	9.3127		89.55	
	上证 50 股指期货	交易新规前	11.3275	22.579***	218.55	-12.498***
		交易新规后	10.2138		93.40	
	中证 500 股指期货	交易新规前	10.2729	18.210***	216.14	-12.124***
		交易新规后	9.2997		94.73	
	中证 500 股指期货	交易新规前	9.7162	2.036**	149.15	-1.730*
		交易新规后	9.5957		131.83	

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

(二) 不同标的指数股指期货市场交易规模数据的平稳性检验

然后, 采用 ADF 单位根检验方法对股指期货交易新规实施前后两个阶段三种不同标的指数股指期货市场交易规模数据进行平稳性检验, 单位根检验的滞后阶数以赤池信息准则 AIC 作为选择标准。平稳性检验结果如表 2。

由表 2 在中国金融期货交易所股指期货交易新规实施前后两个阶段, 三种标的指数的股指期货即沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货、中证 500 股指期货的三种变量数据即成交额数据、成交量数据、持仓量数据全部拒绝存在单位根的原假设, 在 10% 的显著性水平上显著, 表明数据具有平稳性, 因此, 可以采用 Lotka-Volterra 模型来分析两个阶段不同标的指数股指期货市场之间的竞争关系。

(三) 不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系

最后, 由于整个区间股指期货的交易规模数据是不平稳的, 但股指期货交易新规实施前后两个子区间的交易规模数据分别是平稳的, 因此, 采用 Lotka-Volterra 模型对股指期货交易新规实施前后两个阶段三种不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系进行实证检验, 为了估计式 (3) 中的参数 α_i 、 β_j 和 γ_i 的值, 使用非线性最小二乘法对 Lotka-Volterra 模型进行参数估计, 使用 Marquardt 判定法则进行迭代, 迭代收敛精度为 0.001。股指期货交易新规实施前后两个阶段三种不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系的检验结果如表 3。

表 3 报告了在股指期货交易新规实施前后, 从成交额、成交量、持仓量方面考察的不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系, 具体结论如下:

在中金所股指期货交易新规实施前, 从成交额和成交量角度分析, 沪深 300 股指期货与上证 50 股指期货之间为捕食诱饵关系, 沪深 300 股指期货的交易阻滞上证 50 股指期货的交易, 表现为交易转移效应; 上证 50 股指期货的交易促进沪深 300 股指期货的交易, 表现为交易引资效应。沪深 300 股指期货与中证 500 股指期货之间为捕食诱饵关系, 沪深 300 股指期货的交易阻滞中证 500 股指期货的

表2 交易新规实施前后不同标的的股指期货期货市场交易规模数据的平稳性检验

时期	变量	股指期货	ADF 统计量	1% 临界值	AIC	概率 P 值	检验结论	
交易新规前	成交额	沪深 300 股指期货	-4.393 867 ^{***}	-3.499 167	0.655 514	0.000 6	平稳	
		上证 50 股指期货	-3.247 271 ^{**}	-3.499 10	0.260 373	0.019 1	平稳	
		中证 500 股指期货	-2.828 825 [*]	-3.499 167	1.018 667	0.058 0	平稳	
	成交量	沪深 300 股指期货	-5.349 110 ^{***}	-3.499 167	0.572 735	0.000 0	平稳	
		上证 50 股指期货	-2.919 316 ^{**}	-3.499 910	0.233 932	0.046 8	平稳	
		中证 500 股指期货	-3.380 206 ^{**}	-3.499 167	0.969 734	0.014 0	平稳	
	持仓量	沪深 300 股指期货	-3.943 120 ^{***}	-3.499 167	0.977 952	0.002 6	平稳	
		上证 50 股指期货	-2.671 048 [*]	-3.499 167	0.567 305	0.082 6	平稳	
		中证 500 股指期货	-2.696 460 [*]	-3.499 910	0.768 857	0.078 3	平稳	
	交易新规后	成交额	沪深 300 股指期货	-5.121 116 ^{***}	-3.465 585	-0.513 202	0.000 0	平稳
			上证 50 股指期货	-4.404 048 ^{***}	-3.465 585	-0.457 009	0.000 4	平稳
			中证 500 股指期货	-3.384 670 ^{**}	-3.465 585	-0.274 026	0.012 7	平稳
成交量		沪深 300 股指期货	-3.736 094 ^{***}	-3.465 780	-0.487 317	0.004 3	平稳	
		上证 50 股指期货	-4.491 588 ^{***}	-3.465 585	-0.461 260	0.000 3	平稳	
		中证 500 股指期货	-2.784 165 [*]	-3.465 585	-0.188 814	0.062 5	平稳	
持仓量		沪深 300 股指期货	-6.203 447 ^{***}	-3.465 202	0.352 419	0.000 0	平稳	
		上证 50 股指期货	-5.935 747 ^{***}	-3.465 202	0.224 368	0.000 0	平稳	
		中证 500 股指期货	-4.436 917 ^{***}	-3.465 202	0.179 961	0.000 4	平稳	

注:***,**,* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。

交易,表现为交易转移效应;中证 500 股指期货的交易促进沪深 300 股指期货的交易,表现为交易引资效应。上证 50 股指期货与中证 500 股指期货之间为互惠共存关系,上证 50 股指期货的交易促进中证 500 股指期货的交易,表现为交易引资效应;中证 500 股指期货的交易促进上证 50 股指期货的交易,表现为交易引资效应。可见,先上市的沪深 300 股指期货的交易对后上市的上证 50 股指期货以及中证 500 股指期货的交易形成阻滞,交易者存在先入为主的优先交易习惯;同时上市的上证 50 股指期货的交易和中证 500 股指期货的交易则相互促进,交易者对同时上市的股指期货合约往往一视同仁,互为参照。从持仓量角度分析,沪深 300 股指期货的持仓量变化与上证 50 股指期货的持仓量变化之间为捕食诱饵关系,沪深 300 股指期货的持仓量阻滞上证 50 股指期货的持仓量,表现为交易转移效应;上证 50 股指期货的持仓量促进沪深 300 股指期货的持仓量,表现为交易引资效应。沪深 300 股指期货的持仓量变化与中证 500 股指期货的持仓量变化之间为捕食诱饵关系,沪深 300 股指期货的持仓量阻滞中证 500 股指期货的持仓量,表现为交易转移效应;中证 500 股指期货的持仓量促进沪深 300 股指期货的持仓量,表现为交易引资效应。上证 50 股指期货的持仓量变化与中证 500 股指期货的持仓量变化之间为捕食诱饵关系,上证 50 股指期货的持仓量阻滞中证 500 股指期货的持仓量,表现为交易转移效应;中证 500 股指期货的持仓量促进上证 50 股指期货的持仓量,表现为交易引资效应。

在中金所股指期货交易新规实施后,从成交额和成交量角度分析,沪深 300 股指期货与上证 50 股指期货之间为捕食诱饵关系,沪深 300 股指期货的交易阻滞上证 50 股指期货的交易,表现为交易转移效应;上证 50 股指期货的交易促进沪深 300 股指期货的交易,表现为交易引资效应。沪深 300 股指期货与中证 500 股指期货之间为捕食诱饵关系,沪深 300 股指期货的交易阻滞中证 500 股指期货的交易,表现为交易转移效应;中证 500 股指期货的交易促进沪深 300 股指期货的交易,表现为交易引资效应。上证 50 股指期货与中证 500 股指期货之间为完全竞争关系,上证 50 股指期货的交易阻滞中证 500 股指期货的交易,表现为交易转移效应;中证 500 股指期货的交易阻滞上证 50 股指期货的交易,表现为交易转移效应。可见,中金所严格的股指期货交易新规执行后,同时上市的上证 50 股指期货与中证 500 股指期货之间的竞争关系由之前的互惠共存关系转变为完全竞争关系,在股指期货市

表3 交易新规实施前后不同标的指数股指期货市场之间的动态竞争关系

阶段	变量	股指期货	α	β	γ	α_{1j}	α_{2j}	交易竞争关系	
交易新规前	成交量	沪深300股指期货与上证50股指期货	IF300	1.623 309	0.052 059	-0.010 476	-2.4 308	0.7 553	捕食 (IF300) - 诱饵 (IH50) 关系
		沪深300股指期货与中证500股指期货	IF300	1.712 185	0.054 924	-0.006 611	-0.1 723	0.2 808	捕食 (IF300) - 诱饵 (IC500) 关系
		上证50股指期货与中证500股指期货	IH50	1.260 126	0.024 235	-0.003 400	-0.0 447	-2.3 008	IH50 与 IC500 互惠共生关系
		沪深300股指期货与上证50股指期货	IF300	1.964 268	0.070 176	-0.002 715	-0.1 798	0.7 744	捕食 (IF300) - 诱饵 (IH50) 关系
		沪深300股指期货与中证500股指期货	IF300	1.883 582	0.013 836	0.049 794	-0.0 381	0.4 695	捕食 (IF300) - 诱饵 (IC500) 关系
		上证50股指期货与中证500股指期货	IH50	1.462 608	0.020 685	0.014 954	-0.01 918	-1.0 488	IH50 与 IC500 互惠共生关系
	持仓量	沪深300股指期货与上证50股指期货	IF300	1.382 282	0.037 322	-0.003 934	-0.2 946	0.5 786	捕食 (IF300) - 诱饵 (IH50) 关系
		沪深300股指期货与中证500股指期货	IF300	1.418 660	0.052 508	-0.018 125	-2.1 068	0.5 593	捕食 (IF300) - 诱饵 (IC500) 关系
		上证50股指期货与中证500股指期货	IH50	1.151 349	0.014 786	-7.84E-05	-0.0 057	0.1 130	捕食 (IH50) - 诱饵 (IC500) 关系
		沪深300股指期货与上证50股指期货	IF300	1.909 196	0.122 346	-0.032 982	-0.3 295	0.0 703	捕食 (IF300) - 诱饵 (IH50) 关系
		沪深300股指期货与中证500股指期货	IF300	1.826 624	0.076 489	-0.009 233	-0.3 535	0.7 806	捕食 (IF300) - 诱饵 (IC500) 关系
		上证50股指期货与中证500股指期货	IH50	1.756 572	0.023 907	0.054 656	0.3 476	0.5 994	IH50 与 IC500 完全竞争关系
交易新规后	成交量	沪深300股指期货与上证50股指期货	IF300	1.579 188	0.055 405	-0.004 956	-0.05 605	0.3 506	捕食 (IF300) - 诱饵 (IH50) 关系
		沪深300股指期货与中证500股指期货	IF300	1.489 318	0.005 813	0.044 884	-0.7 840	0.8 169	捕食 (IF300) - 诱饵 (IC500) 关系
		上证50股指期货与中证500股指期货	IH50	1.536 904	0.060 644	0.001 148	0.0 606	0.6 834	IH50 与 IC500 完全竞争关系
	持仓量	沪深300股指期货与上证50股指期货	IF300	1.587 822	0.059 038	-0.001 201	-0.05 356	0.4 299	捕食 (IF300) - 诱饵 (IH50) 关系
		沪深300股指期货与中证500股指期货	IF300	1.575 354	0.064 604	-0.005 359	-2.1 888	0.9 184	捕食 (IF300) - 诱饵 (IC500) 关系
		上证50股指期货与中证500股指期货	IH50	1.511 288	0.057 230	-0.001 795	-0.2 818	0.8 505	捕食 (IH50) - 诱饵 (IC500) 关系

场总的交易额和交易量大幅萎缩的情况下,不同标的指数股指期货对资金资源的争夺变得异常激烈,均表现为明显的交易转移效应。从持仓量角度分析,沪深300股指期货的持仓量变化与上证50股指期货的持仓量变化之间为捕食诱饵关系,沪深300股指期货的持仓量阻滞上证50股指期货的持仓量,表现为交易转移效应;上证50股指期货的持仓量促进沪深300股指期货的持仓量,表现为交易引资效应。沪深300股指期货的持仓量变化与中证500股指期货的持仓量变化之间为捕食诱饵关系,沪深300股指期货的持仓量阻滞中证500股指期货的持仓量,表现为交易转移效应,中证500股指期货的持仓量促进沪深300股指期货的持仓量,表现为交易引资效应。上证50股指期货的持仓量变化与中证500股指期货的持仓量变化之间为捕食诱饵关系,上证50股指期货的持仓量阻滞中证500股指期货的持仓量,表现为交易转移效应,中证500股指期货的持仓量促进上证50股指期货的持仓量,表现为交易引资效应。可见,从持仓量角度分析,股指期货交易新规的实施,并没有对不同标的指数股指期货之间的竞争关系产生显著影响。

五、研究结论

在我国股指期货市场上并存沪深300股指期货、上证50股指期货、中证500股指期货三种不同标的指数股指期货合约情况下,以2015年4月16日—2016年6月16日为研究期间,以2015年9月7日股指期货交易新规的实施作为两个阶段的分界点,采用Lotka-Volterra模型实证检验我国股指期货交易新规实施前后不同标的指数股指期货市场之间的分阶段动态竞争关系,进而分析股指期货交易

新规的实施对股指期货市场竞争关系的影响,得到以下研究结论和启示。

第一,股指期货交易新规实施前后,股指期货的成交额、成交量和持仓量存在显著差异。采用均值差异T检验和Wilcoxon秩和检验的结果表明,在中国金融期货交易所2015年9月7日股指期货交易新规实施前后两个阶段,股指期货的成交额、成交量和持仓量存在非常显著的差异,导致相关数据的结构断点和数据的非平稳性,表明股指期货交易新规的实施对市场交易规模的冲击和影响是非常明显的,在进一步分析不同标的指数股指期货的市场竞争关系时必须以股指期货交易新规的实施作为关键时间节点分阶段进行。

第二,从成交额和成交量角度考察不同标的指数股指期货市场竞争关系时,股指期货交易新规对不同标的指数股指期货市场竞争关系的影响明显。从成交额和成交量角度考察不同标的指数股指期货市场竞争关系时,在交易新规实施前,不同标的指数股指期货市场之间的竞争关系分别表现为捕食(IF300)-诱饵(IH50)关系,捕食(IF300)-诱饵(IC500)关系,IH50与IC500互惠共存关系;在交易新规实施后,不同标的指数股指期货市场之间的竞争关系分别演变为捕食(IF300)-诱饵(IH50)关系,捕食(IF300)-诱饵(IC500)关系,IH50与IC500完全竞争关系。表明股指期货交易新规实施后,整个股指期货市场成交额和成交量大幅萎缩,股指期货市场的资金资源更加稀缺,不同标的指数股指期货相互之间对资金资源的争夺变得异常激烈,表现出不同标的指数股指期货合约之间明显的交易转移效应,而不同标的指数股指期货的交易引资效应则变得微弱,呈现出股指期货市场竞争加剧的格局;而且,在市场竞争中,先上市的沪深300股指期货始终处于竞争优势地位,而后上市的上证50股指期货和中证500股指期货则平分秋色。可见,中国金融交易所股指期货交易新规的实施,不仅给单一标的指数股指期货市场的交易规模带来显著冲击,也给不同标的指数股指期货市场之间的竞争关系造成明显影响。

第三,从持仓量角度考察不同标的指数股指期货市场竞争关系时,股指期货交易新规对不同标的指数股指期货市场竞争关系的影响则不明显。从持仓量角度考察不同标的指数股指期货市场竞争关系时,在交易新规实施前后,不同标的指数股指期货市场之间均表现为捕食(IF300)-诱饵(IH50)关系,捕食(IF300)-诱饵(IC500)关系,捕食(IH50)-诱饵(IC500)关系,股指期货交易新规的实施对不同标的指数股指期货竞争关系的影响比较微弱,可能的原因是股指期货持仓量是开仓交易、平仓交易、换手交易等各种交易类型的交易结果的集中体现,是一个逐渐积累且相对稳定的存量,受到股指期货交易新规的短期冲击和长期影响是相对有限的,在股指期货交易新规实施前后,单一标的指数股指期货持仓量的变化较小,不同标的指数股指期货持仓量之间表现出比较稳定的竞争关系。

参考文献:

- [1]林仁皓.市场知情交易概率(VPIN)在股指期货交易规则修改前后的适用性分析[J].投资研究,2016(3):140-150.
- [2]何诚颖,张龙斌,陈薇.基于高频数据的沪深300股指期货价格发现能力研究[J].数量经济技术经济研究,2011(5):139-151.
- [3]刘庆富,华仁海.中国股指期货与股票现货市场之间的风险传递效应研究[J].统计研究,2011(11):84-90.
- [4]方匡南,蔡振忠.我国股指期货价格发现功能研究[J].统计研究,2012(5):73-78.
- [5]刘向丽,张雨萌.基于向量误差修正模型的股指期货价格发现功能研究[J].管理评论,2012(2):71-77.
- [6]张腾文,鲁万波,李蓓.不同趋势下股指期货价格发现功能研究[J].经济学家,2013(9):97-104.
- [7]江冬华,袁园园.我国沪深300股指期货和现货市场的交叉相关性及其风险[J].系统工程理论与实践,2014(3):631-639.
- [8]刘向丽,常云博.中国沪深300股指期货风险度量——基于流动性调整的收益率方法的研究[J].系统工程理论与实践,2015(7):1761-1769.
- [9]杨瑞杰,张向丽.我国股指期货与股指期货联动性的实证研究基于价格先行性、波动先行性与无套利性视角[J].国

- 际商务(对外经贸大学学报) 2016(2):89-100.
- [10]曾廷敏,林祥友,王勇.沪深300股指期货动态价值关系研究[J].西部论坛,2013(6):62-68.
- [11]林祥友,甘雨婕.基于高频数据的股指期货动态价值关系研究[J].经济与管理评论,2014(2):121-129.
- [12]代宏霞,戚雯,林祥友.股指期货不同交易类型对价格波动影响的差异性研究[J].投资研究,2013(6):105-114.
- [13]林祥友,代宏霞.股指期货分解交易量影响波动性实证研究[J].重庆理工大学学报(社会科学版),2016(4):47-56.
- [14]LOTKA A J. Elements of physical biology [M]. Philadelphia: William & Wilkins Companies, 1925.
- [15]VOLTERRA V. Variazioni e fluttuazioni del numero d'individui in specie animali conviventi [J]. Mem. r. accad. naz. dei. lincei 1926 6(2):31-413.
- [16]MODIS T. Technological forecasting at the stock market [J]. Technological forecasting and social change 1999 62(3):173-202.
- [17]FARNER J D. A simple model for the nonequilibrium dynamics and evolution of a financial market [J]. International journal of theoretical and applied finance 2000 3(3):425-441.
- [18]ITO T, JIN W L. Race to the center: competition for the nikkei 225 futures trade [J]. Journal of empirical finance 2001 8(3):219-242.
- [19]LEE S T, JEE D J, OH H S. Technological forecasting at the korean stock market: a dynamic competition analysis using the lotka-volterra model [J]. Technological forecasting and social change 2005 72(4):1044-1057.
- [20]孔东民. Lotka-Volterra 系统下市场结构的演进 [J]. 管理工程学报 2005(3):77-81.
- [21]熊熊,张维,李帅,等.基于 Lotka-Volterra 模型的股指期货市场竞争分析 [J]. 系统工程学报 2009(5):581-588.
- [22]王昊,杨朝军,廖士光.创业板市场对主板市场的冲击效应研究——香港股市与深圳中小板的经验证据与启示 [J]. 财经研究 2009(5):63-73.
- [23]姚宏伟,廖士光.股指期货与股票现货市场竞争关系研究——来自中国的经验证据 [J]. 证券市场导报 2011(9):43-50.
- [24]曹广喜,徐龙炳.香港和内地证券市场的动态竞争关系研究——基于 A+H 交叉上市公司的实证分析 [J]. 财经研究 2011(9):38-48.
- [25]廖士光,朱伟群,徐辉.创业板市场与主办市场关系研究——来自沪深证券市场的经验证据 [J]. 财经研究 2014(6):27-37.

(责任编辑:黄明晴)

(下转第 81 页)

股指期货主力合约转换的判别法则选择研究

● 林祥友, 邓传红, 何 帅

(成都理工大学 商学院, 四川 成都 610059)

摘 要: 该文分别以日低频数据和 1 分钟高频数据作为数据基础, 以持仓量最大标准和成交量最大标准作为主力合约转换的判别标准, 构建主力合约转换的 4 类判别法则, 研究不同判别法则确定的股指期货主力合约转换时点的差异性和有效性。对我国沪深 300 股指期货连续 10 次主力合约转换进行实证分析, 得到的结论是: 以不同判别法则确定的主力合约转换时点存在明显的差异性, 以持仓量最大标准确定的主力合约转换时点比以成交量最大标准确定的主力合约转换时点更早, 以高频数据确定的主力合约转换时点比以低频数据确定的主力合约转换时点具有更强的时效性。其中, 基于低频数据的持仓量最大标准和基于高频数据的成交量最大标准的判别法则是股指期货主力合约转换的最优选择。

关键词: 股指期货; 主力合约; 成交量; 持仓量; 低频数据; 高频数据

中图分类号: F830.91; F224

文献标识码: A

文章编号: 1004-5465(2017)02-033-11

一、引言

在股指期货市场上, 某交割月份临近交割日的前若干个交易日内, 各类交易者会逐渐把所持有的头寸从旧主力合约转移到新主力合约上, 进行主力合约的换月移仓, 呈现出主力合约转换的现象。我国沪深 300 股指期货市场已经顺利运行六年有余, 先后完成了七十多次主力合约转换。股指期货市场的监管者和交易者要想在市场上获得监管政策和交易策略的最大成功, 股指期货市场的研究者要获得具有实践指导价值的研究结论, 都需要首先正确判断作为股指期货市场主流交易对象和价格引导者的主力合约, 正确判断股指期

货主力合约与非主力合约的价格运动趋势和相互关系, 正确判断股指期货合约的价格波动同成交量、持仓量等数量指标之间的关系, 据此制定并实施监管政策和交易策略。在此背景下, 股指期货市场主力合约判别法则的各种类型、相互差异及优化选择, 以及根据最优判别法则确定的股指期货主力合约转换, 无疑成为了一个迫切而重要的研究命题。

现有研究文献对股指期货主力合约的判别, 主要是单一地从持仓量或者成交量方面进行, 或者直接将当月合约作为当时的主力合约, 很少对主力合约的判别标准进行系统性研究和比较, 更少将股指期货的价量结合起来进行主力合约综合

· 收稿日期: 2016-11-28

基金项目: 本文得到四川省软科学研究计划项目“沪港通对 A+H 交叉上市公司股价同步性的影响研究”(2015ZR0228)、四川省教育厅人文社科重点项目“股指期货主力合约转换的判别法则优化研究”(14SA0036)、四川省大学生创新创业训练计划项目“XBRL 财务报告的信息效率研究”(201510616070)、国家大学生创新创业训练计划项目“沪港通对沪深港股市竞争关系的影响研究”(201610616032)的资助。

作者简介: 林祥友(1973—), 男, 四川资中人, 博士, 教授, 硕士生导师, 研究方向: 公司金融和金融衍生品; 邓传红(1993—), 女, 四川泸州人, 硕士研究生, 研究方向: 公司金融与资本市场; 何帅(1993—), 男, 四川南江人, 硕士研究生, 研究方向: 金融理论与投资理财。

— 33 —

分析。代宏霞和林祥友^[1]以持仓量作为确定股指期货合约主力合约期和非主力合约期的标准,对股指期货合约存续期各阶段价格引导关系的时变特征进行了分析。沈虹等^[2]以成交量为衡量标准,选取主力合约以提取数据,产生连续期货价格序列,对期货市场的投资者行为进行了研究。黄键柏等^[3]则指出,量价关系的多重分形特征的存在,要求在理解和分析市场行为时,将量价作为一个整体来全面考虑。林祥友和代宏霞^[4]指出,从数量方面对主力合约进行界定时,应当完整包括持仓量最大标准、成交量最大标准、持仓量成交量之一最大标准、持仓量成交量共同最大标准。从价格方面对主力合约进行界定时,主力合约在同期并存的合约序列中应该具有最强的价格引导能力,表现为主力合约转换前旧主力合约价格引导新主力合约,主力合约转换后新主力合约价格引导旧主力合约。但是,现有研究文献的共同问题是对主力合约转换的判断仅基于日低频数据进行,而基于高频数据进行主力合约转换时点的判断无疑具有更强的实效性和准确性。本文将同时基于低频数据和高频数据,以及持仓量最大标准和成交量最大标准,构造主力合约转换的判别法则,并对这些判别法则的差异性和有效性进行系统深入的分析。

已有文献中关于股指期货价格引导关系的研究多以股指期货和股指期货现货之间的价格引导关系为主,且研究结论并不统一,主要包括四类:一是股指期货价格引导股指期货现货,如 Libara^[5], Tse^[6], Chiang & Fong^[7], Rittler^[8], Dark^[9], Kim et al.^[10], Wang et al.^[11], Fricke et al.^[12], 肖辉等^[13], 华仁海和刘庆富^[14], 蔡向辉^[15], 何诚颖等^[16], 刘向丽和张雨萌^[17]等的研究结论。二是股指期货现货价格引导股指期货,如 Ghosh^[18], Kasman et al.^[19], Tao & Green^[20], Lien & Yang^[21], 严敏和巴曙松^[22], 邢精平等^[23]等的研究结论。三是股指期货与股指期货现货相互价格引导,如 Chan^[24], Bhar^[25], 郑鸣等^[26], 刘庆富和华仁海^[27]等的研究结论。四是股指期货与股指期货现货没有确定的价格引导关系,如佟孟华等^[28], 邢天才和张阁^[29]等的研究结论。总的来说,不论是从理

论分析,还是从实证检验,股指期货价格引导股指期货现货,股指期货主力合约价格引导非主力合约都应是价格引导关系研究的主流结论。现有文献很少涉及股指期货主力合约和非主力合约之间的价格引导关系,借鉴股指期货和股指期货现货之间价格引导关系的研究方法,本文专门研究股指期货主力合约转换日或转换时点前后,新旧主力合约之间的价格引导及其变化关系,并以此判断基于不同频率数据和不同判别标准的判别法则确定的股指期货主力合约转换的有效性。

本文基于低频数据和高频数据对股指期货主力合约转换的不同判别法则进行系统性研究,分析基于不同数据频率和不同判别标准的主力合约转换的判别法则分类,对不同判别法则确定的股指期货主力合约转换的差异性进行比较分析,并将股指期货与股指期货现货之间价格引导关系的研究方法扩展到股指期货主力合约和非主力合约之间的价格引导关系的研究。采用协整分析、格兰杰因果检验,分析各种判别法则确定的股指期货主力合约转换前后新旧主力合约的价格引导关系变化的方向合理性和程度显著性,借以判断不同判别法则确定的股指期货主力合约转换的有效性,从而确定股指期货主力合约转换的最优判别法则,以便依据此法则确定股指期货的主力合约和非主力合约,为股指期货市场的监管者、交易者和研究者提供有益的借鉴和参考。

二、股指期货主力合约转换的四类判别法则

从股指期货合约数量特征的角度,主力合约的确定存在四类判别标准,标准1为持仓量最大标准,以股指期货市场上并存的合约序列中持仓量最大的合约作为主力合约,判断主力合约时,独立考察合约的持仓量;标准2为成交量最大标准,以股指期货市场上并存的合约序列中成交量最大的合约作为主力合约,判断主力合约时,独立考察合约的成交量;标准3为持仓量成交量之一最大标准,以股指期货市场上并存的合约序列中新主力合约的持仓量或成交量之一超过了旧主力合约,就作为主力合约,判断主力合约时,优先考察

合约的持仓量,兼顾考察合约的成交量;标准4为持仓量成交量共同最大标准,以股指期货市场上并存的合约序列中成交量和持仓量均已达到最大的合约作为主力合约,判断主力合约时,优先考察合约的成交量,兼顾考察合约的持仓量。林祥友和代宏霞^[4]针对我国沪深300股指期货市场的实证分析表明,上述的标准1和标准3确定的主力合约转换日期是完全相同的,标准2和标准4确定的主力合约转换日期是完全相同的。因此,股指期货主力合约转换日期(转换时点)的确定标准的差异实际上表现为标准1和标准2,即持仓量最大标准和成交量最大标准这两类标准之间的差异。

另外,在判断股指期货主力合约的转换时,现有研究文献多是基于日间低频数据进行的判断,基于日间低频数据确定的主力合约转换只能具体到某一个交易日,其准确性和时效性并不高,不利于指导实际的监管和交易。基于日内1分钟高频数据确定的主力合约转换则能够具体到某一个交易日的某一交易分钟,其准确性和时效性大大提高。基于日间低频数据和日内高频数据,股指期货新旧主力合约的持仓量大小关系变化,以及新旧主力合约的成交量大小关系的变化存在差异,需要分别基于低频数据和高频数据来判别主力合约的转换日期和转换时点。

表1 股指期货主力合约转换的判别法则

判别标准 数据频率	持仓量	成交量
低频数据	判别法则1: 基于低频数据的持仓量最大标准	判别法则2: 基于低频数据的成交量最大标准
高频数据	判别法则3: 基于高频数据的持仓量最大标准	判别法则4: 基于高频数据的成交量最大标准

因此,将确定股指期货主力合约转换的数据频率和判别标准结合起来,可以对股指期货主力合约转换的判别法则进行如表1的交叉分类。在表1中,基于低频数据的法则1和法则2确定的是股指期货主力合约的转换日期,具体到某一交易日。基于高频数据的法则3和法则4确定的是

股指期货主力合约的转换时点,具体到交易日里的某一交易分钟。可见,对某一特定交割月份的股指期货主力合约转换而言,4类判别法则确定的主力合约转换日期(转换时点)必然存在一定的差异性。下文将对4种判别法则确定的股指期货主力合约转换日期(转换时点)的差异性和有效性进行实证分析。

三、四类判别法则确定的主力合约转换的差异性分析

从我国沪深300股指期货市场的运行情况看,当月合约、下月合约、下季合约、隔季合约等四份合约中,通常当月合约在大多数交易日的成交量和持仓量都是最大的,占据主力合约地位,是理所当然的主力合约。临近交割的前几个交易日,交易者会逐渐把所持有的头寸转移到新主力合约上,进行主力合约的换月移仓,旧主力合约的成交量和持仓量逐渐减少,新主力合约的成交量和持仓量逐渐增加。由于两者并不同步,成交量最大标准确定的主力合约转换日期(转换时点)和持仓量最大标准确定的主力合约转换日期(转换时点)存在差异。基于低频数据的主力合约转换只能具体到交易日,基于高频数据的主力合约转换能够具体到交易分钟,因此基于低频数据和高频数据的主力合约转换也存在差异。

我国沪深300股指期货交易自2010年4月推出以来已经运行了六年多,前后完成了七十次主力合约转换。选择2010年5月—2011年2月期间完成的10次主力合约转换为研究对象,取得新旧主力合约的日间交易数据和日内1分钟高频交易数据,继而确定基于低频数据的持仓量最大标准、基于低频数据的成交量最大标准的主力合约转换日期,并确定基于高频数据的持仓量最大标准、基于高频数据的成交量最大标准的主力合约转换时点。需要特别说明的是,由于基于高频数据的成交量最大的合约容易出现反复,所以不应以其成交量首次最大标准,而应以成交量持续稳定最大标准确定主力合约转换时点。基于四类判别法则确定的股指期货主力合约转换日期和转换时点的分析结果如表2、表3所示。

表2 基于低频数据的两类判别法则确定的主力合约转换日期

序号	交割日	持仓量最大标准			成交量最大标准			异同
		转换日期	提前期	持仓量差	转换日期	提前期	成交量差	
1	2010.05.21	5月17日	4	5104	5月18日	3	221284	异
2	2010.06.18	6月17日	1	12276	6月17日	1	127094	同
3	2010.07.16	7月14日	2	24915	7月15日	1	41739	异
4	2010.08.20	8月17日	3	6409	8月18日	2	184047	异
5	2010.09.17	9月15日	2	515	9月16日	1	173224	异
6	2010.10.15	10月13日	2	1027	10月14日	1	118552	异
7	2010.11.17	11月10日	7	390	11月11日	6	22341	异
8	2010.12.17	12月14日	3	665	12月15日	2	79812	异
9	2011.01.21	1月19日	2	3701	1月20日	1	154515	异
10	2011.02.18	2月14日	4	7914	2月15日	3	82431	异

注:转换提前期为主力合约转换日与旧主力合约交割日的时间差;转换持仓量差为主力合约转换日期新旧主力合约的持仓量差;转换成交量差为主力合约转换日期新旧主力合约的成交量差;两种标准确定的主力合约转换日期“异同”的含义包括两种情形,如果两种标准确定的主力合约转换日期为同一交易日则为“同”,如果两种标准确定的主力合约转换日期为不同交易日则为“异”。

表3 基于高频数据的两类判别法则确定的主力合约转换时点

序号	交割日	持仓量最大标准			成交量最大标准			异同
		转换时点	提前期	持仓量差	转换时点	提前期	成交量差	
1	2010.05.21	5月17日9:22	4	74	5月17日15:08	4	152	表面同实质异
2	2010.06.18	6月17日9:18	1	62	6月17日9:32	1	112	表面同实质同
3	2010.07.16	7月14日13:41	2	111	7月15日9:15	1	748	表面异实质异
4	2010.08.20	8月17日14:03	3	16	8月18日9:15	2	476	表面异实质异
5	2010.09.17	9月15日15:13	2	85	9月16日9:15	1	66	表面异实质同
6	2010.10.15	10月13日15:10	2	108	10月14日9:24	1	182	表面异实质同
7	2010.11.17	11月10日15:12	7	29	11月11日15:11	6	75	表面异实质异
8	2010.12.17	12月14日13:09	3	27	12月15日9:24	2	119	表面异实质异
9	2011.01.21	1月19日14:36	2	91	1月20日9:15	1	353	表面异实质同
10	2011.02.18	2月14日10:38	4	5	2月15日9:15	3	371	表面异实质异

注:转换提前期为主力合约转换日与旧主力合约交割日的时间差;转换时持仓量差为主力合约转换时点新旧主力合约的持仓量差;转换时成交量差为主力合约转换时点新旧主力合约的成交量差;关于不同标准确定的主力合约转换时点的“异同”的含义包括四种情形,两种标准确定的主力合约转换时点为同一交易日,且相差不超过1个小时为“表面同实质同”;两种标准确定的主力合约转换时点为同一交易日,且相差超过1个小时为“表面同实质异”;两种标准确定的主力合约转换时点为不同交易日,且相差不超过1个小时为“表面异实质同”;两种标准确定的主力合约转换时点为不同交易日,且相差超过1个小时为“表面异实质异”。

由表2可知,基于低频数据的主力合约转换日期分析如下:在考察期间的10次主力合约转换中,持仓量最大标准确定的主力合约转换日期,转换提前期最长为7个交易日,最短为1个交易日,平均为3个交易日;转换日持仓量差最大为24915份,最小为390份,平均为6291.6份。成交量最大标准确定的主力合约转换日期,转换提前期最长为6个交易日,最短为1个交易日,平均为2.1个交易日;转换日成交量差最大为221284

份,最小为22341份,平均为120503.9份。基于低频数据的持仓量最大标准确定的主力合约转换日期和成交量最大标准确定的主力合约转换日期中,有1次是相同的,其余9次均表现为持仓量最大标准确定的主力合约转换日期比成交量最大标准确定的主力合约转换日期提前了1个交易日。呈现这一结果的主要原因是,股指期货合约的成交量是一个流量指标,其大小受短期因素的影响较大,而股指期货合约的持仓量是一个存量指标,

其大小是长期积累的结果。这就使得股指期货新主力合约持仓量超过旧主力合约持仓量的时间早于股指期货新主力合约成交量超过旧主力合约成交量的时间。

由表3可知,基于高频数据的主力合约转换时点分析如下:10次主力合约转换中,持仓量最大标准确定的主力合约转换时点,对应的转换提前期最长为7个交易日,最短为1个交易日,平均为3个交易日;转换时持仓量差最大为111份,最小为5份,平均为60.8份。成交量最大标准确定的主力合约转换时点,对应的转换提前期最长为6个交易日,最短为1个交易日,平均为2.1个交易日;转换时成交量差最大为748份,最小为66份,平均为265.4份。根据本文的分类,基于高频数据的持仓量最大标准确定的主力合约转换时点和成交量最大标准确定的主力合约转换时点有1次是“表面同实质同”,占比为10%;有1次是“表面同实质异”,占比为10%。这种情况下,看似两种判别法则确定的主力合约转换发生在同一个交易日,但通常是一个发生在前半交易日,另一个发生在后半交易日,两者之间具有实质性的差异;有3次是“表面异实质同”,占比为30%。这种情况下,看似两种判别法则确定的主力合约转换发生在不同交易日,但通常是一个发生在前一交易日收盘时点附近,另一个发生在后一个交易日开盘时点附近,两者之间不具有实质性的差异;有5次是“表面异实质异”,占比为50%。总的来看,基于高频数据的主力合约转换的判别法则确定的主力合约转换结果更准确、更具体、具有更强的实践指导价值。

由表2和表3的分析可知,基于不同数据频率和不同判别标准的股指期货主力合约转换的判别法则确定的主力合约转换日期和转换时点存在显著的差异性。那么,究竟哪类判别法则确定的股指期货主力合约转换日期和转换时点具有更强的有效性呢?下面将对这一问题进行实证分析。

四、四类判别法则确定的主力合约转换的有效性分析

根据不同判别法则确定了股指期货主力合约

转换日期和转换时点之后,收集主力合约转换日期和转换时点前后各一个交易日(或270个交易日)新旧主力合约的1分钟高频数据,并进行时间配对和自然对数化处理,对各对时间序列数据依次进行平稳性检验、协整检验、格兰杰因果关系分析,确定主力合约转换前后新旧主力合约的价格引导关系及其变化,进而依据以下规则判断各类判别法则确定的主力合约转换的有效性。

首先对股指期货主力合约和非主力合约价格序列进行平稳性检验和协整性检验。如果股指期货主力合约价格序列 DF_t 和非主力合约价格序列 NF_t 之间不存在协整关系,可以通过Granger因果关系检验方法来分析主力合约与非主力合约之间的价格引导关系。如果股指期货主力合约价格序列 DF_t 和非主力合约价格序列 NF_t 之间存在协整关系,则可以通过向量误差修正模型来分析主力合约与非主力合约之间的价格引导关系。

(一) Granger 因果关系检验

股指期货合约的价格序列通常是不平稳的,而其一阶差分序列则是平稳的。在股指期货主力合约价格序列 DF_t 和非主力合约 NF_t 价格序列之间不存在协整关系时,基于股指期货合约价格的一阶差分序列的Granger因果关系检验方法的基本原理如下:

$$\Delta DF_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^k \beta_1^i \Delta DF_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_1^{i2} \Delta NF_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$\Delta NF_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^k \beta_2^i \Delta DF_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_2^{i2} \Delta NF_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

在式(1)中,如果 β_1^{i2} 显著不全为0,则 ΔNF_t 是 ΔDF_t 的Granger原因;在式(2)中,如果 β_2^{i1} 显著不全为0,则 ΔDF_t 是 ΔNF_t 的Granger原因。本文的Granger因果关系检验中根据AIC准则确定最佳滞后期数。

(二) 向量误差修正模型

在股指期货主力合约价格序列 DF_t 和非主力合约价格序列 NF_t 之间存在协整关系时,采用向量误差修正模型分析二者之间的价格引导关系。向量误差修正模型的基本原理如下:

$$\Delta DF_t = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k I_t^{i1} \Delta DF_{t-i} + \sum_{i=1}^k I_t^{i2} \Delta NF_{t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$\Delta NF_t = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k I_t^{i2} \Delta DF_{t-i} + \sum_{i=1}^k I_t^{i1} \Delta NF_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (4)$$

式(3)、式(4)中 Δ 为对变量的一阶差分符号 μ_1 和 μ_2 为常数项 α_1 和 α_2 为误差修正项的调整系数 Z_{t-1} 为误差修正项 I_t^{i1} 、 I_t^{i2} 、 I_t^{j1} 、 I_t^{j2} 为短期调整系数 k 为滞后阶数 $\varepsilon_{1,t}$ 、 $\varepsilon_{2,t}$ 为残差项。向量误差修正模型可以从长期和短期两个方面来刻画主力合约价格和非主力价格之间的动态关系。从长期来看,误差修正项的调整系数 α_1 和 α_2 表现了在系统偏离长期均衡状态时,主力合约价格和非主力合约价格的调整速度和调整方向。

如果系数 α_2 (或者 α_1) 相对较小,则主力合约价格(或非主力合约价格)恢复到均衡状态的速度相对较慢,即主要通过非主力合约价格(或主力合约价格)的调整来完成。从短期来看,如果式(3)中的 ΔNF_{t-i} 的系数 I_t^{i2} 显著不全为零,说明非主力合约 NF_t 引导主力合约 DF_t ,即非主力合约价格领先主力合约价格;同样,如果式(4)中的 ΔDF_{t-i} 的系数 I_t^{i1} 显著不全为零,说明主力合约 DF_t 引导非主力合约 NF_t ,即主力合约价格领先非主力合约价格。

(三) 主力合约转换有效性的判断规则

判断主力合约转换的有效性时,基于新旧主力合约价格的格兰杰因果关系分析结果,制定主力合约转换前后价格引导关系变化的方向合理性标准和价格引导关系变化的程度显著性标准如图1。

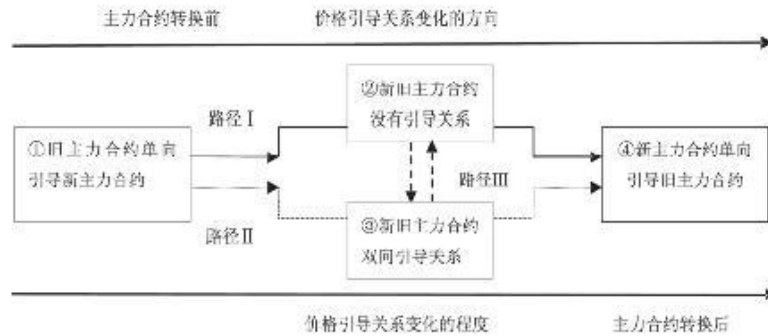


图1 价格引导关系变化的方向合理性标准和程度显著性标准

1. 新旧主力合约价格引导关系变化的方向合理性标准

以某一特定主力合约转换日期或转换时点为分界点,在主力合约转换前后,如果表现出旧主力合约的价格引导能力逐渐减弱,新主力合约的价格引导能力逐渐增强的趋势,那么,其对应的主力合约转换中新旧主力合约价格引导关系的变化方向是合理的;否则,是不合理的。具体地讲,在主力合约转换过程中,新旧主力合约价格引导关系的变化方向可能沿着图1中的实践路径I(从旧主力合约单向价格引导新主力合约,到新旧主力合约之间不存在价格引导关系,再到新主力合约

单向价格引导旧主力合约)或虚线路径II(从旧主力合约单向价格引导新主力合约,到新旧主力合约之间存在双向价格引导,再到新主力合约单向价格引导旧主力合约)或者双向箭头路径III(从新旧主力合约没有价格引导关系到新旧主力合约双向价格引导关系,或者从新旧主力合约双向价格引导关系到新旧主力合约没有价格引导关系)进行演变,只要是顺着路径I或者顺着路径II或者顺着双向路径III(此种情况下要保证新主力合约价格引导旧主力合约的显著性水平在主力合约转换前更低,在主力合约转换后更高)的方向变化的,都表明旧主力合约的价格引导能力逐

渐减弱,新主力合约的价格引导能力逐渐增强;即都可看作这一主力合约转换是符合价格引导关系变化的方向合理性标准的。

2. 新旧主力合约价格引导关系变化的程度显著性标准

以某一特定主力合约转换日或转换时点为分界点,在主力合约转换前后新旧主力合约的价格引导关系变化方向合理的前提下,价格引导关系变化程度越明显,则对应的主力合约转换日新旧主力合约价格引导关系的变化程度显著的;否则,是不显著的。考察主力合约价格引导关系变化的程度显著性标准时,在主力合约转换过程中,在图1的路径I的3个环节(环节①、环节②、环节④)或者路径II的3个环节(环节①、环节③、环节④)或者路径III的2个环节(环节②和环节③)上,如果新旧主力合约之间的价格引导关系停留在某一个环节(比如环节①、环节②、环节③、环节④四者之一)上,则需要比较其价格引导关系的显著性水平的高低差异,显著性水平的高低差异越明显,意味着主力合约转换中新旧主力合约价格引导关系变化的程度显著性越强。类似地,在主力合约转换过程中,如果新旧主力合约之间的价格引导关系的变化跨越了2个环节、3个环节或甚至更多环节,比如出现从环节①跨越到环节②、从环节②跨越到环节④、从环节①跨越到环节④、从环节①跨越到环节③、从环节③跨越到环节④、从环节②跨越到环节③、从环节③跨越到环节②等情形,都可以看作主力合约转换是符合价格引导关系变化的程度显著性标准的,而且跨越的环节越多,表明主力合约转换中新旧主力合约价格引导关系变化的程度显著性越强。

3. 主力合约转换有效性的判断规则

结合新旧主力合约价格引导关系变化的方向合理性标准和新旧主力合约价格引导关系变化的程度显著性标准,某一判别法则确定的主力合约转换前后,新旧主力合约价格引导关系变化的方向越合理,新旧主力合约价格引导关系变化的程度越显著,则其对应的判别法则所确定的主力合约转换就越有效。

(四) 主力合约转换有效性的实证分析

以2010年5月—2011年2月共10次股指期货主力合约转换为研究对象,确定不同判别法则下的主力合约转换日期和转换时点,对主力合约转换日期和转换时点前后新旧主力合约的价格序列进行平稳性检验、协整检验、格兰杰因果检验,以新旧主力合约价格引导关系变化的方向合理性和程度显著性作为判断主力合约转换有效性的标准,分析四种判别法则确定的主力合约转换的有效性,并分别对每一交割月份中基于低频数据的主力合约转换的有效性和基于高频数据的主力合约转换的有效性进行比较分析,具体分析结果如表4、表5、表6、表7所示。

由表4和表5,根据前文设计的主力合约转换有效性的判断规则,比较基于低频数据的持仓量最大标准(判别法则1)确定的主力合约转换和基于低频数据的成交量最大标准(判别法则2)确定的主力合约转换的有效性。在考察期的10次主力合约转换中,有1次是完全相同的;在其余9次主力合约转换中,判别法则1确定的主力合约转换有效性较强的有8次,判别法则2确定的主力合约转换有效性较强的有1次。因此,从总体上看,基于低频数据的情况下,持仓量最大标准确定的主力合约转换日期比成交量最大标准确定的主力合约转换日期具有更强的有效性,在低频数据情况下,应当优先选择持仓量最大标准确定主力合约的转换日期。

由表6和表7,根据前文设计的主力合约转换有效性的判断规则,比较基于高频数据的持仓量最大标准(判别法则3)确定的主力合约转换和基于高频数据的成交量最大标准(判别法则4)确定的主力合约转换的有效性。在考察期的10次主力合约转换中,判别法则3确定的主力合约转换有效性较强的有3次,判别法则4确定的主力合约转换有效性较强的有7次。因此,从总体上看,基于高频数据的情况下,成交量最大标准确定的主力合约转换时点比持仓量最大标准确定的主力合约转换时点具有更强的有效性;在高频数据情况下,应当优先选择成交量最大标准确定主力合约的转换时点。

表4 基于低频数据的持仓量最大标准(判别法则1)确定的主力合约转换的有效性

时间	新旧主力合约	区间	协整性	价格引导关系	法则1/	法则1/
					法则2	法则4
2010.05	IF1005→IF1006	5月14日	非协整	IF1005 单向引导 IF1006($P_{new}=0.4419$ $P_{old}=2.E-05$)	强	强
		5月18日	非协整	IF1006 单向引导 IF1005($P_{new}=0.0413$ $P_{old}=0.3978$)		
2010.06	IF1006→IF1007	6月11日	协整*	双向价格引导关系($P_{new}=0.0242$ $P_{old}=0.0009$)	同	弱
		6月18日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.2440$ $P_{old}=0.5544$)		
2010.07	IF1007→IF1008	7月13日	非协整	IF1007 单向引导 IF1008($P_{new}=0.7067$ $P_{old}=0.0320$)	强	弱
		7月15日	协整*	IF1008 单向引导 IF1007($P_{new}=0.0502$ $P_{old}=0.5529$)		
2010.08	IF1008→IF1009	8月16日	非协整	IF1008 单向引导 IF1009($P_{new}=0.2622$ $P_{old}=7.E-07$)	强	强
		8月18日	协整*	双向价格引导关系($P_{new}=5.E-06$ $P_{old}=0.0170$)		
2010.09	IF1009→IF1010	9月14日	协整**	IF1009 单向引导 IF1010($P_{new}=0.8894$ $P_{old}=0.0023$)	强	强
		9月16日	非协整	IF1010 单向引导 IF1009($P_{new}=4.E-06$ $P_{old}=0.3753$)		
2010.10	IF1010→IF1011	10月12日	协整**	IF1010 单向引导 IF1011($P_{new}=0.3462$ $P_{old}=0.0008$)	强	强
		10月14日	协整**	IF1011 单向引导 IF1010($P_{new}=0.0062$ $P_{old}=0.1217$)		
2010.11	IF1011→IF1012	11月09日	非协整	IF1011 单向引导 IF1012($P_{new}=0.3161$ $P_{old}=0.0092$)	强	弱
		11月11日	协整*	双向价格引导关系($P_{new}=0.0057$ $P_{old}=0.0003$)		
2010.12	IF1012→IF1101	12月13日	非协整	IF1012 单向引导 IF1101($P_{new}=0.1768$ $P_{old}=0.0390$)	弱	弱
		12月15日	非协整	IF1101 单向引导 IF1012($P_{new}=9.E-06$ $P_{old}=0.7295$)		
2011.01	IF1101→IF1102	1月18日	协整*	IF1101 单向引导 IF1102($P_{new}=0.5592$ $P_{old}=0.0167$)	强	强
		1月20日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.9023$ $P_{old}=0.0556$)		
2011.02	IF1102→IF1103	2月11日	协整*	无价格引导关系($P_{new}=0.7536$ $P_{old}=0.2078$)	强	弱
		2月15日	非协整	IF1103 单向引导 IF1102($P_{new}=0.0297$ $P_{old}=0.9627$)		

注:* 为5%的显著性水平下存在协整关系; ** 为1%的显著性水平下存在协整关系。P_{new}为新主力合约在Granger因果检验中的伴随概率; P_{old}为旧主力合约在Granger因果检验中的伴随概率。

表5 基于低频数据的成交量最大标准(判别法则2)确定的主力合约转换的有效性

时间	新旧主力合约	区间	协整性	价格引导关系	法则1/法则2
2010.05	IF1005→IF1006	5月17日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.1200$ $P_{old}=0.1056$)	弱
		5月19日	协整*	双向价格引导关系($P_{new}=0.0028$ $P_{old}=0.0123$)	
2010.06	IF1006→IF1007	6月11日	协整*	双向价格引导关系($P_{new}=0.0242$ $P_{old}=0.0009$)	同
		6月18日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.2440$ $P_{old}=0.5544$)	
2010.07	IF1007→IF1008	7月14日	非协整	IF1007 单向引导 IF1008($P_{new}=0.0585$ $P_{old}=0.0066$)	弱
		7月16日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.1490$ $P_{old}=0.4035$)	
2010.08	IF1008→IF1009	8月17日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.1510$ $P_{old}=0.2981$)	弱
		8月19日	协整**	双向价格引导关系($P_{new}=2.E-07$ $P_{old}=0.0205$)	
2010.09	IF1009→IF1010	9月15日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.1538$ $P_{old}=0.3877$)	弱
		9月17日	协整*	IF1010 单向引导 IF1009($P_{new}=0.0107$ $P_{old}=0.3357$)	
2010.10	IF1010→IF1011	10月13日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.9190$ $P_{old}=0.1731$)	弱
		10月15日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.0703$ $P_{old}=0.2970$)	
2010.11	IF1011→IF1012	11月10日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.0640$ $P_{old}=0.3686$)	弱
		11月12日	协整**	双向价格引导关系($P_{new}=0.0008$ $P_{old}=0.0011$)	
2010.12	IF1012→IF1101	12月14日	协整*	IF1101 单向引导 IF1012($P_{new}=0.0437$ $P_{old}=0.5748$)	强
		12月16日	非协整	双向价格引导关系($P_{new}=0.0031$ $P_{old}=0.0167$)	
2011.01	IF1101→IF1102	1月19日	协整*	IF1102 单向引导 IF1101($P_{new}=0.0193$ $P_{old}=0.9343$)	弱
		1月21日	非协整	IF1102 单向引导 IF1101($P_{new}=0.0018$ $P_{old}=0.7955$)	
2011.02	IF1102→IF1103	2月14日	协整*	无价格引导关系($P_{new}=0.5000$ $P_{old}=0.1080$)	弱
		2月16日	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.6922$ $P_{old}=0.0737$)	

注:* 为5%的显著性水平下存在协整关系; ** 为1%的显著性水平下存在协整关系。P_{new}为新主力合约在Granger因果检验中的伴随概率; P_{old}为旧主力合约在Granger因果检验中的伴随概率。

表 6 基于高频数据的持仓量最大标准(判别法则 3)确定的主力合约转换的有效性

时间	新旧主力合约	转换时点	协整性	价格引导关系	法则 3/法则 4
2010.05	IF1005→IF1006	5月17日9:22前	非协整	双向价格引导关系($P_{new}=0.0645$ $P_{old}=0.0390$)	弱
		5月17日9:22后	非协整	IF1005 单向引导 IF1006($P_{new}=0.1751$ $P_{old}=0.0460$)	
2010.06	IF1006→IF1007	6月17日9:18前	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.1519$ $P_{old}=0.1237$)	弱
		6月17日9:18后	非协整	IF1007 单向引导 IF1006($P_{new}=0.0002$ $P_{old}=0.7611$)	
2010.07	IF1007→IF1008	7月14日13:41前	非协整	IF1007 单向引导 IF1008($P_{new}=0.6110$ $P_{old}=0.0067$)	弱
		7月14日13:41后	协整*	无价格引导关系($P_{new}=0.5682$ $P_{old}=0.1788$)	
2010.08	IF1008→IF1009	8月17日14:03前	协整**	IF1008 单向引导 IF1009($P_{new}=0.1956$ $P_{old}=6.E-05$)	强
		8月17日14:03后	协整**	双向价格引导关系($P_{new}=3.E-06$ $P_{old}=0.0156$)	
2010.09	IF1009→IF1010	9月15日15:13前	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.0852$ $P_{old}=0.4436$)	弱
		9月15日15:13后	非协整	IF1010 单向引导 IF1009($P_{new}=8.E-06$ $P_{old}=0.3973$)	
2010.10	IF1010→IF1011	10月13日15:10前	协整*	无价格引导关系($P_{new}=0.8196$ $P_{old}=0.2514$)	强
		10月13日15:10后	协整**	双向价格引导关系($P_{new}=0.0028$ $P_{old}=0.0083$)	
2010.11	IF1011→IF1012	11月10日15:12前	非协整	IF1012 单向引导 IF1011($P_{new}=0.0400$ $P_{old}=0.6379$)	弱
		11月10日15:12后	协整*	双向价格引导关系($P_{new}=0.0277$ $P_{old}=0.0199$)	
2010.12	IF1012→IF1101	12月14日13:09前	协整*	IF1101 单向引导 IF1012($P_{new}=0.0178$ $P_{old}=0.7943$)	强
		12月14日13:09后	协整*	IF1101 单向引导 IF1012($P_{new}=9.E-09$ $P_{old}=0.6588$)	
2011.01	IF1101→IF1102	1月19日14:36前	协整**	IF1102 单向引导 IF1101($P_{new}=0.0237$ $P_{old}=0.4448$)	弱
		1月19日14:36后	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.3663$ $P_{old}=0.1720$)	
2011.02	IF1102→IF1103	2月14日10:38前	协整*	IF1103 单向引导 IF1102($P_{new}=0.0234$ $P_{old}=0.0719$)	弱
		2月14日10:38后	非协整	无价格引导关系($P_{new}=0.1061$ $P_{old}=0.8529$)	

注:*为5%的显著性水平下存在协整关系;**为1%的显著性水平下存在协整关系。 P_{new} 为新主力合约在 Granger 因果检验中的伴随概率; P_{old} 为旧主力合约在 Granger 因果检验中的伴随概率。

最后,由表 4 和表 7 根据前文设计的主力合约转换有效性的判断规则,比较基于低频数据的持仓量最大标准(判别法则 1)和基于高频数据的成交量最大标准(判别法则 4)确定的主力合约转换的有效性。在考察期的 10 次主力合约转换中,判别法则 1 确定的主力合约转换有效性较强的有 5 次,判别法则 4 确定的主力合约转换有效性较强的有 5 次。从总体上看,判别法则 1 和判别法则 4 确定的主力合约转换的有效性基本相当,只是基于的数据频率不同。因此,如果是基于低频数据,应选择持仓量最大标准确定股指期货的主力合约转换;如果是基于高频数据,应选择成交量最大标准确定股指期货的主力合约转换。

五、研究结论

以 2010 年 5 月—2011 年 2 月我国沪深 300

股指期货连续 10 次主力合约转换为研究对象,以基于低频数据的持仓量最大标准(判别法则 1)、基于低频数据的成交量最大标准(判别法则 2)、基于高频数据的持仓量最大标准(判别法则 3)、基于高频数据的成交量最大标准(判别法则 4),分别确定股指期货主力合约转换日期和转换时点,采用协整分析、格兰杰因果检验方法确定主力合约转换前后新旧主力合约的价格引导关系及其变化,以主力合约转换前后新旧主力合约价格引导关系变化的方向合理性和程度显著性作为主力合约转换日期或转换时点有效性的判断依据,研究不同判别法则确定的股指期货主力合约转换的差异性和有效性,得到如下结论和启示。

第一,基于低频数据的情况下,持仓量最大标准确定的主力合约转换日期比成交量最大标准确定的主力合约转换日期具有更强的有效性。在考

察期间的10次主力合约转换中,两种标准确定的主力合约转换日期相同的有1次,持仓量最大标准确定的主力合约转换日期在有效性方面具有明显优势。

表7 基于高频数据的成交量最大标准(判别法则4)确定的主力合约转换的有效性

时间	新旧主力合约	区间	协整性	价格引导关系	法则3/ 法则4	法则1/ 法则4
2010.05	IF1005→IF1006	5月17日15:08前	协整*	双向价格引导关系($P_{new} = 0.0480$ $P_{old} = 0.0162$)	强	弱
		5月17日15:08后	非协整	IF1006单向引导IF1005($P_{new} = 0.0521$ $P_{old} = 0.2582$)		
2010.06	IF1006→IF1007	6月17日9:32前	非协整	无价格引导关系($P_{new} = 0.8220$ $P_{old} = 0.2451$)	强	强
		6月17日9:32后	非协整	IF1007单向引导IF1006($P_{new} = 0.0002$ $P_{old} = 0.7509$)		
2010.07	IF1007→IF1008	7月15日9:15前	非协整	IF1007单向引导IF1008($P_{new} = 0.0585$ $P_{old} = 0.0066$)	强	强
		7月15日9:15后	协整*	IF1008单向引导IF1007($P_{new} = 0.0502$ $P_{old} = 0.5529$)		
2010.08	IF1008→IF1009	8月18日9:15前	非协整	无价格引导关系($P_{new} = 0.1510$ $P_{old} = 0.2981$)	弱	弱
		8月18日9:15后	协整*	双向价格引导关系($P_{new} = 5.E-06$ $P_{old} = 0.0170$)		
2010.09	IF1009→IF1010	9月16日9:15前	非协整	无价格引导关系($P_{new} = 0.1538$ $P_{old} = 0.3877$)	强	弱
		9月16日9:15后	非协整	IF1010单向引导IF1009($P_{new} = 4.E-06$ $P_{old} = 0.3753$)		
2010.10	IF1010→IF1011	10月14日9:24前	非协整	无价格引导关系($P_{new} = 0.2219$ $P_{old} = 0.0652$)	弱	弱
		10月14日9:24后	协整*	无价格引导关系($P_{new} = 0.0960$ $P_{old} = 0.7646$)		
2010.11	IF1011→IF1012	11月11日15:11前	协整**	双向价格引导关系($P_{new} = 0.0490$ $P_{old} = 0.0163$)	强	强
		11月11日15:11后	协整**	双向价格引导关系($P_{new} = 0.0073$ $P_{old} = 0.0032$)		
2010.12	IF1012→IF1101	12月15日9:24前	协整*	无价格引导关系($P_{new} = 0.0865$ $P_{old} = 0.8182$)	弱	强
		12月15日9:24后	非协整	IF1101单向引导IF1012($P_{new} = 8.E-06$ $P_{old} = 0.7092$)		
2011.01	IF1101→IF1102	1月20日9:15前	协整*	IF1102单向引导IF1101($P_{new} = 0.0193$ $P_{old} = 0.9343$)	强	弱
		1月20日9:15后	非协整	无价格引导关系($P_{new} = 0.9023$ $P_{old} = 0.0556$)		
2011.02	IF1102→IF1103	2月15日9:15前	协整*	无价格引导关系($P_{new} = 0.5000$ $P_{old} = 0.1080$)	强	强
		2月15日9:15后	非协整	IF1103单向引导IF1102($P_{new} = 0.0297$ $P_{old} = 0.9627$)		

注:*为5%的显著性水平下存在协整关系;**为1%的显著性水平下存在协整关系。 P_{new} 为新主力合约在Granger因果检验中的伴随概率; P_{old} 为旧主力合约在Granger因果检验中的伴随概率。

第二,基于高频数据的情况下,成交量最大标准确定的主力合约转换时点比持仓量最大标准确定的主力合约转换时点具有更强的有效性。在考察期间的10次主力合约转换中,成交量最大标准确定的主力合约转换时点有效性较强的有7次。因此,基于高频数据的情况下,成交量最大标准确定的主力合约转换时点在有效性方面具有明显优势。

第三,基于低频数据的持仓量最大标准和基于高频数据的成交量最大标准是主力合约转换的最优判别法则。基于低频数据的持仓量最大标准确定的主力合约转换日期在前一交易日,基于高频数据的成交量最大标准确定的主力合约转换时点通常在次日开盘或者开盘后不久,两者实际上最为接近,共同构成了股指期货主力合约转换的

最优判别法则。

第四,股指期货市场参与者可以利用最优判别法则判断主力合约转换日期或转换时点。股指期货市场的监管者在选择监管对象和监管政策时,交易者在确定交易时机和交易对象时,应当首先以基于低频数据的持仓量最大标准确定主力合约转换日期,或者以基于高频数据的成交量最大标准确定主力合约转换时点,进而确定某交易日期或交易时刻的新旧主力合约;在主力合约转换日期或转换时点前,旧主力合约有价格引导优势,应重点关注旧主力合约的价格走势;在主力合约转换日期或转换时点后,新主力合约有价格引导优势,应重点关注新主力合约的价格走势。股指期货市场的监管者和交易者都应时刻以具有价格引导优势的股指期货合约作为重点关注目标,制

定和实施正确的监管政策和交易策略,如此才能取得最优的监管效果和交易结果。

参考文献

- [1]代宏震,林祥友.股指期货合约存续期价格引导关系的时变性研究[J].投资研究,2012(5):127-140.
- [2]沈虹,顾周聪,何建敏.中国期货市场投资者策略分析与实证研究[J].管理评论,2012(5):60-65.
- [3]黄健柏,程慧,郭尧琦,邵留国.金属期货价格关系的多重分形特征研究——基于MF-DCCA方法[J].管理评论,2013(4):77-85.
- [4]林祥友,代宏震.股指期货主力合约转换的有效性研究——基于价格引导关系视角[J].云南财经大学学报,2013(1):109-116.
- [5]Lihara, Y., Kato, K., and Tokunaga, T. Intraday Return Dynamics between the Cash Market and the Futures Market in Japan [J]. Journal of Futures Markets, 1996, (16): 147-162.
- [6]Tse, Y. Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Market [J]. Journal of Futures Markets, 1999, 19(8): 911-930.
- [7]Chang R., Fong, W. M. Relative Informational Efficiency of Cash, Futures and Options Markets: The Case of an Emerging Market [J]. Journal of Banking & Finance, 2011 (25): 355-375.
- [8]Rittler, D. Price Discovery and Volatility Spillovers in the European Union Emissions Trading Scheme: A High Frequency Analysis [J]. Journal of Banking & Finance, 2012 (36): 774-785.
- [9]Dark, J. Will Tighter Futures Price Limits Decrease Hedge Effectiveness? [J]. Journal of Banking & Finance, 2012 (36): 2717-2728.
- [10]Kim, B. H., Chun, S. E., MIN, H. G. Nonlinear Dynamics in Arbitrage of the S&P 500 Index and Futures: A Threshold Error - Correction Model [J]. Economic Modelling, 2010 (27): 566-573.
- [11]Wang, Y. Y., Chang, C. C., Lee, W. C. Price Discovery between Regular and Mini Index Futures in the Taiwan Futures Exchange [J]. International Review of Economics and Finance, 2013 (27): 224-237.
- [12]Fricke, C., Menkhoff, L. Does the "Band" Dominate Price Discovery in Euro Bond Futures? Examining Information Shares [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, (35): 1057-1072.
- [13]肖辉,鲍建平,吴冲锋.股指与股指期货价格发现过程研究[J].系统工程学报,2006(8):438-441.
- [14]华仁海,刘庆富.股指期货与股指现货市场间的价格发现能力探究[J].数量经济技术经济研究,2010,(10):90-100.
- [15]蔡向辉.沪深300股指期货价格发现功能研究[J].金融发展研究,2011(3):29-34.
- [16]何诚颖,张龙斌,陈薇.基于高频数据的沪深300指数期货价格发现能力研究[J].数量经济技术经济研究,2011(5):139-151.
- [17]刘向朋,张雨萌.基于向量误差修正模型的股指期货价格发现功能研究[J].管理评论,2012(2):71-77.
- [18]Ghosh, A. Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Price [J]. Journal of Futures Markets, 1995, 13(2): 193-198.
- [19]Kasman, A., Kasman, S. The Impact of Futures Trading on Volatility of the Underlying Asset in the Turkish Stock Market [J]. Physica A, 2008, 387: 2837-2845.
- [20]Tao, J., Green, C. J. Asymmetries, Causality and Correlation between Fise 100 Spot and Futures: A Dec - Tgarch - M Analysis [J]. International Review of Financial Analysis, 2012 (24): 26-37.
- [21]Lien, D., Yang, J. Contract Settlement Specification and Price Discovery: Empirical Evidence in Australia Individual Share Futures Market [J]. International Review of Economics and Finance, 2003 (12): 495-512.
- [22]严敏,巴曙松,吴博.我国股指期货市场的价格发现与波动溢出效应[J].系统工程,2009(10):32-38.
- [23]邢精平,高伍阳,季峰.我国股指期货与现货市场信息传递与波动溢出关系研究[J].证券市场导报,2011(2):13-19.
- [24]Chan, K., Chan, K. C. and Karolyi, A. G. Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets [J]. Reviews of Financial Studies, 1996, (4): 657-684.
- [25]Bhar, R. Return and Volatility Dynamics in the Spot and Futures Markets in Australia: An Intervention Analysis in a Bivariate Egarch - X Framework [J]. Journal of Futures Markets, 2001, 21(9): 833-850.
- [26]郑明,庄金良,王云静.大陆与台湾股指期货价格发现功能比较研究[J].投资研究,2012(12):74-85.
- [27]刘庆富,华仁海.中国股指期货与股票现货市场之间的风险传递效应研究[J].统计研究,2011(11):84-90.
- [28]佟孟华,杨荣,郭多祥.股指期货价格发现功能的实证研究——基于现货指数变化趋势[J].统计与信息论坛,2008(9):65-69.
- [29]邢天财,张澜.中国股指期货对现货市场联动效应的实证研究——基于沪深300仿真指数期货数据的分析[J].财经问题研究,2010(4):48-54.

(下转第86页)

— 43 —

Huaxia Civilization Inheritance Innovation Zone The Strategic Conception of the Construction of Silk Road Economic Belt

LEI Xing - chang LIU Qing

- (1. Institute of Economics , Lanzhou University of Finance and Economics Lanzhou 730020;
2. Ideological and Political Department , Shanxi Industrial and Commercial College , Taiyuan 030000 , China)

Abstract: The construction of the Silk Road economic belt is the main strategic task of the development of the "Huaxia Civilization Inheritance and Innovation Zone" in the future. "Silk Road Economic Zone" is the world's longest and most development potential of the international regional economic corridor. "Huaxia civilization heritage innovation area" in the Silk Road economy with a large corridor between the key strategic position , can be in the economic zone construction , operation of the main service area to play a special role.

Key words: Silk Road Economic Belt; boost construction; strategic vision

(责任编辑:郝相赞)

(上接第 43 页)

A Study on the Choice of the Dominant Contract Transferring Rule Based on the Stock Index Future

LIN Xiang - you DENG Chuan - hong HE Shuai

(School of Business , Chengdu University of Technology , Cheng du 610059 , China)

Abstract: Based on the daily low frequency data and high frequency data per minute , taking the maximum trading volume and open interest as criterion of dominant contract transferring. This paper aims at determining four kinds of rule of Stock Index future in transferring dominant contract and doing a research on the difference and validity of the dominant contract's transferring time - points which is determined by four criterion. This paper does a empirical analysis for consecutive 10 times of transferring of dominant contracts from the CSI 300 stock index futures Market. The conclusion of this paper is: there is obvious difference in dominant contract's transferring time - point if determined by different criteria , the transferring time - point based on open interest is usually earlier than those based on trading volume , it is more time - effective if it is based on high frequency data. The criterion based on the maximum open interest of low frequency data as well as based on the maximum trading volume of high frequency data was the best choice in transferring the dominant contracts of Stock Index future.

Key words: stock index futures; dominant contract; trading volume; open interest; low frequency data; high frequency data

(责任编辑:靳 君)

生态经济

ECOLOGICAL ECONOMY

全国中文核心期刊
CSSCI来源集源期刊
中国人文社会科学核心期刊
中国科技核心期刊 (ISTIC)
RCCSE中国核心学术期刊 (A)
“复印报刊资料”重要转载来源期刊
2015中国最具国际影响力学术期刊
第三届中国期刊奖百种重点期刊



ISSN 1671-4407
07>
9 771671 440009

2016 07 第32卷 总307期
国内统一刊号: CN 53-1193F 邮发代号: 64-54 定价: 20元

生态经济

contents

2016年07期 总307期 第32卷

《生态经济》编辑委员会

(以姓氏笔画为序)

丁任重	DING Renzhong
于法稳	YU Fawen
王金南	WANG Jinnan
王立端	WANG Liduan
毛显强	MAO Xianqiang
严立冬	YAN Lidong
张卫国	ZHANG Weiguo
沈满洪	SHEN Manhong
陈厚义	CHEN Houyi
李 周	LI Zhou
吴文良	WU Wenliang
吴玉鸣	WU Yuming
杨明洪	YANG Minghong
周宏春	ZHOU Hongchun
林 卿	LIN Qing
郑玉歆	ZHENG Yuxin
姜学民	JIANG Xuemin
姜冬梅	JIANG Dongmei
徐中民	XU Zhongmin
温作民	WEN Zuomin
董锁成	DONG Suocheng
谭淑豪	TAN Shuhao
潘家华	PAN Jiahua
鞠美庭	JU Meiting

环球视点

- 2 全球八成多城市空气污染超标
罗冰

生态警示

- 6 高农药：健康和环境的威胁
吴晨

特别关注

- 10 中国未治理迫在眉睫
张奇

前沿论坛

- 14 经济发展、环境污染与绿色金融
——基于媒体分析法的“绿色村”研究
刘同山
- 20 能源-水关系研究现状及对我国的启示
周阳伦, 姜冬梅, 张月
- 24 生态系统产品和服务价值的定价研究
樊建华
- 29 基于资源环境节约的产业升级是否能促进官员晋升?
高青山, 雷平

绿色经济

- 34 中国区域碳排放、经济增长与福利关系比较研究
郑小乐, 孙慧
- 40 生态经济视角下我国“碳转移”动态平衡分析
刘蒙, 徐冬梅, 张慧萍
- 45 我国碳排放成因分析及低碳经济发展路径研究
曹小平
- 50 我国低碳经济政策系统构建研究
张莉, 杨德平, 张虹
- 56 碳排放税：研究综述与展望
任彦强, 胡剑波
- 60 基于SUR模型的中日韩碳排放EKC分析及因素分解研究
李春花, 孙振涛
- 66 江西省农业碳排放测算及其影响因素分析
曹俊文, 曹玲娟
- 69 基于CGE模型的广东省重点行业碳排放上限及减排策略研究
任松彦, 汪鹏, 赵建青, 等
- 74 基于ISM的中小企业低碳运营影响因子分析及管理策略研究
李军, 谢世球, 董剑宇

我国低碳经济政策系统构建研究

张莉¹, 杨德平², 张虹¹

(1. 成都理工大学, 四川 成都 610051;

2. 中国农业发展银行, 北京 100011)

摘要: 在供给侧结构性改革的大背景下, 首先对国内外现有的关于低碳经济政策系统的主要观点进行了分析, 阐述了构建我国低碳经济政策系统的主体, 然后重点从财税政策、金融政策、能源政策、产业政策、消费政策等方面探讨了构建我国低碳经济政策系统的主要工具, 最后强调了在构建低碳经济政策系统时应注意的问题。本文为加强我国低碳经济政策系统的研究提供了理论借鉴, 也为供给侧结构性改革, 优化产业结构, 实现低碳经济发展和生态环境保护的“双赢”提供了实践参考。

关键词: 低碳经济; 政策系统; 构建; 研究
中图分类号: F062.2 文献标识码: A 文章编号: 1671-4407(2016)07-050-06

Research on the Construction of China's Low Carbon Economic Policy System

ZHANG Li¹, YANG Deping², ZHANG Hong¹

(1. Chengdu University of Technology, Chengdu Sichuan 600015, China;
2. China Agricultural Development Bank, Beijing 100011, China)

Abstract: Under the background of supply side structural reform, firstly, the domestic and foreign existing policy system on low carbon economy on the main points are analyzed. Secondly, it discusses the construction of the main body of China's low carbon economy policy system. Then from fiscal policy, financial policy, energy policy, industrial policy, consumption policy, it discusses the construction of the main tool of the system of low carbon economy in our country, and emphasizes that the problems should be paid attention to in the construction of low carbon economy policy system. The paper provides a theoretical reference for strengthening the policy system of China's low-carbon economy research, for the supply side structural reform, optimize the industrial structure, it may also provide a practical reference to achieve the low carbon economic development and ecological environmental protection of the win-win.

Key words: low carbon economy; policy system; construction; research

1 引言

早在2012年党的十八大就提出了“五位一体”的建设目标, 要求大力实施以绿色发展、循环发展和低碳发展为目标的发展模式, 大力发展低碳经济, 继续深化和完善有关低碳经济发展方面的政策, 进一步优化发展格局, 节约资源能源, 保护生态环境, 应对气候变化。中国经济结构调整与转型升级存在重重困难的重要原因之一即在于, 我国高污染、高能耗、高排放的企业大量存在, 像钢铁、煤炭、水泥、有色等产业, 占用了大量资源, 产出效率低下、污染严重, 造成资源错配, 这不仅对我国经济增长、经济发展模式造成严重影响, 还导致以新技术、新材料、新能源等为标志的低碳经济难以实现突破性发展, 经济核心竞争力难以实现有效提升。

另一方面, 从可持续性发展和生态环境建设方面, 严重的环境污染还有可能引发人民群众健康受损、社会不稳

定等社会问题。而且中国雾霾还存在着飘往别国的现象, 这直接关系到我国在实现大国崛起中的国际形象。

从我国经济发展的现实状况来看, 经济高速增长占据主导地位, 低碳经济处于起步阶段, 尚未构建起完善的低碳经济政策系统, 推进低碳经济发展的政策工具更缺乏与低碳经济政策实施直接相关的政策目标、政策构造、政策运用及政策硬化等一系列问题。这一局面, 对内来讲, 对促进我国低碳经济发展和经济转型、保证低碳经济发展与经济适当增长十分不利; 对外而言, 对开展低碳经济发展的国际交流与合作、树立负责任大国形象极为不利。

因此, 在后国际金融危机时代, 应加快、加强我国低碳经济政策系统构建的研究、运用, 为低碳经济发展和经济转型提供更好的政策工具、政策措施, 构建我国的低碳经济政策系统, 运用适应中国国情的低碳经济政策工具, 推进

作者简介: 张莉(1972~), 女, 硕士, 讲师, 研究方向为公司财务、低碳经济; 杨德平(1972~), 男, 博士, 研究方向为财政学、低碳经济; 张虹(1962~), 四川成都人, 教授, 研究方向为公司财务、低碳经济。

发展尽快走出高碳化发展老路, 解决可持续发展与民生问题, 促进人与社会、人与自然和谐相处, 树立起负责任的大国形象。

低碳经济政策的相关文献综述

国内外很多学者对低碳经济政策进行了研究。William Nordhaus 2013年提出气候是全球公共产品, 应采取不同于国内公共产品的解决机制的观点, 并认为征收国际碳价的环境税才是应对气候变化的有力政策工具^[1]。Foxon 与发展低碳经济需要进行管理和制度方面的创新^[2]。克雷斯托夫·费雷文认为美、欧对新能源发展的政策管制及补贴等经济手段, 是比较有效的经济政策工具^[3]。Sert Metcalfe & David Weisbach 认为, 可以设计一个碳税对上游企业进行征收, 这样既可以有效地控制全美的碳排放量, 又可以通过所得税的调整, 确保碳排放收入和在分配中保持中性^[4]。宋德勇等总结各国低碳经济政策工具设计理论与做法, 认为市场失灵理论、产权理论、信息不对称、委托-代理理论、不确定性理论、生态学理论是低碳经济理论基础。在具体政策工具选择上, 企业及区域层面, 要建立一个“总量分配-绩效考评-排放交易”新机制; 要从主要依靠市场政策工具为主, 向国家规划与指导目录以及“绿色”财税政策为主转变, 重整产业结构, 淘汰落后产能^[5]。黄栋提出, 中国要综合运用各类政策工具促进低碳经济发展, 如开发低碳能源、产业结构、强化节能、参与国际经济技术合作等^[6]。等指出, 要建立低碳信息平台, 完善碳交易市场机制, 绿色利益驱动发展低碳经济^[7]。刘青、刘传江认为, 发展低碳经济需要相应的绿色金融制度, 这一制度应建立低碳环保政策性银行、设立碳减排基金、实行绿色保险体系、进行绿色金融衍生品创新等^[8]。胡振宇分析制手段、财政手段和排放权交易这三大减排政策工具, 我国现行政策的特点是投资补贴与消费补贴相结合、优惠与强制相结合, 并建议对我国碳排放统计系统改进^[9]。杨兴等通过静态 CGE 模型结果, 发现征收能源税对国民经济增长有轻微影响, 并从一定程度上能改善能构, 促进产业结构调整, 改善环境质量, 如果征收能税, 相应降低所得税、减免行政性收费, 可以避免对经济产生明显冲击^[10]。苏明等通过构建一般均衡模型对碳税方案对宏观经济、碳排放、行业产出、进出口进行了静态和动态分析, 指出了我国开征碳税的必要性, 还对碳税制要素进行了相关设计^[11]。

从观国内外对低碳政策的研究, 具有较强的理论性及操作性。但是, 对政策工具与政策主体的关系问题研究政策工具系统性的研究还不多。本文以公共政策基本

理论为基础, 结合发展经济学、制度经济学、资源经济学、环境经济学等理论, 提出构建中国低碳经济政策系统的主体、工具, 有利于推进我国低碳经济政策理论研究的深入化、系统化。

3 构建我国低碳经济政策系统的主体

发展低碳经济不但与政府而且与企业、民众密切相关。如果政府、企业和民众等行主体, 一体化遵循发展低碳经济的本质要求, 都以解决资源短缺和环境污染为目标, 将极大地促进我国经济实现低碳转型。相反, 如果三个行为主体在发展低碳经济中各自为阵, 那么我国低碳经济转型将十分困难。因此, 必须充分发挥三个主体的作用, 认真考虑三个主体在低碳经济发展中的利益与博弈, 共同推进我国低碳经济的发展。

3.1 政府在低碳经济中扮演着主导者、调节者、维护者的角色

低碳经济作为一种全新的经济模式, 环境污染关系全体国民的健康与利益, 碳减排将对本国乃至全球可持续发展产生重要影响等因素, 决定了政府在发展低碳经济中首先应当承担责任, 发挥主导作用。政府确立政策原则、明确政策目标、构造政策工具、优化政策运用, 全面扮演着主导者或者说扶持者的角色。

在低碳经济发展过程中, 政府还必须当好维护者和调节者。一方面, 政府可以约束企业和个人在发展低碳经济过程中的有所为、有所不为, 以倡导新的行为规范和行为准则, 引导企业和个人自觉参与, 共同推进低碳经济发展; 还可以通过政策的制定, 政策的法律化等, 推动企业按市场经济规律进行公平竞争, 促进企业创造出更大的经济效益。另一方面, 政府还可以对违反国家关于低碳经济发展禁止性规定的企业和个人予以惩罚, 以充分维护正常的秩序。

3.2 自觉参与、共同推进低碳经济发展, 是企业应承担的社会责任

企业, 首先应当积极研发、运用低碳技术, 并凭此形成企业的额外经济效益, 提升企业竞争力; 其次还应当不断增强企业本身应承担的社会责任, 积极、主动地开展节能减排活动, 努力降低能源和资源消耗, 并以此为企业形象“加分”; 最后还应当关注消费者需求基础上, 按照需求、顺应市场主动提供低碳产品, 倡导低碳消费方式, 为整个社会走绿色发展之路贡献自己的力量。总之, 企业是否有效承担社会责任, 将对其产生正反两方面影响。如果企业没有有效承担社会责任, 将面对政府相应的惩罚。如果企业有效承担了社会责任, 将可能提高企业知名度、美誉度, 更好地被公众接受, 在社会上拥有更多的竞争力。同时, 企业在承担社会责任过程中, 提高自身竞争能力,



研究使用新技术,还可以通过碳排放交易市场在完成减排目标后出售剩余配额,从而给企业带来实实在在的利益。

3.3 民众是低碳经济政策的参与者、推进者和监督者

一方面,民众应做到洁身自好,不断提高自身环保意识并落实到日常的衣、食、住、行之中。另一方面,民众的积极参与是发展低碳经济的基础,民众还应主动增进对低碳经济的了解,以自己的言行来影响、带动周围的人进入环保队伍,成为推动低碳经济发展的行为主体。当代人应当兼顾自身利益与代际利益,实现当代人对后代的代际补偿,发展低碳经济的重要任务之一即在于培养民众成为“理性生态人”,提高民众的环境伦理道德水平和环境保护意识,使其自觉参与、自觉推进低碳经济发展,这可谓治本之策。另外,政府和企业进行符合低碳经济理念的生态化转型,为它们建立一个社会激励和约束机制,离不开公民力量,离不开公共舆论,特别是在环境污染和生态破坏给整个社会造成巨大的经济损失的今天,形成这种力量、发挥这种作用更是十分重要。

4 构建我国低碳经济政策系统的主要工具

4.1 财税政策

(1)完善财政政策体系。在分级财政框架下,应完善财政政策体系,对中央和地方政府征税范围、职责要求进行结构性优化,从制度上减少地方政府对自然资源的破坏性开发。而且,现有的部分财政政策体现了正面激励多、逆向约束少的政策现状,如对新能源开发、低碳技术实行财政直接投资,对节能环保设施进行补贴,而没有出台使环境成本内化的碳税、气候变化税等政策工具。因此,还应加快逆向约束方面财税政策工具使用的步伐,形成完善的低碳经济财税体系。

(2)增加财政投入。首先,应加大财政直接投资力度。众所周知,技术创新是实现低碳经济发展的重要手段,但其需要巨额资金的投入,就我国现阶段而言,考虑到国外的低碳技术有的已经比较成熟,我国可直接投资购买,以促进我国低碳技术的提高。其次,可以加大财政补贴力度。无论是发达国家还是发展中国家在低碳经济领域都注意运用财政补贴政策来支持企业从事清洁生产,实现低碳经济发展,可以借鉴这些成功经验对低碳经济技术改造、新能源开发等实行财政补贴政策。

(3)完善政府绿色采购制度。一是要结合低碳技术的发展、低碳经济目标的调整,适时修改认证标准,为政府“绿色”采购行为提供基本前提。二是要明确低碳经济采购的标准及清单,设置低碳经济采购比例逐年提高的强制性要求,以此为依据来指导政府采购活动。

(4)完善税收体系。在税收体系方面,完善现有的税种,

如在增值税、资源税、所得税等方面,应对绿色、可再生清洁能源以及石油等不可再生非清洁能源实行高、低不同的税率,扩大征收范围;对于发展低碳经济的企业在所得税方面给予税收优惠。另外,可以借鉴国外国家经验,在适当时机开征碳税,以发挥其应有的作用。

(5)实行排放收费制度。面对巨大的减排压力,必须按照“谁排放,谁付费”“排放量越大,付费越多”的原则,排放量超出部分应按照规定付费,可以逐步实行排放许可证制度。就我国现阶段而言,从立法层面看,《环境保护法》只对排污标准、缴纳超标排污费等作了规定;从执法层面看,我国在对污染企业排放超标部分已经推行了对超标部分的收费,显然我国还缺乏完善的碳排放标准与制度,需要加快推进。

4.2 金融政策

(1)发挥政策性金融功能。我国有三家政策性银行,在我国开行股改后,一定程度上讲,它们不再是政策性的。这样在我国目前政策性银行只有中国进出口银行和农业发展银行两家,而从这两家银行的功能上来看,它们并不支持低碳经济的业务,所以说我国现在缺少一家专门支持低碳经济的政策性银行,或者具有这个职能的政策性银行。

我国可以考虑以国家信用为基础,以发行政府债券的方式筹集资金来组建低碳发展银行,或让国家政策性银行承担政策性支持低碳经济的职能。从实际,实行政策性金融对低碳经济的支持,应注重以下几个方面的问题:一是银行经营方面,既要制定对低碳经济发展的优惠政策,又要按政策性银行的法律来支持低碳经济的发展。二是贷款投向方面,要支持发展低碳经济的相关基础设施建设。三是资金来源问题,可以以国家信用为基础,面向市场发行政策性金融资金来源问题,避免以往政策性金融曾经发生的以贷款为主要资金来源,倒逼央行再贷款,导致通货膨胀的现象发生,从而既确保银行正常运营,又避免金融的运营给金融、经济造成冲击。

(2)发挥商业银行作用。众所周知,金融对经济运行具有重大影响,特别是商业性金融行业对经济的作用。因而,对商业银行一是通过相关立法,明确支持绿色、低碳经济行业的义务,建立对高污染行业退出的机制;二是我国金融监管部门应对金融支持低碳经济发展,履行社会责任配套建立相应的考核、激励机制,促进金融业将社会环保责任的履行贯穿了准入、审查、审议、审批、监管诸环节,使金融成为“绿色金融”“赤道银行”,引导经济与社会向低碳发展。

(3)发挥资本市场作用。目前资本市场主要支持排、新能源、清洁能源发电和清洁能源利用等

但是无论从数量还是市值上看都远未达到发达国家水平。下一阶段,可以考虑从以下几方面入手:其一,证监会应该出台扶持政策,推动符合条件的低碳经济企业优先上市,并制定相关政策,引导上市公司积极向低碳经济发展模式转换。其二,对低碳环保产业应设置单独、特殊的上市政策,对低碳经济企业上市给予适当的优惠,促进从事低碳经济环保技术的中小企业的发展。让低碳经济板块吸引更多的资金,促进传统产业的经济结构调整和优化。其三,众所周知,缺乏足够的研发资金是低碳经济技术和产业发展滞后的重要因素,因此,应考虑对研发、投资低碳经济相关领域的企业债券融资给予一定的政策支持。

(4)设立、完善低碳经济信用担保机制。世界各国的金融及法律实践表明,发达、完善的信用担保机构是低碳化企业实现贷款融资的重要保障。反过来说,为实现担保机构为低碳化企业融资提供担保时实现自身财务可持续,就必须完善相应的机制:一是进行适当的政府补偿,对向低碳经济提供担保的信用担保机构实行一定额度的风险补偿。二是促进担保机构本身符合市场规则,加强营运管理,通过自身努力实现财务可持续。三是通过一定的制度安排,促进担保机构与银行之间的合作来实现担保机构与银行利益共享、风险共担。

4.3 能源政策

实现低碳经济发展的治本之策在于对能源实现结构性调整,但是一国能源构成又是“天生”的,结构性调整“天然”具有困难。促进低碳经济发展的能源政策正是在这有着“二律背反”特征的现实下进行,而且这一矛盾在我国的表现也充分体现了这一特征:从经济发展现有基础和未来趋势来看,化石能源仍将是中国的能源生产和消费的主体;但从能源消耗结构性调整角度看,减少对化石能源消费依赖又必不可少。面对这一矛盾,应当制定科学、合理的政策,“推陈出新”。

(1)改造旧能源——“推陈”。要根据我国国内的能源需求以及能源消费的客观状况,通过对传统能源产业生产工艺的低碳化改造、能源结构调整、淘汰落后产能等措施,努力降低化石能源消耗,促进低碳化生产和生产低碳化消费品。

(2)大力使用新能源——“出新”。长期来看,未来能源产业的主力必然是新能源。为此,要大力发展太阳能发电、风电和生物质能发电等。在这一过程中,还要做好统筹规划,防止一窝风,形成产能过剩。

4.4 产业政策

在产业组织政策方面,首先,应对企业实施严格的能耗效率管制政策。在产业内部制定严格的产品能耗效率标准与耗油标准,并严格执法,使超出这一标准的企业受到应有惩罚,从而“倒逼”企业降低碳排放,可以说是实现低碳经济发展的“重典”。为此,应大胆、大举实行这一领域的制度创新,

以更大的勇气和智慧打破“碳锁定效应”,鉴于这些政策工具、政策行为是促进低碳经济发展的“重典”,因此要特别注意法律化的“硬化”问题。其次,建立排放交易市场机制。所谓碳交易,是指政府在考虑各种综合因素的基础上,制定一个行业或者部门或者地区可能排放的温室气体的总量上限,然后给予或者出售给企业有限额规定的许可证,并许可在排放者之间对许可证进行交易的制度。这一制度给予企业一定的灵活性和自由度,具备了原则性和灵活性的特征,并将最终增强中国在国际碳交易定价方面的“话语权”。

在产业结构政策方面,化石能源在我国能源结构中仍然占比较大,我国可以说仍然是典型的高碳能源结构,而且我国经济处在工业化的中期阶段,高碳能源驱动特征明显。为此,应采取有效措施降低高碳能源的比例,加快新能源开发,改善能源构成结构,这是实施能源产业内部结构升级,优化的重要途径。要特别注意产业结构的战略性调整,从而减少工业的碳排放,降低单位产值的碳排放量。

4.5 消费政策

一方面,从西方发达国家在消费领域推进低碳的经验来看,通过气候变化税、排放贸易机制、碳信托基金、税收减免、财政补贴、政府采购、绿色信贷等政策措施,政府可以有效地培育和促进低碳经济消费。为此,我国应在这一方面借鉴成功经验,择机推进相关政策措施。另一方面,政府应对企业采取“激励”与“约束”并重的措施,既要鼓励企业开发低碳经济产品,提高能源利用效率,又要对节能目标责任加强审核,以期以合理的奖惩有效引导企业生产出更加环保的消费产品。

5 我国在构建低碳经济政策系统时应注意的问题

5.1 注意处理好低碳和经济增长的平衡关系

众所周知,因为我国经济的资源禀赋、民众的期望,政府对“理性政治家”考核体系的不完善等因素的存在,使得我国经济实现经济增长与生态保护平衡举步维艰。政府和民众既不能接受环境污染日益加重、高碳化特征不见改善的经济高速增长,从而使民众健康、福利受到影响,也不能接受单纯为了减轻环境污染、生态破坏,而使中国经济增长明显放缓、导致失业大量攀升的可能,因为二者都会产生不良的经济、社会后果。以美国为代表的西方国家,特别是在布什执政期间,出台低碳经济政策、开展国际合作,都是以国家利益至上,寻求低碳与经济增长平衡的。因此,实现低碳与保持适当经济增长的平衡,是运用低碳经济政策作为系统工具时的首要问题。特别要看到,在增强中国经济增长的“科技动力”,发展技术先进、结构优化、附加值高、吸附就业能力强的现代产业体系不可能

“一蹴而就”的“中国特色”背景下,不能简单地空谈实现“低碳”与“发展”并不矛盾,相反,应当正视这一矛盾,想办法解决这一矛盾,交好“低碳与发展平衡”的历史性答卷。

5.2 移植与创新相结合

低碳经济理念首先由英国提出,迅速在全世界范围内获得广泛认同。此后,美国、欧盟、日本、澳大利亚等发达国家纷纷提出自己的低碳经济发展政策。这些政策为我国实施低碳经济政策发展规划提供了重要启示,许多政策工具和政策措施对于我国低碳经济政策具有很高借鉴价值。根据制度变迁理论,诱致性制度变迁是由个人或一群人,为获得自利机会,自发倡导、组织和实行的行为;强制性制度变迁是由政府通过命令或法律来引入和实行。在低碳政策执行过程中,由于获利本身不是低碳政策的价值归宿,它的变迁更强调强制性制度变迁。需要强调的是,低碳政策变迁是集体行动的结果,只有实施政府引导下的个体和社会激励,才能促进向低碳经济转型。总之,低碳经济政策系统构建即低碳政策供给,必须有效地将低碳经济政策移植与创新有机结合起来(图1)。

在低碳经济政策移植方面,要注意以下因素:一是文化背景。一定的文化背景会导致一定的思维方式与行为方式的形成、固化,从而给政策环境和政策认同度形成影响。如应注意,鉴于公民社会发育不全、公益及志愿者精神不足等因素的存在,可能使自愿性低碳经济政策工具在我国的应用受到影响。二是政府创新。政府创新能力以及与之相关的决策力、执行力将对低碳政策的制定、施行产生直接影响。为此,在移植政策过程中,需要预防作为“理性人”的官僚机构及其人员因素产生的政策失灵现象,更加重视政策创新能力的提高。

在低碳政策创新方面,首先,要注意政策环境。我国能源消费结构中煤炭占比大,相应碳排放强度高,低碳新技术发展条件也相对不足。克服这些困难需要良好的政策环境、稳定的政府投入,在低碳经济政策创新中要高度重视这一因素。其次是政府创新。如果说政策移植离不开政府创新,那么政策创新则更离不开政府创新。低碳经济转型,首先要求政府能够克服现行体制和观念的路径依赖,提高政府制度创新能力,通过政策创新来引导、激励政府本身、企业及民众积极主动参与低碳生产、消费。

5.3 综合运用政策工具,适度硬化政策

低碳经济政策的构建,要结合一国经济发展阶段,考察一国低碳政策环境,按照低碳政策原则,综合低碳政策工具正反两方面的利弊,明确现行低碳政策工具使用效果等因素,然后加以选择、调整。以强制性、混合型、自愿性政策工具的运用为例,一般认为,在经济发展的初期阶段,要更多使用强制性政策工具;而在经济发展的中期阶



图1 低碳经济政策系统构建——移植与创新

段,要更多使用混合型政策工具;在经济发展的后期阶段,要更多使用自愿性政策工具。每一种政策工具都有其特性和缺陷性,对一种政策工具的运用必须结合具体目标来进行,为此,应当因地制宜地综合运用政策工具。综合运用低碳经济政策工具,在我国现阶段而言,笔者认为在政策工具选择上,应以命令——控制型政策工具为主,逐步推进我国低碳经济政策逐步发挥市场在低碳发展中的基础性作用。

在现代法治社会背景及低碳经济政策中应发挥的引导作用下,必须高度注意低碳经济政策的法律化、制度化,较重要、涉全局的低碳经济政策上升为具有国家强制力的法律,使其“硬化”,获得更广泛、更有力、更持久的政策效果。通过具有国家强制力的立法机关,按照权限和程序,把成熟和稳定的低碳经济政策上升为法律,有利于树立低碳经济制度应有的权威,保障低碳经济制度有效执行。如适时制定《低碳经济促进法》,促进低碳经济发展转型的基本法,明确我国发展的基本原则、总体目标,推进“低碳 GDP”制度评价、评价和考核体系等。同时,还应加强产业政策立法,制定《低碳产业促进法》,构建低碳产业政策发展机制,完善低碳产业政策的决策机制,健全低碳产业执行机制。最后,还应加强财政金融立法,通过政府投资低碳经济发展占 GDP 的比重,为国家发展低碳经济职能提供制度保证;对发展低碳经济和个人给予税收优惠,以调动企业、个人投资低碳的积极性;在充分论证中国征收碳税对经济影响的基础上,抓紧研究开征碳税,并通过立法予以明确,发挥控制二氧化碳排放的独特作用;推进包括碳基金、碳证券等在内的有中国特色的碳金融体系的建立,银行发展“绿色信贷”业务法定化,并在税收优惠核上予以配套安排。

6 结语

在供给侧结构性改革的大背景下,我国应

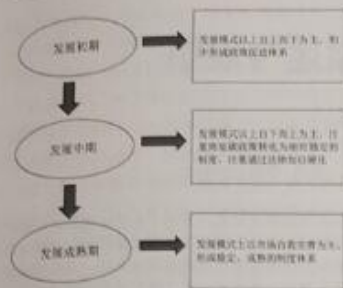


图2 低碳经济发展阶段及模式特征

一系列涉及财税、金融、能源、科技、产业、消费等领域的低碳经济政策系统, 不断加强立法, 明确低碳经济政策原则, 树立低碳经济战略目标, 坚持低碳经济政策创新, 依据我国国情和政策环境, 灵活、综合运用自愿性、综合性、强制性政策工具, 鼓励低碳科技创新, 推进经济结构改革, 推进清洁生产, 促进落后、过剩产能有效化解, 实产业优化重组, 推进高碳产业向低碳转型, 大力发展高新技术产业和现代服务业, 促进我国在低碳经济发展上与世界前列。另外, 对于低碳经济政策系统构建的国际比较研究、地区差异化研究、政策效果的实证研究等问题有待进一步深入。

参考文献:

[1]Potomac Economics. Market monitor report for auction 10EB [R]. US: RGGI, 2013.
 [2]Carbon Trust. Annual report [R].UK: Carbon Trust, 2015.
 [3]克里斯托夫·费雷文, 尹小健(节译). 低碳能源: 世界能源革命新战略[J]. 江西社会科学, 2009(7): 247-246.
 [4]CEST. Energy information administration: International energy outlook 2014, official energy statistics from the US government [EB/OL]. (2014-09-09). <http://www.4-traders.com/news/EIA-Energy-Information-Administration-International-Energy-Outlook-2014-rsaquo-19017854/>.
 [5]宋德勇, 耿阳强, 中米玲. 循环经济的本质与中国发展循环经济的途径选择[J]. 当代经济科学, 2005(3): 36-43.
 [6]黄赫. 低碳技术创新与政策支持[J]. 中国科技论坛, 2010(2): 37-40.
 [7]李建, 周慧. 中国碳排放强度与产业结构的关联分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(1): 7-14.
 [8]刘青, 刘传旺. 低碳经济与绿色金融发展[J]. 今日财富: 金融版, 2009(7): 51-54.
 [9]胡振宇. 低碳经济的全球博弈和中国的政策演化[J]. 开放导报, 2009(5): 15-19.
 [10]杨岚, 毛显强, 刘琴, 等. 基于CGE模型的能源税政策影响分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2009, 19: 24-29.
 [11]苏明, 傅志华, 许文. 我国开征碳税的效果预测和影响评价[J]. 环境经济, 2009(9): 23-27.

(责任编辑: 冯胜军)

关系研究[J]. 生态经济, 2009(11): 28-30.
 著, 苏利阳, 张耀君. 发达国家不同发展阶段碳排放与经济成长的因果关系分析[J]. 生态经济, 2010(4): 52-55.
 大建, 徐泽. 中国政府规模、经济增长与福利[J]. 同济大学学报: 社会科学版, 2010(2): 107-114.
 大建, 张帅. 生态福利绩效及其与经济增长的关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014(9): 59-67.
 晓峰, 石磊. 公共福利与经济增长的非线性动态关联——结构变化和状态转换的视角[J]. 经济管理, 2014(8): 1-10.
 阳, 郑立民, 递进. 西北省域社会福利与经济增长差异的实证研究[J]. 青岛大学学报: 自然科学版, 2012(2): 94-100.
 进, 陈阳, 郭志仪. 社会福利、经济增长与区域发展差异——基于中国省域数据的耦合实证分析[J]. 中国人口科学, 2012(3): 31-43, 111.
 鑫, 史红亮. 中国经济增长与经济平等——基于福利分析的角度[J]. 云南财经大学学报, 2012(5): 44-50.
 家华, 郑艳. 碳排放与发展权益[J]. 世界环境, 2008(4): 1-63.
 毅, 刘国平, 张云, 等. 从GDP到HDI: 低碳发展研究剖析与启示[J]. 城市规划学刊, 2013(2): 32-38.
 云, 史利江, 许双奇. 基于人类福祉视角的中部地区碳排放与效应分解[J]. 世界地理研究, 2014(3): 169-176.
 国平, 曹莉萍. 基于福利绩效的碳生产率研究[J]. 软科学,

2011(1): 71-74.
 [19]刘国平, 朱远. 碳排放福利绩效研究: 基于G20数据[J]. 科学学研
 究, 2011(10): 1504-1510.
 [20]诸大建, 刘国平. 碳排放的人文发展绩效指标与实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011(5): 73-79.
 [21]刘国平, 诸大建. 中国省域碳排放福利绩效研究[J]. 会计与经济研究, 2013(6): 74-81.
 [22]刘国平, 朱远. 碳排放约束下的中国省域全要素福利绩效研究[J]. 软科学, 2014(8): 88-93.
 [23]诸大建, 刘国平. 基于碳排放的中国人文发展效应分析[J]. 经济问题探索, 2011(4): 29-34.
 [24]范定祥, 耿绍华. 碳排放强度控制与人文发展: 基于中国的实证分析[J]. 生态经济, 2012(2): 63-66.
 [25]刘国平, 诸大建. 中国碳排放、经济增长与福利关系研究[J]. 财
 贸研究, 2011(6): 83-88.
 [26]董文华, 郑新业, 张莉. 经济发展水平、产业结构与碳排放强度——中国省域面板数据分析[J]. 经济理论与经济管理, 2011(3): 72-81.
 [27]云光中. 资源型城市产业发展新模式研究[D]. 武汉: 武汉理工大学, 2012.
 [28]张发明. 资源型经济: 理论解释、内在机制与应用研究[D]. 太原: 山西大学, 2007.

(责任编辑: 保文秀)

第6期

财经科学

FINANCE & ECONOMICS

2016

始于1957

- CSSCI来源集刊
- 中国经济类核心期刊
- 全国中文核心期刊

中华人民共和国教育部主管 西南财经大学主办

1/

资本扩张扭曲的经济基础：
理论与经验证据

12/

互联网金融的发展：
大数据驱动与模式行变

47/

移动互联网产业链的演化与治理

124/

产业集聚能否促进城镇化



国内定价：10.00元

ISSN 1000-8306



目 录

【金融论坛】

- 资本扩张扭曲的经济基础:理论与经验证据 高传伦 林 涛 1
互联网金融的发展:大数据驱动与模式衍变 何 飞 张 兵 12
货币创新理论与商业银行运行 梁 斯 郭红玉 23
功能视角下的资产证券化创新与监管 王 晓 李 佳 35

【企业经济】

- 移动互联网产业链的演化与治理 彭本红 屠 羽 鲍怡发 47
高技术产业空间差距及分布时空演进 吕承旭 高园月 56
企业规模、技术创新与经济绩效 张 莉 李绍东 67

【理论经济学】

- 我国民生保障实现模式的政治经济学研究 张 鹏 75

【城乡改革与发展】

- 农民工代际职业流动:代际差异与代际传递的双重嵌套 卓玛草 孔祥利 84
粮食安全背景下农业保险对农户生产行为的影响效应 徐 斌 孙 蓉 97

【经济经纬】

- 异质性医疗保险、自费医疗支出与中老年人健康水平 邹 红 刘亚平 112
产业集聚能否促进城镇化 杨仁发 李娜娜 124

企业规模、技术创新与经济绩效^{*}

——基于工业企业调查数据的实证研究

张 莉¹ 李绍东²

【内容摘要】技术创新是提升制造业企业竞争力,实现我国制造业强国战略的根本途径。本文基于对工业企业2008—2014年的非平衡面板数据,对企业规模、技术创新与经济绩效之间的关系进行了分析研究。实证研究结果表明:企业规模与研究经费比重和新产品产值之间都呈现显著的“倒U”型关系;企业规模对经济绩效具有显著的正向影响,技术创新变量中只有研发人员全时当量对技术效率的影响呈现显著的正向影响,表明在企业技术创新过程中人力资本投入相对于研发经费是更为重要的影响因素。

【关键词】企业规模;技术创新;经济绩效

一、引言

近年来,在美国的制造业回归、德国的工业4.0和“中国制造2025”等背景下,工业能力得到国家的战略性重视,制造业作为中国经济的脊梁再次回到大众视线。然而,制造成本高、利润薄、创新能力薄弱等问题一定程度上限制了制造业的发展。我国的工业特别是制造业发展面临着前所未有的机遇和挑战,创新驱动已经上升为重要的国家战略,也是实现我国制造业强国战略的关键推动力。在创新驱动战略中,企业的主体地位仍然不可动摇,企业的技术创新仍然是推动工业发展的核心力量。但长期以来,我国工业企业技术创新投入比重不高,基础研发水平落后,导致我国在高端制造业领域距离发达国家仍有较大差距。由于国内外经济形势严峻,新常态下我国的工业企业整体经济绩效也出现一定程度下滑,急需通过技术创新尽快实现工业转型升级。当前背景下,探讨企业技术创新与经济绩效的问题具有更强的现实意义。本文主要基于工业企业的调查数据,对我国企业规模、技术创新与经济绩效的关系进行了实证研究。

^{*} 基金项目:山东省社会科学规划研究项目“加快山东装备制造业转型升级研究”(项目编号:14DJJ11)。

作者简介:张莉(1972—),女,成都理工大学(成都,610051),研究方向:公司财务、产业经济。
李绍东(1983—),男,潍坊学院(潍坊,261061),博士,研究方向:产业经济学、技术创新。

二、文献回顾

熊彼特在 1942 年的开创新研究中提出了大企业和市场垄断结构能够促进企业的技术创新。此后企业规模与技术创新的关系就一直成为学术界争论的焦点，从现有文献的研究结论来看，大致可以分为三类观点：第一类研究基本印证了熊彼特的观点，Acs & Audretsch (1987)，Feldman and Temin (1973)，Joseph M. Jodlow (1981)，Blundell R, Griffith R and Van Reenen J (1999) 等通过经验研究都证明了大企业相比小企业具有更高的创新积极性。第二类研究以阿罗为代表对熊彼特的观点进行了反驳，认为大企业由于存在竞争压力，垄断性的市场结构会导致企业缺乏创新的积极性，Richard C. Levin, Wesley M. Cohen and David C. Mowery (1985)，Geroski P (1990)，Hoppe H C, Lee I H. (2003)^{[5]-[7]}的研究基本上都印证了大垄断企业的创新激励不足。第三类观点以曼斯菲尔德为代表，对前两类观点进行了折中，认为企业规模与创新呈现“倒 U”型的关系，即随着企业规模的增大，企业的创新强度先增大后减小，Kamien, M. L. and Schwartz N. L (1978; 1982)，Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al (2005)^{[8]-[10]}的研究基本都支持了“倒 U”型学说。

国内研究方面，前期文献的研究与国外研究类似，根据研究结论也可以分为三类：周黎夫和罗凯 (2005)、吴延兵 (2009)^{[11]-[12]}通过实证研究印证了企业规模与技术创新之间的正相关性，支持了熊彼特的学说观点；戴西超等 (2006)^[13]的研究发现大企业的技术创新能力更低，支持了阿罗的观点；牛泽东等 (2012)，周方召等 (2014)，张西征、刘志远和王静 (2012)，金玲娣和陈国宏 (2001)^{[14]-[17]}通过经验分析基本都印证了企业的研发投入或者技术创新积极性与企业规模呈现显著的“倒 U”型或其他不规则的变化趋势。

从国内外现有文献的研究来看，主要集中在控制其他变量的情况下考察企业规模与技术创新的关系，研究结论并没有形成统一的观点。再就是现有研究很少考察技术创新与企业绩效的关系，对于当前形势下的中国企业，技术创新能否促进企业绩效也是值得关注的问题，所以本文不仅考察企业规模与技术创新的关系，更关注不同规模下企业技术创新对绩效的影响。

三、模型构建与理论假设

根据经典的 SCP 理论，市场结构决定企业在市场中的行为，企业市场行为又决定经济绩效。企业规模和技术创新分别作为重要的市场结构和企业行为变量，对企业绩效具有显著影响。企业规模影响技术创新的机制主要来源于三个方面：一是企业规模带来的资源禀赋的差异；二是市场势力带来的市场竞争的压力；三是企业规模和组织层级导致的市场灵活性和技术创新效率的差异。大企业的资源禀赋明显优于中小企业，使得大企业在进行技术创新时能够具有更强的规避风险的能力，大规模带来的规模经济也更有利于大企业把技术创新成果转换为经济效益。而中小企业在这方面处于劣势，研发资源特别是人才和资金的缺乏成为阻碍中小企业

创新的主要因素。大企业由于市场势力优势缺少市场竞争压力,这在一定程度上也削弱了大企业技术创新的积极性。而中小企业面临激烈的市场竞争,技术创新成为提高其市场竞争力的重要手段。面临市场变动的决策灵活性和创新效率是中小企业在技术创新方面的优势。企业技术创新能否提高经济绩效直接关乎我国创新驱动战略的实施效果,所以企业技术创新与经济绩效之间的关系也是本论文考察的重点内容。本文的计量模型如下:

$$INN_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 (SIZE_{it})^2 + \beta_3 \pi_{it} + \beta_4 X_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$PER_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 INNO_{it}^2 + \beta_3 INNO_{it} + \beta_4 X_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述模型中, INN_{it} 表示技术创新变量,包括技术创新投入和产出, $SIZE_{it}$ 表示企业规模, π_{it} 表示企业绩效, PER_{it} 表示企业绩效,包括企业利润率和技术效率两个被解释变量, $INNO_{it}$ 代表企业技术创新投入变量, $INNO_{it}$ 代表企业技术创新产出变量, X_{it} 表示其他控制变量。 α_i 代表各企业的固定效应,用以控制各企业不被观察到的、不依时间变化的差异性。 μ_t 代表年份效应, ε_{it} 是误差项。我们假定它的期望值为零,无序列相关,但可能会有异方差。本部分主要有以下两个主要假设:

1. 技术创新与企业规模投入、产出之间呈现“倒U”型关系,即技术创新变量随企业规模的增加呈现先增大后减小的变动趋势。
2. 在控制其他变量的条件下,企业规模与经济绩效呈现显著的正向关系,在控制企业规模变量的条件下技术创新对经济绩效的影响显著为正。

四、实证研究

(一) 变量选择与数据来源

1. 变量选择

本文中的企业技术创新变量选用技术创新投入和产出两类变量。技术创新投入使用研发经费支出总额和研发比重两个指标进行度量,研发比重用研发经费支出除以主营业务收入计算;技术创新产出使用新产品产值和新产品比重两个指标进行度量,新产品比重用新产品产值除以工业总产值来计算。企业规模变量主要使用企业主营业务收入指标来度量。经济绩效变量主要使用企业利润率和技术效率来度量,利润率通过利润总额占主营业务收入比重来计算。本文中使用的技术效率数据使用 DEA 方法进行测算,由于篇幅原因在本文中省略测算过程。

2. 数据来源

本论文使用的数据来自于对山东省工业企业的问卷调查,共发放问卷 300 份,回收问卷 236 份,其中有效问卷 187 份,数据时间跨度为 2008—2014 年。为减小异方差性,变量指标中的主营业务收入、工业产值、新产品产值、研发当量等指标使用取自然对数之后的数据。变量的描述统计结果见表 1。

变量描述统计表

表 1

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lngecz	1226	8.7347	1.9143	1.6587	15.4892
lnysr	1208	9.0146	1.9104	2.7412	16.1547
lnrdzc	1178	5.2631	1.9032	0.0000	12.5499
rdbr	921	0.01179	0.043475	0.01008	0.2478
lri	1089	1.5258	22.6908	-0.4568	0.6587
lnxcp	995	8.4689	2.2014	1.5102	14.2514
lnzl	732	1.5073	1.0985	0.6325	8.9354
jsxl	1186	0.5147	0.3584	0.5478	0.9948
lnyfdl	853	3.8810	19914	2.3362	12.5874
lnysr2	1207	70.4781	36.2547	7.8561	212.1254
xcp2	897	0.5749	0.5879	0.0253	0.9685

从各变量的描述统计结果来看,各变量缺失情况不同,所以本文使用的是非平衡面板数据,由于在整理数据时剔除了离群值,从最大值和最小值来看并没有出现离群值。从企业利润率情况来看,企业整体盈利水平不高,而且有一部企业存在亏损问题;从企业研发支出占主营业务收入比重来看,平均研发比重为 1.426%,处在一个较低水平。

表 2

变量相关系数表

lngecz	lnysr	lnrdzc	rdbr	lri	lnxcp	lnzl	jsxl	lnyfdl	xcp2	
lngecz	1.000									
lnysr	0.997	1.000								
lnrdzc	0.087	0.135	1.000							
rdbr	-0.387	-0.332	0.323	1.000						
lri	-0.034	-0.079	-0.053	-0.112	1.000					
lnxcp	0.930	0.983	0.165	-0.323	-0.089	1.000				
lnzl	0.058	0.045	0.091	-0.135	0.239	-0.026	1.000			
jsxl	0.848	0.854	0.123	-0.371	-0.228	0.778	-0.048	1.000		
lnyfdl	0.599	0.578	0.255	-0.122	-0.142	0.531	-0.125	0.623	1.000	
xcp2	-0.121	-0.179	0.156	0.145	-0.068	0.179	-0.171	-0.116	-0.088	1.000

(二) 回归结果与解读

本部分通过非平衡面板数据模型考察企业规模与技术创新、技术创新与经济绩效的关系,首先分别进行了固定效应模型回归,似然比检验结果显示固定效应模型优于 OLS 混合模型,然后通过建立随机效应模型并进行 Hausman 检验,检验结果显示排除随机效应模型,选择固定效应模型进行计量检验。

表 3

技术创新模型回归结果

自变量	因变量			
	研发支出 模型 A (固定效应)	研发比重 模型 B (固定效应)	新产品比重 模型 C (固定效应)	新产品产值 模型 D (固定效应)
企业规模	0.052 (0.07)	8.457*** (3.27)	-0.217 (-1.39)	1.217*** (4.30)
企业规模平方	0.023	-0.449***	0.078	-0.015*

企业规模、技术创新与经济绩效

	(0.79)	(-3.52)	(1.01)	(-1.69)
利润率	-0.048 (-0.009)	-1.128 (-0.31)	-0.645*** (-2.91)	0.359 (0.83)
技术效率	-0.242 (-0.69)	-2.681 (-1.41)	0.241** (2.14)	-0.137 (-0.61)
研发人员当量	0.394*** (3.33)	-0.441 (-0.75)	0.079** (2.21)	0.038 (0.05)
新产品比重	-0.242 (-0.75)	1.919 (1.21)		1.821*** (9.65)
专利数	0.169*** (3.11)	-0.059 (-0.23)	-0.008 (-0.48)	-0.003 (-0.08)
研发支出		1.121** (2.49)	-0.021 (-0.74)	0.008 (0.11)
研发比重	0.047** (2.48)		0.008 (1.21)	-0.006 (-0.31)
截距项	1.948 (0.96)	-37.711*** (-3.91)	1.532** (2.66)	-2.632** (-2.08)

注释：本表中，括号内的数字为t值，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

本部分把技术创新模型根据被解释变量分为A、B、C、D四个模型，模型A和模型B是考察企业规模与企业技术创新投入的关系，本部分的技术创新投入分别使用了绝对指标和相对指标进行回归分析。模型A使用研发经费支出作为被解释变量。从回归结果可以看出，企业规模和企业规模的平方项对技术创新投入的影响并不显著，研发人员当量对研发经费支出具有显著影响，说明企业的研发人员全时当量与研发经费支出是配套的，也说明了对于企业的技术创新人才和资金是不可或缺的两个要素。模型B以研发经费比重作为被解释变量。回归结果显示，企业规模变量的系数显著为正，而企业规模平方项的系数显著为负，这就说明企业规模与技术创新之间呈现显著的“倒U”型关系，验证了之前的假设。

模型C和模型D以技术创新产出作为被解释变量。模型C考察企业规模对新产品比重的影响。从回归结果可以看出，在控制其他变量的基础上，企业规模和企业规模的平方项并没有表现出显著的影响。利润率对新产品比重表现出显著的负效应，即企业盈利能力越强，新产品比重越低，可以解释为企业具有较高的利润率，也就说明企业在市场中的市场势力较强，面临的市场竞争压力较弱，所以进行新产品研发的积极性不高，导致新产品产值占工业总产值的比相对较低。技术效率的影响在5%的水平上显著为正，说明技术效率水平较高的企业，其新产品比重也较大，从侧面反映出技术效率的提高也主要是来源于企业的技术创新。模型D以新产品产值作为被解释变量。从回归结果可以看出，企业规模在1%的水平上显著为正，企业规模的平方项在10%的水平上显著为负，这就说明企业规模与技术创新之间呈现显著的“倒U”型关系，验证了之前的假设。

综合技术创新模型的回归结果来看，四个被解释变量中，只有研发经费支出比重和新产品产值与企业规模表现出显著的“倒U”型关系，其他两个模型以研发经费支出和新产品产值作为被解释变量，回归结果并不显著。可以看出，不论是技术创新投入还是产出，都表现出随着企业规模先增大后减小的“倒U”型关系。除了企业规模，四个模型中的其他变量均不显著，主要原因可能是由于数据或信息保密的要求，会影响采集的技术创新数据的质量。技术创新模型的回归结果证实了本文之前提出的假设1。

表4 经济绩效模型回归结果

自变量	因变量			
	利润率		技术效率	
	模型 E (固定效应)	模型 F (OLS 混合)	模型 G (固定效应)	模型 H (OLS 混合)
企业规模	0.025* (1.79)	0.014 (1.21)	0.085*** (3.43)	0.132*** (11.21)
研发支出	-0.002 (-0.08)	0.002 (0.68)	-0.016 (-0.67)	0.008 (0.74)
技术效率	0.032 (0.39)	-0.121** (-2.62)		
研发比重	-0.000 (-0.00)	-0.006*** (-3.23)	-0.008* (-1.69)	-0.009** (-2.05)
研发人员数量	0.009 (0.63)	0.000 (0.08)	-0.018 (-0.39)	0.054*** (4.52)
新产品比重	-0.121*** (-3.13)	0.000 (0.00)	0.164** (2.09)	0.036 (0.59)
专利数	0.004 (0.31)	0.019** (2.63)	-0.032* (-1.90)	-0.018 (-0.81)
利润率			0.071 (0.41)	-0.538*** (-3.29)
截距项	-0.072 (-0.84)	0.024 (0.51)	-0.165 (-0.81)	-0.747*** (-7.34)

注释：本表中，括号内的数字为t值，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

本部分的经济绩效模型分别使用利润率和技术效率作为被解释变量，考察企业规模和技术创新对企业绩效的影响。技术效率与利润率相比受技术创新的影响更为直接，与前期文献相比也是本文的一个创新之处。通过似然比检验和 Hausman 检验支持使用固定效应模型，但参考其他文献的做法，本部分一起报告加权最小二乘法 (OLS) 混合估计的结果。表4中的模型E和模型F以利润率作为被解释变量，分别使用面板数据模型和 OLS 模型进行回归，模型G和模型H以技术效率作为被解释变量，同样分别使用面板数据模型和 OLS 模型进行回归。模型E的回归结果显示，企业规模在10%的水平上对企业利润率的影响显著为正，说明

大企业的经济绩效整体要好于小企业，这与近几年的经济形势有关，在经济总体下滑的趋势下，大企业抵御风险和衰退的能力要强于中小企业。固定效应模型下，在控制其他变量的条件下，技术创新投入变量并没有对利润率表现出显著效应。在技术创新产出变量中，新产品比重对利润率影响显著为正，说明新产品的附加值较高，新产品产值所占比重越高，企业的利润率也就越高。OLS 混合估计的结果中，研发比重显著为负，一定程度上也说明企业的研发投入没有真正转化为企业的经济效益。

模型 C 固定效应模型的回归结果显示，企业规模对技术效率的影响在 1% 的水平上显著为正，说明大企业的技术效率要高于中小企业，这也说明在企业技术效率的影响因素中，大企业规模经济的正向影响大于市场灵活性和经营管理效率的负向影响。技术创新投入和产出变量中，新产品比重对技术效率的影响显著为正，说明企业的技术创新在转化为新产品带来的经济收益的同时也有力地促进了企业生产效率的提升，企业技术效率的提高与新产品的比重是一致的。专利数作为技术创新产出变量，在 10% 的水平上对技术效率的影响显著为负，主要考虑专利数据准确性较差，所以才会出现与技术效率变动方向相反的结果。在模型 H 的 OLS 混合估计结果中，企业规模同样表现出显著的正效应，与固定效应模型的回归结果一致。在技术创新投入变量中，比较符合预期的是研发人员全时当量，在 1% 的水平上显著为正，而研发经费支出比重仍然显著为负，这说明研发人员比研发经费对于技术效率提高的影响更为重要，相比于研发经费投入的不足，企业技术创新人才的缺乏才是制约企业发展的关键因素。

五、结论与政策建议

本文基于工业企业调查的面板数据模型考察了企业规模、技术创新和经济绩效之间的关系。除了验证熊彼特假说之外，还着重考察了技术创新对经济绩效的影响。实证结果表明：企业规模与研发经费支出比重和新产品产值两个技术创新变量之间呈现显著的“倒 U”型关系；企业规模对经济绩效的影响显著为正，即对于大企业来说，技术效率和利润率都要优于中小企业。在技术创新变量中，只有研发人员当量对技术效率的影响显著为正，这说明人力资源在企业技术创新中的作用相比于研发经费更为重要。

我国经济发展处于转方式、调结构的关键时期，创新驱动战略已经上升为重要的国家战略，而企业仍然是国家创新的主体。在制定与实施推动企业加大研发投入，提高技术创新能力政策时，需要着重关注中小企业的技术创新难题，其中研发经费不足和市场开拓能力的欠缺是这些传统产业可持续发展的决定性因素，推动技术创新的相关政策除了对企业技术创新的补贴、平台建设支持外，更重要的是提高研发人员特别是高、精、尖研发人员的技术水平。

主要参考文献:

- [1] Aca ZJ, Audretsch DB. Innovation, market structure, and firm size [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1987, 69 (4): 611-620.
- [2] Fisher FM, Temin P. Returns to Scale in Research and Development: What does the Schumpeterian Hypothesis Imply? [J]. *Journal of Political Economy*, 81 (January/February), 1973: 56-70.
- [3] Jallow J M. New Evidence on Innovation and Market Structure [J]. *Managerial and Decision Economics*, 1993, 2 (2): 91-104.
- [4] Blundell R, Griffith R, Van Reenen J. Market share, market value and innovation in a panel of British manufacturing firms [J]. *Journal of Economic Studies*, 1999, 6 (3): 529-554.
- [5] Richard C. Levin, Wesley M. Cohen and David C. Mowery. Opportunity and Market Structure: New Evidence on Some Schumpeterian Hypotheses [J]. *The American Economic Review*, 1985, 75 (2): 156-189.
- [6] Gerowski P A. Innovation, technological opportunity and market structure [J]. *Oxford Economic Papers, New Series*, 1990, 42 (3): 586-602.
- [7] Hoppe H C, Lee I H. Entry deterrence and innovation in durable goods monopoly [J]. *European Economic Review*, 2003, 47 (10): 1011-1036.
- [8] Kamien, M. J. and Schwartz N. L. Potential Rivalry, Monopoly Profits and the Pace of Inventive Activity [J]. *The Review of Economic Studies*, 1978, 45 (3): 547-557.
- [9] Kamien, M. J. and Schwartz N. L. *Market Structure and Innovation* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- [10] Aghion P, Bloom N, Blandell R, et al. Competition and innovation: an inverted relationship [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (2): 701-728.
- [11] 周黎安, 罗 凯. 企业规模与创新: 来自中国省级水平的经验证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2005 (2): 623-638.
- [12] 吴廷兵. 中国工业 R&D 投入的影响因素 [J]. *产业经济研究*, 2009 (6): 13-21.
- [13] 戴西超, 谢守祥, 丁玉梅. 企业规模、所有制与技术创新——来自江苏省工业企业的调查与实证 [J]. *管理科学*, 2006 (6): 114-121.
- [14] 牛泽东, 张倩肖, 王 文. 高技术产业的企业规模与技术创新——基于非线性面板平滑转换回归模型的分析 [J]. *中央财经大学学报*, 2012 (10): 68-74.
- [15] 周方召, 符建华, 仲 深. 外部融资、企业规模与上市公司技术创新 [J]. *科研管理*, 2014 (3): 116-122.
- [16] 张西征, 刘志远, 王 静. 企业规模与 R&D 投入关系研究——基于企业盈利能力的分析 [J]. *科学学研究*, 2012 (2): 265-274.
- [17] 金玲娜, 陈国宏. 企业规模与 R&D 关系实证研究 [J]. *科研管理*, 2001 (1): 51-57.

Firm Size, Technical Innovation and Economic Performance: An Empirical Study Based on Industrial Firms Data

Zhang Li¹ Li Shaocong²

Abstract: Technological innovation is the fundamental way to enhance the competitiveness of manufacturing enterprises and realize China's manufacturing power strategy. This paper tested the relationship of firm size, technical innovation and economic performance based on the 2008-2014 unbalanced panel data of industrial firms. The empirical analysis results indicated that both of the relationships between firm size and R&D expenditures proportion, firm size and new production are significant inverted U-shaped; firm size shown a significant positive effect to economic performance, and only R&D full-time equivalent personnel is more important than R&D expenditures to the firm's technical innovation.

Key words: Firm Size; Technical Innovation; Economic Performance

[收稿日期: 2016.5.5 责任编辑: 李 静]

[中图分类号] F124.3 [文献标识码] A [文章编号] 1000-8306 (2016) 06-0074-08

教育审计

2016 总第108期 (季刊)

努力做好教育系统审计工作 提高教育事业改革发展的免疫力
让审计工作成为教育事业新发展的重要保障
高校专项教育经费绩效审计指标体系研究
高校预算执行绩效跟踪审计应用研究
高校管理审计实现路径探讨

中国教育审计学会

3



目录

2016年第3期
(总第108期)

contents
(季刊)

教育审计

【卷首语】

01 勇于担当 不负厚望 教育审计大有可为/四川省教育厅审计工作处

【领导论坛】

04 努力做好教育系统审计工作 提高教育事业改革发展的免疫力/朱世宏

07 让审计工作成为教育事业新发展的重要保障/欧兵

【审计短波】

09 2016年四川省市(州)教育审计工作会议在成都召开/房美凤

10 四川省教育审计学会召开2015-2016年度科研课题立项评审会/温宇迪

11 2016年四川教育内审人员后续教育培训班成功举办/温宇迪

11 国家审计署开展首例高校负责人经济责任“党政同步审计”——四川大学党委书记、校长接受国家审计署经济责任任期同步审计/郑婷婷

12 加强中介机构管理 提高委托审计质量/曹宏伟

12 加强内部控制体系建设 进一步规范管理防控风险/温宇迪

13 省人大会同审计厅赴省属高校专题调研《四川省内部审计条例》贯彻实施情况/胡斌

14 强化校际交流 提升内审水平/黄萍莉

15 以内审监督倒逼内部管理/高仕兴

15 广西8所高校内审人员到访四川高校进行审计交流/温宇迪

【工作研究】

16 高校专项教育经费绩效审计指标体系研究——基于重点项目全过程审计视角/郑婷婷 江文清 范瑾 何韵 何燕伶 肖舒子

19 高校内部控制缺陷管理 SVC 创新模式探析/李雪 何学 谢莉 裴华 张清辉

23 高校科研项目绩效审计/王利 邓松 付晓静

【改革与探索】

25 高校科研经费内部控制审计探析/钱棣 温宇迪

27 浅析高等院校财务风险——基于内部控制的视角/滕望月 邓皓月

33 高校预算执行绩效跟踪审计应用研究/付晓静 王利 邓松

35 当前形势下高校内控审计机制的现状与改进思考/邓蜀娟

37 高校财务预算执行审计探索:以西南医科大学为例/何学



浅析高等院校财务风险——基于内部控制的视角

○ 漆望月

一、引言

高校财务内部控制是保证高校各项业务活动的有序进行,保护资产的安全、有效地运用资产,防止和纠正欺诈与舞弊行为的制度体系,目的是使高校资金运用与相关人员业务行为规范,实现内部分工的相互制约和权力制衡,降低财务风险。目前,高校内部控制制度的建设和研究还滞后于企业,其在债务偿还,投资建设和资金日常管理等方面财务问题突出。财务风险成为高校风险研究的重点,现阶段的研究成果大都是从财务管理的角度,来剖析高校自扩招以来突出的债务风险。张逸林(2015)认为高校应该对内部控制进行改革与创新,促进内控工作的转型,提升内控的相关工作成效;樊珂(2013)

初步构建了基于高校内部控制目标的结果评价指标体系;丁家源(2014)基于保护高校资产安全及防范、贪污舞弊的目标,从内部控制制度建设、财务内部控制意识转变、财务内部控制关键点以及监督机制的角度进行完善。财务风险有不同的分类方法,刁艳(2012)认为财务风险表现形式有资金支付风险、债务风险、校办产业的连带经营风险、财务运行失衡风险;张平(2015)认为财务风险有财务状况总体失衡风险、债务风险、投资风险和财务管理风险;何昊(2014)将高校财务风险划分为贷款风险、投资风险、财务收支失衡风险、财务控制风险,提出建立健全内部控制体系,是高校不可回避的问题的观点;也有学者根据财务活动的特点,指出高校财务风险

控制审计应关注科研项目支出的内容和比例是否符合国家以及学校科研经费管理办法的规定、是否符合项目预算批复的范围和标准。具体审计实施中,审计人员应通过对经费支出是否严格执行报销审批程序、报销票据是否真实、报销依据是否充分,项目支出是否合理、支出是否与项目相关、外协费用是否规范、劳务费发放是否合理等方面进行细致审核,形成科研经费支出环节的有效监督。

3.加强项目结项阶段的事后控制。该阶段的控制主要体现为,强化对科研项目经费财务决算报告是否真实准确地反映项目经费的预算执行情况、有无结题不结账的现象、结余经费是否按规定使用等的审核,通过有效的事后监督降低资金损失浪费、闲置沉淀等风险。

(三)引入科研绩效评估机制。

科研经费使用绩效不仅是经费提供者最为关注的问题,也日益成为衡量高校科研工作成效的重要标志。目前高校科研项目多存在重申报、轻管理、轻

验收的现象,项目负责人同时负责多项课题,课题成果的质量无法得到保证。为避免科研项目成果质量不高、经费使用效益低下等问题,有必要在科研经费审计中引入绩效审计,通过建立一套定性与定量相结合的绩效评价指标体系,对科研经费的经济效益、技术效益和社会效益等进行分析评价,据此提出有建设性的审计建议或意见,从而为优化科研经费的分配和使用提供依据,促进管理水平和科研效率的进一步提高。

四、结语

科研经费已经成为高校腐败易发高发的重灾区,如何有效排查科研经费使用管理各环节的风险点,有效提高科研管理水平,值得我们深入思考。在强化科研经费管控的过程中,如何构建有效的内控体系,合理区分不同职能部门的职责,并形成多部门的联动配合,还需要实践中的不断探索。

(作者单位:西南财经大学审计处)



由高校收入风险、债务风险和校办产业风险构成。综上所述,我国高校财务内部控制在目标上不断靠拢全面风险管理,高校内部控制正向全面风险管理型转变,并力求创新与突破。但目前我国高校财务内部控制相对薄弱,并未结合实际建立行之有效的制度体系,在财务处理流程、风险预警控制、财务信息传递等多方面存在不足,缺乏系统性和整体效益。本文从内部控制的角度对高校财务风险管理展开研究,分析高校财务风险与内部控制制度的关系,揭示高校内部控制中出现的问题,识别和评估由此可能带来的财务风险,并针对这些财务风险提出防范措施。

二、高校内部控制与财务风险的关系

企业内部控制规范体系将内部控制和风险管理融为一体。内部控制和风险管理均经历了自身的理论体系创新及实务操作发展,内部控制由传统的内部牵制制度逐步发展到以风险为导向的内部控制整合框架,风险管理也由分散的财务、经营、战略风险管理逐步发展为整合风险管理。两者的发展倾向具有高度的一致性,内部控制实施有赖于风险管理技术方法,风险管理离开内部控制这一手段支撑将流于形式。

首先,内部控制薄弱是财务风险产生的重要根源。高校的内部控制是其财务管理中的核心组成部分,关系到高校的长远发展。随着高校教育事业迅猛发展,办学规模整体扩大,如果其内部控制意识不强,内部控制环境弱化、内部监督不健全,使高校的发展与内在的管理控制(如有效的内部牵制制度,不相容职务相分离的内控要求)不能够同步发展。薄弱的内控制度、缺乏有效的内部制约,给相关岗位工作人员贪污腐败的机会,促成财务风险的恶化。

其次,有效的内部控制体制是单位内部强化管理,降低财务风险的必要手段。我国高校在内部控制的理论与实践上处于较低的水平,一方面由于高校财务人员法律意识和业务能力有限,但更多地源于高校的财务监督机制不健全。高校内部控制机制是否健全,执行是否有效率,是强化高校财务管理工作,降低高校财务风险的重点,对高校财务管理工作具有重要的影响。

综上,高校执行内部控制机制的目标与其内部

的财务管理目标具有一致性,都是提高自身的财务风险防范能力和财务管理水平。因此,高校需要从内部控制机制入手,在发展中对其逐渐完善与革新,做好风险控制建设。

三、高校财务内部控制存在的问题

良好的内部控制制度是高校财务目标实现的保障。2008年财政部、证监会、审计署、银监会、保监会联合发布的《企业内部控制基本规范》明确规定,内部控制包括内部环境、风险评估、信息与沟通、控制活动及内部监督五要素。本文借鉴企业内部控制的五要素并结合高校财务风险的特性,分析高校内部控制存在的问题。

(一)内部控制环境差

在内部控制环境中,高校的组织结构和岗位设置是内部控制机制运行的起点和依据。高校领导班子的职责分工,是单位内部控制的核心也是提升高校财务风险管理水平的重要一环。由于高校的管理体制是党委领导下的校长负责制,该种管理体制下各个学院领导与各个部门负责人的权责划分清晰与否会很大程度上影响单位内部控制机制的运行效果。

然而这种管理体制在实际工作中容易出现权责分配不明确、权力配置不合理、行政权力过强,学术权力弱化的问题,“人治”现象非常明显。领导干部往往位高权重,掌握着该校诸多公共资源分配权,而有的岗位却形同虚设。首先,党委和行政部门的职权难以界定清楚,党委的“领导”与校长的“负责”的规定往往操作性不强,工作中极易出现“踢皮球”、推卸责任的现象,使得工作效率低下。其次,“一把手”现象明显,重大事项的决策缺乏民主性,过多强调党委与其领导下的校长权力,而教职工等民主参与较少,参与途径不畅,结果不公开透明。内部控制环境是内部控制的起点,要降低高校运营质量风险,必须以构建良好的内部控制环境为起点。

(二)风险评估系统不完善

首先,有的高校的领导及相关负责人存在相对薄弱的风险评估意识,平时不重视内部控制的建设与改进,没有完善内控体系的习惯,喜欢“一劳永逸”;部分人员对内部控制的范围存在误解,认为内部控制是财务部门财务人员的事情,没有参与内控管理的自觉性。薄弱的内控意识影响内控作用的发



挥,不能识别财务风险更谈不上风险防范。

其次,在大规模的项目投资、筹资建设等方面缺乏科学性论证,没有全面的风险评估过程,对投资活动中产生的风险缺乏足够的评估与分析,未能制定出风险识别、预警、评估的方案。即使有的高校已建立财务风险评估系统,但没有有效的大型数据库的支持,各种财务信息不能实时获取,数据分析经验不足,相关工作停留在表层,给高校财务安全埋下隐患。

(三)信息沟通不顺畅

事业单位的资金多来自财政拨款,较少考虑成本管理和资金使用效益,使得相关管理者容易忽视财务信息带来的风险警示作用。许多部门或学院负责人常把财会人员当成“钱袋子”,仅让财会人员扮演“付款员”的角色,高校的重要决策及项目投资等活动很少让财会人员参与,认为财务工作只是辅助性工作,就像一个“取款机”和“事后记账员”。财务人员很少参与到单位的公务管理和重要决策中,对单位各项重点工程或项目的风险大小等情况均不了解,使得财务信息难以发挥预警、引导和提示作用。

经费报销环节,高校存在先由主要负责人审批,再由财务人员审核原始凭证、相关材料等报销程序。这种先审批后审核的程序,易出现“人治”现象,弱化相关凭证审核的严格性,导致财务监管的失效。

诸如教育资源的配置、管理者的薪酬标准、科研经费的使用效果等重要信息透明度不高,一些涉及管理层财务活动的信息仅被高层领导所掌握,内部职能部门各自为政,纪检、纪委、审计等内部监督部门间的信息沟通不畅,而造成监管的盲区,难以真正发挥监管作用。同时信息公开流于形式而非实质上进行落实,高校各个部门间信息获知和传递渠道有限,使得人人参与的全方位监督机制难以形成。

(四)控制活动不全面

控制活动包括预算控制活动、筹资活动、投资活动、专项经费管理活动等。控制活动贯穿高校的整体业务中,是整个内部控制体系设置的中心环节,本文对高校主要的控制活动(预算控制、筹资活动控制、科研经费管理活动)存在的财务风险进行

分析。

1.预算控制活动。在国库集中支付制度下高校编制财务预算的内部控制活动尤为重要,其控制水平的高低直接影响高校预算系统的安全性高低。但高校预算管理在编制、执行与监督等方面存在诸多薄弱环节,部分高校对自身生源规模、建设投资缺乏充分的认识,使其财务预算没有经过科学的计算,便开展预算编制工作。在编制预算常在以前年度的预算执行情况的基础上进行简单地调整,与高校办学规模不断扩张,费用支出呈现多样化、复杂化的现实情况不符。当实际执行预算时,要么出现“赤字预算”,入不敷出的资金紧张状况,要么实际决算数大大超出预算数,造成资金的严重浪费。同时预算执行缺乏有效的监督,给某些利用职位特殊性牟取私利的人可趁之机。

2.筹资活动控制。高校招生规模日趋扩大,2005年招生人数为74.7196万人,而2014年已达到110.2409万人呈逐年递增趋势。高校扩招需配备相应的硬件及软件设施,引进大量优秀的师资力量,需要大量的资金投入。作为非盈利组织,其自有发展资金有限。在国库集中收付制度下,仅依靠国家财政拨款的经费来满足扩张的需要远远不够,且财政拨款是高校专项工作经费、科研经费和实习补助等指明了用途的款项,不能满足高校的发展需要,而向银行等金融机构贷款。贷款与财政拨款和学校的学杂费等的收入款项的性质截然不同,是高校财务预算的提前透支的负债。当贷款到期时,若无经费还款,为继续维持建设需要不得不再向银行贷款的方式来偿还原来的贷款,继而进入“贷款还借款”的死循环中。这种由本金和支付利息偿还而形成的沉重负担成为引发高校举债风险的重要因素。

3.科研经费管理活动控制。如图1所示,各个高校通过自身科研实力争取到的科研经费数量不断加大,国家对高校科研与实验发展的经费投入逐年快速递增,但科研经费的浪费、舞弊现象也有目共睹,部分高校的科研经费的管理存在严重的漏洞,财务预算工作欠妥,费用支出不规范。

在经费报销过程中,有科研人员借着科研过程的复杂性,虚开发票夸大经费使用量以套取不合法的资金。例如报销人员购买了与项目无关的商品,



图1 高校科研经费支出

却用打印、复印发票、办公用品发票替代,或者为避开因报销金额过大而让领导层层签字审批的程序,将大额票据开成单张小额票据加以报销,“化整为零”。尽管良好职业习惯促使财务人员仔细审核,但财务人员毕竟不了解科研项目的具体程序,对科研工作购买材料的必要性、真实性等还是很难做出专业判断,只能依托科研预算情况说明书,使得财务监督相当困难。导致经费支出出现“付了不该付的账”和“不付该付的账”的情况。

4. 内部监督较弱。内部控制的每一个环节,环环相扣,信息沟通的不顺畅,岗位职责不明确,各项控制活动不严谨,不仅是导致内部监督力度降低的原因也是内部监督薄弱的后果。高校内部监督力度弱,内部监督不能保持与内部控制的相对独立性,会计监督职能就不能发挥相应的作用。尽管高校的财务处负责高校的财务管理活动,但出于自身在学校的管理级次、会计人员对所在高校的高度依存关系,对学校重大项目投资决策的参与度不高,使会计人员充分行使会计监督职能去抵制和揭露本单位虚假会计信息存在制度上的障碍。

再者,高校内部审计、纪检等监督检查不力,在项目执行过程中缺乏参与度,对项目内容的审查主要是对结果的程序性审核,在具体的执行活动中存在人为因素的干扰,使相关规范和制度难以真正落实,监管流于形式,不能发挥约束和管理作用。开展财经监督检查活动中,即使查出违纪、违法等问题,

采取大事化小,小事化了的态度,对单位负责人及相关责任人员问责不够,在客观上纵容、包庇了违法违纪单位的领导,致使违法违纪问题屡禁不止,给高校的健康运行带来严重的障碍。

四、内部控制视角的财务风险控制建议

从内部控制的角度,借鉴COSO (The Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission) 内部控制框架对内部控制制度五要素的划分,对高校财务风险的

控制工作实行模块化管理,有针对性地实施每一项管理工作,以预防、控制财务风险。

(一) 增强内部控制意识,营造良好控制环境

高校领导的重视程度直接影响内部控制建设的成败,没有领导支持的内控建设往往流于形式。因此高校的各学院领导应增强内部控制意识,高校管理层、财务人员应在全校推行风险防范意识,重视风险防范和控制,不断学习和掌握风险管理的理论与方法,努力提高自己的知识水平和业务素质来提高风险应对水平。

各学院应结合自身情况优化组织架构,设计合理的岗位与责任分工机制,分配好组织架构的决策权、执行权、监督权,建立有效的制衡机制。加强校园文化创新,增强软控制。高校的独特性质不单是在其工作使命与产品形态上有所体现,在其自身的文化氛围及背景上也应有所体现,因此高校要革新自身的管控理念,加强软控制理念的应用。高校领导应从自身做起,弘扬严于律己、清廉务实的精神,自上而下地起到良好的带头作用,形成软硬兼备的管理局面以营造良好的控制环境。

(二) 鼓励高校开展财务分析与健全风险评估制度

高校财务分析是以高校相关财务报表等核算资料为依据,对高校各项财务活动进行分析和评价,挖掘出能够指导未来财务决策的重要财务信息,以改进高校财务管理方式的一种财务分析



程。高校财务风险评估制度是通过建立能够反映高校财务状况的指标体系,通过构建评价模型,将高校各个指标量化从而计算综合评价得分值,以评价高校财务风险水平高低的方法。

进行财务风险评估,必须建立风险评估指标,结合高校运营和管理的特点,可以建立高校偿债能力、运营能力、发展潜力等评价指标。在评估中,通过高校报表数据分析,将定性指标量化,对被研究对象本质特征的拥有较客观、正确的认识。通过将高校财务活动细分处理,又从局部分析到整体量化描述,揭示潜在的财务风险。高校通过开展财务分析,运用相关专业知识和软件操作,将隐形的财务风险有形化,更全面客观地认识现有或是潜在的财务风险,掌握高校财务运行总体状况。

(三)强化信息沟通

高校通过将内部控制的基本要求固化在信息系统之中,可以实现对经济活动控制的自动化、实时化,降低人为因素的影响。达到内部控制标准对各项经济业务约束的“自动化”实现,提高内部控制的执行力,实现内部控制规范的落地。因此利用网络工具和计算机技术及时传递信息,建立各部门间畅通的沟通渠道,加快建设数字化校园等措施,让各个部门、每位教职工参与到内控制定的活动中,让教工了解、熟悉单位内控制度的各项业务流程与规定,将学校的重要活动信息迅速、完整、规范地对相关部门和职工进行通报,使信息传递通畅,为高校的内控建设提供良好的信息支撑以预防和化解财务风险。

提高信息沟通的有效性不仅可通过“教学管理系统、财务管理系统、学籍管理系统”等这样的信息管理平台为载体,还可将内部各个部门的“手动输入信息系统、举报系统”等纳入其中。以降低人为的影响因素、舞弊与腐败的风险,增强单位的人员管理效率。

(四)加强内部控制活动管理

1.筹资风险控制。高校筹资除依靠国家财政拨款、学杂费收入以及向银行等金融机构举债之外,应建立多元化的资金筹集渠道。第一,充分运用有关评估高校贷款额度与风险的模型,建立举债额度与培养规模相配套的资金供给机制,结合高校自身情况合理确定举债额度。第二,通过丰富科研成果、

办学成果以及加强服务社会能力等自身基础,积极争取各级政府的财政拨款。第三,多关注国家贷款政策,转变贷款方式。如学校在基础设施建设中,有的项目建设周期较长且收益低,利用政策性贷款在贷款规模、期限、利率等方面提供的优惠,缓解还款压力降低资金筹集成本。最后,高校应当利用自身的科研资源优势,通过科技成果的转化,积极开展与企业的合作,增加地方高校的经费收入,解决地方高校的资金压力。

2.加强科研经费管理内部控制。高校科研经费内部控制制度的设计应从内部控制关键点入手,贯穿科研项目的全过程,进行全方面管理。科研经费的关键点在以下三个阶段:

①项目立项阶段。该阶段的关键控制点是科研经费的预算编制。项目获得立项资格,应及时制定并报送科研经费预算,为科研项目经费开支奠定基础,作为未来财务报销和审计部门对科研经费严格审核的依据。课题项目负责人应学习相关财务制度,树立财务风险意识,如专项资金使用管理办法等,为以后项目实施阶段合理合法的使用经费,降低财务风险。

②项目实施阶段。该阶段的主要控制点是经费的开支管理。首先制定相应的科研项目报销流程及制度,明确各个报销的环节。其次并对课题项目负责人进行财务制度及报销流程的培训,让其熟悉财务制度以及国家有关科研经费规定。最后在科研项目实行过程中进行财务控制及预算执行进度动态跟踪,比如可在学院或学校的组织下,将课题实施期间进行划分,在每一期间进行中期检查,具体检查课题进度,完成情况,经费使用情况以及预算执行度等。

③项目结题阶段。该阶段的关键控制点是科研成果考核。现阶段垃圾科研项目滥竽充数,占用了科研项目宝贵的资金却不能产生应有的社会效益。从成本与效益角度考核科研项目,起到控制“垃圾课题”起到的作用。在课题结题阶段,可考虑聘请有关专家对科研成果的创新性、社会价值、科研项目技术水平、技术含量、科研经费开支的合理性等进行全方位考核。对未达标的课题,可采取不予经费支持,或按比例支付部分的方法,以达到“经费”用之有道。



3. 强化预算内部控制。作为公共教育事业单位,高校的经营管理理念是追求长远的社会利益。一套合理的有着严格的执行和监督机制的高校预算体系,对弱化预算管理风险有着不可估量的作用,可使学校有限的资金发挥最大效用。那怎样才能做到合理?

①拓宽预算控制、监督的覆盖面。高校预算管理应囊括学校全部财务收支,全面地覆盖到每一个部门,将高校各项经济活动纳入其中。按各个部门的项目,编制预算计划、制定财务预算标准,实施财务预算监控。财务部门不仅要注重资金的分配,更要注重预算过程的管理。通过定期或不定期地检查预算执行情况,将学校各部门视作一个预算责任中心,定期的向财务出预算部门报送预算执行情况报告,真正突显预算的控制、监督作用。建立以预算控制为核心的内部控制制度,做到高效、统一地筹划高校有限的财力。

②引进绩效预算。近年来,教育部在高教系统推行了“零基预算”,借此可以引入以成本效益分析为基础的零基预算和绩效预算。零基预算,就是对于任何一笔预算支出以零为基础结合高校的实际情况,从根本上考虑费用支出的必要性及其数额的多少。而绩效预算是一种结果导向型预算,是以业绩评估为核心的一种预算体制。在高校绩效预算管理中,高校各个部门作为整个高校经济运行体系中的一员,其在报送本部门预算的同时,必须报送本部门一定阶段的工作发展规划。学校下达部门绩效预算的同时也下达该部门该阶段工作目标,作为该部门在一定阶段运用该预算资金应达到的目标。各个部门不仅要实现特定的绩效目标,还要反馈绩效评价结果。将预算目标、资金使用、绩效考核相结合,降低经费开支与预算偏离而产生的财务风险,实现资金使用效益最大化,提高预算管理。

(五)加强高校内控的内部监督力度

有效的内部控制机制离不开监督。高校审计部门要加强对学校的财务收支活动、预算执行情况的审计力度,同时应更侧重事前预防,预测财务风险发生的可能性、分析风险的影响程度,防止高校财务舞弊的发生。

首先,要强化审计监督的重要地位,合理设置审计机构。高校审计部门在内部控制监督中,扮演

着不可替代的角色。确立高校审计机构的重要地位,增强高校远离贪污腐败、财务舞弊的意识。合理地设置审计机构,有效地分配审计人员,给予审计人员的适当的业务技能培训,提高其专业胜任能力,是完善内部监督的重要措施。

其次,引入风险导向内部控制审计。风险导向审计(risk-oriented audit approach)是以风险评估为基础,对影响被审单位经济活动的多种内外因素进行评估,确定审计范围、重点和方法,不仅重视与内部控制系统直接相关的因素,而且重视各种环境因素的审计方法。风险导向审计不仅通过内部控制评估控制风险,还结合了其他内部风险因素如固有风险、检查风险等综合考虑。因此将风险导向审计模式引入高校内部审计,将风险评估贯穿于审计工作的全过程,将制度基础审计与风险导向审计有机结合,把风险导向审计中控制风险的理念和方法融合到高校现阶段的制度基础审计中,以及时发现潜在的财务风险,并评估财务报表发生的重大错报风险。

最后,学校教职工的广泛参与也是强化内部监督力度的重要程序之一。将财务信息公开化,内部审计人员广泛听取教职工意见。引入“审计外聘制”,聘请会计(审计)事务所对高校内部会计控制制度及重点项目(如科研经费等)进行专项审计,以减少因内部会计控制疏漏而导致的会计信息失真或内部审计人员对特殊经济活动的审计业务专业性较差等引起的审计重大错报等现象。通过此类措施做好财务风险控制的最后一道防线。

五、结论

本文以高校财务风险作为研究对象,基于内部控制理论中的COSO内部控制整体框架理论,详细分析了高校财务风险与内部控制制度的关系及我国高校内部控制的现状和特点,阐述了由高校内部控制存在的种种问题可能带来的种种财务风险,运用内部控制理论,提出了财务风险的控制与防范措施。内部控制理论在现代企业管理中具有强大生命力,COSO框架理论在我国高校的内部控制风险管理中更是发挥着不可替代的作用。因此我们必须加强COSO框架理论的研究和运用,以不断完善高校内部控制,有效地预测、防范和控制高校财务风险的发生,提高高校的财务管理水平。

(作者单位:成都理工大学)