

金融学苑

2015年第1期 总第24期

创刊时间：
2003年12月

封面题字：
赵凌云

学术顾问：（按姓氏拼音排列）
陈柏东 陈 红 韩旺红 黄孝武
吉 群 江克宁 李建华 李 明
李志生 刘冬姣 刘惠好 聂名华
宁素莹 宋清华 唐文进 陶雄华
王年咏 吴 轶 谢进城 熊福生
袁 辉 岳正坤 张 东 张金林
张中华 章 晟 周 骏 朱新蓉

指导老师：（按姓氏拼音排列）
顾露露 胡 婷 李春涛 李 芳
梁艳艳 卢建新 王清平 徐 晟
姚壬元 余 洋 张雪兰 周先平
朱诚蕾 庄子罐

主 编：钟天皓 余 倩
副主编：吴妍铭 郑彬杰
袁懿琛

编辑部成员：（按姓氏拼音排列）
陈佳慧 董凌菲 李翰杰 李纪星
李雅婷 李彦镛 明 月 任 悦
沈怡婷 谭璟妍 汪建新 韦 意
余秀琴 杨 毅 张宇萱 张子越
高琦鑫 黄书一 刘舒丹 王非臣
王文静 余露旭 殷英娟 曾 泓

主办：中南财经政法大学金融学院
编辑：《金融学苑》编辑部
地址：中南财经政法大学南湖校区
文泉楼南308室
网址：<http://jrxz.znufe.edu.cn>
投稿邮箱：jrxz@163.com
出版时间：2015年6月

目 录

【名家访谈】

寻师论道，结友问“经”

——访北京诺安基金管理有限公司史高飞先生

.....钟天皓 李彦镛 张子越 (1)

【菁本文萃】

反贪风暴对上市公司股价的影响——以 2013 年和
2014 年为例

.....付尔亮 (3)

国内铁矿石期货价格是更为有效的定价基准吗？

.....郑旸 (16)

【研创天地】

风险投资、技术创新与经济增长

.....巩韬 (39)

基于误差修正模型的保险发展与经济增长关系研究

.....袁毅 田雨 (49)

区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理：来自中
国上市公司的证据

.....韩帅 (55)

【竞赛作品】

- 湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究——基于 DEA-Malinquist 模型
.....丁冀彤 曹今盛 王银瑞 (65)
- For Better Future (MCM)*.....沈子奕 曹今盛 丁冀彤 (79)
- 基于主成分分析法对农村金融排斥现象影响因素的探讨与对策分析——以
恩施州宣恩县为例刘桂洲 王俨澄 曾梦瑶 方玉冰 张海韵 (97)

【经验交流】

- 坚持，逐梦彭嘉炜 (122)
- 关于考研的一些事刘利华 (125)
- 我的经验，你的捷径刘佳 (127)
- 学术论文写作经验交流姚丹丹 (129)
- 找工作那些事舒思勤 (133)

【名著导读】

- 《对冲基金风云录》(136)
- Freakonomics*(138)

【专家视点】

- 视点之一：聚焦亚洲基础设施投资银行(140)
- 视点之二：关注银行卡清算市场放开(142)

【金融地图】

- 国内外要闻(144)
- 名家题词封二
- 征稿启事封三

寻师论道，结友问“经”

——访北京诺安基金管理有限公司史高飞先生

钟天皓 李彦镛 张子越*

史高飞先生现为诺安新经济股票型证券投资基金基金经理，掌管诺安成长股票和诺安新经济股票。他是中南财经政法大学金融学院金融学 2002 级本科生，是《金融学苑》的创始人之一。在访谈过程中，史经理详细耐心地为我们解说了股市行情走势及其原因，并向我们介绍了他对于股票操作股市分析的心得体会。虽然采访时间不长，史经理平易近人的性格，严谨认真的工作态度给我们留下了深刻印象。

——编者语

《金融学苑》：“近来，数据显示沪深股市分别上涨 17%、39%，而恒生指数仅仅上涨 4%，沪港股市表现出明显差异。您怎么看待这种差异？”

史高飞经理：“大多数港股价格较低，源于其定价机制的扭曲。港股的日成交额仅有几百万元，这样低的交易额是无法正常地为价值上亿的公司进行定价的。同时，也形成了较大的套利机会。因此，港股暴涨就合理了。A、B 股同股不同价，机构投资者无法参与，其流动性较低，自然带来定价扭曲。就好比在大的自由市场里流动的商品价格与由垄断者敲定的价格之间存在的本质上的差别。”

《金融学苑》：“纵观 2014 年资本市场，我们发现该年资本市场改革使得股票市场经常出现涨停的情况，您觉得这种现象的出现有何内在原因？”

史高飞经理：“我觉得还是因为估值制度，这给了二级市场投资者一块很大的蛋糕。原先是新股一上市股价被推到最高点然后持续一路下跌，现在的制度变革给了股价在二级市场有被推高的机会和趋势，毫无疑问这会对二级市场的投资者产生巨大利好影响，有利于资金继续留在资本市场之中。”

《金融学苑》：“有一种观点认为，现在股票市场呈现大涨行情不应用 PE 去衡量，原因在于目前市场估值模式正在发生转变，已经逐渐从传统的 PE 到市场标杆估值法过渡。有人认为正是估值法的改变引起了股市的大涨，您觉得这种解释合理吗？”

史高飞经理：“我觉得这只是一种形式逻辑，基本面发生很大的变化导致市场对它的估值发生了很大的偏离，这是以基本面变化为主。”

《金融学苑》：“那么史经理您相对于我们这些社会上的散户是属于小庄，在做基金经理时您有时会和大庄博弈或者和其他庄家博弈吗？”

史高飞经理：“我个人认为在中国的 A 股市场中是不存在真正的庄家的。如果是资本驱动者的企业发生变化的话有可能会产生庄家，但值得我们注意的是这种庄家不是靠资本博弈而产生的，而是由各方面因素去推动的。如果中国政府出台了某项政策，那么某种程度上中国政府就可以被称为庄家。在这个市场里掌管庞大资金的有很多人，我们也只是沧海一粟。”

《金融学苑》：“您刚才提到在做这种分析的时候很多情况下要受到中国宏观经济政策因素很大的影响，容易出现普涨普跌的现象，那么您怎么去分辨哪些是效益好的公司哪些是效益不好的公司呢？”

* 钟天皓、李彦镛和张子越均是本刊编辑

史高飞经理：“对于散户来说，这是很难分辨的，但是作为机构投资者的话，就需要依靠团队的研究实力和具体的公司的跟踪，那么区分和辨别公司效益的好坏就是可以做到的。一般来说，受宏观经济政策影响较多的存在于指数级别和板块级别的行情，时间上看是比较短暂的。更长久的还是要看公司发生的变化对于效益好坏的影响。公司发展的变化是一种长远性变化，这是肯定可以预测并分辨出来的。相对而言，对于指数级别和板块级别你本身就很难做出合理预期，因此政策可以暂不考虑。”

《金融学苑》：“从刚才您的看法我们看出来您觉得基本面的分析是根本之道，那能不能和我们分享一下您个人的投资策略？”

史高飞经理：“首先，我指的基本面分析主要是管理层的思路，例如管理层的经营问题，应当从哪些方面去布局，这决定了他们能把公司带到多高多远的地方。第二，执行力。管理层能不能一步步去执行，执行的效果如何也是至关重要的。第三是市场认同度的反馈，即时间段的反馈。这些是决定公司竞争力最核心的东西。至于说营业收入、利润和客户单后价值等等都是经营结果，都是这三点的一个验证。在前面这三个因素呈现持续向好的趋势并且公司股价处于较低价位的时候就是非常好的介入时机。如果持续呈现向好之势我们便可以继续持有，但如果一段时间后利好因素发生了改变，我们可以发挥主观能动性帮助它进行改变，如果收效甚微那我们便果断撤离。”

《金融学苑》：“那么您认为目前的资本市场有哪些亟需改革的部分呢？”

史高飞经理：“我认为政策变动需减少，政府不要主动打压市场、控制节奏，应让它走向市场化。主观的市场控制终究是失效的，是没有意义的，当然这只是我的个人的看法。而就现行实际来看，市场化终究是总体趋势。”

《金融学苑》：“您觉得作为在校学生，我们应当如何在内部信息匮乏的情况下涉足证券投资这一领域？”

史高飞经理：“我比较建议学生多去分别地了解基本面、技术面这两个方面。研究技术面，找交易感；要多接触市场、了解市场，接触实体经济，了解基本面的情况，否则从知识结构的角度来看，总会有短板。要说到接收不到详实的内部信息，我建议多看外部公司基本报告，或者研究领导层活动与行业发展前景。当然，应当在学有余力的前提下介入股票投资，不要影响学习。”

责任编辑：郑彬杰 钟天皓

反贪风暴对上市公司股价的影响

——以2013年和2014年为例

付尔亮

摘要: 在2013年开始的反腐大战中,多位上市公司的高级管理人员及许多与上市公司有密切联系的高管因从事贿赂或腐败而落马,这对多个行业的公司股价产生重大的影响。上市公司的丑闻通常都会给企业带来负面影响,一般表现为公司股价在一段时间内起伏,股东可能蒙受损失,而中小投资者可能因此获利。于是探讨高管腐败丑闻对上市公司股价产生的影响这一问题,具有深刻的现实意义。

考虑到上述原因和现象,本文决定研究这一课题,选取2013年和2014年涉及反贪风暴的70家上市公司为研究对象,这些公司的高级管理人员和与其公司有密切联系的高管因从事贿赂腐败而落马,利用实证研究的方法追踪到高管腐败丑闻对上市公司股票价格产生影响的大致的变化过程,并对上市公司所处行业进行分类研究。文章共分为五个部分:第一部分为引论,介绍了选题背景、研究的内容以及对丑闻曝光进行研究的意义;第二部分介绍丑闻曝光对上市公司股价影响的有关理论,对国内外在此领域进行的相关研究成果和参考文献做综述;第三部分介绍了实证分析的模型事件研究法的具体步骤以及统计检验;第四部分给出高管腐败丑闻曝光对股价影响的实证所需数据及具体处理过程,得出结果及相关分析;第五部分是结论和建议。

本课题实证结论表明:第一,我国的股票市场能对上市公司高管和上市公司联系紧密的高管腐败被曝光事件做出反应,在丑闻信息披露后一段时间内,其累计超额收益率显著为负;第二,市场的反应能够持续一段时间,在腐败丑闻消息公布日以及此后4日内,上市公司因为腐败丑闻曝光而获得超额收益,但在公布日此后4日及其更后,上市公司不能丑闻曝光而获得超额收益;第三,按行业来看,上市公司处于房地产业、金融业和工业行业,公司因丑闻曝光股票价格受影响较大,获得的累计超额收益更多,上市公司处于综合类和公共事业类,股票价格对丑闻曝光的反应能力明显不如上述三个行业。

最后,根据实证结果,腐败丑闻被曝光的消息对短期投机者是有用的,股票投机者可以利用被爆出来的腐败丑闻校息来获取非正常收益,而被丑闻影响的上市公司需要做好积极的应对措施,以面对股价下跌的不利影响。

关键词: 上市公司; 反腐; 市场效应; 事件研究法

引 论

(一) 研究的背景

从2013年开始的反腐大战中,资本市场受到了很大的影响,多位上市公司高管因违纪违法而被组织调查,涉及多个行业如通信、能源、石油、医药等。受影响的上市公司中,除了国企不乏有民企,公司结构和股价都受到了重大的影响。迄今为止大概有70多家上市公司受影响,其中能源资源类上市公司,包含化石燃料(煤矿、石油、天然气)有色金属等约18家,约占受调查总数的四分之一左右;房地产上市公司和金融类上市公司分布均有6家;医药类4家;运输业3家。同时,上市公司的高级管理人员从事贿赂腐败的官员落马或者和其上市公司有密切联系的高管落马,这个丑闻一旦爆出对其上市公司在股票市场上产生巨大的影响。比如2014年4月17日华润集团董事长、党委书记宋林因为涉嫌严重违纪违法而接受组织调查。在A股市场上,华润三九、华润双鹤等多只华润系A股在事情发生之前因重大资产重组事宜处于停牌状态。4月22日,宋林因遭举报涉嫌严重违

法违纪而接受调查并被免职的消息被曝光，消息一出，华润系的香港上市公司股价全面下跌，与此同时，华润系的 5 家香港上市公司市值累计共蒸发 290 亿港元。

（二）研究意义

上市公司一般会因为丑闻的曝光被造成负面的影响，在丑闻曝光以后公司股票价格在短时间内也有可能是较长时间内会出现下跌的现象。当前国内学界关于上市公司丑闻曝光影响公司股价的研究较少。而国外的相关研究主要集中在上个世纪，同时研究的对象更多的是针对金融大型垄断行业。这些研究的共同特征就是主要分析具有特殊背景的产业，同时研究的文献探讨的更多是其他经济因素，而不是针对丑闻事件能够引发行业效应进行研究。国外学者在研究的时候采取集中在面板数据进行回归分析，也有少部分学者使用了事件研究法进行分析。本文选取样本进行事件研究不光可以观察到爆出贪官腐败丑闻的上市公司，其股价波动范围，也可以追踪到该波动的过程，这样便于其他同行企业经过分析后能够及时采取应对措施应对，消费者和投资者也能提前预知到消极影响，及时对负面影响做出反应。

（三）研究的内容

通过 2012 年以来在我国 A 股市场上 54 家上市公司，其高级管理人员腐败落马或者和其上市公司有密切联系的高管落马案例为研究事件，选取 A 股市场上落马的高管所在的和所影响的上市公司为研究样本，采用事件研究方法，考察贪官落马丑闻事件曝光对其上市公司股价产生的影响。

1. 论文首先就丑闻事件和股票价格的相关理论进行论述，阐述丑闻曝出上市公司股票价格的影响。

2. 鉴于资本市场对于丑闻的曝光可能出现的三种反应：股价上涨对应积极反应；股价下滑对应消极反应；股价稳定则是没有反应。我们假设，一旦企业爆出负面消息，资本市场应该产生股价下跌的现象。

3. 接着，我们使用事件研究法对上市公司在经历丑闻曝光这种突发消极事件后的股价震荡进行实证分析，验证上述假设。我所使用的步骤和实现环节有：

（1）选取合适样本并对其进行统计性描述；

（2）定义丑闻事件性质及划分时间区间，因为资本市场对不同类别信息有不同的反应效率；

（3）计算收益变化，研究上市公司的股票价格对事件的反应，就需要获取事件发生前后不同时段内的正常收益和非正常收益；

（4）对实证结果进行结论分析。如果股价对丑闻的曝光反应出下跌的现象，即可得出：丑闻曝光给上市公司带来负面影响的结论。

一、文献综述

（一）国外研究

国内外学者已经在关于上市公司丑闻的定义以及上市公司丑闻曝光对公司股票价格的影响方面都有过很多的研究。

在对上市公司的丑闻事件进行定义中，在文献中，Danielle E. Warren (2007)^①一个负面事件或行为一旦在相关受众中造成恶劣影响的事件是丑闻，企业的商业声誉会因此受到损害，同时还会给公司带来不少消极影响，如使投资者流失，股价亦会因此下跌，企业产品难以获得顾客信赖，商品定价被迫下降以及员工离职等。公司资产会因为丑闻的曝光而流失，坏公司品牌的信誉也会因为丑闻的曝光而被破坏，甚至会导致更多的法律诉讼。更甚的是企业的丑闻频繁爆发会使群众会国家商业的信心受到严重的打击。

在研究上市公司丑闻曝光对其上市公司股票的价格的影响中，在文献中，Khalil M. Torab-zadeh

^① Danielle E. Warren. Corporate scandals and spoiled identities: how organizations shift stigma to employees. Business Ethics Quarterly, 2007, 17:477-496.

(1989)^②研究了企业内部交易的曝光对该公司股价的影响,研究得出:丑闻一旦被曝光,目标企业的股价在短期内定会受到显著的负面影响,同时负面影响会在较长的一段时间内持续,在这段时间内发现研究的企业股价会持续下跌,丑闻信息被曝光以后证券投资者对其反应不足。在文献中 Spuma M.Rao 和 J.Brooke Hamilton (1996)^③研究丑闻对企业的股价的影响得出了类似的结论,他们认为证券市场中的投资者有一种投资偏好:当证券投资者投资的企业出现丑闻,表示企业为了获得更大利益而使消费者和中小投资者受到损害,甚至伤害社会公共利益时,证券投资者会卖出这些企业的股票来使自己免于伤害。在文献中,Joseph^④等研究高管的行贿丑闻曝光,他们发现陷入高管行贿丑闻的公司,公司的股票价格会在丑闻曝光以后下滑,同时通常在丑闻曝光以后债券的融资难度会加大。

(二) 国内研究

国内学界对于上市公司丑闻曝光造成影响的相关研究不多,而这几篇文章也只是针对发生丑闻的公司本身进行调查。并且主要讨论的是丑闻对上市企业的行业传染和竞争力的变化,其中有两篇文章讨论的是会计违规,另一篇则研究了乳制品安全危机事件。另有研究者对受处罚的上市公司在丑闻曝光日前后的市场波动进行了事件研究,具备一定的参考性。

在文献中,王思敏、朱玉杰(2010)^⑤根据国美前总裁黄光裕涉嫌操作股价被捕的丑闻被曝光后市场反应和公司受到影响的角度出发,研究此丑闻事件被曝光以后对于非日常消费品行业产生的传染效应和竞争影响。他们证实传染效应的存在,同时分析了和竞争效应相关的因素。值得一提的是,与国外研究不同,他们的研究结果表明传染效应并不是该行业的商业违规的主要原因。同时利用事件研究法,发现在丑闻曝光日前3天,此行业在股票市场获得超额收益率显著为负,在丑闻曝光日后3天,此行业在股票市场上获得超额收益率显著为正。这表明证券投资者在评判丑闻事件的时候不再把它归限于一个特定的行业才会发生,而是转变为某公司的特定事件。在研究报告中,俞欣、郑颖、张鹏(2011)^⑥分析五粮液公司的案例,他们发现该公司丑闻曝光给行业带来了传染效应。五粮液公司由于公司内部管理存在问题以及大量关联交易被证监会调查,这一事件不光影响了白酒行业。其它和白酒相关的上市公司的股票市值也相应下跌。

(三) 文献小结

上市公司丑闻行为引发行业效应研究很少见。虽然研究丑闻曝光问题的文章很多,可是在文章总体上有两点明显的缺陷:第一,论文比较多的研究是论述性的规范研究,但是用实际的例子和经验证据来进行实证研究的比较少;第二,研究比较多的是选择研究政府官员的腐败问题,比较少研究企业高管的腐败问题。因为这个领域的研究比较少而我的研究是有探究性的,我选择用事件研究法利用具体的事例进行研究和分析。事件研究法可以对具体的一家或者很多家公司进行具体大量的细节分析,这个优势可以帮助我们研究出,大样本的研究无法说明的更深层次的内涵。在下文中以上述国外文献研究理论为基础,对股价影响的实证分析提出如下假设:这一丑闻公布后,不仅导致本身股票价格大幅下跌,但是受到影响的具体情况,持续时间,以及每个公司的经营情况、所在行业不同所以每个公司的情况应该具体分析。

^② Khalil M.Torabzadeh and Dan Davidson. The Effect of the Recent Insider-Trading Scandal on Stock Prices of Securities Firms. *Journal of Business Ethics*, 1989, 4: 299-303.

^③ Spuma M.Rao and J. Brooke Hamilton. The Effect of Published Reports of Unethical Conduct on Stock Prices. *Journal of Business Ethics*, 1996, 12: 1321 -1330

^④ Fana Joseph, Meng Oliver and Zhao Mengxin. Rent Seeking and Corporate Finance: Evidence from Corruption Cases. *Journal of Business Comparative Economics*, 2008, 36 (3) -364.

^⑤ 王思敏,朱玉杰.公司危机的传染效应与竞争效应——以国美事件为例的小样本实证研究[J].中国软科学,2010,(7):134-141.

^⑥ 俞欣,郑颖,张鹏.上市公司丑闻的溢出效应——基于五粮液公司的案例研究[J].山西财经大学学报,2011,(3):80-87.

二、研究方法

(一) 研究假设

本文特作了以下三个假设，以便得出相应结论：

1. 我国资本市场会有效地将公司变化反映在股价上

在一个成熟的资本市场上，市场是可以有效地将一切变化反映在股价上。而在一个不成熟的市场中，就会出现股价的变化无法体现市场的变化，人为操纵股价的现象也屡禁不止。本文是通过研究市场中股价的变化来观察高管被调查丑闻对公司的影响水平，只有在有效资本市场下股价变化，才能直接客观地反应公司的变化。因此，我国资本市场会有效地将公司变化反映在股价上的这个假设条件是本文展研究的必要条件。

2. 突发事件未被预测到

对突发事件的处理是最能检验人的掌控能力的，也是获知外界反应的最有效的方法。当突发事件发生时，市场会产生本能的反应，这时候最真实的应该出现在毫无准备的情况下。一旦当事件可以被预知时，相关受众便会尽可能做好准备来迎接事件的发生。此时的反应是经过“处理”的，或者在准备事件到来的过程中，真实的反应早已消化。本课题需要研究的是企业高管被查消息放出前后股价的变化，因此，事件未被预知也是非常重要的前提条件。

3. 事件期限内无混淆事件

如果在选定的一段时期内外界只有一个反应趋势，那我们可以断言受众的反应是因为丑闻的曝光而自然产生的。但是在事件窗口内后续出现了若干干扰项，判断丑闻曝光所产生的影响便会变得困难，因为此时受众的反应是综合了多件事情的影响是复杂的。于是当我们只需要了解高官丑闻被曝光反应这一件事的影响的时候，假定在一定时间内受众未被其他时间影响也是非常必要的。

(二) 事件研究法和统计检验

1. 事件研究法

事件研究法最早是由 MacKinlay, A. C., Mitchell, Mark L. 和 Jeffrey M. Netter 等人在上个世纪 90 年代给出解释并对事件研究法做了进一步的完善。在研究事件的发生对股票价格带来的影响一般用事件研究法，而其影响在平均股价效应、市场收益方差的变化（反映股价波动性的变化）、股票成交量的变化、经营（会计）绩效的变化这些方面有很大的体现。在国外的研究中，这种方法在金融经济领域首先被广泛的应用，而近年来在金融经济文献中有关于事件研究法的文献已经占有很大的比重。

事件研究法是一种统计方法，是在选取的特定的事件窗口中一定时间区间内研究股价是否会产生波动，以及是否会产生超额收益率的研究方法。事件研究法可以用于判断某事件的发生是否具有一定的信息含量，事件研究法假定某事件信息会立即反映在股价当中。事件研究法首先确定“事件日”与“估计期再通过事件窗口内的波动”来衡量事件影响的程度。一般来说在事件研究中，把事件日之前的时期定为“估计期”。估计期与事件窗口的具体时间长短一般根据研究需要自己分析，但不管选取的事件期和估计期的时长有多久，两窗口之间不可有重合，一旦时间有交叉，研究最后的实证结果会受到选择的事件期和估计期的重合有影响。一般来说事件研究法的具体步骤如下所示：

(1) 判定上市公司丑闻数据来源，以表格形式详细记录每个在反腐风暴中被爆出商业丑闻的企业名称、交易代号和曝光日期，同时判定曝光事件的性质及原因。如果在此事件期还有其他事件可能会带来积极影响，那么此样本会污染此次研究结果，即只留下被爆出商业丑闻的企业，避免发生样本污染，从而影响实验结果。

(2) 定义事件、事件日及估计期。我们可以假设事件窗口前 100 天为“估计期”，观察目标正常收益情况。股票市场对不同程度的信息反应效率各有不同，因此我们主要关注“宣告日”后样本公司股价的短期震荡，学术界没有明确给出定义事件窗长度的建议值，本课题中我们确定宣告日后 5 天为事件窗，观测目标公司每天的股价变化。

(3) 确定样本的选取标准，选取目标公司。根据样本数据的可获得性，还要考虑在事件窗口内

是否未发生其他足以影响市场的重大事件污染数据的可靠性, 本文在确定了所要研究的事件为上市公司因贪腐丑闻暴露之后的影响, 选取样本为2013年和2014年被曝光腐败丑闻的70多家上市公司。

(4) 观察事件窗内的正常收益率并计算超额收益率。

为量化事件影响, 我们需要计算正常收益率和超额收益率。正常收益率就是未爆出丑闻的预期收益率, 一般计算估计期日平均收益率作为正常收益率, 实际收益率减去正常收益率所得的就是估计期内非正常收益率, 事件研究法中最重要的部分就是计算正常收益率以及非正常收益, 所以应当确定适当的估计收益率的模型。一般来说, 我们用来计算正常收益率的模型有以下三种:

- ① 市场调整模型
- ② 市场和风险调整收益
- ③ 均值调整模型

在这三个模型中应用最多的就是利用CAPM模型来估计正常的收益率。首先假设市场收益率和个股收益率存在线性关系, 同时以市场收益率来建立个股收益率的回归模型。计算的公式如下:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}$$

其中,

R_{it} 是向量的第 i 个元素, 即证券 i 在时刻 t 的收益

R_{mt} 市场组合 (本文选取的是上证综合指数收益率) 在时期 t 内的收益

$\alpha_i + \beta_i R_{mi}$ 表示个股 i 的预期收益率

u_{it} 为非正常收益率 (即为当期证券市场收益率为 R_{mt} 时, 个股 i 的实际收益率减去正常收益率所得的差)

(5) 估计。确定好了计算正常收益的模型, 就可以在选取的估计窗中观察数据, 并得到模型中的各项参数

- (6) 用模型计算期望收益 (正常收益)
- (7) 计算异常收益率

异常收益率是指当事件曝光后样本股价和正常收益率的差。样本的实际收益 R_{it} 与期望收益之差 R_{ei} 可以用来表示异常收益。即

$$AR_{it} = R_{it} - R_{ei}$$

(8) 计算超额收益率和累计超额收益率

平均超额收益率的计算方法是全部样本超额收益率的平均数, 整体样本其中的 N 种股票在 t 时刻的平均超额收益率计算公式如下:

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad T_1 \leq \zeta_1 \leq \zeta_2 \leq T_2 \quad CAAR_i(\zeta_1, \zeta_2) = \frac{1}{N} \sum_{t=\zeta_1}^{\zeta_2} AR_{it}$$

累计超额收益率计算方法就是特定区间每日超额收益率的累加, 在特定事件窗口内, 在时点 ζ_1 和 ζ_2 之间 ($T_1 \leq \zeta_1 \leq \zeta_2 \leq T_2$), 第 i 只股票的累计超额收益率的计算公式如下所示:

$$CAR_i(\zeta_1, \zeta_2) = \sum_{t=\zeta_1}^{\zeta_2} AR_{it}$$

在整体样本中所研究的所有股票从时点 ζ_1 到时点 ζ_2 的平均累计超额收益率, 计算的方法如下所示:

$$CAAR_i(\zeta_1, \zeta_2) = \frac{1}{N} \sum_{t=\zeta_1}^{\zeta_2} AR_{it}$$

(9) 对累计超额收益率进行统计显著性检验

(10) 对实证结果进行分析

2. 统计检验

事件研究法要与统计中的假设检验相结合。假设检验的一般步骤是：1. 提出原假设和备择假设；2. 选择最恰当的检验统计量；3. 根据样本观察值，计算检验统计量的观察值；4. 根据已经确定的显著性水平，再查阅统计量的分布，得出相应的临界值；5. 比较统计量的观察值与临界值，最后确定接受或者拒绝原假设。

对累计超额收益进行统计检验的时候，采用T检验，具体方法应该如下：

$$T_{CAR} = \frac{CAR_t}{S^2(CAR_t)/n} \sim t(n-1) \quad S^2(CAR_t) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (CAR_{it} - CAR_t)^2$$

说明高管的腐败丑闻曝光但是对上市公司股票价格没有影响，上市公司不会因为丑闻曝光而获得超额收益，如果累计超额收益有变化那是因为随机波动。如果： $H_1: CAR_t \neq 0$ ，说明高管的腐败丑闻曝光对上市公司股票价格有影响，上市公司确实会因为丑闻曝光而获得超额收益，累计超额收益的变化不是因为随机波动引起的。累计超额收益的检验统计量是：

$$T_{CAR} = \frac{CAR_t}{S^2(CAR_t)/n} \sim t(n-1)$$

$$\text{其中，} S^2(CAR_t) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (CAR_{it} - CAR_t)^2$$

三、高管腐败丑闻被曝光事件对股价波动的实证研究

(一) 定义丑闻事件以及时间窗口

即对所研究的事件进行定义，需要注意，选取事件时，首先排除在这个时间段有其他会影响公司股价的重大事情发生，防止在研究股票价格变化的时候，结果因干扰而不准确。首先确定事件日、估计窗口、事件窗口。下文中：事件日，确定成公司有关的高管腐败丑闻被爆出被调查当天(AD)定做事件日，为 0 天；估计窗口，选取为丑闻爆出的前 6 天至公告日前 105 天，一共 100 天，估计期的作用就是为了计算出所选择的上市公司股票的期望收益率。事件窗口，我们研究高管腐败的丑闻被曝光以后对上市公司的股票价格市场的变化情况，因为不是一个长期的过程所以事件窗的时间选择偏短，将事件窗定为 11 天，即上市公司高管被调查的消息发布后前后 5 天，研究上市公司在丑闻被曝出后股票价格的变化，共 11 天。事件窗如图 1 所示：



(二) 样本选取

本文选取公司名单来自于同花顺统计的 2013 年和 2014 年涉及反贪风暴的 70 家上市公司为研究对象，其公司的高级管理人员从事贿赂腐败的官员落马或者和其公司有密切联系的高管从事贿赂腐败而落马，剔除数据不全、丑闻被曝光后在事件期内也有其他会影响股价的重要事情的发生，以及剔除在创业板块的上市公司，最后的样本总数为 40，研究的上市公司中，包括公共事业类上市公司，房地产类上市公司，金融类上市公司家，工业类上市公司，综合业类上市公司，因此更加保证了数据的完整性和结果的代表性，文中将高管腐败被调查丑闻被曝日为事件日，把事件日前 5 天到后 5

天作为事件窗口，样本的收盘数据来源于 CSMAR 数据库。

(三) 股价变动的实证研究步骤

根据事件研究法上文中介绍的收益率指标的计算方法以及检验统计量的检验方法，把 40 家样本公司的具体数据代入上文的计算公式中，计算步骤如下：

1. 下载 40 家研究的上市公司在事件研究估计窗口内（100 天）的日收益率
2. 下载 A 股综合市场在事件研究的估计窗口内的日收益率
3. 通过 CAPM 模型计算样本公司在估计窗口内的（截距项）和（解释变量的系数），然后用来计算事件窗口内的正常收益
4. 计算 40 家上市公司在事件窗口内的平常异常超额收益率 AAR，累计超额收益率 CAR
5. 对事件窗内 40 家上市公司的累计超额收益率 CAR 进行 T 检验，得出结论

(四) 实证结果

1. 总样本下高管腐败丑闻曝光与股价的关系

利用软件 stata 得出以下表格所示的结果：

表 1 样本公司的超额收益率及对累计超额收益率 T 检验结果

据丑闻曝光天数	AAR	CAR	T 值	P 值
AD-5	0.00447	0.00447	1.2260	0.2294
AD-4	-0.00400	0.00047	0.1030	0.9186
AD-3	0.00847	0.00894	1.3637	0.1825
AD-2	-0.00322	0.00572	0.8955	0.3774
AD-1	-0.00452	0.00120	0.1643	0.8706
AD	-0.02183	-0.02063	-2.2687	0.0304
AD+1	-0.00453	-0.02517	-2.2924	0.0288
AD+2	-0.00255	-0.02772	-2.4013	0.0225
AD+3	-0.00397	-0.03169	-2.4977	0.0180
AD+4	0.00411	-0.02758	-2.1072	0.0433
AD+5	0.00358	-0.02400	-1.7802	0.0849

注：AAR 代表样本公司的平均超额收益率，CAR 代表样本公司的累计超额收益率，P 和 T 分别为对样本公司累计超额收益率做 T 检验的计算结果，采取双边检验。

从表 1 的计算结果来看，显示了 40 家上市公司每日平均超额收益率和累计超额收益率的具体改变的情况。40 家样本公司在事件窗口内的累计超额收益率值有正有负，从图中我们可以看到，在丑闻公告日的当天，异常累计收益率才开始有较大幅度的变化，在此之前平均异常收益率在事件发生的前两天开始有明显的变化幅度，同时在丑闻曝光后，平均异常收益在第一天一直到第三天都是负数而且变化的幅度较大，同时第一天、第二天，一直到第五天可以看到累计异常收益率为负值，且变化的幅度较大，同时看 P 值，丑闻曝光当天、丑闻曝光的第一天、丑闻曝光的第二天、丑闻曝光第三天、丑闻曝光的第四天的 P 值均小于 0.05，说明研究结果在 95% 的置信度下有显著性差异，同时虽然在第四天平均异常收益率为正，但是累计超额收益和其 P 值的结果表明丑闻曝光对股票价格的影响一直持续到了第四天，说明在丑闻曝光以后，上市公司的股价在丑闻曝光当天开始，持续这五天获得负的超额收益，明显受到了高官被调查事件的影响。而在第五天虽然 CAR 的结果为负值，但是此时的 T 检验结果显示 95% 的置信度下没有显著性差异，不能说明在这因为丑闻曝光而获得超额收益。

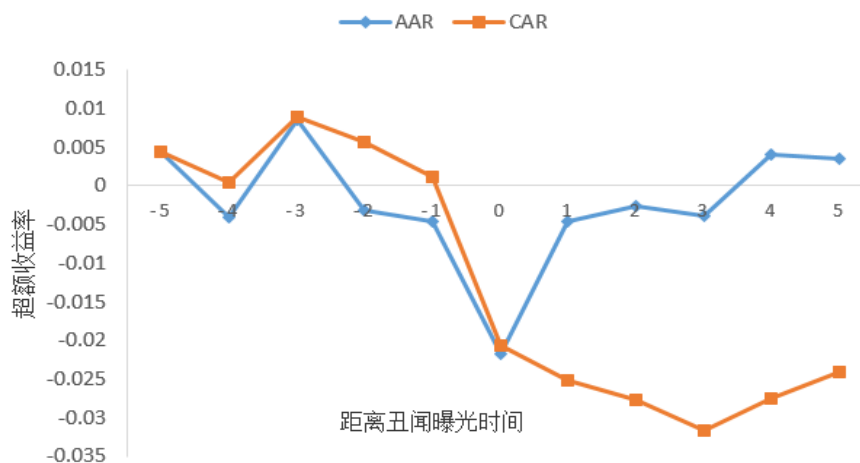


图 2 样本公司的 AAR 与 CAR 时间序列对照图

注：AAR 代表样本公司的平均超额收益率，CAR 代表样本公司的累计超额收益率。

图 2 显示了每日平均超额收益率和累计超额收益率的变化情况。图中结果表明，公告日的每日平均超额收益率在时变化的幅度较大，其余天数的变化幅度也较小且呈随机变化状态。对于累计超额收益率来说，变化幅度最大的是从公告日开始一直持续到第三天，第三天公司股价具有最低的收益率，其后第四天和第五天虽然在缓慢上升但是还是小于零。这说明高管腐败的丑闻被爆出立即使公司股价具有负的收益率而后对股价的影响正在缓慢消失。而要进一步判断异常收益率在统计上是否显著则需要比照表一中的 T 检验。

2. 所处不同行业的上市公司与股价的关系

对选取的 40 家上市公司所处的行业进行分类，可以分为金融业、公共事业、房地产业、综合行业、工业这五类，对每个行业中的 AAR 和 CAR 进行研究得出如下图所示的结果：

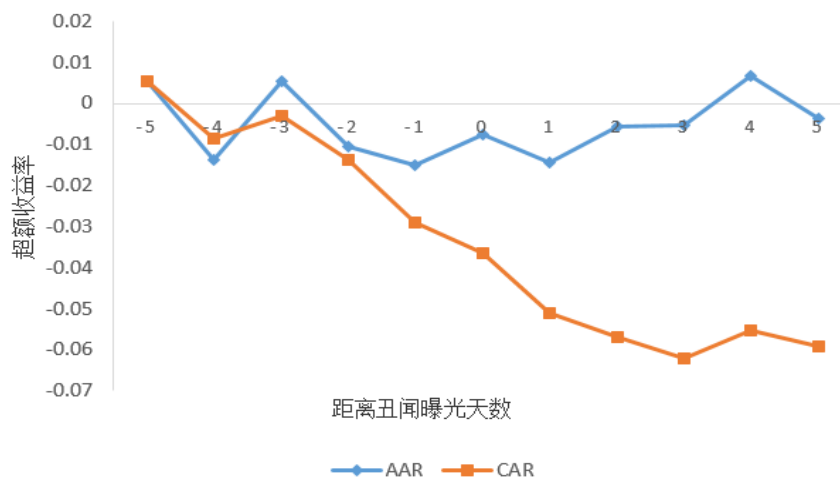


图 3 金融行业样本公司的 AAR 与 CAR 时间序列对照图

注：AAR 代表样本公司的平均超额收益率，CAR 代表样本公司的累计超额收益率。

图 3 显示了丑闻曝光的上市公司所处的行业是金融类时，样本公司的 AAR 和 CAR 的具体改变情况。图中显示，公告日当天上市公司就开始有负的平均超额收益，同时变化的幅度也较大，而且一直有负的超额收益率一直持续到第三天，对于累计异常收益率来说，变化幅度最大的是从公告日开始一直持续到第三天，第三天公司股价具有最低的收益率，其后第四天和第五天虽然在缓慢上升但是还是小于零。这说明高管腐败的丑闻被爆出立即使公司股价具有负的收益率，而且丑闻曝光的影响力很大。

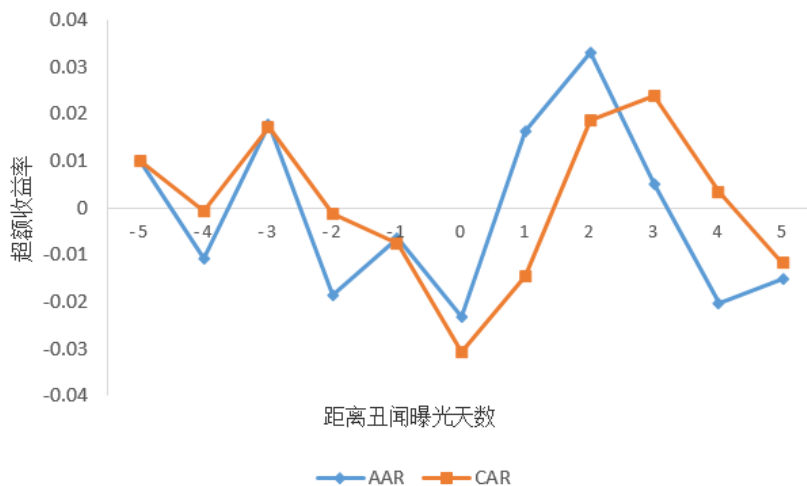


图4 公共事业行业样本公司的AAR与CAR时间序列对照图

注：AAR代表样本公司的平均超额收益率，CAR代表样本公司的累计超额收益率。

图4显示了丑闻曝光的上市公司所处的行业是公共事业时，样本公司的AAR和CAR的具体变化过程。图中显示，腐败丑闻被曝出当天，平均超额收益率就有很大幅度的变化而且其值为负，再观察累计异常收益率，变化幅度最大的是从丑闻公布当天，公司的股票价格具有最低的收益率，其后累计超额收益率有正有负。这说明高管腐败的丑闻被曝出立即使公司股价具有负的收益率，但是影响持续的时间特别短。

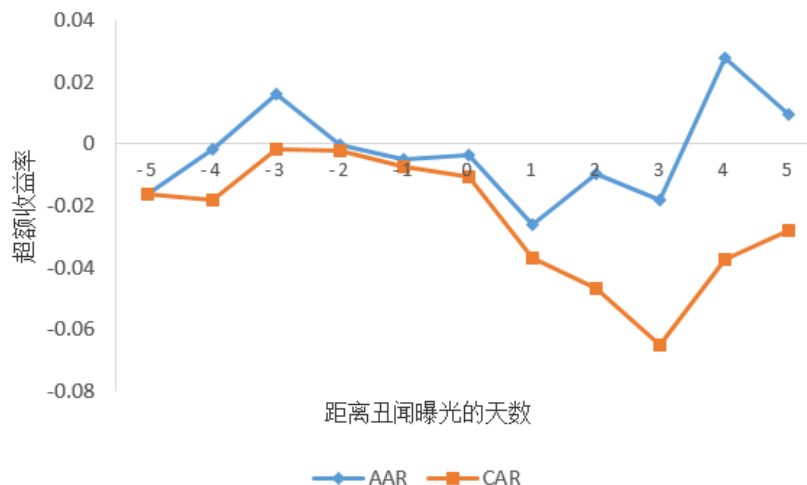


图5 房地产行业样本公司的AAR与CAR时间序列对照图

注：AAR代表样本公司的平均超额收益率，CAR代表样本公司的累计超额收益率。

图5显示丑闻曝光的上市公司所处的行业如果是房地产业，样本公司的AAR和CAR的变化情况。图中显示，公告日的每日平均异常收益率在丑闻曝光时当天和第一天变化的幅度较大，此后的平均超额收益率不一样全为负，对于累计异常收益率来说，变化幅度最大从公告日当天开始，其影响也一直持续到了第四天。这说明高管腐败的丑闻被曝出立即使公司股价具有负的收益率，并且影响的时间持续到第四天。

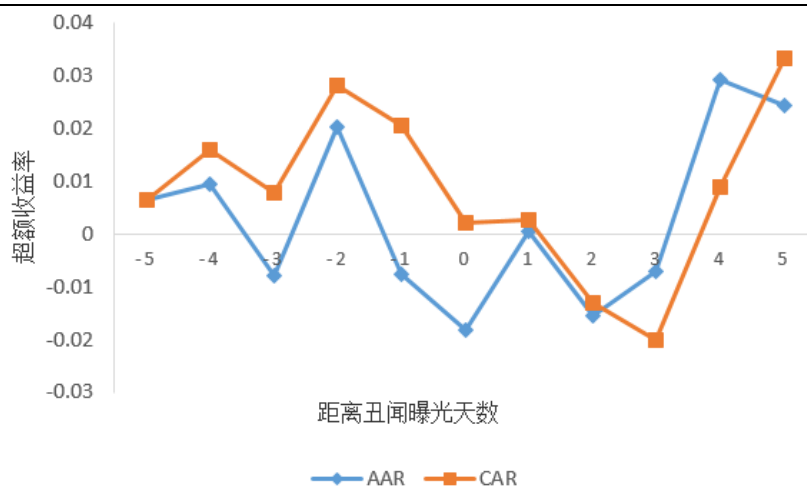


图 6 综合类行业样本公司的 AAR 与 CAR 时间序列对照图

注：AAR 代表样本公司的平均超额收益率，CAR 代表样本公司的累计超额收益率。

图 6 显示丑闻曝光上市公司所处行业如果是综合类行业，样本公司的 AAR 和 CAR 的变化情况。图中表明，在丑闻被曝光的当日上市公司的每日平均超额收益率有很大的变化幅度，此后的平均超额收益率不一定全为负，对于累计异常收益率来说，第三天公司股价具有最低的累计收益率，其后累计收益有正有负。这说明高管腐败的丑闻被爆出立即使公司股价具有负的收益率，但是影响持续的时间特别短，影响也不是特别大。

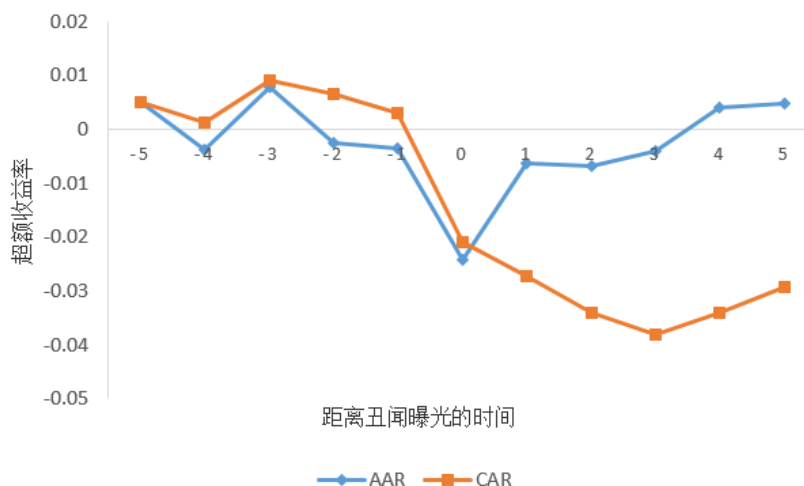


图 7 工业行业样本公司的 AAR 与 CAR 时间序列对照图

注：AAR 代表样本公司的平均超额收益率，CAR 代表样本公司的累计超额收益率。

图 7 显示丑闻曝光的上市公司所处的工业类，上市公司 AAR 和 CAR 的变化情况。图中显示，公告日的每日平均异常收益率在丑闻曝光就变化幅度很大，对于累计平均异常收益率来说，变化幅度最大的是从公告日开始一直持续到第三天，第三天公司股价具有最低的收益率，其后第四天和第五天虽然在缓慢上升但是还是小于零。这说明高管腐败的丑闻被爆出立即使公司股价具有负的收益率，而且丑闻曝光的影响力很大。

（五）实证结果分析

表 1 与图 1 展示了总样本下高管腐败的丑闻被曝光与股价波动的关系，从图表中均可看出，在丑闻曝光出现之前，所取上市公司的平均超额收益和累计超额收益率在 0 附近随机波动，而丑闻被曝光当日，总样本下平均超额收益率与累计超额收益率均出现大幅下跌，且在 95% 的置信度下有显著性差异，说明高管腐败的丑闻的报道对上市公司的股价形成了显著的冲击。而在被曝之后的几天，这种异动依然显著，特别是在丑闻被报道之后的观察期中，累计超额收益率依然表现出持续的显著

下跌，公告当日，样本公司出现显著的负的超额收益率，这主要是因为国内投资者一般将上市公司爆出的高管腐败视为坏消息，丑闻公布的当天证券投资者纷纷抛出公司股票；公告日后的一直持续到第四天，样本公司的累计超额收益率始终保持在下降水平，且统计检验显著，这表明在投资者公司的股价在未来仍会下跌，所以继续抛出股票，导致异常收益率继续下降，然而通过比较可以发现虽然在丑闻曝光后第五天开始累积超额收益还在下降直至缓慢停止，但是并未通过 T 检验，不能说明样本公司在这因为丑闻曝光而获得超额收益。

图 2 到图 7 可以看出来丑闻曝光的上市公司所处的行业不同，那么其样本公司的平均超额收益率和累计超额收益率的变化情况也不同，根本表格可以得出结论上市公司如果处于房地产行业和金融行业和工业行业，公司因为高管丑闻曝光后股票价格受很大影响波动也比较大，影响会持续到第四天，如果上市公司行业处于综合行业和公共事业行业，公司因为高管丑闻曝光后股票价格在公布日当天出现明显下降，但是影响持续时间比较短，说明影响不如在其他行业影响大。

四、结论、创新点和不足

（一）结论研究

本文根据国内外学者对丑闻曝光后对上市公司股票价格影响所做的研究和理论基础，通过运用事件研究法研究了从 2013 年起到 2015 年 2 月的和上市公司相关的高管因为腐败被曝光事件后对其上市公司在股票市场上的反应和对股票价格的影响。本文所选取的样本公司是我国 A 股市场已经上市的公司，使用了检验指标及统计量：丑闻被曝光的事件对样本公司的股票价格的影响——超额收益率、平均超额收益率、累计超额收益率，在计算累计超额收益率后，本文进行了相关指标的统计显著性检验。最后对实证结果分析，得出以下结论：

第一，我国的股票市场能对和上司公司联系紧密的高管腐败被曝光事件做出反应，在丑闻信息披露后一定时期内，其累计非正常收益率显著为负。

第二，我国股票市场对高管腐败丑闻被曝光负面的事件报道后当天开始做出反应，反应会持续一段时间，在丑闻消息公布日后 4 日内，丑闻消息仍然对上市公司股票投资者有明显的非正常收益，但在公布日后 4 日及其更后，也存在一定的非正常收益，但是随着时间的推移，非正常收益趋近于 0，说明因为高管腐败被爆出的丑闻一般持续 5 天后超额收益将不会再受其产生影响。

第三，腐败丑闻曝光的上市公司所处的行业不同，那么其样本公司的每日平均异常收益率和累计异常收益率的变化情况也不同，上市公司如果处于房地产行业和金融行业和工业行业，公司因为高管丑闻曝光后股票价格受很大影响波动也比较大，影响会持续到第四天，如果上市公司处于综合行业和公共事业行业，公司因为高管丑闻曝光后股票价格在公布日只会当天出现明显下降，但是影响持续时间比较短，影响不如在其他行业影响大。

第四，从实证结果可以看出，腐败丑闻被曝光的消息对短期投机者是有用的，证券投资者可以利用被曝光出来的腐败丑闻信息来获取超额收益。

（二）研究创新

本文选择被曝出高管被双规的新闻的上市公司作为研究对象，2012 年反腐以来，今年的反腐风暴使上市公司腐败丑闻被曝光的事件越来越多，在社会上产生了很严重的负面影响，在之前的文献中很少有能研究到上市公司腐败丑闻曝光的。在阅读国外在此问题上的相关文献后，本文意识到国外学者关于上市公司腐败丑闻曝光对股价波动的影响的研究很少，同时文献时间都很早，而且近期研究这方面的文章并不多。早期的文献研究丑闻曝光对上市公司的影响的时候，偏向把丑闻研究集中在例如公司宣告破产，新的股权分割信息，尤其是股利削减信息发布引起的行业传染效应研究居多。而研究丑闻曝光的论文虽然很多，不过总体上有两点明显的缺陷：第一，论文比较多的研究是论述性的规范研究，但是用实际的例子和经验证据来进行实证研究的比较少；第二，研究比较多的是选择研究政府官员的腐败问题，比较少研究企业高管的腐败问题。本文利用事件研究法分析和上市公司高管腐败丑闻被曝出对其上市公司的股价影响，也可以追踪到该影响大致的变化过程，

进一步分行业进行研究的时候，以便为同行业其他公司提供及时应对负面影响的参考建议，还能给证券投资者一些建议。

(三) 研究不足

本文根据已经有的文献所研究的基础上，对丑闻曝光对上市公司股价的影响进行了研究，虽然结论有一定得解释能力，可是仍然存在一些缺陷和不足，需要继续补充和完善。本文目前的不足之处体现在以下几点：

第一，运用的检验统计量还需要再改进。本文研究的时候应用的是在事件研究法常用的指标，累计超额收益率、平均超额收益率等，用这些指标的变化来研究上市公司在丑闻曝光后股票价格的变化过程和变化幅度，不过可能在应用其他指标和统计量时会出现不同的结论，还需更多的尝试。

第二，运用的时间研究法中的估计模型还可以再改进，文中选用的是事件研究法中常用的模型股票收益市场模型，从理论上来说，其他的收益模型如三因素模型、常量—均值—收益模型、套利模型等，不同的收益模型可能会导致不一样的实证结果，所以还需要进一步的研究。

参考文献

- [1] 安德瑞·史莱佛. 并非有效的市场. 赵英军, 译. 中国人民大学出版社, 2003: 110-122.
- [2] 陈静, 张晓明. 资本市场传闻信息与股价异动研究. 兰州学刊, 2010 (5): 31-341.
- [3] 陈汉文, 陈向民. 证券价格的事件性反应——方法、背景和基于中国证券市场的应用. 经济研究, 2002 (1): 40-47.
- [4] 刘华, 周小光, 李刚. 传闻消息对我国上市公司股价影响的实证分析. 武汉金融, 2003 (9): 16-19.
- [5] 刘瑶. 丑闻曝光对同行业公司的传染效应与竞争效应研究. 西南财经大学, 2012.
- [6] 李春涛, 张璇. 随机模拟与金融数据处理 stata 教程. 北京: 中国金融出版社, 2009.
- [7] 吕继宏, 赵振全. 中国股票市场的波动、政策干预与市场效应. 中国资本市场前沿理论研究文集 北京: 社会科学文献出版社, 2000: 55-70.
- [8] 倪国爱, 张敏. 真实活动操控盈余管理研究述评. 铜陵学院学报, 2011 (6): 9-17.
- [9] 任远. 环境事件对我国上市企业股票价格影响研究. 华东师范大学, 2012.
- [10] 沈艺峰, 吴世农. 我国证券市场过度反应了吗?. 经济研究, 1999 (2) 21-26.
- [11] 王思敏, 朱玉杰. 公司危机的传染效应与竞争效应——以国美事件为例的小样本实证研究. 中国软科学, 2010 (7): 134-141.
- [12] 俞欣, 郑颖, 张鹏. 上市公司丑闻的溢出效应——基于五粮液公司的案例研究. 山西财经大学学报, 2011 (3): 80-87.
- [13] 杨娟. 互联网财经新闻对股票影响的实证分析. 西南财经大学, 2012.
- [14] 袁显平, 柯大钢. 事件研究方法及其在经济金融研究中的应用. 统计研究, 2006 (10) 31-35.
- [15] 赵静梅, 何欣, 吴风云. 中国股市谣言研究: 造谣"辟谣"及其对股价的冲击. 管理世界, 2010 (11): 38-51.
- [16] 张俊瑞, 李彬, 刘东霖. 真实活动操控的盈余管理研究——基于保盈动机的经验证据. 数理统计与管理, 2008, 27 (5): 918-927.
- [17] 张敏, 朱小平. 基于实际活动操控的盈余管理研究——外文文献述评及启示. 经济与管理研究, 2012 (2): 106-119.
- [18] Danielle E. Warren. Corporate scandals and spoiled identities: how organizations shift stigma to employees. Business Ethics Quarterly, 2007, 17:477-496.
- [19] Fana Joseph, Meng Oliver and Zhao Mengxin. Rent Seeking and Corporate Finance: Evidence from Corruption Cases. Journal of Business Comparative Economics, 2008, 36 (3) -364.
- [20] Khalil M. Torabzadeh and Dan Davidson. The Effect of the Recent Insider-Trading Scandal on Stock Prices of Securities Firms. Journal of Business Ethics, 1989, 4: 299-303.
- [21] Spuma M. Rao and J. Brooke Hamilton. The Effect of Published Reports of Unethical Conduct on Stock Prices. Journal of Business Ethics, 1996, 12: 1321 -1330.

The Impact of Xi's Anti-corruption Campaign on the Listed Companies' Stock Prices—in the Year of 2013 and 2014

Fu Er liang

Abstract: During Xi's anti-corruption Campaign, several senior managers worked in listed companies fell. Those had definite impacts on the stock market. The listed companies are usually damaged by corruption events. Investors will get returns from the effects caused by scandals, while shareholders will face continuing loss. Consequently, the research in the influences from the scandal of executives' corruption has a profound and far-reaching significance. I consider 70 listed enterprises which were entangled into Xi's anti-corruption Campaign in 2013 and 2014. I identify a set of publicly traded companies whose senior managers bribed the corrupt bureaucrats or were connected with the bureaucrats through prior job affiliations. I track stock prices changes caused by Xi's anti-corruption Campaign with empirical study method, and research every industry respectively. The paper is divided into five sections: Section one is an introduction, which introduces the goals of the research, including the background information, related reference and methodologies. Section two presents some prior studies and theories about stock prices changes affected by the scandal. In section three, I list data required by empirical study, data processing procedure, correlated variables and correlation models. Section four provides empirical results and analysis. The last section is a conclusion. The empirical results show that: Our stock market can react to the exposures of scandals of corruption events. Within a short time of exposures, listed companies obtain significantly negative cumulative abnormal returns. The reaction does not remain for a long time. Within four days of the exposure, the listed companies obtain excess returns. But four days later, they do not obtain excess returns from the exposures of scandals any more. Listed companies in real estate industry, financial industry and industry are more affected than ones from comprehensive industry and public affairs. They also obtain more cumulative abnormal returns. Conclusively, from these findings of the empirical research, the exposures of corruption scandals do benefit short-time investors. Speculators can take advantage of scandals to obtain abnormal returns. The affected listed companies should adopt corresponding measures to reply the negative impacts.

Key words: listed companies; anti-corruption; market effect; event study

责任编辑: 张子越 明月

【热门金融知识】

大数据金融

大数据金融是指集合海量非结构化数据, 通过对其进行实时分析, 可以为互联网金融机构提供客户全方位信息, 通过分析和挖掘客户的交易和消费信息掌握客户的消费习惯, 并准确预测客户行为, 使金融机构和金融服务平台在营销和风险控制方面有的放矢。基于大数据的金融服务平台主要指拥有海量数据的电子商务企业开展的金融服务。大数据的关键是从大量数据中快速获取有用信息的能力, 或者是从大数据资产中快速变现的能力。因此, 大数据的信息处理往往以云计算为基础。

大数据这个术语最早期的引用可追溯到 apache org 的开源项目 Nutch。当时, 大数据用来描述为更新网络搜索索引需要同时进行批量处理或分析的大量数据集。对于“大数据”(Big data) 研究机构 Gartner 给出了这样的定义。“大数据”是需要新处理模式才能具有更强的决策力、洞察发现力和流程优化能力的海量、高增长率和多样化的信息资产。大数据由此是互联网金融的一种模式。未来的趋势里 p2p 网贷与大数据相结合飞速发展。

国内铁矿石期货价格是更为有效的定价基准吗？

郑 旻

摘 要：铁矿石是我国重要的工业原材料，也是国民经济的命脉之一。近二十年来，随着我国钢铁产量的不断攀升，对于铁矿石的需求也日渐增加，从 2003 年我国就超越日本成为全球第一大铁矿石进口国，消费量跃居全球首位；然而由于市场实行“长期协议价”的定价机制，主动权掌握在供应商三大矿山的手中，我国在铁矿石定价方面始终处于被动。此后虽然三大矿山宣布放弃“长期协议价”定价机制，但是境外的期货市场趁此机会，抢先推出了诸多以铁矿石为标的的期货产品，取代长协价作为定价基准，我国在定价上处于弱势的局面仍未改变。不过得益于 2013 年大商所推出的铁矿石期货，我国在铁矿石定价方面呈现反超的态势。

本文基于这一背景，立足于分析比较我国铁矿石期货市场和境外铁矿石期货市场在作为现货市场定价基准方面的有效性优劣。以 CSI 现货指数、大商所铁矿石期货合约连续价格与新交所铁矿石掉期连续价格作为样本，在理论分析的前提之下，采用单位根检验、VAR（向量自回归）模型、Johansen 协整检验、向量误差修正模型（VECM）、脉冲响应函数和方法分解这一实证分析框架，考察国内铁矿石期货市场和境外代表性铁矿石期货市场对现货市场的价格发现能力，从而判断作为定价基准的有效性。

结论表明，国内铁矿石期货市场和境外铁矿石期货市场对于现货市场都具有显著的价格发现能力，都可作为良好的定价基准；不过国内铁矿石期货的价格发现能力优于境外市场，是更为有效的定价基准。说明虽然境外期货市场在推出时间上抢占了先机，但我国的铁矿石期货仍然逐渐超越了国际上其他同类市场，成为铁矿石行业中强有力的定价基准。

随后对于这一实证现象的原因进行了分析，认为我国铁矿石期货作为有效定价基准的原因主要在于铁矿石最大消费国的地位以及大商所铁矿石期货合约的设计和交割更符合企业需求，吸引了大量投资者进入我国的铁矿石期货市场，使得市场保持了高度的流动性和参与度，从而形成了更为有效的市场价格。

最后指出我国铁矿石期货市场虽然取得了市场认可，但并非就此高枕无忧，仍然受到多方挑战，并基于我国铁矿石期货市场建立时间较短且发展尚不成熟的情况，提出了进一步完善铁矿石期货交易品种，鼓励钢企充分参与铁矿石期货交易和完善期货市场规章制度等政策建议。

关键词：铁矿石期货；定价基准；价格发现能力

一、绪论

（一）研究背景及意义

2013 年 10 月 18 日，大连商品交易所推出铁矿石期货，成为国内首个以铁矿石为交易标的的期货产品。

近几十年来，国际上铁矿石交易的供给方主要是所谓的“三大矿山”——力拓、必和必拓与淡水河谷，而定价则主要以“长期协议价”的方式确定，即双方谈判后形成一个长期的交易价格；近年来虽有以“普氏指数”和“新加坡交易所铁矿石掉期价格”等现货与期货市场作为定价基准，但总体而言铁矿石的定价仍然是主要依据国外的供求情况。一方面，我国已成为世界上最大的铁矿石消费国，需求量全球第一；但另一方面，在铁矿石的实际交易中却无法反映且提升我国钢企的议价能力，使得我国钢企长期处于被动接受价格的局面。因此，在经历了多年的争论、探讨及前期准备之后，我国终于拥有了能够反映自身供求情况的铁矿石期货市场，这对于在国际铁矿石采购上吃尽苦头的各大大国内钢厂无疑是一个令人欣慰的消息。

诚然，国内铁矿石期货上市后，铁矿石的定价格局逐渐改变。从企业行为角度看，一是在长期

协议上的采购占比下滑,更多钢铁企业选择在港口购买现货;二是在定价时除了参照普氏指数、新交所掉期价格之外,还会参照大连商品交易所的铁矿石期货价格;三是原先在新加坡掉期市场的钢企客户,陆续回流国内的大商所期货市场进行套期保值。

从市场数据角度看,大商所铁矿石期货产品推出当月成交量即为1.27亿吨,远超新交所铁矿石掉期一年成交总量。截至2014年中旬,新交所掉期单日最大成交量为290万吨,持仓量2500万吨;而大商所铁矿石期货单日最大成交量1.386亿吨,持仓量6860万吨,其活跃度远超过新交所。^①

如此表现让人不禁对国内铁矿石期货前景表示乐观,于是近来有声音提出我国铁矿石期货作为后起之秀,已经在国际市场上发挥其巨大的影响力,并有可能超越了“新加坡掉期”等原先的国际权威价格市场,成为更为强有力的定价基准。据此,本文希望从定量分析的角度,来探究我国铁矿石期货推出至今,在作为定价基准方面是否优于国际上同类的权威期货市场。

(二) 国内外文献综述

1. 期货价格发现能力的文献综述

期货具有三个主要功能:价格发现、套期保值和投机,而其中价格发现是期货最为重要的功能,否则套期保值和投机就无法实现。而其中,围绕期货价格发现能力的研究,则又有两种思路。

其一是期货与现货间的价格发现关系。国外研究方面, Garbade 和 Silber (1983) 率先开展了涉及期货市场功能的探讨,认为:期货价格对现货价格确实具有引导现象^②。Ballinger, A.P (2007) 借助 VECM 和因子分析,以德国 DAX 指数的两种期货作为对象开展研究,结论证明:在期货与现货的价格发现关系中,期货价格波动性是价格引导的首要因素。Paul Brockman 等(2010)运用协整分析和信息份额模型,对加拿大温尼伯商品交易所的四种主要农产品期货价格发现功能进行检验,结果表明:上述四种期货对现货定价均有引导作用,具备价格发现能力。

国内研究方面,李海英等(2007)运用 VECM、Garbade-Silber 模型考察我国燃料油期货市场,认为:我国燃料油期货的价格发现并不明显,反而是现货对期货具有更为显著的发现功能。齐中英、董羽鹏(2010)则在此基础上加入了新加坡燃料油期货市场,分析我国和新加坡两期货市场对现货市场的分别影响,结果证明:从短期出发,新加坡燃料油期货市场对燃料油现货市场的影响稍强于我国期货市场;但从长期来看,我国燃料油期货市场的影响作用更加明显。另外,赵楠(2011)针对上海期交所的黄金期货与上海黄金交易所的黄金日收盘价开展研究,结果表明:上海市场黄金期货价格与黄金现货价格存在长期均衡关系,但仅有现货对期货的单向引导。

其二是不同期货市场间的价格发现关系。国外研究方面, Roope 和 Zurbruegg (2006) 利用信息份额分解与 Gonzalo-Granger 模型,分析了新交所和台交所相似指数期货的信息传递效率,结论显示:价格引导更主要是源于新加坡的期货市场。Fung, H.G (2008) 则借助二元 GARCH 模型对中美两国的小麦、大豆、铜等期货市场开展研究,发现:虽然美国期货市场普遍对我国期货市场具有影响,但细化到各类商品又存在差别,其中对小麦基本无影响,而对大豆和铜则影响显著。Holder 和 Tomas (2010) 对美日两国的棉花和大豆期货市场进行研究,结论认为:两市场间不存在双向的价格发现关系。

国内研究方面,熊熊和张维等(2009)以 TiMSCI 指数期货和 TAIFEX 指数期货的交易量为样本,对两者的竞争关系开展研究,结果显示:在初期,两市场为互惠互利的局面;不过两者的竞争关系随着市场容量与合约竞争力的变化而变化。徐雪、李建林(2013)以美国期货市场作为比较对象,运用协整检验及 Granger 因果检验等方法对中美两国棉花期货价格的关系进行考察,结论表明:中美两市场间具有传递效应,并具备对短期偏离的自我调整机制。

2. 涉及定价基准争夺的文献综述

定价基准的争夺是不同期货市场间相互竞争的实质性内容,某市场的期货产品一旦被普遍作为对应标的的定价基准,那么投资者就会前往该市场购买期货产品,由此使得期货市场更加活跃和繁

^① 数据来源:中国钢铁网。

^② Garbade 和 Silber 基于该研究提出了 Garbade-Silber 模型。

荣。媒体上倾向于把这种行为称为“定价权之争”^①。

万丽（2006）通过分析日经 225 指数、日本本土的大阪交易所日经 225 股指期货和海外的新加坡交易所日经 225 股指期货三者间的相互影响，得出结论为：标的为同一股指的期货产品，海外市场的推出时间若早于本土市场，那么会使本土股票市场处于被动地位，从而失去作为定价基准的能力。而郑尊信（2010）则将台湾期货交易所的“台股发行量加权指数期货”与新加坡交易所的“摩根台指期货”作为对象，分析得出：异地上市的股指期货产品与本土期货产品会出现竞争性共存的局面，期货产品的推出时间先后对未来期货市场的发展并不会起到决定性的作用；在定价基准的争夺中，合约设计、交易成本和交易便利等微观结构性因素反而更为重要。封思贤等（2010）提取 H 股指数期货与境外新华富时 A50 指数期货的日数据，研究异地上市的股指期货与内地 A 股间的联动性，研究发现：H 股指数期货对内地 A 股市场存在显著的 Granger 因果关系，有显著的波动溢出，是更为有效的内地 A 股市场定价基准；而新华富时 A50 指数期货对内地 A 股市场不存在明显的波动溢出效应，更多地受到内地 A 股市场的影响。姚玉婷（2012）则从国内沪深 300 股指期货与新加坡新华富时 A50 指数期货两个竞争的期货市场对内地 A 股市场的定价影响角度进行探讨，研究表明：沪深 300 股指期货无论在现货市场的波动性影响、还是价格发现能力中都拥有主动权，而新华富时 A50 尚且难以作为 A 股的有效定价基准。

3. 现有文献述评

以上文献综述体现了在已有的研究中，国内外学者以不同国家的期货市场作为研究对象，采用不同的研究方法，站在各自不同的角度，对期货市场的价格发现功能和定价基准争夺问题做出的诸多尝试，也分别都提出了富有意义的结论。但是仍然存在一些不足：一是期货与现货关系的研究中绝大多数都只是两两市场间关系的分析，将三个市场放在同一框架内开展整体研究的文献较少。二是虽然有少部分研究定价基准争夺的文献是对三个市场同时加以分析，但相关研究主要针对于股指期货市场，而大宗商品期货市场方面除了一些针对大豆、棉花、铜、铝等已经十分成熟的期货进行的研究之外，鲜有对于铁矿石这类新兴期货的研究。

基于以上两点不足之处，本文将在现有成果基础之上，对铁矿石期货市场的定价基准争夺问题开展探究，从价格发现功能入手，分析国内铁矿石期货市场、境外代表性铁矿石期货市场与铁矿石现货市场在价格发现中的相互关系，判断国内期货是否如部分声音所言，在与境外代表性期货的定价基准争夺中占得上风。

（三）研究框架

我国铁矿石期货在定价基准方面，是否优于国际上同类的权威期货市场？这是本文需要回答的核心问题。而在期货定价这一方式中，某市场若想要作为定价基准，就要求该期货市场必须对现货市场具有足够强的灵敏度和影响力，前者反映出市场对未来的预期，后者则反映出市场对实际价格的导向作用，两者综合，即为“价格发现能力”。因此，对于“是否作为更好的定价基准”这一问题的解答，就可以转换为对于“是否拥有更强的价格发现能力”的探究。

从核心问题出发，本文需要设置三个分析对象：具有代表性的铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场以及境外代表性铁矿石期货市场。通过分析三者间的相互影响，来判别国内铁矿石期货市场对现货市场的价格发现能力是否优于境外代表性铁矿石期货市场。

本文具体框架如下：

第一部分为绪论：首先，从国内铁矿石期货市场建立这一事件入手，引申出对于铁矿石定价基准的争夺问题，并以此阐述本文的研究意义，提出本文的研究目标，并围绕研究目标对国内外已有文献进行梳理和分析，进而形成本文的研究框架与思路。

第二部分为理论分析：这一部分是后续实证分析的理论基础，包括三部分内容：其一是关于价格发现能力的介绍与分析，这是本文得以开展实证研究的根基；其二是关于价格发现能力与定价基

^① “定价权”在此处其实是指某市场作为定价基准的有效性和认可度，但由于“定价权”这一词汇多用于媒体而没有严格的学术定义，因此本文避免使用“定价权”的表述，而使用“定价基准”作为探讨对象。

准之间的逻辑关系阐述,说明了为什么能通过分析价格发现能力来说明定价基准的问题,这也是本文实证研究的意义所在;其三是关于铁矿石定价基准演变历史的简介,由此显现出本文选题的现实价值。

第三部分是对数据的说明和模型的介绍。

第四部分是实证分析:通过三个市场的日数据,进行比较研究。具体而言,将采用向量自回归(VAR)模型、Johansen协整检验、向量误差修正模型(VECM)、脉冲响应函数和方差分解来分析“铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场以及境外代表性铁矿石期货市场”三者之间的价格发现关系,以判别国内铁矿石期货市场对现货市场的价格发现能力是否优于国际上权威的铁矿石期货市场,从而确定国内铁矿石期货市场是否为更优的定价基准。

第五部分是结论、原因与政策建议:针对第四部分的实证结论进行总结,而后根据现象进行原因分析;最后对铁矿石定价的趋势做出展望,并提出相应改进建议。

(四) 创新与不足

1. 创新之处

本文的创新之处主要有以下两点:

(1) 研究对象较为新颖

由于我国铁矿石期货产品推出不到2年,属于新兴期货市场,因此针对我国铁矿石期货市场的研究较少;并且,目前相关的研究主要是对我国铁矿石期货和现货两者之间进行研究,尚未有文献将境外的铁矿石期货市场纳入框架,对三者之间的价格发现关系进行综合分析。

(2) 进一步挖掘关于价格发现能力的解释

现有研究铁矿石期现货间关系的文献,通常仅讨论至价格发现能力这一层面,而没有更多地挖掘其背后的实际经济含义。而本文则在探讨价格发现能力的基础之上,进一步深入至“定价基准”的层面,从价格发现能力的强弱来判断期货市场作为“定价基准”的有效性。同时,虽然存在少部分研究这一方面的文献,但它们通常以“定价权”这个在媒体中热炒却在学术界并无明确定义的词汇作为主题,对“定价权”也没有做出严谨的学术解释;因此本文避开了这一词汇,转而采用“定价基准”作为讨论的核心。

2. 不足之处

由于本人的学术研究能力有限,因而本文必然存在诸多不尽人意之处。个人认为其中最主要的不足有两点:

(1) 实证方法较为传统

目前,研究价格发现能力基本都是遵循:单位根检验、向量自回归(VAR)模型、Johansen协整检验、向量误差修正模型(VECM)、脉冲响应函数和方差分解这一套的分析框架。本文在实证方法上并没有提出自己的创新,仍然沿用了前人的分析思路。

(2) 样本不够充分

本文所研究的是我国铁矿石期货市场这一新兴市场,而该市场建立不到2年,虽然是以日数据作为样本,但就针对一个市场的讨论而言,仍然有样本量不足而导致实证结论偏差的危险。

二、铁矿石期货市场定价基准的理论分析

(一) 期货的价格发现功能

价格发现功能是指通过期货市场的交易运行机制,形成具有预测性和权威性价格的过程。这种价格能被社会所承认,得益于期货市场的规范化,它集合了许多熟知情况的买方与卖方,他们根据自己所掌握信息进行公开竞价,产生交易价格。这样就能把对价格造成影响的信息反映到期货市场,据此形成的期货价格能够真实地体现出市场上关于标的商品的未来供求关系以及未来价格变动趋势。

这里涉及到期货的未来价格形成机制,学界对此也提出了诸多理论。现今最广为接受是两种理

论：持有成本理论、仓储理论。

1. 持有成本理论

持有成本理论设立前提假设：对于某类商品而言，消费者对其需求是连续的，而其供给则是间断的，具有季节性。如此一来在该商品被生产出之后，都需要进行部分的储存，从而产生了储存成本。^①

其理论表达为：

$$F = S + C \quad (2-1)$$

其中，F 为期货价格，S 为现货价格，C 为储存成本；对该式进行变形后，可以得到：

$$S = F - C \quad (2-2)$$

式 (2-2) 意味着：在储存成本 C 固定的情况下，期货价格 F 决定了现货价格 S，换言之，期货价格是现货价格的基准；另外，如果 F 与 S 两者差额大于 C，则出现套利机会。经过反复套利消除偏差之后，现货价格 S 就能准确地反映真实供求，以实现价格发现功能。

然而，持有成本理论存在一个问题：由于储存成本 $C \geq 0$ ，那么根据式 (2-2)，只有当现货价格 S 不大于期货价格 F 时，该公式才有意义；不过现实中常常出现“市场倒挂”的现象，即 $S > F$ ，该理论对于此种情况便无法做出解释。

2. 仓储理论

为了弥补持有成本理论的不足，诸多学者在原有理论的基础上提出了新的解释。在经历了多年的争论之后，沃金提出的“仓储理论”为大多数人所接受。

仓储理论的解释为：在完全竞争市场中，厂商在进行仓储决策时，仍然会遵循这一原则，从而令“持仓期内价格变动预期值=净持仓边际成本”，实现仓储决策效益最优。沃金认为仓储成本包括 3 个部分：商品储存成本、储存期内的风险成本和商品储存的机会成本，因此有“净持仓边际成本=边际储蓄成本+边际风险成本+边际机会成本”，^②并且期货价格和现货价格会在临近交割期时趋于一致。根据该理论的解释，现货市场的预期可以通过期货市场得到反映，因此期货市场拥有明显的价格发现功能。

3. 价格发现功能的原因

期货之所以具备价格发现功能，即价格具备很强的权威性，主要是由于：

首先，期货交易的透明度高。期货交易采用自主报价，公开竞争，有利于形成公平价格，规避了现货交易中的垄断、欺诈等令市场无效的现象。

其次，期货交易的参与者众多，大量买卖双方在一起竞价，基本可以反映出供求双方的实力对比。

最后，期货交易的参与者熟悉行情，信息充分。他们带着自有信息进入市场，对价格进行分析和预测，因而可以较为充分地反映未来供需预期。

(二) 价格发现功能与定价基准

期货市场是通过对海量的信息进行加工，进而反映未来价格趋势的一个场所。其价格发现功能在于它能够显示出诸多影响市场供求的因素在未来一定时间的变化趋势，最终以价格的形式呈现于市场。

当期货市场的价格发现功能得到发挥的时候，其形成的价格信号能较为准确地反映出市场对未来的预期，从而对现货市场产生影响，起到预测和引导的作用。如此一来，期货市场的价格就会得到现货市场的认可，进而成为商品的定价基准。

随着期货市场的迅猛发展，一些大国期货市场的辐射范围愈加广阔，交易范围和交易规模都得到了极大的提升，从而逐渐晋升为现货定价基准。例如 1980 年代以后，美英等国的交易所涵盖了全球绝大部分原油、金属和农产品的期货交易，于是这些交易所的期货价格也成为了此类产品国际贸

^① Keynes J M. General theory of employment, interest and money. Atlantic Publishers & Dist, 2006.

^② Working H. Futures trading and hedging. The American Economic Review, 1953: 314-343.

易的基准价格；各国企业开展国际间贸易时，就需要参考其价格；甚至许多其他国家的国内价格也要参考这些基准价格。因此，发展并建立一个国际性的期货市场，可以促使本国金融地位的提升，把握国际贸易中的价格主导权。

一个国家如果拥有一个国际性的期货市场，它能充分反映本国自己的供求关系，反映本国自己的法律、规则和商业文化的影响，那么就可以更好地体现“本国因素”，将“客场作战”变为“主场作战”，从而有利于本国经济的平稳运行。于是，着手发展国内期货市场，并将本国期货市场扩张为全球定价中心，成为了一些大国的战略选择。

（三）铁矿石定价基准的演变

国际铁矿石定价基准历经了一系列的变化，其价格的确定是钢企和矿山间重复博弈的过程，甚至还加入了政治因素，这使得铁矿石定价纷繁复杂。

自20世纪80年代，铁矿石定价采用的是“长期协议制”作为基准：这种机制是指通过供需双方的谈判来确定未来某个时间段内的^①铁矿石价格。需求方集团主要是大型钢企，而供应方集团则主要是力拓、必和必拓和淡水河谷三大铁矿石供应商。由于上述三家供应商长期以来占有全世界大约60%铁矿石贸易的市场份额，故而长期协议制的价格曾一度是铁矿石商品的基准价。长期协议制的优点是相对稳定：从供给方而言，相对稳定的铁矿石价格能够保证获得相对稳定的收益；从需求方而言，确保铁矿石的供应途径，能够对生产计划和成本进行精细且有效的控制，从而确保下游产品价格的稳定。不过长期协议制所确定的基准价也存在明显的缺点，即没有能力及时对市场变化做出反应，如果遇到大幅度的市场波动，就会处于十分被动的局面。

然而，在2003年我国超越日本跃升全球第一大铁矿石进口国之后，由于我国钢铁行业的乱象丛生，极大影响三大铁矿石供应商的利益，从而动摇了持续20多年的长期协议定价机制。当时，中国经济处于高速增长状态，国内对钢铁的需求量激增。在这样的市场环境下，地方政府为了追求政绩，持续上马新的钢铁项目，那么许多以现货采购为主的钢企^②为应对原料需求的增长，通常以高价购入铁矿石，导致现货价格大幅超过长期协议价。同时，全球范围内诸多贸易商趁着铁矿石的多头行情，涌入现货市场进行投机炒作；特别是2007-2008年，印度铁矿石现货价格甚至超出长期协议价格数倍。如此大的价格落差使得三大供应商受损严重。因此到2010年，力拓、必和必拓和淡水河谷等铁矿石主要供应商陆续声明放弃铁矿石“长期协议制”，并以“季度定价制”加以替代；但这也仅是一种权宜之计，随后就演变成了与现货指数挂钩的短期定价模式。

至此，铁矿石定价进入了“现货指数定价”时期，即以TSI铁矿石指数、Platt指数等权威现货市场指数作为定价基准，由铁矿石供应方与需求方通过短期合约的形式确定每笔订单的价格。

从2011年期，又陆续出现了铁矿石的期货产品，例如：由印度商品交易所（ICEX）和印度多种商品交易所（MCX）联合发行以铁矿石指数（TSI）为结算价的铁矿石期货产品，这也是国际上发行的首只铁矿石期货；2011年8月，新加坡商品交易所（SMX）发布基于数据供应商“金属导报”（MB）的铁矿石价格指数；2013年4月，新加坡交易所（SGX）发行了全球第一只以我国境内港口铁矿石价格作为参考指数的期货产品；2013年10月，我国大连商品交易所推出了国内首个铁矿石期货合约。^③

在价格波动呈现短期化和复杂化，且大批资金涌向铁矿石市场的背景下，市场定价基准也日渐形成从现货向期货的过渡和转移。

借鉴其他大宗商品的定价基准发展沿革，并审视当下的铁矿石定价演变，可以发现其定价基准仍然是沿着“长期协议—现货指数—期货合约”这条普遍的发展路线不断迈进，铁矿石向期货定价的转化也算是大势所趋。

^① “长期协议制”所确定的期限一般为1年。

^② 以现货采购为主的钢企主要是中小型钢企，因为它们没有资格以长期协议价购买矿石。

^③ 资讯来源：中国联合钢铁网。

三、样本数据及研究方法

(一) 样本数据说明

1. 数据来源

本文需要分析“铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场以及境外代表性铁矿石期货市场”三者间的关系，并且是以日为时间单位，相应地就需要选取三个市场的日价格数据。首先，铁矿石现货市场价格选取的是中国联合钢铁网所发布的中国铁矿石现货价格指数，也称“CSI 指数”^①。选取 CSI 指数的原因，在于我国已经是世界上最大的铁矿石现货交易市场，因而需要选择一个能够充分反映我国铁矿石现货交易的指数；而国际上其他现货指数则存在不同程度的问题：例如普氏指数由于是通过较少的询价样本而得，因此其准确度广受诟病；而 MBIO 指数则是以中国青岛港的价格为基准，实际上包含于 CSI 指数的进口粉矿部分之中；TSI 指数虽然是通过实际成交价格的加权平均而得，较为准确，但由于其对我国铁矿石市场的反映不足，因此在国内的使用范围并不广泛。在我国铁矿石市场大幅扩张的背景下，采用能充分反映我国市场的 CSI 指数则是相对理想的选择。

其次，国内铁矿石期货市场价格选取的是大连商品交易所铁矿石期货的连续价格，这也是国内目前唯一的铁矿石期货产品。所谓“连续价格”，指的是采用最近交割月份^②的期货收盘价作为价格数据，这是目前研究中较常使用的处理方法，既保证了期货价格数据的流动性和跳跃性，也削弱了期货市场中存在的“到期日效应”。

第三，境外代表性铁矿石期货市场价格选取的是新加坡交易铁矿石掉期期货合约的连续价格。这是由于在大商所铁矿石期货推出之前，新交所的铁矿石掉期业务量占据了世界上 90% 以上的市场份额，具有很强的代表性。

最后，由于新加坡交易所的数据是以美元为单位，而其余二者则是以人民币为单位，因此对新交所掉期连续价格进行了汇率换算。

2. 样本区间

三个市场的数据中，起始时间最晚的是大商所的铁矿石期货价格，为 2013 年 10 月 18 日，因此，三组数据的时间跨度为 2013 年 10 月 18 日至 2015 年 2 月 13 日，并且由于节假日休市的原因，且国内外的休市日期略有不同，因此若三组数据中某一日期有任何一个数据是缺失的，则将该日期的数据全部剔除。

3. 变量说明

本文以 CSI 代表铁矿石现货市场价格，以 DSS 代表国内铁矿石期货市场价格，以 XJS 代表境外代表性铁矿石期货市场价格。考虑到对数数据能够有效降低时间序列的波动性，降低异方差，从而有效改善数据的正态性问题，因此本文对原始数据进行对数化处理，设 CSI、DSS 及 XJS 三者的对数为 LCSI、LDSS 和 LXJS。

(二) 研究方法介绍

1. 平稳性检验

平稳性检验是开展有关于时间序列分析中的第一步，如果时间序列是不平稳的，将造成“伪回归”问题^③。

任意随机的时间序列 $y_t (t=1, 2, \dots)$ 都可视为一个分布函数 $p(y_1, \dots, y_t)$ 在随机过程中产生的结果，如果 $\{y_t\}$ 平稳，则 t, k, m 有：

$$p(y_t, \dots, y_{t+k}) = p(y_{t+m}, \dots, y_{t+k+m}) \quad (3-1)$$

$$p(y_t) = p(y_{t+m}) \quad (3-2)$$

^① CSI 指数的标的为“品位 62 粉矿”，即含铁量为 62% 的铁矿石粉。

^② 连续价格所采用的“最近交割月份”即当日的下一月份。

^③ 张晓峒. 计量经济学基础. 南开大学出版社, 2001.

若满足式(3-1)和式(3-2)的条件,我们称序列 $\{y_t\}$ 严平稳。不过大多数情况下,基本无法达到严平稳的要求;因此又给出“弱平稳”的概念:即只要满足:

- (1) 期望 $E(y_t) = u_y$ 为常数;
 - (2) 方差 $Var(y_t) = \sigma_y^2$ 为常数;
 - (3) 协方差 $Cov(y_t, y_{t+k}) = Cov(y_{t+m}, y_{t+m+k})$ 是只与时间间隔 k 有关,与时间 t 无关的常数;
- 则称序列 $\{y_t\}$ 弱平稳。

然而,现实中大多是非平稳,在这种情况下,我们能够通过做一阶或多阶差分后令其转变为平稳序列。若原序列 $\{y_t\}$ 是非平稳的,经过 $d-1$ 次差分仍然是非平稳的,但在 d 次差分之后变为平稳的,则称原序列 $\{y_t\}$ 为 d 阶单整序列,记为 $I(d)$ 。由于本文在后续分析中要讨论变量间的协整关系,因此在最初有必要检验变量的序列平稳性。

检验序列平稳性常用单位根检验,其中以DF检验和ADF检验最具代表性。ADF检验是DF检验的调整形式,因此我们首先介绍DF检验的原理:

假设时间序列 $\{y_t\}$ 为:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

上式经过差分变形可以表示为:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

在式(3-3)和式(3-4)中,若 $\rho = 1$,即序列 $\{y_t\}$ 含有一个单位根,那么说明 $\{y_t\}$ 是非平稳的。设原假设 $H_0: \rho \geq 1$,使用最小二乘法获得 ρ 估计值。另外为保证式(3-3)和式(3-4)中误差项 ε_t 是白噪声,则考虑在原方程中加入 Δy_t 项,变为ADF检验^①:

根据模型类型的不同,ADF检验有以下三种相应形式:

不含截距项与趋势项:

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-5)$$

只含截距项:

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

含截距项与趋势项:

$$\Delta y_t = \alpha + ct + (\rho - 1)y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

上述三种形式的原假设都是: $H_0: \rho \geq 1$,即存在单位根。而在应用中要根据样本图像特征来选择模型形式。大致而言,有三种状态:其一是围绕均值0呈无规则上下随机波动,此时应选择式(3-5);其二是均值显然不等于0,且没有时间趋势,此时应选择式(3-6);其三是存在时间趋势,此时应选择式(3-7)。

2. 向量自回归(VAR)模型

联立方程模型需要通过主观判断区分内生和外生变量,这有可能导致模型的偏误,并且还需要

^① Dickey D A, Fuller W A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1981: 1057-1072.

考虑模型中方程的识别问题^①；而 VAR 无需此类操作，降低了不确定性。在本文中，建立 VAR 模型主要是为后续分析奠定基础。

建立 p 阶 VAR 模型：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_1 x_t + \mu_t \quad (3-8)$$

$A_i (i=1, 2, \dots, p)$ 是第 i 个待估参数 $n \times n$ 矩阵， $\mu_t = (\mu_{1t}, \dots, \mu_{nt})$ 是 $n \times 1$ 阶随机误差列向量。

式 (3-8) 分析的对象是“联合内生变量间的动态关系”，这里需要对“联合”和“动态”两个概念做出解释：前者指的是 n 个变量 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}$ 间存在影响，后者则是指存在 p 阶的滞后。

除此以外，可以发现式 (3-8) 并没有其他任何约束条件，因此我们也称式 (3-8) 为“无约束 VAR 模型”。此模型经过差分变换可得到 Johansen 协整检验模型，具体关系为：若 VAR 的最优阶数为 p ，且其中变量为 d 阶单整，那么与之相应的 Johansen 协整的最大滞后阶数应该等于 $(p-d)$ ^②。

确定滞后阶数 p 值的常用方法有两种：(1) 用 AIC 准则和 SC 准则确定 p 值。每个 p 值都有一个对应的 AIC 和 SC 值，通过不断扩大 p 值进行尝试，找出使 AIC 和 SC 准则值同时达到最小的 p 值。但是，当两者得到的 p 值不一致时，就要转而使用 LR 检验。(2) LR 检验法，即用似然比统计量 LR 来确定 p 值，其中对 LR 定义为：

$$LR = -2(Lnl(p) - Lnl(p+i)) \sim \chi^2(f) \quad (3-9)$$

其中 f 为自由度， $Lnl(p)$ 与 $Lnl(p+i)$ 分别是 $VAR(p)$ 与 $VAR(p+i)$ 对数似然函数值。LR 检验的原假设是“VAR 模型最优滞后阶数为 p ”；如果拒绝了原假设，则说明 VAR 模型滞后阶数为 $(p+i)$ 。而后基于 VAR 模型，进入协整检验步骤。

3. Johansen 协整检验

Johansen 协整检验的基本思路是：基于 VAR 模型，将协整检验的问题转换成求解特征根与特征向量的问题。对式 (3-8) 做差分变换，可以求出一个以向量误差修正模型形式表示的式子：

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \mu_t \quad (3-10)$$

其中， $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ， $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ ，设矩阵 Π 的秩为 r ，则需讨论下列三种情形：

(1) 若 $r = n$ ，则 Π 是满秩矩阵， $y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, \dots, y_{k,t-1}$ 都是平稳的。不过协整检验用于针对非平稳序列，因此不考虑 $r = n$ 的情形。

(2) 若 $r = 0$ ，则 $\Pi = 0$ ，此时 $y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, \dots, y_{k,t-1}$ 没有必要讨论。

(3) 若 $0 < r < n$ ，则有 r 个协整组合， $(n-r)$ 个为 $I(1)$ ；有 $\Pi = \alpha\beta'$ ， α 与 β 皆是 $n \times r$ 阶矩阵。

将 $\Pi = \alpha\beta'$ ，代入式 (3-10) 可以得到：

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \mu_t \quad (3-11)$$

式 (3-11) 中， β 是协整向量矩阵， β 的每一行表示了 $y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, \dots, y_{k,t-1}$ 之间的协整关系。矩阵 Π 的秩，代表协整关系的个数。因此，只需运用 Johansen 检验方法检验非零特征根个数，即可得协整关系个数。而关于检验所用的统计量主要有两种：迹统计量与最大特征根统计量。

^① 李子奈，潘文卿. 计量经济学. 高等教育出版社，2005.

^② 高铁梅. 计量经济分析方法与建模：EViews 应用及实例. 清华大学出版社，2009.

迹检验步骤为：设原假设 H_0 ：至多存在 r 个协整关系（从 $r=0$ 开始）；若拒绝 H_0 ，则说明协整个数大于 r ，并且继续进行检验，再设 H_0 ：“至多存在 $r+1$ 个协整关系”……如此往复，至接受 H_0 时停止。其数学表达法如下：

设原假设 H_0 和备择假设 H_1 为：

$$H_0: \lambda_r > 0, \lambda_{r+1} = 0 \quad (r = 0, 1, \dots, n-1)$$

$$H_1: \lambda_{r+1} > 0 \quad (r = 0, 1, \dots, k-1)$$

迹统计量为：

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (r = 0, 1, \dots, n-1) \quad (3-12)$$

当 $\lambda_i = 0$ 时， $\ln(1 - \lambda_i)$ 也为零；且处于 $0 < \lambda_i < 1$ 范围内， λ_i 越大，则 $\ln(1 - \lambda_i)$ 越小， λ_{trace} 越大。依次进行检验：当 λ_{trace} 小于某一显著性水平下临界值，则接受 H_0 ，无协整关系。否则拒绝 H_0 ，此时再对新设置的原假设进行检验： $\lambda_{r+1} > 0, \lambda_{r+2} = 0 \dots$ 直到 λ_{trace} 小于 Johansen 临界值。

另一种检验方法为最大特征值检验法，其 H_{r0} 和 H_{r1} 分别是：

$$H_{r0}: \lambda_{r+1} = 0, H_{r1}: \lambda_{r+1} > 0$$

最大特征值检验统计量 λ_{max} 为：

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (r = 0, 1, \dots, k-1) \quad (3-13)$$

检验过程从 H_{r0} 依次向下，如果拒绝 H_{r0} ，接着再作 $r+1$ ，检验 $H_{(r+1)0}$ ，至统计量 λ_{max} 小于临界值为止。

上述两类检验在软件中可一并运行，得出结果在大部分情况下也是一致的。

协整检验后模型会给出一个长期均衡关系式，这可以帮助我们更加透彻地分析变量间的长期稳定关系。不过，如果出现多个协整方程，目前学界大都只选取第 1 个协整方程作为分析对象^①。

4. 向量误差修正模型 (VECM)

除了长期均衡关系外，变量间还会存在短期的非均衡关系，即波动的误差修正，这时候需要采用误差修正模型进行表述，即：

$$\Delta y_t = \text{lagged}(\Delta y, \Delta x) - \lambda \cdot ecm_{t-1} + u_t \quad (0 < \lambda < 1) \quad (3-14)$$

ecm 为误差修正项 ($ecm_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$)， λ 为短期调整系数；若 $ecm_{t-1} > 0$ ，那么 $-\lambda \cdot ecm_{t-1} < 0$ ，使得 Δy_t 减少，式 (3-14) 实际上体现了 ecm 对变量偏离均衡后的一种修正机制。

对式 (3-8) 施加一个协整约束，有 VECM：

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (3-15)$$

由式 (3-15)，短期波动 Δy_t 因素由两部分组成：一方面是长期均衡影响，式 (3-15) 中 $\beta' y_{t-1}$ 就是误差修正项 ecm_{t-1} ；另一方面是短期波动影响， ecm_{t-1} 前的矩阵 α 就表示偏离调整幅度。如果系数通过了显著性检验，则能够将该矩阵中的系数视作之前各期短期波动对当期短期波动的影响。

5. 脉冲响应函数和方差分解模型

(1) 脉冲响应函数

因为在 VAR 模型中单个参数并没有太多的经济含义，所以我们主要是考察在现期对模型整体给

^① 孙敬水. 中级计量经济学. 上海财经大学出版社, 2009.

予一个冲击时，未来各时期中模型内每个变量会做出怎样的响应，此即称为脉冲响应函数^①。

为了便于理解该函数，此处仅说明双变量 VAR 模型：

$$\begin{cases} x_t = a_1x_{t-1} + a_2x_{t-2} + b_1y_{t-1} + b_2y_{t-2} + \varepsilon_{1t} \\ y_t = c_1x_{t-1} + c_2x_{t-2} + d_1y_{t-1} + d_2y_{t-2} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad t=1,2,\dots,n \quad (3-16)$$

其中， a_i 、 b_i 、 c_i 、 d_i 是参数， $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ 是扰动项， ε_{1t} 、 ε_{2t} 两者不相关。若 ε_{1t} 变化，当期 x 值相应变化，随之使得未来各期 x 与 y 发生变化。

假设有白噪声向量，性质为： $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Omega E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = 0$ ， $t \neq s$ ，其中 Ω 为正定矩阵。自第0期开始，设 $x_{-1} = x_{-2} = y_{-1} = y_{-2} = 0$ ，再设第0期扰动项 $\varepsilon_{10} = 1$ 、 $\varepsilon_{20} = 0$ ，随后各期扰动项 $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{2t} = 0 (t=1,2,\dots,n)$ ，则将此称作第0期给 x 以脉冲。

当 $t=0$ 时， $x_0 = 1, y_0 = 0$ ，当 $t=1$ 时，将前述结果代入式(3-16)得 $x_1 = a_1$ ， $y_1 = c_1$ 当 $t=2$ 时，再将 $t=1$ 的结果代入式(3-15)中得 $x_2 = a_1^2 + a_2 + b_1c_1$ ， $y_2 = c_1a_1 + c_2 + d_1c_1, \dots$ 如此依次计算，解得结果为 x_0, x_1, x_2, \dots 就是由 x 的脉冲引起的关于 x 的响应函数，同样 y_0, y_1, y_2, \dots 是由 x 的脉冲引起的关于 y 的响应函数。

由于本文讨论了现货市场、国内期货市场以及境外代表性期货市场三者的关系，那么会得出9个脉冲响应函数，从而得以探究其中任一方的冲击对其市场本身以及对另外两者所造成的影响。

(2) 方差分解模型

方差分解的含义为：对某一内生变量给予冲击后，在本期和未来各期的所有内生变量的总变化中，由该内生变量冲击所带来的贡献度。将观察其延长后，能够得出该贡献度的演变趋势。

将 $VAR(p)$ 重新表示为：

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3-17)$$

引入滞后算子：

$$y_t = (I_k + A_1 L + A_2 L^2 + \dots) \varepsilon_t \quad (3-18)$$

A_i 与 ϕ_i 满足下面关系：

$$(I_k - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)(I_k + A_1 L + A_2 L^2 + \dots) = I_k \quad (3-19)$$

即 $I_k + K_1 L + K_2 L^2 + \dots = I_k$ ， $K_1 = K_2 = \dots = 0$ ，关于 K_q 的条件递归定义了MA系数，然后将 y_{it} 表达为：

$$y_{it} = \sum_{j=1}^k (\alpha_{ij}^0 \varepsilon_{jt} + \alpha_{ij}^1 \varepsilon_{j,t-1} + \alpha_{ij}^2 \varepsilon_{j,t-2} + \alpha_{ij}^3 \varepsilon_{j,t-3} + \dots) \quad (3-20)$$

式(3-20)中 $(\alpha_{ij}^0 \varepsilon_{jt} + \alpha_{ij}^1 \varepsilon_{j,t-1} + \alpha_{ij}^2 \varepsilon_{j,t-2} + \alpha_{ij}^3 \varepsilon_{j,t-3} + \dots)$ 表示给予第 j 个扰动项 ε_j 的冲击对 y_{it} 影响的总和。由于该模型中贡献度以方差度量，那么就需要算出该影响之和的方差：

$$E \left[\left(\alpha_{ij}^0 \varepsilon_{jt} + \alpha_{ij}^1 \varepsilon_{j,t-1} + \alpha_{ij}^2 \varepsilon_{j,t-2} + \alpha_{ij}^3 \varepsilon_{j,t-3} + \dots \right)^2 \right] = \sum_{q=0}^{\infty} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{jj} \quad (3-21)$$

设扰动项 ε_j 不存在自相关，则 y_i 的方差能够表达成：

$$Var(y_i) = \sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{\infty} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{jj} \right\} \quad (i=1,2,\dots,k) \quad (3-22)$$

那么就可以得出方差贡献率：

^① 伍德里奇(美)，费剑平，等。计量经济学导论：现代观点。中国人民大学出版社，2003。

$$RVC_{j \rightarrow i}(s) = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{s-1} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{jj} \right\}} \quad (3-23)$$

式(3-23)表达了第 j 个内生变量冲击对第 i 个变量影响的贡献度。其中 $RVC_{j \rightarrow i}(s)$ 拥有两个特征: ① $0 \leq RVC_{j \rightarrow i}(s) \leq 1$; ② $\sum_{j=1}^k RVC_{j \rightarrow i}(s) = 1$

通过方差分解, 能够比较在铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场以及境外代表性铁矿石期货市场的波动中, 自身波动与另外两者波动的贡献度大小。

检验过程从 H_{r0} 依次向下, 如果拒绝 H_{r0} , 接着再作 $r+1$, 检验 $H_{(r+1)0}$, 至统计量 λ_{\max} 小于临界值为止。

上述两类检验在软件中可一并运行, 得出结果在大部分情况下也是一致的。

协整检验后模型会给出一个长期均衡关系式, 这可以帮助我们更加透彻地分析变量间的长期稳定关系。不过, 如果出现多个协整方程, 目前学界大都只选取第 1 个协整方程作为分析对象^①。

4. 向量误差修正模型 (VECM)

除了长期均衡关系外, 变量间还会存在短期的非均衡关系, 即波动的误差修正, 这时候需要采用误差修正模型进行表述, 即:

$$\Delta y_t = \text{lagged}(\Delta y, \Delta x) - \lambda \cdot ecm_{t-1} + u_t \quad (0 < \lambda < 1) \quad (3-14)$$

ecm 为误差修正项 ($ecm_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$), λ 为短期调整系数; 若 $ecm_{t-1} > 0$, 那么 $-\lambda \cdot ecm_{t-1} < 0$, 使得 Δy_t 减少, 式(3-14)实际上体现了 ecm 对变量偏离均衡后的一种修正机制。

对式(3-8)施加一个协整约束, 有 VECM:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (3-15)$$

由式(3-15), 短期波动 Δy_t 因素由两部分组成: 一方面是长期均衡影响, 式(3-15)中 $\beta' y_{t-1}$ 就是误差修正项 ecm_{t-1} ; 另一方面是短期波动影响, ecm_{t-1} 前的矩阵 α 就表示偏离调整幅度。如果系数通过了显著性检验, 则能够将该矩阵中的系数视作之前各期短期波动对当期短期波动的影响。

5. 脉冲响应函数和方差分解模型

(1) 脉冲响应函数

因为在 VAR 模型中单个参数并没有太多的经济含义, 所以我们主要是考察在现期对模型整体给予一个冲击时, 未来各时期中模型内每个变量会做出怎样的响应, 此即称为脉冲响应函数^②。

为了便于理解该函数, 此处仅说明双变量 VAR 模型:

$$\begin{cases} x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \varepsilon_{1t} \\ y_t = c_1 x_{t-1} + c_2 x_{t-2} + d_1 y_{t-1} + d_2 y_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad t = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (3-16)$$

其中, a_i 、 b_i 、 c_i 、 d_i 是参数, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ 是扰动项, ε_{1t} 、 ε_{2t} 两者不相关。若 ε_{1t} 变化,

^① 孙敬水. 中级计量经济学. 上海财经大学出版社, 2009.

^② 伍德里奇(美), 费剑平, 等. 计量经济学导论: 现代观点. 中国人民大学出版社, 2003.

当期 x 值相应变化，随之使得未来各期 x 与 y 发生变化。

假设有白噪声向量，性质为： $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Omega E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = 0$ ， $t \neq s$ ，其中 Ω 为正定矩阵。自第 0 期开始，设 $x_{-1} = x_{-2} = y_{-1} = y_{-2} = 0$ ，再设第 0 期扰动项 $\varepsilon_{10} = 1$ 、 $\varepsilon_{20} = 0$ ，随后各期扰动项 $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{2t} = 0 (t = 1, 2, \dots, n)$ ，则将此称作第 0 期给 x 以脉冲。

当 $t=0$ 时， $x_0 = 1, y_0 = 0$ ，当 $t=1$ 时，将前述结果代入式 (3-16) 得 $x_1 = a_1$ ， $y_0 = c_1$ 当 $t=2$ 时，再将 $t=1$ 的结果代入式 (3-15) 中得 $x_2 = a_1^2 + a_2 + b_1 c_1$ ， $y_2 = c_1 a_1 + c_2 + d_1 c_1, \dots$ 如此依次计算，解得结果为 x_0, x_1, x_2, \dots 就是由 x 的脉冲引起的关于 x 的响应函数，同样 y_0, y_1, y_2, \dots 是由 x 的脉冲引起的关于 y 的响应函数。

由于本文讨论了现货市场、国内期货市场以及境外代表性期货市场三者的关系，那么会得出 9 个脉冲响应函数，从而得以探究其中任一方的冲击对其市场本身以及对另外两者所造成的影响。

(2) 方差分解模型

方差分解的含义为：对某一内生变量给予冲击后，在本期和未来各期的所有内生变量的总变化中，由该内生变量冲击所带来的贡献度。将观察其延长后，能够得出该贡献度的演变趋势。

将 $VAR(p)$ 重新表示为：

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3-17)$$

引入滞后算子：

$$y_t = (I_k + A_1 L + A_2 L^2 + \dots) \varepsilon_t \quad (3-18)$$

A_i 与 ϕ_i 满足下面关系：

$$(I_k - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)(I_k + A_1 L + A_2 L^2 + \dots) = I_k \quad (3-19)$$

即 $I_k + K_1 L + K_2 L^2 + \dots = I_k$ ， $K_1 = K_2 = \dots = 0$ ，关于 K_q 的条件递归定义了 MA 系数，然后将 y_{it} 表达为：

$$y_{it} = \sum_{j=1}^k (\alpha_{ij}^0 \varepsilon_{jt} + \alpha_{ij}^1 \varepsilon_{j,t-1} + \alpha_{ij}^2 \varepsilon_{j,t-2} + \alpha_{ij}^3 \varepsilon_{j,t-3} + \dots) \quad (3-20)$$

式 (3-20) 中 $(\alpha_{ij}^0 \varepsilon_{jt} + \alpha_{ij}^1 \varepsilon_{j,t-1} + \alpha_{ij}^2 \varepsilon_{j,t-2} + \alpha_{ij}^3 \varepsilon_{j,t-3} + \dots)$ 表示给予第 j 个扰动项 ε_j 的冲击对 y_{it} 影响的总和。由于该模型中贡献度以方差度量，那么就需要算出该影响之和的方差：

$$E \left[\left(\alpha_{ij}^0 \varepsilon_{jt} + \alpha_{ij}^1 \varepsilon_{j,t-1} + \alpha_{ij}^2 \varepsilon_{j,t-2} + \alpha_{ij}^3 \varepsilon_{j,t-3} + \dots \right)^2 \right] = \sum_{q=0}^{\infty} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{jj} \quad (3-21)$$

设扰动项 ε_j 不存在自相关，则 y_i 的方差能够表达成：

$$Var(y_i) = \sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{\infty} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{jj} \right\} \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (3-22)$$

那么就可以得出方差贡献率：

$$(3-23)$$

$$RVC_{j \rightarrow i}(s) = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{ij}}{\sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{s-1} (\alpha_{ij}^q)^2 \sigma_{ij} \right\}}$$

式(3-23)表达了第j个内生变量冲击对第i个变量影响的贡献度。其中 $RVC_{j \rightarrow i}(s)$ 拥有两个特征:

① $0 \leq RVC_{j \rightarrow i}(s) \leq 1$; ② $\sum_{j=1}^k RVC_{j \rightarrow i}(s) = 1$

通过方差分解,能够比较在铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场以及境外代表性铁矿石期货市场的波动中,自身波动与另外两者波动的贡献度大小。

四、定价基准有效性的实证分析

(一) 数据的描述性统计

首先对LCSI、LDSS和LXJS的数据形态进行描述。由图4-1可以看出,在2013年10月18日(图中横轴0点)到2015年2月13日(图中横轴最末端)期间,三个市场的走势都非常相近,并且保持着明显的向下趋势。而就图4-1而言,难以明显地分辨出价格的引导者,因此有必要进行后续的计量分析。同时,显著的向下趋势和价格恒大于0的特征,说明LCSI、LDSS和LXJS三者皆含有截距项和趋势项。

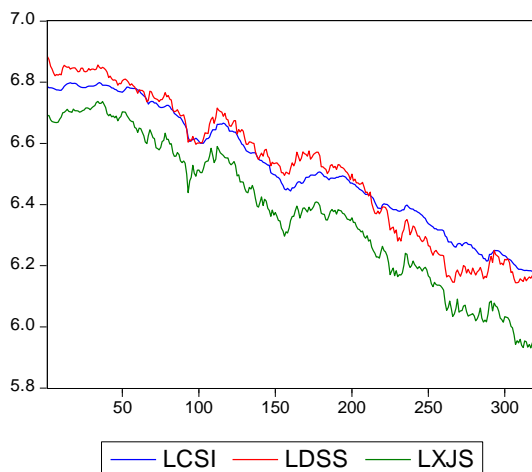


图4-1 LCSI、LDSS和LXJS的走势图

图4-2则是对三个时间序列一阶差分 $\Delta LCSI$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 的走势描绘,可以看出三者 $\Delta LCSI$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 皆围绕着0点上下波动,其均值都近似等于0,没有时间趋势,并且截距值也几乎为0,因此可以认定 $\Delta LCSI$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 三个序列都是属于既无截距也无时间趋势的

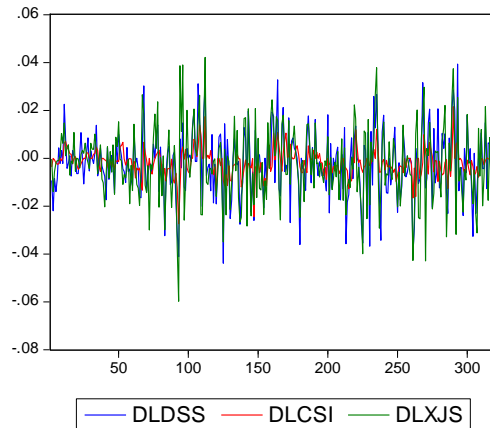


图 4-2 $\Delta LCSI$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 的走势

再关注到表 4-1 中各时间序列的描述性统计结果。从标准差的对比中可以看出，两期货市场的数值皆大于现货市场，表示期货市场的波动比现货市场更为剧烈；另外，根据 J-B 统计量的检验结果，可以发现三者皆不服从于正态分布，稍呈左偏分布，而峰度值则较小，形态较为平坦。

表 4-1 各序列描述性统计结果

变量	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量
LCSI	6.517009	0.195359	-0.063749	1.766113	20.51644*
LDSS	6.520038	0.232119	-0.187282	1.722815	23.62001*
LXJS	6.377297	0.239020	-0.189395	1.837490	19.93216*
DLCSI	-0.001858	0.005402	-0.097112	6.515553	165.2911*
DLSS	-0.002192	0.013437	-0.127569	3.696998	7.345352*
DLXJS	-0.002239	0.014891	-0.066907	3.725477	7.256319*

(二) 序列平稳性检验

在进行后续的 VAR 模型建立，Johansen 检验，VECM 建立等工作之前，首先需要做的是时间序列的单位根检验，以确保时间序列之间是同阶单整的。本文采用的是应用最为广泛的 ADF 检验。

开展 ADF 检验时存在着 2 个问题：（1）模型形式的选择，这通过 4.1 对样本数据的描述，可以看出原序列 LCSI、LDSS 和 LXJS 含有截距项和趋势项，而一阶差分 $\Delta LCSI$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 则是既不包括截距项也不包括趋势项。（2）滞后阶数的确定，这主要是根据 AIC 和 SC 两种信息准则进行判断。

本文所使用的 Eviews6.0 软件在确定准则后可以自动给出最优滞后阶数，检验结果如表 4-2 所示：

表 4-2 ADF 单位根检验结果

变量	模型类型	ADF 统计量	P 值	ADF 检验的临界值	
				1%临界值	5%临界值
LCSI	有截距有趋势	-3.0909	0.1102	-3.9871	-3.4241
LDSS	有截距有趋势	-2.6454	0.2605	-3.9871	-3.4241
LXJS	有截距有趋势	-3.3846	0.0553	-3.9871	-3.4241
$\Delta LCSI$	无截距无趋势	-10.5744	0.0000	-2.5722	-1.9418
$\Delta LDSS$	无截距无趋势	-16.5473	0.0000	-2.5722	-1.9418
$\Delta LXJS$	无截距无趋势	-16.2671	0.0000	-2.5722	-1.9418

根据表 4-2, LCS1、LDSS 和 LXJS 三个时间序列在 1% 和 5% 的显著性水平下都无法拒绝“含有单位根”这一原假设,三者皆为非平稳序列。进而对三个时间序列进行一阶差分,构造出 $\Delta LCS1$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 三个变量,然后综合 AIC 准则和 SC 准则确定滞后长度。结果显示,一阶差分后的三个时间序列在 1% 的水平下都通过了显著性检验,即 $\Delta LCS1$ 、 $\Delta LDSS$ 和 $\Delta LXJS$ 皆为平稳时间序列,这也说明 LCS1、LDSS 和 LXJS 三者同为一阶单整序列,互相可能含有协整关系。

(三) VAR 模型的建立

VAR 模型的建立关键在于其最优滞后阶数的确定,主要有 LR 统计量、FPE 值、AIC 准则、SC 准则和 HQ 信息准则五种判定指标。在实际应用中,一般采用 AIC 准则和 SC 准则进行综合判断,理想状态下两者一并达到最小的阶数即为所要选取的最优滞后阶数。然而若两种准则所判定的最优滞后阶数不一致,就需要参考 LR 统计量。表 4-3 给出了关于 VAR 模型滞后阶数确定的相关结果:

表 4-3 变量 LCS1、LDSS 和 LXJS 的无约束 VAR 模型的滞后阶数确定

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1451.190	NA	1.92e-08	-9.253612	-9.217706	-9.239263
1	3194.976	3443.001	2.95e-13	-20.33850	-20.19488	-20.28111
2	3244.910	97.63515	2.27e-13	-20.60006	-20.34872*	-20.49962*
3	3259.612	28.46577	2.19e-13	-20.63650	-20.27744	-20.49301
4	3272.840	25.35687*	2.13e-13*	-20.66352*	-20.19674	-20.47698
5	3276.697	7.319519	2.20e-13	-20.63065	-20.05616	-20.40107
6	3281.910	9.793561	2.26e-13	-20.60646	-19.92424	-20.33383
7	3288.391	12.04937	2.29e-13	-20.59036	-19.80042	-20.27468
8	3296.711	15.31108	2.30e-13	-20.58601	-19.68836	-20.22729

从表 4-3 可以看出, AIC 确定的最优滞后阶数为 4, 而 SC 确定的最优滞后阶数为 2, 两者结果不一致, 因此考察 LR 统计量, 其结果与 AIC 相同, 所以认为最优滞后阶数为 4 阶。

另外, 由于后面将进行脉冲效应函数和方差分解的分析, 而这两者是基于“VAR 模型是稳定的”这一前提展开, 因此同时还需要对 VAR (4) 模型的稳定性进行检验。图 4-3 给出了 AR 特征根的图形表示:

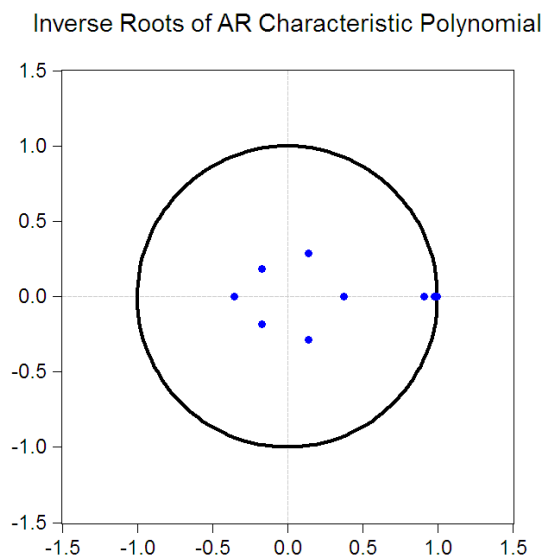


图 4-3 VAR (4) 模型的 AR 特征根

如果一个被检验 VAR 模型, 其 AR 特征根都位于图 4-3 单位圆内, 则表示所建立的 VAR 模型稳定。由图 4-3 可知, VAR (4) 的模型能够开展后续脉冲响应函数与方差分解分析。

(四) Johansen 协整检验

开展 Johansen 协整检验会遇到两个问题：(1) 模型类型的确定，由第三章部分中三者的一阶差分序列图中能够得知，LCSI、LDSS 和 LXJS 的均值都不为 0，且有显著的时间趋势，因此应选择含有截距项且含有趋势项的模型。(2) 滞后阶数的确定，由于 VAR(4) 为最优，那么相应的 Johansen 检验滞后阶数则为 3。由此可得 LCSI、LDSS 和 LXJS 三者协整检验结果，如表 4-4 所示：

表 4-4 Johansen 协整检验结果

检验方法	零假设	特征值	统计量	5%临界值	P 值
迹检验	None	0.0859	47.3758	42.9153	0.0168
	At most 1	0.0364	18.7174	25.8721	0.2978
	At most 2	0.02136	6.8887	12.5180	0.3563
最大特征值检验	None	0.0859	28.6584	25.8232	0.0206
	At most 1	0.0364	11.8288	19.3870	0.4312
	At most 2	0.02136	6.8887	12.5180	0.3563

由表 4-4 结果可见，当原假设为“无协整关系”时，迹检验统计量和最大特征值检验统计量皆大于 5% 临界值，说明 5% 显著性水平下拒绝了原假设，即协整关系存在。而当原假设为“协整关系个数至多为 1”时迹统计量和最大特征值统计量皆小于 5% 临界值，说明 5% 显著性水平下接受了原假设，即协整关系至多为 1 个。两者综合，则可知 LCSI、LDSS 和 LXJS 三者之间有且仅有 1 个协整关系，这也就是说铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场以及境外代表性铁矿石期货市场三者之间存在长期均衡关系^①，其长期均衡关系形式为：

$$LCSI = 0.223554LDSS + 0.068561LXJS - 0.002894t + ECM \quad (4-1)$$

式 (4-1) 的协整系数显示，长期来看，国内（大商所）铁矿石期货铁矿石现货呈现正相关关系，国内期货价格每上涨 1%，现货市场价格就上涨 0.223554%；境外代表性（新交所）铁矿石期货价格与铁矿石现货价格同样呈正相关，境外期货价格每上涨 1%，现货市场就上涨 0.068561%。协整系数皆为正数，说明期货价格的上升将导致现货价格的上升；另外，根据协整系数的绝对值大小，说明从长期角度而言，国内铁矿石期货较之于境外铁矿石期货对铁矿石现货造成的影响更大，即国内铁矿石期货市场对现货的长期价格发现能力优于境外代表性铁矿石期货市场，说明在定价方面更为灵敏和有效。

(五) 向量误差修正模型

向量误差修正模型 (VECM) 用于表示短期失衡下，通过修正调整机制最终回归长期均衡的过程。

构建 LCSI、LDSS 和 LXJS 三者 VECM 时需注意模型类型和滞后阶数都应与协整检验时相同，据此可以估计出式 4-2 的结果：

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta LCSI \\ \Delta LDSS \\ \Delta LXJS \end{bmatrix}_t &= \begin{bmatrix} 0.03 & 0.05 & 0.13 \\ 0.03 & 0.21 & 0.27 \\ -0.07 & 0.06 & 0.01 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta LCSI \\ \Delta LDSS \\ \Delta LXJS \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.10 & 0.02 & 0.07 \\ 0.10 & -0.10 & 0.07 \\ 0.20 & -0.05 & -0.08 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta LCSI \\ \Delta LDSS \\ \Delta LXJS \end{bmatrix}_{t-2} \\ &+ \begin{bmatrix} 0.22 & 0.01 & -0.01 \\ 0.41 & -0.03 & -0.10 \\ 0.23 & -0.08 & -0.25 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta LCSI \\ \Delta LDSS \\ \Delta LXJS \end{bmatrix}_{t-3} + \begin{bmatrix} -0.014521 \\ -0.088996 \\ -0.065275 \end{bmatrix} VECM_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.000583 \\ -0.001247 \\ -0.002011 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4-2)$$

其中，误修正项 $ECM = LCSI - 0.223554LDSS - 0.068561LXJS + 0.002894t$ 。

由式 (4-2) 可得：其一，三个价格的 ECM 系数皆为负值，说明都遵循误差修正的反向调整机制，且通过了 5% 显著性检验，表示在短期内，铁矿石现货价格、国内铁矿石期货价格和境外代表性

^① Lai K S, Lai M. A cointegration test for market efficiency. Journal of Futures Markets, 1991, 11(5): 567-575.

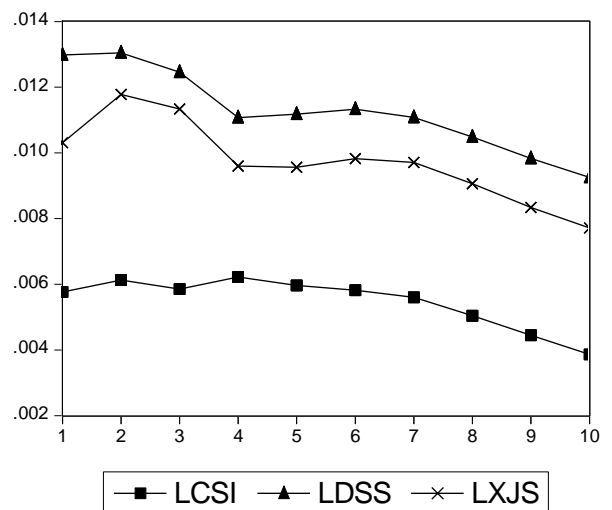
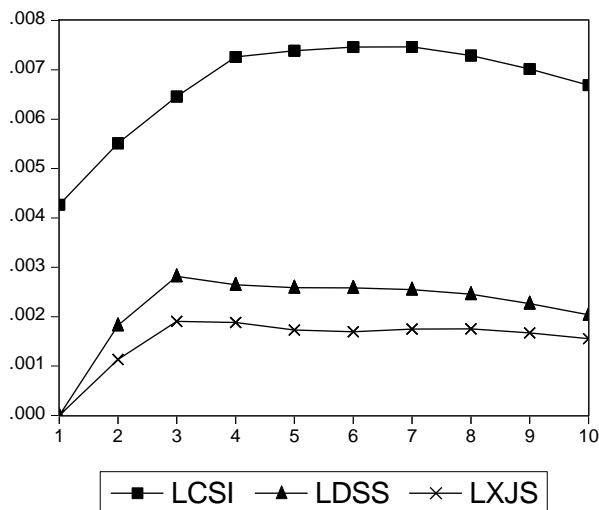
铁矿石期货价格的变动都受到误差修正项的显著影响。如此,当上一期任一市场的价格发生向上偏离的情况时, $ECM > 0$,相应的 $-0.014521ECM < 0$ 表示对现货价格的修正作用, $-0.088996ECM < 0$ 表示对国内期货价格的修正作用, $-0.065275ECM < 0$ 表示对境外代表性期货价格的修正作用,上述三者都能够通过修正机制帮助发生偏离后的价格逐渐回归均衡。

其二,误差项系数的绝对值 0.014521、0.088996 和 0.065275 分别表示调整的速度[26],其含义为:当上一期市场的价格出现偏离时,那么下一期误差修正项将会对现货市场偏离中 1.4521%的比例进行修正,对国内期货市场偏离中 8.8996%的比例进行修正,对境外代表性期货市场偏离中 6.5275%的比例进行修正。三者间进行比较,能够发现误差修正项对期货市场的调整速度普遍大于现货市场;而对境外代表性期货市场的调整速度又大于国内期货市场。由此说明,铁矿石期货相较于现货反应更快,在价格发现中为主导;而就国内外的铁矿石期货市场而言,国内期货市场对价格信息的反映速度略优于境外代表性期货市场,短期价格发现能力稍占优势。

(六) 脉冲响应函数及方差分解

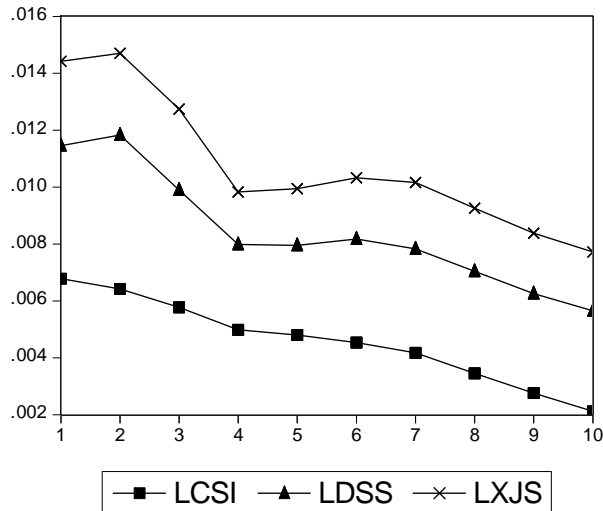
脉冲响应函数和方差分解其实是价格发现的两个方面。脉冲响应函数能够表示:当一方发出价格新息冲击时,其他信息接收方在当期及未来各期的价格变化;而方差分解则表示:当某一方受到了价格信息冲击时,对其冲击成因进行分解,从而辨识出每种成因的新息冲击贡献度。

先对脉冲响应函数部分进行分析。因为该函数主要借助 Cholesky 分解方法,而这一结果受到变量次序的影响,所以本节采用与次序无关的广义脉冲。图 4-2 三幅图是铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场和境外代表性铁矿石期货市场对相关冲击的反应,函数基于 VAR(4) 模型,脉冲影响滞后期为 10 期。图形中横轴表示滞后期数,纵轴表示变量对冲击响应的波动水平,实线表示某一价格变量的脉冲响应函数。



(1) LCSI 对 LCSI、LDSS 和 LXJS 的广义脉冲响应

(2) LDSS 对 LCSI、LDSS 和 LXJS 的广义脉冲响应



(3) LXJS 对 LCSI、LDSS 和 LXJS 的广义脉冲响应

图 4-4 三个市场间的广义脉冲响应函数

由图 4-4 的 (1)、(2)、(3) 可以得出：图 (1) 中现货市场对于来自自身冲击的反应最大，从 4% 逐渐提升至 8%，并一直保持优势；而国内期货和境外期货对其的冲击则是从 2% 开始逐渐上升至 6%，但国内期货的冲击始终大于境外期货。图 (2) 中国内期货同样对于来自自身冲击的反应最大，一直保持在 10% 以上；其次则是来自境外期货的冲击，约为 9%；而现货的冲击则一直徘徊在 6% 的水平。图 (3) 中境外代表性期货对于来自自身冲击的反应最大，平均约为 12%；其次是来自国内期货的冲击，平均约为 10%；而现货对它的冲击最弱，至第 10 期时接近 2%。总体来看，除去市场对自身的冲击效果，国内期货所发出的新息冲击影响较大，也说明具有相对较强的引导作用。

再对方差分解部分进行分析。同样因为其主要借助 Cholesky 分解方法，所以结果会受到变量次序的影响，即首期方差分解完全取决于次序中的首个变量，并以它为新息冲击。换言之，作为第一次序的变量除了在自身市场的方差分解中所显现的贡献度是准确的，在其他市场的方差分解中会呈现出贡献度偏高的误差。因此，在每次的方差分解中，需要对变量次序进行调整，将被分解对象的相应变量作为 Cholesky 因子分解的第一个变量^①。如此可以增加市场自身影响的重要性，相对削弱其他市场的影响，这样更加贴近现实；但是这种处理并不影响对市场间的相互贡献度进行比较。表 4-5 显示了方差分解的结果，并且将考察范围延长至 50 期的滞后期，如此可以同时呈现出短期和长期状态下的信息贡献度。

表 4-5 三个市场的方差分解结果

滞后期	铁矿石现货市场			国内铁矿石期货市场			境外代表性铁矿石期货市场		
	LCSI	LDSS	LXJS	LCSI	LDSS	LXJS	LCSI	LDSS	LXJS
1	100.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%
5	84.44%	10.67%	4.89%	0.30%	97.85%	1.85%	0.07%	0.04%	99.89%
10	85.22%	9.99%	4.79%	0.23%	98.19%	1.58%	0.51%	0.15%	99.34%
20	87.18%	8.18%	4.63%	2.87%	95.67%	1.46%	7.54%	1.67%	90.79%
30	87.66%	7.87%	4.48%	9.68%	87.50%	2.81%	19.35%	4.07%	76.58%
50	86.39%	9.38%	4.23%	22.80%	71.27%	6.00%	37.46%	7.66%	54.89%

不考虑市场自身的贡献度，由表 4-5 可知：在现货市场价格变化成因方面，国内期货市场价格 LDSS 无论在短期（5 期时为 10.67%）还是长期（50 期时为 9.38%）始终大于境外代表性期货市场价格 LXJS 的信息贡献度（5 期时为 4.89%，50 期时为 4.23%），这说明国内期货市场在短期和长期

^① 例如以现货市场为分解对象，那么就要将代表现货市场的 LCSI 放在变量中的第一次序。

中对现货市场的价格发现能力都要优于境外代表性期货市场,这与此前检验的结果一致。在国内期货市场价格变化成因方面,短期时现货市场价格 LCSI 的信息贡献度(5期时为 0.30%)低于境外代表性期货市场 LXJS(5期时为 1.85%),但是长期时 LCSI 的贡献度(50期时为 22.80%)则大于 LXJS(50期时为 6.00%),这说明短期内现货对国内期货市场的价格发现优于境外代表性期货市场,而长期来看境外期货市场对国内期货市场的价格发现能力则更胜一筹。在境外代表性期货市场价格变化成因方面,现货价格 LCSI 无论在短期(5期时为 0.07%)还是长期(50期时为 37.46%)始终大于国内期货市场价格 LDSS(5期时为 0.04%,50期时为 7.66%)的信息贡献度,这显示现货市场在短期和长期中对境外代表性期货市场的价格发现能力皆优于国内期货市场,是更优的定价基准。

(七) 实证结果分析

本文通过单位根检验、向量自回归模型、Johansen 协整检验、向量误差修正模型、脉冲响应函数和方差分解等一系列计量方法,对铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场和境外代表性铁矿石期货市场的长期均衡关系、短期波动关系与价现发现关系进行了分析,综合得出以下几个结论:

(1) 铁矿石现货市场、国内铁矿石期货市场和境外代表性铁矿石期货市场三者存在长期均衡关系,期货与现货市场的价格呈现正相关。其中,国内期货市场的长期均衡影响大于境外期货市场。

(2) 三者同时存在短期波动关系,都具备反向的误差修正机制。在短期波动的修正中,国内期货市场的调整速度更快,反应更为敏感,效果略优于境外期货市场。

(3) 在价格的新息冲击方面,国内铁矿石期货市场对铁矿石现货市场的冲击和贡献度整体大于境外代表性铁矿石期货市场,说明国内期货的价格引导与价格发现能力优于境外期货。

综合看来,虽然在短期内境外代表性期货对各类偏差的调整速度更快,但是在价格发现能力方面,国内期货仍然占据优势。仅从计量分析的结果来看,国内铁矿石期货经过这一两年的迅猛发展,在作为定价基准方面已经优于国际上原先的权威铁矿石期货市场。

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文需要回答的核心问题是“我国铁矿石期货推出至今,在作为定价基准方面是否优于国际上同类的权威市场”。通过理论分析,我们将“定价基准”与“价格发现能力”之间的逻辑关系进行了详细的阐述;通过实证分析,我们能够准确地度量出国内期货与境外期货对现货的价格发现能力。研究表明,国内铁矿石期货市场和境外铁矿石期货市场对于铁矿石现货市场都拥有显著的价格发现能力,都可以作为较好的定价基准;不过两相比较,国内铁矿石期货的价格发现能力更胜一筹,是更为优秀的定价基准。这说明,虽然以“新加坡掉期”为代表的境外铁矿石期货先于国内同类期货产品推出,在市场上占据了先机;但是由于我国作为铁矿石的最大消费国,更能充分反映我国铁矿石市场情况的国内铁矿石期货表现出了“后发制人”的态势,逐渐超越原先国际上权威的铁矿石期货市场,成为铁矿石市场中更有效的定价基准。

根据第二章的理论分析,一个期货市场是更为有效的定价基准,得益于其强大的价格发现能力;而拥有强大的价格发现能力,则主要是由于其流动性好、参与度高,从而使得该期货市场能够充分反映实际的供求关系,所形成的价格更为投资者所认可。

从数据上来看,截至 2014 年 10 月底,大连商品交易所的铁矿石期货累计成交 6764 万手,成交金额 4.7 万亿元,在进行口径转换之后,大商所期货累计成交量约为新交所铁矿石掉期的 23 倍、美国芝加哥商品交易所的 428 倍。可以发现,我国铁矿石期货市场的流动性和参与度确实超越了国际上同类型的市场。^①

而我国的铁矿石期货市场之所以具有如此高的流动性和参与度,本文认为主要有以下两个方面的原因:

^① 数据来源:中国钢铁网。

1. 我国是铁矿石的最大消费国

铁矿石主要是作为钢材生产的原材料，在我国钢材产量占全球约 50%的条件下，铁矿石的消费量在世界范围内也是独占鳌头。大规模的消费量意味着大规模的交易量，交易量越大，就越能够反映出真实的供求关系；换言之，在我国境内的铁矿石交易行为体现了全球范围内较大部分的铁矿石交易信息，那么能够吸引这些交易双方参与的铁矿石期货市场，才更有可能充分体现出铁矿石的供求情况，从而呈现出更为有效的价格。而在我国境内铁矿石交易双方的眼中，反映了“中国因素”的大商所铁矿石期货市场自然是目前最为理想的选择。得益于强大的现货交易支撑，我国大商所的铁矿石期货才能够在短期内超越境外同类市场。

2. 我国铁矿石期货合约设计和交割方式更贴近企业需求

我国大商所无论是期货合约设计还是交割方式相比于境外铁矿石期货皆有优点。以新交所为例进行比较，首先，大商所铁矿石期货合约的份数额度较小，投资门槛低，且手续费相对低廉；而新交所掉期合约的清算费用为每手 12 美元，这相比于我国期货而言昂贵了许多，此外，新交所期货标的为 500 吨/手，门槛较高，让很多小投资者退避三舍。其次，我国大商所铁矿石期货采用的是实物交割，利于企业套期保值，且交割方式灵活，既有传统的仓单交割，又有创新的提货单交割：对于买方而言，提货单交割意味着可以在买方希望的地点交货，这显著节约交割成本，包括物流费、仓储费、港杂费、时间资金成本等；对于卖方来讲，相对于传统的仓单交割，由于提货单交割可以提前申请交割，因此能够提前拿到货款，从而节省财务成本；而新交所的合约只能进行现金交割，不能交货，这对钢铁企业套期保值操作会造成阻碍。可以说，目前我国铁矿石期货市场在机制设计上优于境外的代表性期货市场，因此能够吸引更多的交易双方参与其中。

(二) 政策建议

我国铁矿石期货的活跃度虽然已经超越原先市场份额最大的新交所铁矿石掉期。但是毕竟才起步不到两年，时间较短，在制度方面以及市场参与者方面仍有欠缺，同时上述原因探讨中的优势也并非让人高枕无忧，因而本文对我国铁矿石期货的发展提出以下几点参考建议：

1. 进一步完善铁矿石期货的交易品种

目前国际上大部分铁矿石期货市场仅有针对“品位 62 粉矿”的铁矿石期货产品，而铁矿石这一类矿产商品存在一个问题，就是不同矿区所出产的矿石成分不同。由于目前期货产品受限，因而期货在进行实物交割时普遍性地存在非标准矿向标准矿转化的问题，如此会使得套期保值的效果降低^①。美国芝加哥商品交易所就在酝酿推出“品位 58 粉矿”的期货产品，此举有可能对我国大商所的铁矿石期货市场造成威胁，因此为完善我国铁矿石期货的品种结构，有必要推出更具多样性和代表性的铁矿石期货产品，例如可以酝酿推出以某种代表性指数为标的的铁矿石期货。

2. 应鼓励钢铁企业充分参与铁矿石期货交易

就铁矿石期货推出的初衷而言，是希望为铁矿石产品下游的钢铁企业提供套期保值、规避风险的工具和手段；而目前铁矿石期货市场的参与方主要是机构投资者和民营钢企，国有钢企的参与度较低。因此，钢铁产业需要建立期货人才培养与管理机制，转变长时间以来在原材料方面忽视期货市场的固有观念，构建企业金融化经营战略。

3. 完善期货市场规章制度，为企业参与期货交易提供保障

随着我国铁矿石期货市场的发展，越来越多的投资者参与到市场之中，其中必然包含投机资本的进入；而由于我国铁矿石期货市场起步较晚，不免存在一些制度性的漏洞，这就给投机资本以可趁之机，使得期货市场不稳定性增加。因此，政府需要继续完善铁矿石期货交易的规章制度，以尽可能确保不会出现被他人利用的制度性漏洞；同时，在市场出现异常状况时，能够有章可循，采取有效措施诸如强制平仓、强制减仓以及风险预警等手段化解风险。只有在制度完善的前提下，我国铁矿石期货市场才有可能真正确立在铁矿石定价中的核心地位。

^① 肖明，崔超，郑珩. 我国铁矿石期货价格与现货价格的波动分析. 价格理论与实践, 2014 (9): 89-91.

参考文献

- [1] 张晓峒. 计量学经济基础[M]. 南开大学出版社, 2001.
- [2] JM 伍德里奇 (美), Wooldridge J M, 费剑平等. 计量经济学导论: 现代观点[M]. 中国人民大学出版社, 2003.
- [3] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 高等教育出版社, 2005.
- [4] 万丽, 境外抢先推出中国股指期货对我国股市的影响分析[J]. 西安金融, 2006 (10): 40-41.
- [5] 夏天, 程细玉. 国内外期货价格与国产现货价格动态关系的研究[J]. 金融研究, 2006, 2: 110-117.
- [6] 李海英, 马卫锋, 罗婷. 上海燃料油期货价格发现功能研究——基于 GS 模型的实证分析[J]. 财贸研究, 2007 (2): 104-108.
- [7] 郑尊信. 股指期货异地市场与本土市场之争——来自新加坡与中国台湾市场的启示[J]. 特区经济, 2008 (7): 116-117.
- [8] 熊熊, 张维, 李帅等. 台湾股票指数期货的日内价格发现机制研究[J]. 管理科学学报, 2008, 11(2): 91-99.
- [9] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例[M]. 清华大学出版社, 2009.
- [10] 孙敬水. 中级计量经济学[M]. 上海财经大学出版社, 2009.
- [11] 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, 27(10): 32-38.
- [12] 封思贤, 张兵, 李心丹等. 从中国股指期货境外的联动看我国股市定价权[J]. 金融研究, 2010 (4): 101-114.
- [13] 齐中英, 董羽鹏, 赵娜. 国内外燃料油期货市场价格对我国现货市场价格影响研究[J]. 哈尔滨工业大学学报: 社会科学版, 2010 (6): 61-67. 2012.
- [14] 陈登攀. 股指期货推出对现货市场的影响以及定价权实证分析[D]. 西南财经大学, 2012.
- [15] 徐雪, 李建林. 中国期货市场定价效率的实证分析——基于中美棉花期货市场价格关系的研究[J]. 技术经济与管理研究, 2013 (3): 98-102.
- [16] 姚玉婷. 从股指期货与现货的互动关系看我国 A 股市场定价权[D]. 南京农业大学,
- [17] 肖明, 崔超, 郑珩. 我国铁矿石期货价格与现货价格的波动分析[J]. 价格理论与实践, 2014 (9): 89-91.
- [18] 李琼. 国际铁矿石期货价格与现货价格关系研究[D]. 中国海洋大学, 2013.
- [19] Roope M, Zurbrugg R. The intra-day price discovery process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange[J]. Journal of Futures Markets, 2006, 22(3): 219-240.
- [20] Ballinger A, Dwyer G P, Gillette A B. Trading institutions and price discovery: the cash and futures markets for crude oil[J]. 2007. 267-285.
- [21] Fung H G, Leung WK, Xu XE. Information flows between the US and China commodity futures trading[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2008, 21(3): 267-285.
- [22] Holder M E, Pace R D, Tomas M J. Complements or substitutes? Equivalent futures contract markets—the case of corn and soybean futures on US and Japanese exchanges[J]. Journal of Futures Markets, 2010, 22(4): 355-370.
- [23] Brockman P, Tse Y. Information shares in Canadian agricultural cash and futures markets[J]. Applied Economics Letters, 2010, 2(10): 335-338.

Is the Price of Iron Ore Futures the More Effective Pricing Bench Mark?

Zheng Yang

Abstract: Iron ore is an important industrial raw material, related to the national economy. The past two decades, with the rise of steel production, the demand for iron ore is increasing in China. After 2003, China has surpassed Japan to become the world's largest importer of iron ore. However, owing to the pricing mechanism called “long-term agreement price”, the initiative was always in the hands of the three huge suppliers. Although the three huge suppliers renounced “long-term agreement price” mechanism later, many oversea future markets took that opportunity to launch a lot of futures products about iron ore, replacing “long-term agreement price” as new pricing benchmark, while China was still on disadvantageous situation in pricing. There wasn't a trend to improve the ability of iron ore pricing until

DCE launched the iron ore futures.

On this background, this paper analyses and compares the effectiveness of pricing benchmark between China's iron ore futures market and overseas iron ore futures market. It selects CSI index, DCE iron ore continuous prices and SGX iron ore swaps continuous price as samples, to take empirical analysis under unit root test, VAR model, Johansen cointegration test, VECM, impulse response function and variance decomposition method for studying the ability of price discovery, from domestic iron ore futures market and overseas representative iron ore futures market to the spot market. This ability can be a method to judge the validity as the pricing benchmark.

The conclusions show that both domestic and overseas iron ore futures market have significant price discovery capabilities, can serve as a good pricing benchmark. However, the domestic market is superior to overseas markets. Although overseas futures market seized the initiative, China's iron ore futures still gradually surpassed other iron ore markets in the world.

The reason for this phenomenon are the status of the largest consumer of iron ore as well as the design of DCE's futures contract conforming to companies' demand, which attracts a large number of investors to enter China's iron ore futures market, so that the market maintains a high degree of mobility and participation, thus forming more efficient price.

Finally, China's iron ore futures market still subjects to multi-challenge. Considering the market is not yet ripe for a short time establishment and development, this paper further improves some policy recommendations, such as the proposing the varieties, encouraging steel companies to participate fully and improving rules and regulations.

Key words: Iron ore futures; Pricing benchmark; Price discovery capability

责任编辑：张子越 李雅婷

【证书信息快递】

特许财富管理师

特许财富管理师（Chartered Wealth Manager，简称 CWM）证书由美国金融管理学会（American Academy of Financial Management，简称 AAFM）推出。该学会成立于 1995 年，专业从事投资规划、资产管理、财务管理、理财规划方面的培训和认证。AAFM 是美国最受欢迎的金融从业人员资质认证机构，目前在全球 75 个国家和地区拥有 5 万余名会员。CWM 证书在银行界具有相当大的权威性。一项调查显示，在美国银行从业人员中，CWM 证书持有者的比例最高。此外，CWM 与 CFP 的知识体系是互通的，CWM 证书持有者补修规定课程后，可申请 CFP 证书。大学本科毕业，在金融及相关领域工作满 2 年者；具有大专学历，在金融及相关领域工作满 5 年者。此外，以上两类人员还必须具备较强的英语听、说、读、写能力。CWM 认证考试分案例答辩和闭卷考试两部分。案例答辩主要考核考生解决财富管理过程中实际问题的能力和与客户直接沟通的能力。闭卷考试包括财富管理基础、财富管理实务两部分，共 25 道题目，全为多项选择题，中英文对照，考核考生对财富管理专业知识的掌握程度及计算能力。

风险投资、技术创新与经济增长

巩韬

摘要：风险投资究竟促进了经济增长还是阻碍了经济增长？本文使用包含风险投资和技术创新的内生增长模型模拟风险投资、技术创新与经济增长的关系。通过对 2009-2012 年中国大陆 31 个省级行政区（不包括港澳台）的面板数据的实证检验，本文得出结论：在不同的技术创新水平下，风险投资对经济增长有不同的影响。当技术创新水平高于临界值 722 时，风险投资对经济增长有正影响，反之则风险投资对经济增长有负影响。

关键词：风险投资；技术创新；内生增长模型

各国的学者、商业领袖和政策制定者认为风险投资是促进区域和国家经济增长的重要因素。他们把经济增长缓慢归因于风险投资的缺乏(Bottazzi, Rin, 2002)。加拿大、智利、德国和以色列等国政府通过制定有利于风险投资的政策来刺激本国经济(Gilson, 2003; Cumming, MacIntosh, 2007)。

学者们认为，风险投资通过三种方式刺激风险企业的发展。第一种方式是风险投资人运用甄别技术挑选有潜力的企业并向他们提供资金(Amit, Brander, Zott, 1998)。第二种方式是风险投资人监督并指导风险企业的运营(Kaplan, Strömberg, 2004)。第三种方式是第三方投资者将拥有风险投资背景视为风险企业的能力指标，风险企业能够从风险投资人的业务网络中获利。因此，风险企业通过风险投资人的支持获得了外部资源，从而实现技术创新的不断涌现(Stuart, 1999; Colombo, 2006; Hsu, 2006; Lindsey, 2008)。

另外一些学者认为风险投资人与风险企业之间的代理关系对风险企业的发展有害(Masulis, Nahata, 2009)。如风险投资人与风险企业的目标和策略不一致，或者风险投资人窃取风险企业的创新经营理念，造成专属权伤害。因此，不能简单地认为风险投资促进了技术创新。

以上研究认为风险投资在公司层面对技术创新有正的或者负的影响。本文认为，风险投资对经济增长产生正的和负两种影响。因此，本文假设风险投资活动消耗了大量的社会资源存量，使传统的金融模式与技术模式可以获得的资源减少，并因此降低了传统金融与技术模式的产出，风险投资人还可能对技术创新做出错误判断使投资失败，即风险投资对经济增长有负影响。另一方面，风险投资极大地提高了金融体系对企业家的甄别效率以及对投资项目的监督水平，使新兴企业获得资金与成熟的管理经验，将自己的新兴技术产业化使社会技术水平提高，这样看来风险投资对经济增长有正影响。因此，当技术创新水平高于临界值时，风险投资对经济增长表现为正影响，反之则风险投资对经济增长表现为负影响。

众多学者用内生增长模型研究经济增长的持续性。然而他们忽视了金融体系的改进，在他们的模型中，金融体系是外生的。在 King & Levine (1993)的文献中，金融体系通过决定社会投资创新成功概率最高的企业家的频率来影响技术变革。Bencivenga & Smith (1991)以及 Levine (1991)在模型中假设金融体系通过影响投资于高收益项目的风险来影响长期经济增长。这些模型都没有包含金融合约、金融市场以及金融中介的产生和变动。

即使在包含金融体系的规模随着经济发展而变化的模型中，技术创新带来的不变的利润不能刺激金融体系发生改进。在 Greenwood & Jovanovic (1990)的模型中，金融中介生产有关投资项目的信息进而优化资金配置。他们假设个体参加金融中介的成本是不变的，所以经济增长使得更多的个体更够承担加入金融中介的成本，并提高资金配置的效率，进一步促进经济增长。金融机构的规模随着经济增长变化。Greenwood, Sanchez, Wang (2010)在模型中假设金融中介将资源用于对项目的监

作者简介：巩韬（1988-），男，湖北恩施人，中南财经政法大学 2013 级金融学硕士，本文系第七届“金融之星”学术论坛征文大赛优秀奖。

督，能够促进资金配置和经济增长。然而，在这些模型中，检测技术效率的提高不是源于机构对金融创新活动的投资，金融因素仍然是外生的。Laeven, Levine, Michalopoulos (2014)在内生增长模型中加入了两个新的特点，用以解释金融与技术的内生变化。第一个特点：金融创新与技术创新都是个体的利润最大化决策的产物。第二个特点：随着技术的进步，筛选有潜力的企业家的甄别模式会逐渐失效。这意味着：金融创新与技术创新是正相关的；金融创新停止，最终将会导致技术创新停止和经济停滞。

本文借鉴 Laeven, Levine, Michalopoulos (2014)的内生增长模型，模拟风险投资对技术创新和经济增长的影响，并得出几种可能出现的方案。不同的方案表示风险投资对技术创新以及经济增长的不同影响。

本文对余下的部分作如下安排：在第二部分，本文构建风险投资、技术创新与经济增长的理论模型；在第三部分，本文采用 2009-2012 年中国 31 个省级行政区（不含港澳台）的面板数据来验证假设；第四部分是结论。

一、风险投资、技术创新与经济增长的模型框架

本文借用 Laeven, Levine, Michalopoulos (2014)的内生增长模型。假设任意国家的人口为 N 并将其标准化为 1，所以总量和人均相等。任意个体拥有两个时期。效用函数为 $U = C_1 + \beta C_2$ ，其中， C_1 是第一时期的消费， C_2 是第二时期的消费， $\beta \in (0,1)$ 是个体将第二时期消费贴现到第一时期的比率。

（一）最终产品

经济体消耗劳动力和中间产品以生产最终产品，生产函数为：

$$Z = N^{1-\alpha} \int_0^1 A_{i,t}^{1-\alpha} x_{i,t}^\alpha di \quad \alpha \in (0,1) \quad (1)$$

其中， $x_{i,t}$ 是时期 t 技术水平下 $A_{i,t}$ 的中间产品， N 是劳动力。最终产品可用于消费、风险投资与技术创新的投入以及中间产品生产的投入。

假设最终产品的生产在完全竞争市场中进行，中间产品的价格等于它的边际产品：

$$p_{i,t} = \alpha \left(\frac{A_{i,t}}{x_{i,t}} \right)^{1-\alpha} \quad (2)$$

（二）中间产品

在中间部门 i 中，个体的创新理念出现在时期 $t-1$ 。一个部门只存在一个企业家能创新成功。

企业家和居户倾向于投资，但创新理念的品质是未知的，因此出现了对“信息甄别”的需求。风险投资人通过分析企业家的创新能力并分享企业创造的利润。基于风险投资人做出的评估，居户投资于被推荐的企业家。

设 $\mu_{i,t}^e$ 为被推荐的企业家创新成功的概率，则在时期 t 中间产品部门 i 的技术水平 $A_{i,t}$ 被定义为：

$$A_{i,t} = \left\{ \begin{array}{ll} \bar{A} & \text{概率 } \mu_{i,t}^e \\ A_{i,t-1} & \text{概率 } 1 - \mu_{i,t}^e \end{array} \right\} \quad (3)$$

其中， \bar{A} 表示世界技术前沿(world technology frontier)。Aghion & Howitt (2009)以及其他学者将技术创新定义为一个概念从世界技术前沿转移到一个经济体的过程，这个过程成本高昂且蕴含着风险。创新对于技术转移是必要的，因为技术和技能专长具有缄默的以及国别化的特征。因此，企业家创新成功会使其所在经济体的技术水平上升为 \bar{A} 。世界技术前沿以不变速率 g 增长。

创新成功的企业家能以更低的成本生产中间产品。其投入一单位最终产品便生产一单位中间产品。未创新成功的企业家需要投入 χ 单位最终产品才能得到一单位中间产品, $\chi > 1$ 。中间部门中无限数量的以 χ 单位最终产品生产一单位中间产品的企业被称为竞争边缘(competitive fringe)。

创新成功的企业家成为其所在中间部门的垄断者。垄断者将其生产的中间产品的价格定为竞争边缘的单位成本 χ , 并在第一时期获得垄断利润。而在没有出现技术创新的中间产品部门, 生产在完全竞争条件下进行, 产品的价格为单位成本 χ , 企业家利润为零。因此, 在任意中间产品部门中, 中间产品的价格都为 χ 。

第一时期结束后, 垄断者失去其垄断地位, 其技术可以被其他企业无偿使用。由中间产品的需求函数(2)式可得:

$$x_{i,t} = \left(\frac{\alpha}{\chi}\right)^{1/(1-\alpha)} A_{i,t} \quad (4)$$

对于创新成功的企业家, 其每单位中间产品的利润为 $\chi - 1$, 其在部门 i 所获利润为:

$$\pi_{i,t} = \pi \bar{A}_{i,t} \quad (5)$$

其中, $\pi = (\chi - 1) \left(\frac{\alpha}{\chi}\right)^{1/(1-\alpha)}$ 。

(三) 风险投资人

风险投资人甄别企业家的创新理念。作为回报, 风险投资人分得一部分企业家的利润。居户依据金融家发布的信息做出投资决策。在没有甄别创新理念的情况下, 创新停止, 因为居户不会投资于未经甄别的企业家。同理, 居户也不会投资于被甄别为没有创新能力的企业家。模型中的风险投资人不属于任何特定的制度或法律形式, 风险投资人只是甄别创新理念的机构。

在部门 i 时期 $t-1$, 存在一个拥有甄别技术创新能力的风险投资人。成功的甄别技术创新可以使风险投资人甄别企业家的准确率提高到 1。否则, 风险投资人可能会作出错误的判断, 使投资失败。

设 $\mu_{i,t}^f$ 是部门 i 单个风险投资人创新成功并提高甄别水平的概率, 则部门 i 时间 t 的甄别水平 $m_{i,t}$ 为:

$$m_{i,t} = \left\{ \begin{array}{ll} \bar{A}_i & \text{概率 } \mu_{i,t}^f \\ m_{i,t-1} & \text{概率 } 1 - \mu_{i,t}^f \end{array} \right\} \quad (6)$$

假定世界甄别前沿(world screening frontier)为 \bar{A}_i , 与世界技术前沿相同。世界技术前沿向前推进, 世界甄别前沿也随之推进。然而, 通用的甄别技术可能落后于世界甄别前沿 \bar{A}_i 。与技术创新一样, 甄别技术创新是指甄别技术从世界甄别前沿转移到一个经济体的过程, 这个过程成本高昂且蕴含着风险。与中间产品的生产技术一样, 甄别技术和金融专业知识具备缄默的以及国别化的特征。

甄别技术创新成功的风险投资人具备明显的优势。其甄别有创新能力的企业家的准确率为 1, 并成为前沿甄别技术 \bar{A}_i 的垄断供应商。无数的没有提高甄别技术的风险投资人组成竞争边缘。在部门 i 时期 t , 竞争边缘使用时期 $t-1$ 的甄别技术甄别创新理念。与企业家一样, 风险投资人可以无偿使用上一时期的甄别技术。因此, 甄别技术创新成功的风险投资人的垄断地位只能维持一个时期。

$m_{i,t-1}$ 为时期 $t-1$ 所有部门的甄别技术的平均水平, 可以在时期 t 无偿使用。当单个企业家尝试技术创新以推进世界技术前沿 \bar{A}_i , 其创新活动包含对多个部门的成熟技术的应用。例如, 生物科技

创新包含了对信息技术、化学以及其他部门的技术的应用。因此，对生物科技创新的甄别需要运用针对以上各部门的甄别技术。

在部门 i 中，风险投资人准确甄别有创新能力的企业家的概率 $\lambda_{i,t}$ 表示为世界技术前沿与甄别水平的距离的函数。当风险投资人甄别技术创新成功时（概率 $\mu_{i,t}^f$ ），距离消失，风险投资人准确甄别有创新能力的企业家的概率为 1。当风险投资人没有提高甄别技术时（概率 $1 - \mu_{i,t}^f$ ），风险投资人准确甄别有创新能力的企业家的概率小于 1：

$$\lambda_{i,t} = m_{i,t} / \bar{A}_t = \begin{cases} \bar{A}_t / \bar{A}_t = 1 & \text{概率 } \mu_{i,t}^f \\ m_{i,t-1} / \bar{A}_t = \lambda_{i,t-1} / (1+g) & \text{概率 } 1 - \mu_{i,t}^f \end{cases} \quad (7)$$

其中， g 是世界技术前沿的增长率。在出现甄别技术创新的部门，垄断风险投资人在其所在部门甄别出一个企业家。在未出现甄别技术创新的部门，竞争边缘使用相同的甄别技术，甄别出同一个企业家。结果，在任意部门内，居户只投资于一个企业家。未出现甄别技术创新的所有部门中，竞争边缘准确甄别企业家的部门数量为 λ_t ，甄别错误的部门数量为 $1 - \lambda_t$ 。

若世界技术前沿推进而甄别技术停滞，甄别技术会逐渐失效。换句话说，若技术进步（ \bar{A}_t 增长）缺乏与之相匹配的甄别技术进步（ $m_{i,t-1}$ 增长），风险投资人准确甄别有创新能力的企业家的概率 $\lambda_{i,t} = m_{i,t-1} / \bar{A}_t$ 将会下降。

作为回报，创新成功的企业家将其利润的一部分 $\delta_{i,t}$ 支付给垄断风险投资人。利润份额 $\delta_{i,t}$ 由垄断风险投资人决定。为了简便而不失一般性，假设竞争边缘所提供的通用甄别技术可以无偿使用，被竞争边缘甄别的企业家不用向其支付利润。

（四）技术创新

时期 t 有能力的企业家创新成功的概率 $\mu_{i,t}^e$ 取决于时期 $t-1$ 技术创新活动获得的资源：

$$N_{i,t-1}^e = (\theta \mu_{i,t}^e)^\gamma \bar{A}_t, \quad \gamma > 1 \quad (8)$$

与 Aghion & Howitt (2009) 一致，企业创新成本表示为最终产品，并与世界技术前沿 \bar{A}_t 成比例增长。若世界技术前沿 \bar{A}_t 推进，为保持创新概率 $\mu_{i,t}^e$ 不变，技术创新成本将增加。 θ 为表示制度因素和其他影响创新的因素的不变参数。

在均衡状态，企业家投入 $N_{i,t-1}^e$ 以使期望利润最大化。根据企业家与风险投资人所签订的合约，企业家可以保留利润的 $1 - \delta_{i,t}$ 部分：

$$\Pi_{i,t}^e = (1 - \delta_{i,t})(\beta \mu_{i,t}^e \pi \bar{A}_t - N_{i,t-1}^e) \quad (9)$$

在第一时期，风险中性的居户向被推荐的企业家提供资源，利率为此部门的甄别技术的效率的反函数。定义无风险利率为 $r = 1/\beta - 1$ ，被垄断风险投资人推荐的企业家所接受的利率为

$$R_{i,t}^e = \frac{1+r}{\mu_{i,t}^e}, \quad \text{居户向被竞争边缘推荐的企业家要求的利率为 } R_{i,t}^e = \frac{1+r}{\lambda_{i,t} \mu_{i,t}^e}。 \text{对于垄断风险投资人，}$$

$\lambda_{i,t} = 1$ ，所以后者为前者的特例。

将（8）式带入（9）式，求使 $\Pi_{i,t}^e$ 最大化的 $\mu_{i,t}^e$ ：

$$\mu_{i,t}^{e*} = \left(\frac{\beta \pi}{\gamma \theta^\gamma} \right)^{1/(\gamma-1)} \quad (10)$$

其中, 假设 $\beta\pi < \gamma\theta^\gamma$, 所以 $\mu_{i,t}^{e*} < 1$ 。因为企业家只有在技术创新成功时向垄断风险投资人支付利润, 所以 $\delta_{i,t}$ 不影响对技术创新的投资。

对 (10) 式作比较静态分析, 当单位中间产品的净利润 π 增加或技术创新成本 θ 降低时, 企业家增加对创新的投入, 提高创新成功的概率。若任意部门的 π 和 θ 相同, 则 $\mu_{i,t}^{e*} = \mu^{e*} \forall i$ 。

将 (10) 式带入 (9) 式, 得到被垄断风险投资人推荐的企业家的预期净利润:

$$\Pi_{i,t}^{e*} = (1 - \delta_{i,t}) \mu^{e*} \varphi \bar{A}_t \quad (11)$$

其中, $\varphi = \beta\pi(1 - 1/\gamma)$ 。

被竞争边缘推荐的企业家保留所有利润, 即 $\delta_{i,t} = 0$ 。因此, 被竞争边缘推荐的企业家的预期利润 $\Pi_{i,t}^{e'}$ 为:

$$\Pi_{i,t}^{e'} = \beta \lambda_{i,t} \mu_{i,t}^e \pi \bar{A}_t - N_{i,t-1}^e \quad (12)$$

使利润最大化的创新概率 $\mu_{i,t}^{e'}$ 为:

$$\mu_{i,t}^{e'} = (\lambda_{i,t})^{\frac{1}{\gamma-1}} \mu^{e*} \quad (13)$$

将 (13) 式带入 (12) 式, 得到企业家的预期净利润的最大值:

$$\Pi_{i,t}^{e'} = (\lambda_{i,t})^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \mu^{e*} \varphi \bar{A}_t \quad (14)$$

在均衡状态下, 企业家选择与垄断风险投资人签订合同和选择与竞争边缘签订合同无差异, 两种选择的预期利润相等。(11) 式等于 (14) 式得:

$$\delta_{i,t} = 1 - (\lambda_{i,t})^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (15)$$

(15) 式表示经济体的甄别技术的质量 $\lambda_{i,t}$ 越高, 垄断风险投资人分得的企业利润 $\delta_{i,t}$ 越低。一方面, 若通用甄别技术越接近世界甄别前沿, 企业家可以使用竞争边缘提供的替代品。另一方面, 若通用甄别技术与世界甄别前沿的距离越大, 掌握前沿甄别技术的垄断金融家所分得的企业利润份额越大。

由此可得被竞争边缘推荐的企业家的性质:

1. 当单位中间产品的净利润 π 增加或技术创新成本 θ 降低时, 企业家增加对创新的投入, 提高技术创新成功的概率:

$$\frac{\partial \mu_{i,t}^{e'}}{\partial \pi} > 0, \quad \frac{\partial \mu_{i,t}^{e'}}{\partial \theta} < 0$$

2. 技术创新概率是甄别技术的质量的增函数:

$$\frac{\partial \mu_{i,t}^{e'}}{\partial \lambda_{i,t}} > 0$$

(五) 甄别技术创新

与技术创新类似, 在部门 i 时期 t , 甄别技术创新成功的概率 $\mu_{i,t}^f$ 取决于风险投资人在时期 $t-1$ 向甄别技术创新活动投入的资源 $N_{i,t-1}^f$:

$$N_{i,t-1}^f = (\theta_f \mu_{i,t}^f)^\gamma \bar{A}_t, \quad \gamma > 1 \quad (16)$$

其中，甄别技术创新的成本随世界技术前沿的推进而增加。世界技术前沿推进时，为保持甄别技术创新成功的概率 $\mu_{i,t}^f$ 不变，需要增加甄别技术创新投入 $N_{i,t-1}^f$ 。

风险投资人调整创新投入 $N_{i,t-1}^f$ 以得到预期利润 $\Pi_{i,t}^f$ 的最大值。因为风险投资人获得企业家的预期利润 $\Pi_{i,t}^{e*}$ 的 $\delta_{i,t}$ 部分，则风险投资人的预期利润 $\Pi_{i,t}^f$ 为：

$$\Pi_{i,t}^f = \mu_{i,t}^f \beta \delta_{i,t} \Pi_{i,t}^{e*} - N_{i,t-1}^f \quad (17)$$

风险投资人向居户借入最终产品 $N_{i,t-1}^f$ 用于创新活动的投资，风险中性的居户以利率

$R_{i,t}^f = \frac{1+r}{\mu_{i,t}^f \mu_{i,t}^e}$ 将最终产品借给风险投资人。将 (15) 式代入 (17) 式得到使风险投资人所获利润最大化的甄别技术创新成功的概率：

$$\mu_{i,t}^{f*} = \left\{ \frac{\beta \mu_{i,t}^{e*} \varphi [1 - (\lambda_{i,t})^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}]}{\gamma \theta_f^\gamma} \right\}^{\frac{1}{\gamma-1}} \quad (18)$$

其中，假设 $\theta_f > \theta$ ，则甄别技术创新成功的概率小于 1。

(六) 投资结果分析

根据以上的假设，图 1 表示各种可能出现的方案：

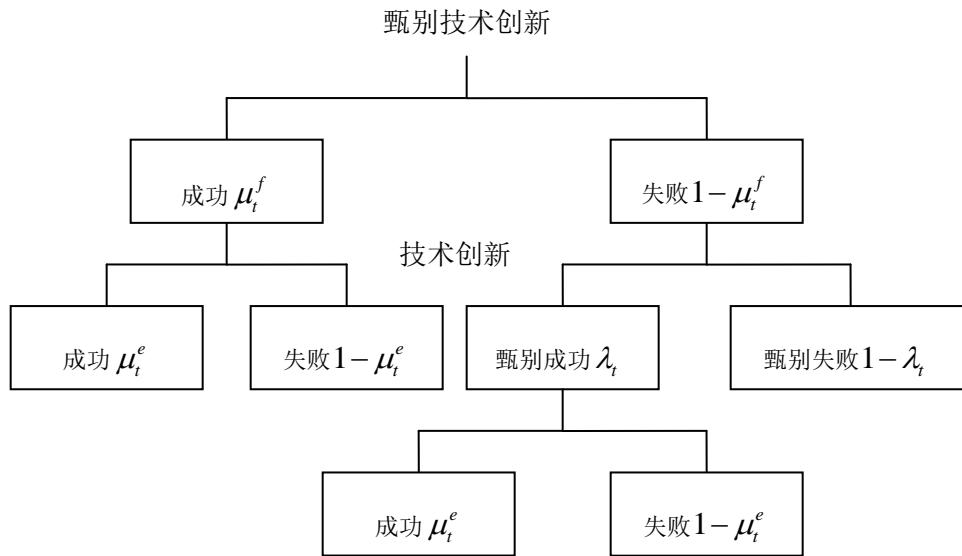


图 1 可能的结果

其中，有五种结果使风险投资对技术创新和经济增长产生影响：第一种是甄别技术创新成功并且风险投资人推荐的企业家技术创新成功，第二种是甄别技术创新失败但是风险投资人成功鉴别出技术创新成功的企业家，这两种结果表现为风险投资对技术创新和经济增长产生正影响；第三种是甄别技术创新失败并且风险投资人做出错误判断，第四种和第五种分别是甄别技术创新成功和失败

的情况下风险投资人甄别出没有技术创新能力的企业家，这三种结果表现为风险投资对技术创新和经济增长产生负影响。这五种结果的出现导致风险投资对经济对技术创新和经济增长的影响的变化。

二、风险投资、技术创新与经济增长的中国省际面板数据实证检验

本部分通过实证检验证明风险投资影响经济增长的两种影响：风险投资对经济增长的负的影响和通过技术创新的正的影响。

(一) 假设和计量方法

本文研究在不同的技术创新水平下，风险投资对经济增长的影响。因此，作出如下假设：

H_0 ：风险投资对经济增长有负的影响。

H_1 ：风险投资能促进技术创新，而技术创新能促进经济增长，即风险投资对经济增长有正的影响。

Maskus, Neumann, Seidel (2012)用产业特点变量和金融市场发展变量的交互项解释在不同的产业特点下，金融市场对产业的研发强度影响。本文借鉴他们的方法，在计量模型中加入风险投资变量、技术创新变量以及它们的交互项，即：

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln T_{i,t} + \beta_2 \ln VC_{i,t} + \beta_3 \ln VC_{i,t} * \ln T_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

其中， $Y_{i,t}$ 为第*i*省第*t*时期的经济增长变量， $T_{i,t}$ 为技术创新变量， $VC_{i,t}$ 为第*i*省第*t*时期风险投资变量， $VC_{i,t} * T_{i,t}$ 为风险投资变量和技术创新变量的交互项， $X_{i,t}$ 为控制变量， $\varepsilon_{i,t}$ 为扰动项。

根据假设 H_0 和 H_1 ， β_2 的符号应该为负而 β_3 的符号应该为正。

(二) 变量选取与数据来源

变量的定义如表1所示。

表1 变量的定义

变量	定义
被解释变量	
Y	各地区生产总值
解释变量	
T	各地区专利申请授权量
VC ₁	各地区被投资企业金额
VC ₂	各地区被投资企业数量
VC ₃	各地区样本机构的数量
VC ₄	各地区样本机构注册资本总量
VC ₅	各地区风险投资机构管理资本额
控制变量	
K	各地区全社会固定资产投资
H	各地区平均受教育年限

被解释变量为中国31个省级行政区（不含港澳台地区）的年度生产总值和人均产出增长率。

解释变量包括风险投资变量、技术创新变量以及它们的交互项。风险投资变量用各地区企业获得的风险投资金额表示。技术创新变量用各地区的专利申请授权量表示。在众多文献中，专利指标作为衡量技术创新的指标被广泛采用（孙伍琴，王培，2013）。专利申请授权量包括发明专利申请

授权量、实用新型专利申请授权量和外观设计专利申请授权量，考虑到三种专利都能客观衡量一个地区的技术创新水平，本文沿用这一衡量指标。

控制变量包括物质资本和人力资本。物质资本为各地区全社会固定资产投资。多数文献采用受教育年限衡量人力资本，如李亚玲和汪戎（2006），李婧、谭清美和白俊红（2010）。本文沿用此衡量指标，利用以下公式计算抽样数据的人力资本：

$$H_i = \sum T_n R_{i,n} \quad (20)$$

其中， $R_{i,n}$ 为第*i*省第*n*种学历的1%抽样人口数（其中*n*=1表示小学文化程度，*n*=2表示初中，*n*=3表示高中，*n*=4表示大专及以上）， T_n 为第*n*种学历人口平均受教育年限（其中 $T_1=6, T_2=9, T_3=12, T_4=16$ ）， H_i 为第*i*省1%抽样人口受教育年限。

本文以2009-2012年中国大陆31个省级行政区（不包括港澳台）作为研究对象，原始数据来源为《中国统计年鉴》和《中国风险投资年鉴》。其中，样本机构的地区分布、样本机构注册资本总量的地区分布、风险投资机构管理资本额的地区分布、被投资企业地区分布（数量）以及被投资企业地区分布（金额）的原始数据来源于《中国风险投资年鉴》，根据比例和总量计算得出；平均受教育年限的原始数据来源于《中国统计年鉴》。需要指出的是，本文对带入回归的数据进行对数化处理，所以将所有数值为0的数据赋值为1，使经对数化处理后的数据值为0，将非零数据加1；因接受教育成部分人口数2010年数据缺失，本文将2009年和2011年数据的均值作为2010年数据。

（三）回归结果分析

表2是（19）式的回归结果，第（1）列中的风险投资变量用各地区企业获得风险投资金额表示。为了验证回归的稳健性，本文在第（2）～（5）列分别用各地区获得风险投资的企业数量、各地区风险投资机构的数量、地区样本机构注册资本总量和地区风险投资机构管理资本额表示风险投资变量。在表2的回归结果中，第（1）～（5）列中的风险投资变量与交互项的回归系数的符号和显著性是一致的：风险投资变量的系数显著为负，分别为-0.0566、-0.1257和-0.1444；交互项的系数显著为正，分别为0.0086、0.0192和0.0209。这表明回归结果是稳健的，并且证明了假设 H_0 和 H_1 。

表2 风险投资、技术创新与经济增长的关系检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnT	0.1038*** (0.0240)	0.0591** (0.0287)	0.0770** (0.0305)	0.1259*** (0.0239)	0.1215*** (0.0255)
lnVC ₁	-0.0566** (0.0277)				
lnT* lnVC ₁	0.0086*** (0.0031)				
lnVC ₂		-0.1257*** (0.0471)			
lnT* lnVC ₂		0.0192*** (0.0053)			
lnVC ₃			-0.1444** (0.0640)		
lnT* lnVC ₃			0.0209*** (0.0070)		
lnVC ₄				-0.1026** (0.0491)	
lnT* lnVC ₄				0.0110** (0.0052)	

lnVC ₅					-0.0873*
					(0.0468)
lnT* lnVC ₅					0.0095*
					(0.0049)
lnK	0.6409***	0.6688***	0.6710***	0.6495***	0.6520***
	(0.0355)	(0.0348)	(0.0378)	(0.0372)	(0.0379)
lnH	0.2441***	0.2277***	0.2188***	0.2430***	0.2391***
	(0.0400)	(0.0389)	(0.0382)	(0.0439)	(0.0437)
截距项	-0.4199	-0.1543	-0.1937	-0.6328	-0.5723
	(0.4233)	(0.4111)	(0.3877)	(0.4613)	(0.4528)
样本数量	124	124	124	124	124
R ²	0.9717	0.9758	0.9796	0.9691	0.9703

注：系数下方括号内数值为标准差；*、**、***分别表示 90%、95%、99% 的显著水平。

在表 2 的第 (1) 列中，企业获得的风险投资金额的对数 $\ln VC_1$ 对产出的对数 $\ln Y$ 的偏效应为：

$$\frac{\Delta \ln Y}{\Delta \ln VC_1} = -0.0566 + 0.0086 * \ln T$$

其中，交互项的系数 $\beta_3 = 0.0086 > 0$ ，意味着专利申请授权量 $\ln T$ 越大，增加风险投资金额的对数 $\ln VC_1$ 导致产出的对数 $\ln Y$ 增加得越多。将 $\ln T$ 的平均值带入 (22) 式，得到 $-0.0566 + 0.0086 * 9.0575 \approx 0.0213$ ，即在 $\ln T$ 的平均值上，企业获得的风险投资金额 VC_1 提高 10 个百分点，会使产出 Y 比各地区平均产出高出 0.213%。

在包含人力资本的柯布一道格拉斯生产函数中：

$$Y = AK^\alpha H^\beta \quad (21)$$

一个地区的产出受到技术水平 A 、物质资本 K 和人力资本 H 的影响，风险投资正是通过影响以上要素来影响经济增长。一方面，风险投资是一项成本高昂且风险巨大的活动，每一项风险投资项目不仅需要向风险企业投入巨额资金，还需要向甄别技术创新投入大量的物质资本和人力资本，这使通过银行和股票市场等传统金融方式向成熟企业投资的资源减少，在 (21) 式中表示为物质资本 K 和人力资本 H 的减少，从而使产出 Y 减少，此为风险投资影响产出的一条路径；另一方面，风险企业不但从风险投资获得资金，还获得先进的管理经验，有利于其从事技术创新活动并且创新成功，极大地提升了经济体的技术水平 A ，使生产投入的水平相等的情况下得到更多的产出 Y ，此为风险投资影响产出的另一条路径。

本文第二部分的五种可行方案形成了这两种路径。甄别技术创新失败且风险投资人做出错误判断，会导致居民将财富投资于没有技术创新能力的企业家，从而出现投资失败。值得注意的是，风险投资人作为金融中介，其调动资源的能力超过了企业家，甄别技术创新失败造成投资失败对产出的破坏也超过了技术创新失败。即使风险投资人甄别出没有创新能力的企业家，避免了投资失败，其甄别技术创新也消耗了物质资本 K 和人力资本 H ，却没有使技术水平 A 提高。这些原因形成了第一种路径。风险投资人甄别出有创新能力的企业家，虽然其甄别技术创新消耗了物质资本 K 和人力资本 H ，却因技术创新的成功提高了技术水平 A 。这些原因形成了第二种路径。

由于以上原因，风险投资对经济增长的影响取决于风险投资能否促进技术创新超过某个临界值。在第一组模型中，计算 $-0.0566 + 0.0086 * \ln T < 0$ 可得，当 $\ln T < 6.5814$ 时，风险投资金额对产出的影响为负效应。数据中 $\ln T$ 的最小值为 4.8203，证明确实存在企业获得的风险投资金额的对数 $\ln VC_1$ 对产出的对数 $\ln Y$ 有负影响的地区。临界值为 $e^{6.5814} = 721.5488$ ，即当某一省份的专利申请授权量不低于 722 时，企业获得的风险投资金额的对数 $\ln VC_1$ 对产出的对数 $\ln Y$ 有正影响。

三、结论

本文构建了风险投资、技术创新与经济增长的理论模型，用来分析风险投资对技术创新和经济增长的影响。通过对 2009-2012 年中国大陆 31 个省级行政区（不包括港澳台）的面板数据的实证检验，本文证明了假设：风险投资通过消耗资源和投资失败的风险对经济增长起负影响；风险投资通过为技术创新活动融资促使技术水平提高，从而对经济增长起正影响。并由此得出结论：在不同的技术创新水平下，风险投资对经济增长有不同的影响。当技术创新水平高于临界值 722 时，风险投资对经济增长有正影响，反之则风险投资对经济增长有负影响。

参考文献

- [1] Bottazzi L., Rin M.Da. Venture capital in Europe and the financing of innovative companies [J]. *Economic Policy*. 2002, (17), 229-269.
- [2] Gilson R.J. Engineering a venture capital market: Lessons from the American experience [J]. *Stanford law Review*. 2003, (55), 1067-1104.
- [3] Cumming D.J., MacIntosh J.G. Mutual funds that invest in private equity? An analysis of labour-sponsored investment fund [J]. *Cambridge Journal of Economics*. 2007, (31), 445-487.
- [4] Amit R., Brander J., Zott C. Why do venture capital firms exist? Theory and Canadian evidence [J]. *Journal of Business Venturing*. 1998, (13), 441-466.
- [5] Kaplan S.N., Strömberg P.E.R. Characteristics, contracts and action: evidence from venture capitalists analyses [J]. *Journal of Finance*. 2004, (59), 2177-2210.
- [6] Stuart T.E., Hoang H., Hybels R.C. Interorganizational endorsements and the performance of entrepreneurial ventures [J]. *Administrative Science Quarterly*. 1999, (44), 315-349.
- [7] Colombo M.G., Grilli L., Piva E. In search of complementary assets: the determinants of alliance formation of high-tech start-up [J]. *Research Policy*. 2006, (35), 1166-1199.
- [8] Hsu H.D. Venture capitalists and cooperative start-up commercialization strategy [J]. *Management Science*. 2006, (52), 204-219.
- [9] Lindsey L. Blurring firm boundaries: The role of venture capital in strategic alliances [J]. *Journal of Finance*. 2008, (63), 1137-1167.
- [10] Masulis R.W., Nahata R. Venture capital conflicts of interest: evidence from acquisitions of venture backed firms [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 2011, (46), 395-430.
- [11] King R.G., Levine R. Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence [J]. *Journal of Monetary Economics*. 1993, (32), 513-542.
- [12] Bencivenga V.R., Smith B.D. Financial Intermediation and Endogenous Growth [J]. *Review of Economics Studies*. 1991, (58), 195-209.
- [13] Levine R. Stock Market, Growth, and Tax Policy [J]. *Journal of Finance*. 1991, (46), 1445-1465.
- [14] Greenwood J., Jovanovic B. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income [J]. *Journal of Political Economy*. 1990, (98), 1076-1107.
- [15] Greenwood J., Sanchez J., Wang C. Financial Development: The Role of Information Costs [J]. *American Economic Review*. 2010, (100), 1875-1891.
- [16] Laeven S., Levine L., Michalopoulos R. Financial Innovation and Endogenous Growth [J]. *Journal of Economic Literature*. 2014.

（下转 132 页）

基于误差修正模型的保险发展与经济增长关系研究

袁毅 田雨

摘要: 基于误差修正模型理论,从变量的平稳性检验、协整检验、格兰杰因果性检验和误差修正模型角度,利用我国2000~2014年(截止第二季度)保险业保费收入和名义国内生产总值的季度数据进行实证研究,建立了保险发展与经济增长之间的长期均衡关系模型和误差修正模型。格兰杰因果性检验误差修正模型结果表明,经济发展在短期和长期内都对保险发展具有格兰杰因果关系,而保险发展对经济增长不具有格兰杰因果关系。

关键词: 经济增长; 格兰杰因果性检验; 误差修正模型

一、文献综述

改革开放以来,中国经济腾飞的同时,作为我国金融业三大支柱之一的保险业成为我国国民经济中发展最快的行业之一,保险业对社会经济的影响力也在不断增强,研究者们渐渐重视起保险业发展与经济增长之间的关系。然而,从目前国内外学者的研究成果来看,对于保险业与经济增长之间的关系存在着不同的结论,但就经济增长能够促进保险业发展这一结论已得到普遍共识,而对于保险发展是否能够促进经济增长,经济学界则一直存在争论,就经验而言往往会得出保险的发展会促进经济的增长。在1963年世界贸易与发展首届年会上,世界贸易与发展组织就正式指出“健全的保险与再保险市场是一个国家经济增长的主要特征”,保险通过其自身的风险控制与资金融通功能促进金融市场的发展,从而对经济增长产生正效应。^[1]Outreville(1990, 1996等)运用55个发展中国家的横截面数据,验证了保险市场发展与金融发展之间存在正相关关系:保险市场发展水平越高,金融发展水平也越高。^[2]Ward和Zurbrugg(2000)对OECD其中九个成员国的研究表明,保险发展同经济增长之间并没有长期稳定的关系,某些国家的保险市场发展是经济增长的Granger原因,而在其余国家结论则是否定的,即便是保险市场体系发达的英国也是如此。^[3]Arena(2008)采用了56个国家在1976~2004年间的动态面板数据,利用GMM方法检验了保险发展对经济增长的影响,结果发现,无论是寿险业还是非寿险业都对经济增长有着显著的正效应。^[4]Azman-Saini和Smith(2011)采用了两阶段S-GMM方法检验了51个国家的寿险业对经济增长的影响,他们通过检验保险业发展对生产率提升和资本积累的影响,发现在发达国家保险业的作用体现为促进生产率提升,而在发展中国家,保险业的作用主要体现为促进资本积累。

近年来,我国学者也开始不断关注保险发展与经济增长的关系。^[5]饶晓辉和钟正生(2006)通过1999年至2005年间各季度保险费与GDP的数据,对保险市场的发展与我国经济增长的关系进行了单位根检验,协整检验,格兰杰因果关系检验和受限制的VAR模型检验,结果发现,不同于已有的经验中国经济增长的原因不是保险市场发展,相反是经济增长促进了保险发展。^[6]谢利人(2006)对不同的保险种类与经济增长之间的关系进行了研究,通过建立经济增长模型,实证分析后发现财产险会负向作用于经济增长,而人身险的发展会推动经济增长。^[7]胡宏兵(2007)的研究结果与饶晓辉和钟正生的相同,所不同的是胡宏兵运用了1999年至2007年间的的数据以及构建了均衡修正模型。^[8]熊磊(2010)运用LSTR模型,实证分析保险对经济增长的影响,发现保险发展对经济增长具有门限效应,前一期GDP增长率会对当期保费增速产生影响,而当期保险发展会以阶段性与非线

作者简介: 袁毅(1992-),男,中南财经政法大学2014级保险学硕士;田雨(1992-),男,中南财经政法大学2014级投资学硕士。本文系第七届“金融之星”学术论坛征文大赛优秀奖。

性的特点促进当期经济增长。^[9]李跃辉（2012）运用中国实际 GDP 和总保费数据，对保险发展与经济增长之间的关系进行了 Granger 检验，结果表明，我国的保险发展是经济增长的原因，反之则不是。^[10]黄英君和陈晔婷（2012）建立向量自回归模型，对 1982 年至 2010 年间保费与 GDP 数据进行了实证分析，结果表明，我国保险业对经济增长的贡献十分微弱，而经济增长能够促进我国保险行业的发展。^[11]何小伟（2014）对保险发展与经济增长的关系进行了理论与实证检验，通过理论分析发现保险充当金融中介，促进风险控制影响着经济增长，通过实证分析证实了保险能够促进经济增长的假说。

二、保险发展与经济增长之间的作用机制

如前面所述，关于经济增长能够促进保险业发展在国内外学者之间已达成普遍共识，而相反保险业的发展是否能够直接促进经济增长，国内外学者对此实证分析的结果尚有差异。就经济增长促进保险业发展而论，可以把此正效应分为对保险量与质的影响，这里的量指的是保险规模，而质指的是保险的结构、创新与运行效率。经济增长最直观的表现是国内生产总值的增加，导致了人均可支配收入的增加，在市场化进一步深入的今天，越来越多风险的存在对于风险规避者而言，可支配收入的增加使其有能力增加投保的种类与数量，以此来更有效的防范风险。例如，在农村有一个很突出的问题就是看病难，这是因为高昂的医疗费用成为了农村人口沉重的经济负担，而经济的增长增加了人们的可支配收入，为了避免因承担不起的医疗费用而无法看病的风险，人们会增加对医疗保险的投入，随着经济的增长投保医疗保险的人群也在不断扩大，从而扩大了保险规模，促进了保险业的发展。城市人口一直是保险业竞争的主要群体，因其具有比农村人口更强的消费能力，随着经济的增长人们变得越来越富有，对于保险的种类有了更高的要求，保险业只有通过进行创新才能满足人们日益增长的需要，这也间接导致了保险机构及相关服务的产生，从而促进了保险市场的不断发展。

保险业与银行业、证券业是现代金融业的三大支柱，其对金融业乃至整个经济系统的作用与影响是巨大的。首先，保险具有风险管理的作用，保险的风险管理作用主要体现在通过聚集与分散来转嫁风险，以此来降低损失发生的不确定性，保险实现风险管理需要经过风险分散，经济补偿以及实现给付几个步骤，保险业把社会上分散的资金收集起来，把各种风险归于自身，对无法预料的损失用其长期积累的资金进行补偿，这种机制实现了风险的分散，受赔偿的投保人所得到的补偿其实是把自身的风险分散到其他人的身上所实现的。对于企业而言保险更具有重大的意义，一旦损失发生，该损失就由全体投保人共同承担，从而能够迅速恢复生产，对社会经济具有稳定作用。由此可见，保险业通过风险管理有利于建立一种风险补偿机制，从而增强社会抵御风险的能力。其次，保险具有资金融通的功能，资金融通是保险的衍生作用，随着保险业的不断发展与完善而日益突出。保险可以通过把社会上的资金聚集起来分散社会储蓄，增加投资需求，使资金不断进入资本市场，增强金融市场的流动性，促进经济增长。也可以对聚集的资金进行优化配置，合理分配资金的流向，不断完善资本市场。最后，保险还具有社会管理的作用，保险的社会管理作用体现在多个方面。第一，治理社会风险，完善健全社会保障体系，促进社会稳定。保险业的发展可以协调政府和市场的作用，充分调动社会各个方面的积极性，为政府减轻压力，从而不断提高社会保障水平。第二，刺激社会需求，缓解当前我国经济目前有效需求不足的问题，拉动国内消费，充分发挥保险在经济发展中的积极作用。第三，转变经济发展方式，促进产业结构优化升级，通过正确的产业政策的引导，保险业对我国产业结构、要素结构和需求结构都能产生深远影响。

近些年来，我国保险业正在迅速发展，经济平稳增长，两者都进入了新的发展阶段，保险发展和经济增长之间目前到底存在着何种关系，是经济增长促进了保险发展，还是保险的发展直接促进

了经济的增长, 还是两者互为因果关系, 这些正是本文所要实证分析的。

三、研究方法和数据说明

(一) 研究方法

通常用格兰杰因果性检验的方法来检验两个平稳的时间序列或存在协整关系的非平稳变量之间是否存在格兰杰因果性关系。格兰杰因果性检验式如下:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

u_{1t} 为回归误差项。格兰杰因果关系的原假设为 $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ 。若在式(1)中的 x_t 的滞后变量的回归参数 β_i 的估计值全部都不存在显著性, 即拒绝原假设, 则结论为对 y_t 存在格兰杰因果关系。同理, 也可用同样的方法来检验是否对 x_t 具有格兰杰因果关系。若两个检验都拒绝了原假设, 则说明两个变量之间为双向因果关系。所以可用此法来检验经济增长和保险发展之间的因果关系。

由于宏观经济的时间序列通常都是非平稳的, 对于非平稳的两个变量而言, 若它们之间存在协整关系, 根据格兰杰表示定理: 如果一组序列时非平稳时间序列且具有协整关系, 则二者存在着长期的均衡关系并至少有一组因果关系。因此可构建误差修正模型(error correction model, ECM)来具体分析两个变量之间短期、长期的因果关系及两个变量之间在短期和长期的动态关系。误差修正模型表达式为:

$$dy_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^l \gamma_i dx_{t-i} + \sum_{i=0}^s \sigma_i dy_{t-i-1} + \lambda ECM_{t-1} + v_t \quad (2)$$

d 表示一阶差分, 是长期关系模型中的残差, $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 x_t$ 表示 y_t 和 x_t 的长期关系, 为误差修正项, λ 为修正系数, v_t 为随机误差项, α_1 和 α_2 为长期参数, γ_i 、 σ_i 和 λ 为短期参数。估计方程(2)中, 如果 λ 为负并且显著, 表示在长期关系上 x_t 对 y_t 具有格兰杰因果关系, 若果有任意一个 γ_i 显著, 则说明在短期关系上 x_t 对 y_t 具有格兰杰因果关系。同理, 可用同样的方法检测 y_t 对 x_t 是否具有长期或者短期上的格兰杰因果关系。

为了防止模型出现伪回归的情况, 首先应利用 ADF 检验来检验时间序列变量的平稳性, 若变量不平稳, 则应对非平稳的变量进行处理, 最终使其成为平稳的变量, 在确定变量的单位根的数量后, 可以进行协整检验, 若存在协整关系, 则可利用格兰杰因果性检验的方法和误差修正模型来分析变量之间在短期和长期的动态关系, 若变量一开始就是平稳且协整的, 则可直接运用格兰杰因果性检验和 ECM。

(二) 数据说明

本文所涉及的研究变量包括中国保险业的总保收入和名义 GDP (截止到 2014 年第二季度), 利用 2000 年至 2014 年中国保险业的保费收入的季度数据作为我国保险市场发展水平的近似度量指标, 利用 2000 年到 2014 年各季度名义 GDP 的数据来度量经济的发展程度。保费收入和名义 GDP 的季度数据在使用前都经过了季度调整。名义 GDP 和保费收入的季度数据都来源于国家统计局网站。

四、实证分析和检验

(一) 单位根检验

由于保费收入的季度数据和名义 GDP 的季度数据都存在季节波动, 因此在使用数据前首先对原始数据进行季节调整以消除季节波动的影响, 得到不受季节波动影响的保费收入和名义 GDP, 之后再分别取对数以减弱异方差的影响, 最后分别用 lg 和 lp 表示取对数后的名义 GDP 和保费收入这两

个变量。最终保费和国内生产总值的变动趋势如图 1 和图 2 所示：

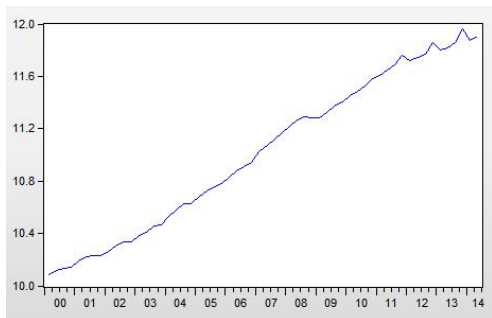


图 1 国内生产总值 lg 变动趋势图

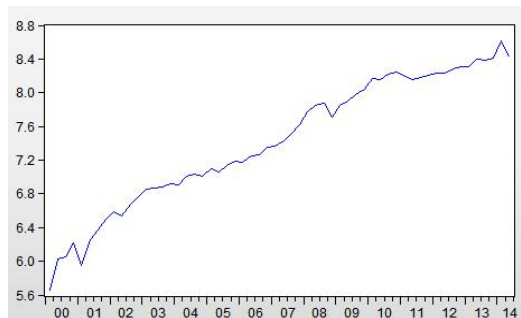


图 2 保费 lp 变动趋势图

单位根检验过程通过使用 Eviews7.0 软件来实现。ADF 检验结果证明了 lg 和 lp 都为非平稳的变量，存在单位根。为了确定单位根的阶数，需要进一步对 lg 和 lp 的一阶差分进行 ADF 检验，以 Δlg 为例分别构造如下三种方程类型：

$$\Delta^2 lg_t = \rho \Delta lg_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta^2 lg_t = \alpha + \rho \Delta lg_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta^2 lg_t = \alpha + \gamma t + \rho \Delta lg_{t-1} + u_t \quad (5)$$

检验结果显示，lg 和 lp 的一阶差分变量均通过了 ADF 检验，因此拒绝一阶差分变量为非平稳的原假设，即表明差分后的 lp 和 lg 都是平稳序列，并且两者都为一阶单整，即 $lg \sim I(1)$ ， $lp \sim I(1)$ 。因为 lg 和 lp 的阶数相同，因此可能存在长期均衡关系，所以需进一步进行协整检验，以免出现虚假回归的现象。ADF 检验结果见表 1 所示：

表 1 变量的 ADF 检验表

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 检验值	5%临界值	差分变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 检验值	5%临界值
lg	(C,T,0)	-2.021017	-3.490662	Δlg	(C,T,0)	-9.218110	-3.492149
lg	(C,0,0)	-0.527042	-2.913549	Δlg	(C,0,0)	-9.275065	-2.914517
lg	(0,0,0)	7.670717	-1.946654	Δlg	(0,0,1)	-2.453217	-1.946878
lp	(C,T,1)	-2.056345	-3.492149	Δlp	(C,T,0)	-11.46351	-3.492149
lp	(C,0,1)	-2.221400	-2.914517	Δlp	(C,0,0)	-11.05068	-2.914517
lp	(0,0,1)	4.326864	-1.946764	Δlp	(0,0,1)	-4.149986	-1.946878

注：检验形式 (C,T,K) 分别表示单位根检验的方程中包括常数项，时间趋势项和滞后项的阶数， Δ 表示差分算子，滞后阶数确定采取 AIC 原则，加入滞后项是为了使残差项为白噪声。

(二) 协整检验

Lg 和 lp 都为非平稳变量，但若存在协整性，则这两个变量可以合成一个平稳序列，并且这两个变量建立的回归模型才有意义，协整性检验也是用来区分伪回归和真实回归的有效方法。本文采用 EG 两步法来进行协整检验：

1. 最小二乘法

lg 和 lp 都是一阶单整序列，即一阶差分 dlg 和 dlp 都是平稳的，用最小二乘法 (OLS 法) 构建 lp 和 lg 之间的回归模型：

$$\hat{lp} = -6.507978 + 1.264502lg \quad (6)$$

$$(36.64240)$$

调整后 $R^2 = 0.9592$ ，括号内为参数估计对应的 t 值，OLS 回归结果表明方程拟合效果较好，并得到残差序列 $e_t = lp - \hat{lp}$ 。

2. 检验残差项的平稳性

若残差项为平稳的，则 lg 和 lp 是协整的，反之，它们不是协整的。由于用 OLS 法估计所得的残差项的均值为 0，所以直接选择无截距项、无趋势项的 ADF 检验来检验残差项的平稳性。检验结果显示， $t = -2.950108$ ，在 1%、5%、10% 的三个显著性水平下，单位根检验的 Mackinnon 临界值分别为 -2.606911 ， -1.946764 、 -1.613062 ，t 检验统计量小于相应的临界值，从而拒绝残差项序列存在单位根的原假设，即表明残差序列为平稳序列，说明 lp 和 lg 存在协整关系。具体检验结果如表 2 所示：

表 2 残差序列 e_t 的 ADF 检验

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF Test Statistic	1% critical value	5% critical value	10% critical value
e_t	(0,0,1)	-2.950108	-2.606911	-1.946764	-1.613062

(三) 格兰杰因果性检验

由于已验证 lg 和 lp 为存在协整关系的非平稳变量，因此可运用格兰杰因果性检验的方法来检验 lg 和 lp 之间的格兰杰因果性关系。

表 3 是中国保险市场发展与经济增长的格兰杰因果性检验的结果。表 3 表明在最优滞后期为 2 与 10% 的显著性水平下，保险市场的发展并不是经济增长的格兰杰原因，而经济增长却成为保险发展的格兰杰原因。

表 3 保险市场发展和经济增长的格兰杰因果性检验

零假设	最优滞后期	样本数	F 统计值	P 值
lp 不是 lg 的格兰杰原因	2	56	2.16127	0.1256
lg 不是 lp 的格兰杰原因	2	56	3.87895	0.0270

(四) 误差修正模型

由于 lg 和 lp 都为二阶单整的变量，并且存在协整关系，根据格兰杰定理，如果若干个非平稳变量存在协整关系，则这些变量必有误差修正模型表达式存在。将长期关系模型的回归估计式 (6) 中各变量 lg 和 lp 以一阶差分形式 $d lg$ 和 $d lp$ 重新加以构造，并将长期关系模型产生的残差序列 ECM 作为解释变量引入，在从一般到特殊的检验过程中，对短期动态关系进行逐项检验，不显著的项逐渐被剔除，直到最适合的表示方法找到为止。当误差修正模型建立之后便可对保险发展和经济增长之间的长期、短期的格兰杰因果关系和动态关系进行具体的分析。误差修正模型如下式所示（括号内为 P 值）：

$$d lp = 0.217485 d lp(-2) + 0.898548 d lg(-1) - 0.218738 ECM(-1) \quad (7)$$

(0.0588) (0.0012) (0.0119)

$AIC = -2.120937$ $DW = 2.235549$ $R^2 = 0.206937$

对均衡修正模型 (ECM) 结果有以下五点解释：第一，方程中 $ECM(-1)$ 的参数估计值为负，在 5% 的显著性水平下显著，说明 GDP 的增长对保险发展在长期存在格兰杰因果关系；第二，由于 $d lg(-1)$ 的参数在 1% 的水平下显著不为 0，说明 GDP 的增长对保险的发展在短期内也存在格兰杰因果关系；第三，GDP 对保险的发展主要表现在滞后一期上，参数为 0.898508，表示保费收入对前一期 GDP 变动的弹性；第四，滞后二期的 lp 参数为正，表示当期保费收入波动对滞后两期的保费收入的影响具有正的冲击；第五，从误差修正模型中可以看出，当 lp 偏离 (6) 式的均衡状态时，经济系统将以此种偏离（误差）的 0.218738 倍强度在下一期朝着均衡点调整。

五、结论

本文利用协整检验、格兰杰因果性检验和误差修正模型的方法对 2000 年至 2014 年（截止第二季度）的保费收入和名义 GDP 时序数据进行了计量分析，从实证的角度论证了保险发展和经济增长之间的关系，可以得出以下结论：

1. 经济增长无论在短期还是长期都对保险发展具有格兰杰因果关系，特别是滞后一期的保费收入受到的影响较为显著，表明我国保费收入对经济增长所产生的变动做出反应大约需要一个季度。

2. 保险发展在短期和长期都不对经济增长存在格兰杰因果关系，说明无论长期还是短期保险的发展对经济的增长的促进作用都有待加强，实证分析否定了认为保险发展就会引起经济增长的观点。

3. 对保险公司而言，要分析保费收入的变动不仅要结合保险市场上的供求情况，还要分析前期经济的增长情况，密切关注宏观经济的运行状况。

4. 从上述分析中，可以认为 2000 年至 2014 年我国保险业的发展不仅与保险业自身的努力快速发展有关，还与经济长期快速的的增长情况密切相关，经济的快速增长促进了保险的迅速发展，但无论长期还是短期保险市场的发展对经济增长的影响都较弱。

参考文献

- [1] Outreville J F. The economic significance of insurance markets in developing countries[J]. Journal of Risk and Insurance, 1990: 487-498.
- [2] Ward D, Zurbrugg R. Does insurance promote economic growth? Evidence from OECD countries[J]. Journal of Risk and Insurance, 2000: 489-506.
- [3] Arena. M. Does insurance market promote economic growth?[J]. Journal of Risk and Insurance. 2008, (4): 921-946
- [4] Azman - Saini W N W, Smith P. Finance and Growth: New Evidence on the Role of Insurance[J]. South African Journal of Economics, 2011, 79(2): 111-127.
- [5] 饶晓辉, 钟正生. 保险能否促进经济增长——基于中国的实证分析[J]. 上海经济研究, 2006 (12): 14-20.
- [6] 谢利人. 保险发展与经济增长关系的实证分析[J]. 求索, 2006 (8): 45-47.
- [7] 胡宏兵. 中国保险发展与经济增长关系的协整分析: 1999-2007[J]. 山东经济, 2007, 23(6).
- [8] 熊磊. 我国保险发展经济增长效应的实证分析[D]. 东北财经大学, 2010.
- [9] 李跃辉. 商业保险发展与经济增长的实证研究——基于中国数据的分析[J]. 三峡大学学报: 人文社会科学版, 2012, 34(2): 53-57.
- [10] 黄英君, 陈晔婷. 中国保险业发展与经济增长关系研究[J]. 保险研究, 2012 (1).
- [11] 何小伟. 保险发展对经济增长的影响: 一个文献综述[J]. 湖北经济学院学报, 2014, 05: 57-62.

Error Correction Model Based on Insurance Development and Economic Growth

Yuan Yi, Tian Yu

Abstract: Based on the theory of error correction model, from the variable stability test, cointegration test and Granger causality test and ECM, by use of quarterly data of premium income and nominal GDP, we establish long-term equilibrium relationship model between the variables and error correction model. Through the Granger causality test, we can find that it is the economic growth that promote the development of insurance, not the other way around.

Key words: economic growth; Granger causality test; error correction model

责任编辑: 刘舒丹 袁懿琛

区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理： 来自中国上市公司的证据

韩帅

摘要：我国各地区的金融发展水平呈现不平衡现象，这种不平衡现象对上市公司盈余管理产生了重要的影响。本文利用2007—2013年沪深两地上市公司数据，研究区域金融发展与分析师跟踪对盈余管理的影响。通过实证研究发现：（1）作为外部治理的分析师在减少企业盈余管理规模上起到显著的负相关作用，（2）分析师的存在能够显著降低金融发展程度高地区企业的盈余管理规模，但是对金融发展程度低的地区中的企业并不显著。以上结论在控制内生性的条件下依然成立。

关键词：区域金融发展；分析师跟踪；盈余管理

一、引言

继绿大地成为中小板造假第一例之后，万福生科成了创业板造假第一例。对于中国这个证券市场尚不健全，参与者以散户为主的特征使得中小投资者没有能力对上市公司的治理起到有效的监督作用。而国内外大量研究表明，基于避免被ST和退市、大清洗以及再融资的需要等目的，上市公司普遍存在盈余管理行为（王跃堂等，2005；潘越，2010）。上市公司的这些行为让投资者对公司的真实价值存在误判，严重的损害投资者的利益。

Liu & Lu (2007) 已经证明公司治理是可以有效遏制管理层的投机行为，Bushman (2004) 等研究发现公司治理能提高财务报告透明度，这些研究表明公司治理是保护投资者利益的有效机制。作为缓解股东和经理人之间的利益矛盾的公司治理机制，罗进辉 (2010) 认为其可以对上市公司的盈余管理活动有一定的遏制作用。国内外也有不少文献研究了内部机制对上市公司盈余管理之间的负相关关系。股权集中度、独立董事、董事会人数都能有效的抑制盈余管理行为（La Porta, 1998；Peasnell, 1998；王兵，2007；张兆国，2009）。但这些研究的都是内部机制对盈余管理的抑制作用，并没有从公司的外部治理机制着手研究对上市公司的盈余管理行为的影响。赵玉洁 (2013) 从法律环境这一外部环境对上市公司盈余管行为的抑制作用，发现分析师跟进与法律环境对于上市公司的正向盈余管理行为具有显著的抑制作用，但对于上市公司的负向盈余管理的抑制作用并不显著。

上交所成立至今尚仅24年，中国证券分析师的发展历史是短暂的。中国证券市场的发展在2005年进行股改之后才步入正轨，证券分析师的系统性报告才大量出现，国内学者对分析师方面的大量研究也始于此。不可否认，相较于传统的公司治理机制，分析师在对上市公司监督方面更具有优势。首先，上市公司的各种财务数据，审计报告等让一般投资者望而生畏，但证券分析师都是具有丰富的会计学和金融知识，因而更能洞察出上市公司披露信息中可能出现的不轨行为。其次，不同内部的公司治理机制是为了更好地保护大股东的利益，分析师通过对上市公司的信息收集并分析写出分析报告，以提供给资本市场的投资者，包括机构投资者和一般投资者。分析师有动力去维护现在或未来可能参与投资的投资者的利益，而出具客观公正的分析报告。最后，分析师跟踪是持续的，这有利于分析师更好的掌握上市公司动态的变化做一个更加精准的分析，更能给上市公司一个合理的估值。如果分析师真的能够发挥出外部监督作用，那么分析师跟踪与盈余管理之间应该是负相关关系，而且上市公司的盈余管理规模将随着跟踪该公司分析师人数的增加而下降。因此，本文研究的第一个问题是：分析师作为公司的外部监督者是否能有效地抑制上市公司盈余管理行为？

作者简介：韩帅（1989-），男，河南驻马店人，中南财经政法大学金融学专业2013级研究生，本文系第七届“金融之星”学术论坛征文大赛二等奖。

证券分析师作为信息中介，且一般都有丰富的财务学、会计学、金融学等相关专业知识，通过对上市公司各种资料进行收集、整理、研究和发布，能够起到有效的外部监督作用，使得公司的治理机制得以有效运行。Jensen & Meckling (1976) 和 Healy & Palepu (2001) 早已认识到分析师的外部监督作用，而且李春涛 (2014) 通过中国上市公司的数据直接证明了分析师的这种作用，并很好的解决了分析师跟踪与盈余管理之间的内生性关系。Knyazeva (2007) 认为证券分析师对企业相关信息的关注可以像内部治理机制一样，能够有效制约公司的盈余管理行为。Yu (2008) 的研究发现来自于大型券商或者更有经验的分析师对公司的盈余管理行为的抑制更有效果。李延喜等 (2013) 的研究表明市场化程度越高、政府干预程度越低、法治水平越高的情况下，公司的盈余管理水平越低。DeGeorge et al (2012) 将这些研究推广到多国范围，发现只有在金融发展程度较高的国家，分析师才能成为公司的外部有效的监督者。我国各地区发展呈现不平衡现象是不争的事实，各地区金融发展水平呈现较大的差异，因而本文希望将这一研究推广到中国，检验区域金融发展水平的高低是否对分析师的监督作用起到重要的影响？如果存在，这种影响又是怎样的？

本文利用樊纲等编著的各地区金融市场化指数和中国上市公司 2007~2013 年分析师跟踪数据，研究分析区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理的关系，研究表明在区域金融发展程度较高的地区，分析师能够显著降低公司的盈余管理水平，但在金融发展程度较低的地区分析师的这种作用是不显著的，从而说明分析师能否起到上市公司重要的外部机制跟地区金融发展水平息息相关。本文其它部分的结构如下：第二部分是文献回顾并提出假设，第三部分是介绍数据样本和研究设计，第四部分是实证结果和分析，最后给出结论和政策建议。

二、文献回顾与研究假设

分析师跟踪作为证券市场重要的第三方监督力量在资本市场扮演着公司治理的角色。Knyazeva (2007)、Yu (2008) 和 Chou (2010) 从不同的角度论证了分析师跟踪对上市公司的盈余管理行为有抑制作用，且分析师跟踪人数越多，对上市公司的盈余管理行为遏制的越强。证券分析师跟踪通过对上市公司的信息收集、整理和分析，对上市公司信息挖掘方面的能力已经得到认可 (储一昀和仓勇涛, 2008; 薛祖云和王冲, 2011)，能够提高公司估值的准确性，能够提高股票价格的信息含量 (朱红军, 2007)，而在我国这种证券市场发展尚不健全，各种法律制度尚不完善的情况下，分析师作为法律之外的另一种替代机制，能够降低企业的信息不透明度，从而减少股票暴跌的风险 (潘越等, 2011; 李春涛, 2013)。

研究已经表明了分析师跟踪对公司的盈余管理行为具有抑制作用，但是理论上讲分析师既能遏制公司的盈余管理水平，也可能促进公司的盈余管理行为。而在学者们的研究中也对分析师如何影响公司的盈余管理行为有着诸多的争议，一方认为分析师能够起到外部监督的作用，如 Jensen & Meckling (1976) 和 Healy & Palepu (2001) 都认为分析师能够有效降低信息的不对称和提高投资效率，这就是监督假说。另一方认为，经理人担心公司的业绩达不到分析师给出的盈利预测而有压力有动力去进行盈余管理，因为若业绩无法通过前期的努力达到分析师的预测水平，公司的股价会在发布业绩后出现下跌，这就是压力假说。

持有监督假说观点的学者认为，分析师作为上市公司外部的监管力量有着得天独厚的优势。首先，证券分析师不仅都具有丰富的财务金融相关知识，而且对财务报表和复杂的财务报表附注有比较深的洞察能力。其次，证券分析师作为一种职业，他们的工作就是对上市公司做出研究，然后给出客观的分析报告，因而他们能对上市公司持续跟踪，从而较其他群体对上市公司有更正确的认识。最后，分析师的服务对象是多元的，因而不受单一利益团体的控制，因而证券分析师可以增加企业信息的透明度，降低委托——代理成本 (Jensen & Meckling, 1976)。不仅如此，分析师还能够较他人对上市公司有更高的敏感性，更能够洞察到经理人的不轨行为 (Healy & Palepu, 2001)。

持有压力假说观点的学者认为，一些外部因素的存在会抑制分析师的监督作用，甚至能促使经理人进行盈余管理。赵玉洁 (2013) 研究发现上市公司所处地区的法律环境的不同会导致分析师对

公司盈余管理水平的差异,研究发现分析师跟踪与法律环境对上市公司的正向盈余管理行为具有显著的抑制作用,而对上市公司的负向盈余管理作用并不显著。但在上市公司所处地区的投资者保护法律环境较弱的情况下,分析师跟踪发挥了更强的外部监督作用,表现为分析师跟踪与上市公司正向盈余管理程度的负相关性更强。证券分析师的机构投资者客户等买入了某公司的股票而其不得不要受到来自该客户的压力而不得不出具有违客观事实的研究报告,或者证券分析师为了维护好与上市公司管理的关系以便更好的获得上市公司的真实信息而不得不对企业的真实情况睁一只眼闭一只眼 (Michanely & Womack, 1999; Dechow et al. 2000)。甚至有学者认为证券分析师与经理人是利益相关者,经理人的目标之一就是让公司的盈利水平与分析师预期的一致 (Levitt, 1998)。李春涛 (2014) 利用中国上市公司的数据直接证明了分析师能够有效降低名企的盈余管理水平和报告微利的概率,但是对普通企业却不显著,同时也指出要使分析师发挥出有效的监督作用,还需要其它的外部因素。DeGeorge et al (2012) 的利用多国数据研究发现,只有在金融发展程度较高的国家分析师才能起到有效的外部监督作用,进而降低公司的盈余管理水平。对于这一结论是否适合于各地区金融发展水平不平衡的中国,是本文要研究的问题。我们基于前人的研究提出如下假设:

假设一:在控制其它外部情况下,分析师跟踪能够有效抑制公司的盈余管理水平。

Knyazeva (2007) 利用美国数据研究发现,分析师跟踪能够增加企业利润、有效降低企业的盈余管理水平和降低企业的杠杆率,在利用是否属于 S&P500 指数成分股作为工具变量解决了内生性之后,这一结果依然成立。Yu (2008) 利用 I/B/E/S 数据库,通过对 1998~2002 年间共计 3 万多个公司-年度观测数据进行研究表明,跟踪公司的分析师人数能够对公司的盈余管理行为产生影响,在控制内生性的基础上发现,跟踪公司的分析师人数越多的公司,期可操控性应计项目就越少,从侧面表明美国市场上的分析师能够对公司起到有效的外部监督作用。

分析师跟踪对公司的这种作用是否受到其它的外部影响呢?压力假说是在企业本身注重自己的声誉的情况下才会产生作用,Knyazeva (2007) 在研究中特别强调了声誉的作用。在近来的研究中发现分析师能够对那些声誉较高的企业形成有效的监督作用,而对声誉较低的企业这种监督作用并不显著 (李春涛, 2014),非国有企业相对于国有企业对证券分析师跟踪的反应更加敏感 (苏春江, 2013),作为企业生存的重要的法律环境也影响着分析师跟踪对企业外部监督作用 (赵玉洁, 2013)。DeGeorge et al (2012) 利用多国的数据研究发现,只有在金融发展程度较高的国家,分析师才能对企业的盈余管理水平起到有效的抑制作用,才能对公司起到有效的外部监督作用。金融发展作为与法律环境等重要的外部环境之一对企业的发展起着非同寻常的重要作用。因而本文提出第二个假设:

假设二:分析师能够显著抑制金融发展程度较高地区公司的盈余管理水平,而在金融发展程度低的地区的公司的这种抑制作用不显著。

三、数据和样本

本文的财务数据来自于 CSMAR 数据库;分析师数据来自于锐思数据库,其中的分析师预测数据库收录了从 2002 年以来的各大券商卖方分析师对各上市公司的盈利预测数据。自 2005 年中国进行股权分置改革之后,中国股票市场的更加趋于正规化,这之后有关分析师对上市公司的盈利预测才渐渐多了起来。因而,本文选取 2007 年至 2013 年的样本数据进行研究。本文采用的金融发展指标来自于 2011 年樊纲等编著的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》中的各地区“金融业的市场化”指标。在进行回归分析的时候要控制行业因素,但是我国尚没有统一的行业分类标准,本文采用申银万国公布的行业代码,将上市公司分析为 23 个行业,这种分类标准已经得到了研究者广泛认可,比如李春涛 (2014)。

本文的初始样本是 2007~2013 年间 A 股市所有发布年报的上市公司,共计 10592 个公司-年度样本。我们进行了以下五个标准的筛选过程:(1) 剔除掉上市不足三年的公司,因为在计算盈余管

区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理：来自中国上市公司的证据

理的时候要用到前三年的财务数据；(2) 剔除掉金融类上市公司，因为金融行业的特殊性；(3) 剔除掉有缺失数据的上市公司，(4) 剔除掉市值小于 1000 万的上市公司，(5) 剔除掉被 S, ST 和*ST 的公司。最终本文收集了 2007~2013 年共 7467 个公司-年度样本。本文主要使用统计软件 Stata12.0 来处理相关数据并进行后续的计量分析。表 1 简单对样本的年度分布情况进行了分析。自 2007 年起样本数据逐年增加，这一方面是由于上市公司数据每年在增加，另一方面是分析师的队伍在扩大所致，这符合实际情况。

表 1 样本的年度分布情况

year	Freq.	Percent	Cum.
2007	774	10.37	10.37
2008	846	11.33	21.70
2009	969	12.98	34.67
2010	1,031	13.81	48.48
2011	1,129	15.12	63.60
2012	1,353	18.12	81.72
2013	1,365	18.28	100.00
Total	7,467	100.00	

四、模型的设计和变量的定义

本文通过 OLS 和 Fama-MacBeth 回归估计如下的模型，以检验跟踪分析师人数与非操控应计项目之间的关系：

$$|DA|_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{num}_{it} + \beta_2 \text{MV}_{it} + \beta_3 \text{LEV}_{it} + \beta_4 \text{ROA}_{it} + \beta_5 \text{sd_CFO}_{it} + \beta_6 \text{BM}_{it} + \beta_7 \text{growth}_{it} + \sum \gamma_j \text{Ind}_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

如果分析师是监督企业的外部力量，那么根据假设 1，跟踪企业的分析师人数越多，企业的盈余管理规模越小。但是，分析师人数与 $|DA|_{it}$ 的这种负相关关系，可能是由于分析师确实有效地监督了上市公司使得上市公司的盈余管理规模减小，也有可能是由于分析师有目的选择了那些盈余管理得到改善的公司，而避免选择那些盈余管理水平较高的公司，也就是说公司的盈余管理规模减少不是分析师的作用，而是分析师有意选择的结果。之前的研究也表明分析师会倾向于选择信息披露环境较好，较为透明的公司进行跟踪 (Bushman (2003), Healy (1999))。同样的，在本文进行区域金融与公司盈余管理研究的时候同样的面临这样一个问题。根据假设 2，在区域金融发展程度较高的地区，分析师跟踪才能有效降低上市公司的盈余管理水平，才能起到有效的外部监督作用。那么，是否是由于分析师倾向于选择区域金融发展程度较高地区的上市公司进行跟踪而不是选择金融发展程度较低地区的公司呢？因此，这种区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理的关系可能是由于内生性造成的。

本文用工具变量面板数据回归来控制内生性问题。首先采用对分析师人数滞后一期的办法来处理内生性问题，然后根据 Yu (2008) 和 Knyazeva (2007) 的研究把是否是标准普尔指数成分股作为工具变量的思路，以及李春涛等 (2014) 的方法，本文选择沪深 300 成分股作为虚拟变量作为工具变量。如果上市公司在每年的 12 月份为沪深 300 成分股，则虚拟变量 Index 取值为 1，否则取 0。由于市场上存在大量的与指数挂钩的投资基金及衍生物，因而上市公司进入或者退出沪深 300 必然会引起分析师的关注，比如新进入沪深 300 的上市公司之前没有关注的分析师，现在由于买方的需要也不得不进行关注。同样的，当上市公司的退出了成分股行列，那么买方会进行调仓换股，分析师也会有选择的抛弃，因而是否是沪深 300 成分股是单纯的外部冲击，因而是一个好的工具变量。

1. 被解释变量

被解释变量 (DA) 为上市公司的盈余管理程度。本文采用修正的 Jones 模型来测度盈余管理。

本文采用的是申银万国的行业分类标准, 将上市公司分成 23 个行业, 剔除掉金融行业后, 对每个上市公司的会计年度和行业进行如下模型的回归:

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $TA_{i,t}$ 是第 i 家上市公司在 t 年度的总应计项目, 计算方法为总应计项目, 即公司的净利润与经营活动现金流之差; $A_{i,t-1}$ 是第 i 家上市公司在第 $t-1$ 年年末的总资产; $\Delta REV_{i,t}$ 是第 i 家上市公司主营业务收入的增量; $\Delta REC_{i,t}$ 是第 i 家上市公司应收账款的增量; $PPE_{i,t}$ 是第 i 家上市公司的固定资产; $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

将模型 (2) 中的回归残差定义为可操控的应计项目, 表示为经过上一期期末总资产调整后的公司当期非正常应计利润。我们对进行了 0.3% 的缩尾调整, 从而消除了离群值对结果的影响。在本文的研究中我们不关心盈余管理的正负性, 只关心盈余管理的程度, 因而我们选取作为盈余管理的替代变量, 其越大表明上市公司的盈余管理规模越大, 公司盈余操控行为越严重; 其越小表明上市公司的盈余管理规模越小, 公司的盈余操控行为越小。

2. 解释变量

(1) 分析师人数 (num)。本文采用当年度对上市公司盈余预测研究报告的人数总数来衡量。证券分析师在过去的一个财务年度中, 只要发布了某一家上市公司的至少一份盈利预测或者评级报告, 就被看作跟踪了这家上市公司。分析师跟踪的人数越多, 对上市公司的监督力度就越大, 上市公司的盈余管理程度就越低, 因此预计该变量的符号为负。

(2) 金融发展 (FD)。本文借鉴夏立军和方轶强 (2005) 的研究, 利用樊纲等 (2011) 编著的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》中的各地区“金融业的市场化”指数作为各地区金融发展程度的替代变量。由于樊纲等 (2011) 的指数只更新至 2009 年, 参考方军雄 (2007) 的做法, 由于金融发展程度的相对稳定性, 因而将 2009 年的数据代替各地区其它年份的金融发展程度。根据 Degeorge et al (2012) 研究可以知道, 在金融市场发达的地区, 分析师能抑制企业的盈余管理行为, 但在金融市场不发达的市场, 分析师这种抑制行为较弱甚至鼓励经理人进行盈余管理行为。因而, 预计在金融发达的地区, 分析师对企业的盈余管理行为的抑制作为显著为负, 在金融市场发展落后的地区这种抑制行为不显著。

(3) 控制变量。根据 Yu (2008) 等相关文献, 模型中还加入了 (1) 财务杠杆 (LEV), 用资产负债率来表示; (2) 市场规模 (MV), 用公司的市场价值来衡量; (3) 盈余水平 (ROA), 用公司的资产利润率来表示; (4) 样本期间上市公司年度现金流的标准差 (sd_CFO); (5) 账面价值市值比 (BM), 本文采用公司的账面价值与公司的市场价值的比来表示; (6) 增长率 (growth), 用公司主营业务增长率来表示。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表 1 给出了主要变量的基本统计信息。样本企业平均有 10.635 个分析师跟踪, 但是, 由于很多公司没有分析师跟踪以及很多公司的分析师跟踪数只有一两个, 所以, 跟踪分析师人数的中位数仅为 6, 均值明显大于中位数, 显示了跟踪分析师人数在分布上的有偏性。上市公司所处地区的金融发展程度的最小值和最大值分别是 5.9 和 12.66, 说明各地区的金融发展程度存在着较大的差异, 因而有研究这外部环境的差异对影响分析师与盈余管理关系的必要; $|DA|$ 的均值是 8.8%, 这与 Yu (2004) 报告中的 9.3% 基本一致, 样本公司的平均 ROA 为 3.5%, 低于同期银行贷款基准利率, 反映上市公司的整体盈利能力欠佳。LEV 的最小值为 9.74%, 而中位数与平均值都在 50% 左右, 最大

区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理：来自中国上市公司的证据

值达到了 82.5%，这说明上市公司负债经营较为明显，那么上市公司是否会迫于负债经营的压力而会进行盈余管理？

表 2 主要变量的描述性统计（样本容量：7467 公司-年度）

	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
DA	7467	0.088	0.099	0	0.055	0.458
num	7467	10.635	12.482	0	6	84
FD	7467	10.828	1.154	5.9	10.75	12.66
MV(百亿)	7467	0.998	5.406	0.028	0.351	223.77
LEV	7467	0.495	0.203	0.0974	0.504	0.825
ROA	7467	0.035	0.058	-0.180	0.033	0.165
Sd_CFO	7467	0.086	0.075	0.0155	0.060	0.335
BM	7467	1.015	0.869	0.155	0.719	3.690
growth	7467	0.166	0.234	-0.070	0.103	0.938
	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值

（二）多元回归分析

本文不仅进行了基于混合数据采用最小二乘法对区域金融发展和分析师跟踪对上市公司盈余管理（|DA|）的影响进行了回归分析，而且给出了金融发展和分析师跟踪对盈余管理（|DA|）的 Fama-MacBeth 回归结果。表 3 的第（1）列和第（4）列分别是 OLS 和 Fama-MacBeth 的情况下全样本的回归结果。这两列表明：分析师跟踪对上市公司盈余管理水平有非常显著的抑制作用，这一结论也已被李春涛等（2014）用中国的数据直接给出了证明，并从企业报告微利与利用工具变量企业的声誉方面很好的给出了论证。

本文的主要研究为区域金融发展高低是否会影响到分析师跟踪对企业盈余管理的上述抑制作用。因而，我们根据樊纲指数中金融市场发展指数衡量的前 30% 的地区定义为金融发展程度较高的地区，其它地区为金融发展程度较低的地区。根据 Degeorge et al (2012) 的研究，在金融发达的地区，分析师才能起到对盈余管理的抑制作用，我们想要研究的是这一结论是否适用于中国这个各地区金融发展水平不平衡的市场。

为了更好的验证区域金融发展程度和分析师跟踪与盈余管理的关系，本文进行了 OLS 和 Fama-MacBeth 两种方法的进行回归。回归结果如表 2 所示，在 OLS 和 Fama-MacBeth 两种模型下都得到了在金融发展程度较低的地区分析师跟踪对上市公司盈余管理行为的抑制作用是不显著的（如表 3 的第（2）、（5）列所示），而在金融发展程度较高的地区分析师跟踪对上市公司的盈余管理行为的抑制作用是非常显著的（如表 3 的第（3）、（6）列所示）。

根据表 3 的回归分析可知，公司的负债水平（LEV）与盈余管理规模是正相关关系。金融发展程度低与金融发展程度较高的地区公司负债水平对盈余规模的影响分别为 5.28% 和 2.41% 或 4.84 和 3.33%，这表明金融发展程度越低，公司的负债对盈余管理的促进作用越强。这说明，在金融发展程度较低的地区由于分析师跟踪不能起到有效的外部监督作用，因而公司在迫于负债压力的情况下会选择扩大盈余管理的规模。同时，表 3 中的 ROA 与盈余管理规模是负相关关系，这说明公司的成长性越好，公司越不会进行盈余管理，越会注重公司的声誉，这也印证李春涛（2014）在研究中表明名企（成长性较好的公司）越注重自己的声誉越不会进行盈余管理。同时，我们发现在金融发展程度较低的地区 ROA 的这种与盈余管理规模的负相关关系明显强于金融发展程度较高的地区，这说明在金融发展程度较低地区的成长性较好的企业更加注重自己的声誉，越不会进行盈余管理。它们的这种行为是想让人们不把它们与其它企业相提并论，一视同仁。这从侧面印证了，在人们的常识中金融发展程度较低的地区的企业大都有着不好的口碑，也即是在金融发展程度较低地区的上市公司分析师不能起到有效的监督作用。

表3 区域金融发展、分析师跟踪与盈余管理

	OLS			xtfmb		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA	LOW	HIGH	DA	LOW	HIGH
num	-0.000307 (-3.15) ***	-0.000173 (-1.12)	-0.000409 (-2.96) ***	-0.000351 (-5.87) ***	-0.000142 (-0.66)	-0.000552 (-5.47) ***
MV	0.000431 (2.18) **	0.000399 (1.96) **	0.000743 (0.66)	0.000388 (2.57) **	0.000247 (1.15)	0.00155 (2.40) *
LEV	0.0365 (5.45) ***	0.0528 (5.05) ***	0.0241 (2.72) ***	0.0400 (8.10) ***	0.0484 (3.67) **	0.0333 (5.18) ***
ROA	-0.188 (-8.68) ***	-0.214 (-6.61) ***	-0.171 (-5.83) ***	-0.153 (-4.01) ***	-0.188 (-3.50) **	-0.135 (-4.56) ***
sd_CFO	0.323 (19.96) ***	0.327 (13.73) ***	0.316 (14.07) ***	0.353 (6.03) ***	0.355 (5.93) ***	0.353 (5.99) ***
BM	-0.0149 (-9.16) ***	-0.0136 (-5.47) ***	-0.0147 (-6.76) ***	-0.0175 (-3.82) ***	-0.0132 (-2.84) **	-0.0189 (-4.00) ***
growth	0.0640 (13.10) ***	0.0644 (9.00) ***	0.0655 (9.75) ***	0.0578 (6.12) ***	0.0569 (6.89) ***	0.0580 (5.01) ***
_cons	0.0300 (3.58) ***	0.0154 (1.18)	0.0539 (2.62) ***	0.0244 (3.06) **	0.0486 (3.00) **	0.0333 (2.83) **
Year	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Industry	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	7467	3195	4272	7467	3195	4272
adj. R2	0.212	0.240	0.191	0.218	0.236	0.207

注: t statistics in parentheses, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(三) 内生性问题及工具变量回归分析

本文首先使用一般性解决分析师内生性的方法,让分析师滞后一期进行回归分析;为了更好的解决内生性问题,本文又利用上市公司是否属于沪深300成分股(Index)作为分析师人数的工具变量,进行了回归分析,结果如表4的第(4)~(6)列所示。由工具变量回归结果表4的第(1)和第(4)列可以得知在控制内生性情况下,分析师跟踪对上市公司的盈余管理行为的抑制作用依然是成立的,这一结论是李春涛等(2014)得出结论的一个延续。进一步的,我们用上述两种工具变量对区域金融发展程度的高低两种情况和分析师跟踪对上市公司盈余管理行为影响的情况进行了回归,结果如表4的第(2)、(3)列和第(5)、(6)列所示,在控制了内生性的情况下,我们依然得出了在区域金融发展程度较低的地区分析师跟踪对上市公司的盈余管理行为的抑制作用是不显著的结论,而在金融发展程度较高的地区分析师跟踪的这种行为能够起到很好的监督作用,从而有效的降低了上市公司的盈余管理水平。

表4的回归分析可知,在控制内生性的情况下,公司的负债水平(LEV)同样与公司的盈余管理水平存在显著的正相关关系,而且在金融发展程度较低的地区这种促进程度越显著同样存在(如表4的5.31%与2.56%或者5.38%与2.44%)。成长良好的公司(ROA越高的公司)与盈余管理的负相关关系,以及金融发展程度较低地区的成长良好公司的盈余管理规模越小(如表4的-20%与14.4%或者-20.1%与-14.8%)。

表 4 工具变量回归

	num=l_analyst			num=indexed		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA	LOW	HIGH	DA	LOW	HIGH
num	-0.000595 (-4.25) ***	-0.000374 (-1.68) *	-0.000851 (-4.00) ***	-0.000518 (-2.29) **	-0.000365 (-0.99)	-0.000764 (-1.80) *
MV	0.000548 (2.35) **	0.000468 (1.93) *	0.00193 (1.51)	0.000506 (2.41) **	0.000445 (2.04) **	0.00195 (1.10)
LEV	0.0378 (5.32) ***	0.0531 (4.84) ***	0.0256 (2.71) ***	0.0372 (5.52) ***	0.0538 (5.08) ***	0.0244 (2.75) ***
ROA	-0.168 (-7.15) ***	-0.200 (-5.68) ***	-0.144 (-4.50) ***	-0.172 (-6.52) ***	-0.201 (-5.05) ***	-0.148 (-3.78) ***
sd_CFO	0.317 (18.52) ***	0.327 (13.07) ***	0.301 (12.65) ***	0.318 (18.91) ***	0.323 (12.89) ***	0.310 (13.24) ***
BM	-0.0148 (-8.79) ***	-0.0132 (-5.13) ***	-0.0147 (-6.51) ***	-0.0147 (-8.96) ***	-0.0134 (-5.35) ***	-0.0144 (-6.52) ***
growth	0.0674 (13.02) ***	0.0666 (8.86) ***	0.0704 (9.83) ***	0.0656 (12.79) ***	0.0657 (8.75) ***	0.0676 (9.47) ***
_cons	0.0313 (3.57) ***	0.0217 (1.37)	0.0641 (3.00) ***	0.0465 (5.09) ***	0.0226 (1.48)	0.0573 (2.74) ***
Year	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Industry	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	6863	3004	3859	7467	3195	4272
adj. R2	0.212	0.240	0.191	0.212	0.240	0.190

注：t statistics in parentheses, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

六、结论与讨论

本文发现分析师跟踪能够降低企业的盈余管理水平，但是这主要是由分析师对金融发展程度较高地区企业的影响造成的。控制了分析师选择企业的内生性以后，上述的结论依然成立。这说明在金融发展程度较高的地区，分析师已经起到对上市公司的有效的外部监管作用。分析师之所以对金融程度发展较低地区的上市公司不能起到很好的监督作用，而只对金融发展程度较高地区的企业起到外部治理的作用，可能是由于如下的原因：（1）在金融发展程度较高的地区上市的公司大都是一些知名的企业，因而有较高资历的分析师选择跟踪这样的企业，而把那些金融发展程度较低地区的上市公司交给那些新入行的分析师；（2）金融发展程度较高地区的上市公司相对金融发展程度较低地区的上市公司要面临更多的媒体、法律等的监管；（3）券商总部集中在金融发展程度较高的地区，如北京、上海、深圳，券商的集中分布也让券商之间存在着竞争，因而在这些地区的研究会更加的细致，唯恐出现纰漏，因而起到了很好的监督作用。

参考文献

- [1] 储一昀, 仓勇涛. 财务分析师预测的价格可信吗? ——来自中国证券市场的经验证据. 管理世界, 2008 (3):58-69.
- [2] 方军雄. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测. 金融研究, 2007 (6): 136-148.
- [3] 李春涛, 胡宏兵, 谭亮. 中国上市银行透明度研究——分析师盈利预测和市场同步性的证据. 金融研究, 2013 (6).
- [4] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理: 来自中国上市公司的证据. 金融研究, 2014 (7).
- [5] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险. 金融研究, 2011 (9):138-151.
- [6] 徐欣, 唐清泉. 财务分析师跟踪与企业 R&D 活动. 金融研究, 2010 (11):172-189.
- [7] 薛祖云, 王冲. 信息竞争抑或信息补充: 证券分析师的角色扮演——基于我国证券市场的实证分析. 金融研究, 2011 (11):167-182.
- [8] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据. 金融研究, 2007 (2):110-121.
- [9] 赵玉洁. 法律环境、分析师跟进与盈余管理. 山西财经大学学报, 2013 (1).
- [10] 苏春江. 产权性质、证券分析师追踪与盈余管理. 财会月刊, 2013 年 11 月下.
- [11] Barney, J., 1991, "Firm Resources and Sustained Competitive Advantage", *Journal of Management*. Vol. 17, No.1, 99~120.
- [12] Bushman, Robert, Piotroski, Josep, and Abbie Smith, 2003, "What determines corporate transparency?" *Journal of Accounting Research*. 42 (2), 207-252.
- [13] Cai H, Obara I. 2009. Firm Reputation and Horizontal Integration. *The Rand Journal of Economics*, 40 (2), 340-363.
- [14] Christie, A. A. and Zimmerman, J., 1994, "Efficient and opportunistic choice of accounting procedures: corporate control contests", *The Accounting Review*, 69 (4), 539~566.
- [15] Chung, K., and H. Jo, 1996, "The Impact of Security Analysts' Monitoring and Marketing Functions on the Market Value of Firms," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31 (4), 493~512.
- [16] Degeorge, F., Patel, J. and Zeckhauser, R., 1999, "Earnings management to exceed thresholds", *Journal of Business*, 72 (1), 1-33.
- [17] Dechow, Patricia, Richard Solan, and Amy Sweeney, 1995, "Detecting earnings management", *The Accounting Review*. 193-225
- [18] Dechow, Patricia, Amy Sweeney and Richard Solan, 2000, "The relation between analysts' Forecasts of long-term earnings growth and stock price performance following equity offerings," *Contemporary Accounting Research*, 17(1), 1-32.
- [19] Degeorge, Francois, Ding Yuan, Jeanjean, Thomas and Stolowy, Hervé, 2012, "Analyst Coverage, Earnings Management and Financial Development: An International Study", *Journal of Accounting and Public Policy*, 32 (1), 1-25
- [20] Fang, L. H. (2005), Investment bank reputation and the price and quality of underwriting services. *The Journal of Finance*, 60 (6): 2729 - 2761.
- [21] Franklin Allan, Jun Qian and Meijun Qian, 2005, "Law, finance, and economic growth in China", *Journal of Financial Economics*, 77 (1), 57-116.
- [22] Fuller, J., Jensen, M., 2002, "Just say no to Wall Street", *Journal of Applied Corporate Finance*, 14 (4), 41-46.
- [23] Gan, Jie and Wang, Martin. 2012, "Can Firms Build Capital-Market Reputation to Compensate for Poor Investor Protection? Evidence from Dividend Policies," *Cheung Kong Graduate School of Business Working Paper*.
- [24] He, Jie and Tian, Xuan, 2013, "The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation," *Journal of Financial Economics*, 109 (3), 856-878.

- [25] Healy, Paul and Krishna Palepu, 2001, "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital market: A review of the empirical disclosure literature", *Journal of Accounting & Economics*, 31 (1), 405-440.
- [26] Irvine, P., 2003, "The Incremental Impact of Analyst Initiation of Coverage." *Journal of Corporate Finance*, 9 (4), 431-451.
- [27] Jensen and Meckling, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics*, 3 (4), 305-360.
- [28] Knyazeva, D., 2007, *Corporate Governance, Analyst Following, and Firm Behavior*, University of Rochester Working Paper.
- [29] Lang, Mark H., Karl V. Lins, and Darius P. Miller, 2004, "Concentrated Control, Analyst Following and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors are Protected Least?" *Journal of Accounting Research*, 42 (3), 581-623.
- [30] Lee, Chi-Wen, X. Chen and Jin Li, 2008, "Government Assisted Earnings Management in China", *Journal of Accounting and Public Policy*, 27 (3), 262-274.
- [31] Levitt, A., 1998. The 'numbers game'. *CPA Journal*, 68, 14-18.
- [32] Liu, Q and J. Lu, 2007, "Corporate governance and earnings management in China's listed companies: a tunneling perspective", *Journal of Corporate Finance*, 13 (5), 881-906.
- [33] Ljubojevic, Cedomir and Gordana Ljubojevic, 2008, "Building Corporate Reputation through Corporate Governance", *Management* 01/2008; 3 (3) :221-233.
- [34] Lobo, Gerald J., Minsup Song, and Mary Stanford, 2012, "Accruals quality and analyst coverage", *Journal of Banking and Finance*, 36 (2), 497-508.
- [35] Michaely, Roni, Kent L. and Womack, 1999, "Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations", *The Review of Financial Studies*, 12 (4), 653-686.
- [36] Mohrman, M. B. (1996). "The Use of Fixed GAAP Provisions in Debt Contracts", *Accounting Horizons* 10 (3) : 78-91.
- [37] Yu, Fang Frank, 2008, "Analyst Coverage and Earnings Management", *Journal of Financial Economics*, 88 (2), 245-271.

Financial Development, Analyst Following and Earnings Management: Evidence from China

Han Shuai

Abstract: The financial development is out of balance in different regions in China, and this imbalance affects the earnings management of public firms. Using a data set of China's public firms from 2007 to 2013, this research examines the roles played by analysts in reducing corporate earnings management in different regions which have different financial development. Through empirical results can find that: (1) Firms followed by analysts can reduce earnings management; (2) analyst following do reduce the firms' earnings management if the company in the region which financial development is high. The conclusion holds robust when we use instrumental variable to examine.

Key Words: financial development; analyst following; earnings management

责任编辑：曾泓 高琦鑫

湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究

——基于 DEA-Malmquist 模型

丁冀彤 曹今盛 王银瑞

摘要: 制造业作为湖北省的重要支柱产业,目前面临着结构性失衡、缺乏核心竞争力等问题。利用金融支持带动制造业转型升级对于湖北省经济健康发展具有决定性意义。本文采用 DEA-Malmquist 方法,具体测度湖北省近年制造业金融支持效率。实证表明,湖北省制造业上市公司的资金筹集效率与配置效率在样本期内都有显著下降,而技术水平进步缓慢和技术效率低下是制约资金筹集和配置效率稳步提升的主要因素。基于此,提出政策建议。

关键词: 制造业; 资金筹集效率; 资金分配效率; DEA-Malmquist 模型

引言

湖北省作为国家老工业基地之一,制造业是其重要的支柱产业,在湖北省经济发展中占据举足轻重地位,对湖北省工业的贡献率曾一度接近 50%。然而近年来,湖北省制造业面临着经济产能过剩、结构性失衡等突出问题,制造业的改革、调整和发展,探索和实践新型工业化道路是实现全省经济又好又快发展的重要举措。金融支持在其中的作用十分突出,加大对战略性新兴产业的金融支持,由此带动制造业的转型升级对湖北省制造业的健康发展意义重大,因此制造业金融支持的效率研究是实践部门重点关注的问题。

一、相关文献综述

关于金融支持与产业发展的问题,国外学者很早就研究到了金融支持对于产业的发展和升级的促进作用。Suo 和 Wang (2009) 通过使用 DEA 模型,对金融支持在农业规模化发展、农民收入增长方面的效率进行量化测度,表明了金融支持是农业发展的重要影响因素;Fisman 和 Love (2004) 分别研究了金融支持对于产业的长期和短期的影响,结论为在短期内金融发展会促进成长性产业发展,但从长期而言,金融则会把更多的资源配置给依赖外部融资的产业;Christa N. Brunnschweiler (2006) 发现,融资规模的扩大对产业发展具有显著促进作用,而产业增长效率的促进则在一定程度上受到融资方式的影响;Wurgle (2000) 选择 65 个国家的制造业为研究对象,通过对样本进行回归分析,发现大部分发达国家的金融市场通过对不同发展阶段产业投入不同的资金来引导产业的转型和升级;Maksimovic (1995) 指出,发展中国家在实现工业化之后,应当致力于资本市场的建设,改善本国企业的融资结构,降低融资成本,进而通过企业的发展完成产业结构的优化升级;

国内对于金融支持与产业发展的问题研究起步较晚,现阶段研究主要可分为两大方面:一方面是研究金融支持对产业发展和升级的相关原理及影响因素。例如林毅夫,章奇和刘明兴(2004)通过对全球制造业 1980-1992 年数据的经验分析,证明了只有当金融结构与制造业的规模结构相匹配时,才能有效地满足企业的融资需求从而促进制造业的发展;张辉(2007)通过研究贵州省产业发展与银行信贷之间关系,得出贵州省金融发展与产业发展之间存在互为因果的关系,贵州省国有商业银行为贵州省第二产业的发展及结构升级提供了强有力的资金支持;郭姗姗(2013)以我国泛长三角地区的医药制造为研究对象,通过面板数据模型分析得出,政府资金支持、企业自筹资金与金

作者简介: 丁冀彤,中南财经政法大学金融学院投资 1202 班本科生。曹今盛,中南财经政法大学金融学院投资 1201 班本科生。王银瑞,中南财经政法大学金融学院 CFA1201 班本科生。

融机构贷款都对泛长三角地区医药制造业的发展具有积极的影响,其中影响程度最大的是企业自筹资金,政府资金支持次之,金融机构贷款影响程度最小;另一方面是探讨测度不同产业的金融支持效率,以及研究相关的影响因素。庞瑞芝和孙艳(2007)基于 Tobit 回归模型,围绕银行的资产质量,经营效率,人均营业费用,清偿能力四大指标,对全国 11 家上市银行的效率水平进行总体分析和评价。熊正德和林雪(2010)以战略性科技产业为研究对象,从静态的角度考察了其相关的金融支持效率;熊广勤和郑旸(2014)选用资产负债率(DR)、流通股比例(NR)与市场风险程度(BETA)年净资产收益率(ROE)、营业收入增长率、企业总成本、托宾 Q 值等投入及产出指标,结合 DEA-Malmquist 方法测度我国科技产业金融支持效率,在此基础上构建面板数据回归模型分析其相关影响因素,从动态的角度得出,科技产业的金融支持效率波动较大,技术产出对产业支撑效果明显,而技术投入对产业的驱动则不稳定;并且在间接融资受阻情况下,直接融资对提升金融支持的效率具有积极作用;

综上所述,虽然当前关于金融支持与产业发展的研究较多,但大都是从宏观经济领域进行的研究,而忽略掉了从具体省份出发,针对省份自身的产业分布及发展状况进行研究的方面;并且从研究的方法上面,在涉及到具体省份的产业发展和转型升级上面,大多数文献都是泛泛而谈,得出的结论缺乏具体的数据支撑。基于此,本文将利用 DEA-Malmquist 方法,从动态的角度出发,具体测度湖北省从 2010 年一季度至 2014 年三季度制造业上市公司金融支持效率,并将其与湖北省服务业上市公司的筹资与配置效率相比较,进而提出提升湖北省制造业金融支持效率,促进产业的转型升级的相关意见。

二、研究设计

(一) 金融支持效率测度的模型选择——DEA 模型

数据包络分析(简称 DEA 模型),于 1978 年由著名的运筹学家 A.Charnes, W.W.Cooper 和 E.Rhodes 首次提出,DEA 模型在对特征相近并且具有多投入及多产出 DMU(决策单元,可以理解为单位或部门)的评价上具有很大优势,它能够运用非参数规划的方法对 DMU 之间的相对有效性进行测度。CCR 与 BCC 是 DEA 模型体系中两个最常用的基本模型,两者的区别在于 CCR 模型规模不可变,而 BCC 模型规模可变,由此使得 BCC 模型能在 DMU 的相对技术效率上进行更为直观地评价。然而无论是 CCR 还是 BCC 都只是停留在静态层面的评价,即某一时点不同 DMU 之间相对有效性的比较,其并不能体现某个 DMU 本身的有效性随时间的动态变化,由此 Fare R., Grosskopf S, Lindgren B 和 Ross P 将 Malmquist (Caves, Christensen 和 Divert) 指数与 DEA 模型相结合,构建了相邻时期 Malmquist 生产率变动指数(简称 TPF)的动态变化模型。考虑到湖北省制造业与服务业两个行业在客观上具有多投入和多产出的特点,本文采用动态的分析范式,利用 DEA-Malmquist 模型对每个行业的金融支持效率进行动态分析,最终得到市场性金融支持行为对湖北省制造业和服务业发展的相对有效性大小及其变动趋势。

根据 DEA-Malmquist 模型,Malmquist 生产率变动指数(tpfch)可以分解为技术效率变动指数(effch)和技术进步指数(tchch)两个部分,即:

$$\text{Malmquist 生产率变动指数} = \text{技术效率变动指数} * \text{技术进步指数}$$

进一步,在 DEA-BCC 模型允许规模收益可变的前提条件下,技术效率变动指数(effch)又可以分解为纯技术效率变动指数(pech)和规模效率变动指数(sech)两个部分,即:

$$\text{技术效率变动指数} = \text{纯技术效率变动指数} * \text{规模效率变动指数}$$

$$\text{Malmquist 生产率变动指数} = \text{纯技术效率变动指数} * \text{规模效率变动指数} * \text{技术进步指数}$$

其中,Malmquist 生产率变动(tpfch)反映了 DMU 生产率的变化,若 tpfch>1,表示生产率处于增长趋势;反之,生产率则呈现下降趋势。技术效率变动指数(effch)表示在规模报酬恒定并且

要素可自由处置前提下 DMU 相对效率的变化,若 $effch > 1$, 表示技术效率得到改善;反之,技术效率则呈现恶化趋势。技术进步指数 ($techch$) 反映着 DMU 的技术水平,若 $techch > 1$, 技术水平进步;反之,技术水平则处于退步状态。规模效率变动指数 ($sech$) 表示 DMU 在长期中向最优规模的靠近程度,若 $sech > 1$, 反映了 DMU 在长期中向着最优规模靠近;反之,则在长期中偏离了最优规模。由此可知,技术效率变动指数 ($effch$) 和技术进步指数 ($techch$) 两个指标均以 1 为临界点分别对 Malmquist 生产力变动指数起到促进或者抑制作用。

本文将所研究的金融支持效率分为两个部分,一部分是资金的筹集效率,即企业用最低成本筹集资金支持企业运营的能力;另一部分则是资金的配置效率,即企业将筹集到的资金如何进行分配以获取利润最大化的能力。在模型的处理中,根据上述两部分各自的特点,在研究筹资效率的过程中采用投入导向模型,在研究资金配置效率的过程中采用产出导向模型。

(二) 投入产出指标的选取及其依据

结合生产法与资产法两种指标选取方法,通过借鉴已有的研究成果,综合考虑指标的可获得性,本文选取资产负债率 (DR)、流通股比例 (NR) 与市场风险程度 (BETA) 作为资金筹集效率与资金配置效率的共同投入指标,它们三者能作为投入指标的依据在于资产负债率能够反映资本结构对融资效率的影响,流通股比例指标能够反映上市公司股权的流动性对其股权融资效率的作用程度,而 BETA 值则能够反映金融支持过程中风险因素。在产出指标方面,本文选取年净资产收益率 (ROE)、营业收入增长率作为资金筹集效率与资金配置效率的共同产出指标,同时考虑到资金筹集与配置过程的差异性,将企业总成本^①作为资金筹集效率的第三个产出指标,将托宾 Q 值作为资金配置效率的第三个产出指标,产出指标的选取依据在于净资产收益率能够反映上市公司股权融资后的盈利能力,营业收入增长率反映上市公司股权融资后的成长性,而托宾 Q 值则反映着上市公司股权融资的配置效率。最后以企业的资产总额作为权重变量,由此得到行业的加权平均效率值。

(三) 样本选取、数据来源以及数据处理

本文选取湖北省制造业和服务业所有的 75 家上市公司,构成 75 个样本,提取其 2010-2014 年的季度财务数据进行分析。在进行板块分类时,考虑到湖北省制造业发展的实际情况,并且结合证监会行业分类将制造业细分为纺织服装皮毛制造业、石油化学塑胶塑料制造业、电子制造业、金属非金属制造业、机械设备仪表制造业以及医药生物制品制造业 6 个子类。文中数据的 BETA 值与流通股比例来源于与巨灵金融数据库,其余数据均来源于国泰安 CSMAR 数据库。

考虑到输入输出各指标具有不同的量纲,且原始数据中还存在着负数,若直接代入 DEA 模型中则难以求得线性规划问题的解,从而无法进行 DEA 的有效分析,本文运用无量纲处理的方法将原始数据按一定函数关系式归一到 [0.1, 1] 无量纲区间。具体的方法如下:

设 $\max_{1 \leq i \leq n} z_{ij} = a_j$, a_j 为第 j 项指标的最大值, n 为第 j 项指标样本的数据个数; $\max_{1 \leq i \leq n} z_{ij} = b_j$, b_j 为第 j 项指标的最小值。则开题, $z_{ij} \in [0.1, 1]$ 。

三、实证分析

(一) 资金筹集效率及其影响因素分析

1. Malmquist 生产效率指数测算结果

本文使用学者 Tim Colelli 编写的 DEA 模型专用程序 DEAP Version 2.1 测算湖北省制造业自 2010 年一季度至 2014 年三季度金融支持的筹集效率,计算结果见下表 1:

^① 企业总成本率 = (权益资本成本率 × 股票市值 + 流动负债 × 银行短期贷款利率 + 非流动负债 × 银行长期贷款利率) / 企业市值

湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究——基于 DEA-Malmquist 模型

表 1 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金筹集效率

时期	纺织服装皮毛制造业			石油化学塑料塑胶制造业			电子制造业		
	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	1.000	0.830	0.830	1.046	0.968	1.012	0.975	1.032	1.007
2010Q3	1.024	0.845	0.865	1.064	0.872	0.928	1.024	0.918	0.940
2010Q4	1.000	0.825	0.825	0.995	1.062	1.057	0.988	1.226	1.212
2011Q1	1.063	0.833	0.885	1.017	0.894	0.909	0.999	0.738	0.737
2011Q2	0.992	0.799	0.793	1.066	1.021	1.088	0.964	1.118	1.078
2011Q3	1.098	0.798	0.876	1.004	0.942	0.946	1.055	0.872	0.920
2011Q4	1.112	0.800	0.889	1.020	1.022	1.042	0.993	1.187	1.178
2012Q1	1.056	0.759	0.802	0.992	0.985	0.977	0.982	1.030	1.011
2012Q2	0.985	0.806	0.794	0.994	1.009	1.003	1.006	1.163	1.170
2012Q3	0.992	0.561	0.556	0.916	1.152	1.055	0.950	0.929	0.883
2012Q4	1.065	0.857	0.913	0.994	0.947	0.941	1.009	1.068	1.078
2013Q1	0.997	0.296	0.295	1.039	1.242	1.290	0.947	0.780	0.738
2013Q2	0.997	0.600	0.598	1.060	1.082	1.147	1.031	1.204	1.241
2013Q3	0.994	0.498	0.495	1.008	0.780	0.786	1.012	0.784	0.794
2013Q4	1.000	0.619	0.619	0.785	1.214	0.953	1.007	1.082	1.090
2014Q1	1.045	0.500	0.523	1.169	0.692	0.808	1.000	0.874	0.874
2014Q2	1.036	0.641	0.664	1.061	0.921	0.977	1.013	1.103	1.117
2014Q3	0.977	0.766	0.748	1.030	0.951	0.979	0.977	0.848	0.828
均值	1.022	0.718	0.734	1.011	0.977	0.988	0.996	0.985	0.981

时期	金属非金属制造业			机械设备仪表制造业			医药制造业		
	effch	Techch	tfpch	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	0.976	1.094	1.067	0.954	1.047	0.999	1.004	1.013	1.032
2010Q3	0.995	1.001	0.996	0.953	1.254	1.195	1.023	1.006	0.957
2010Q4	0.997	1.086	1.083	0.967	1.097	1.060	0.911	1.149	1.247
2011Q1	1.009	0.982	0.991	1.028	0.950	0.977	0.995	1.028	0.873
2011Q2	1.023	1.099	1.124	0.984	1.163	1.145	1.004	0.980	1.049
2011Q3	0.969	0.924	0.895	1.014	0.751	0.762	1.002	0.966	0.873
2011Q4	0.974	1.046	1.018	0.982	1.062	1.043	0.985	1.030	1.067
2012Q1	1.021	0.835	0.852	1.075	0.987	1.061	1.016	0.941	0.929
2012Q2	0.941	1.092	1.027	0.975	1.010	0.984	0.981	1.065	1.053
2012Q3	0.996	0.950	0.946	1.022	1.037	1.060	0.995	0.990	1.174
2012Q4	1.099	1.015	1.116	1.057	0.980	1.105	1.022	0.939	0.706
2013Q1	0.957	0.963	0.921	1.024	0.779	0.797	1.013	0.959	1.042
2013Q2	0.986	1.056	1.041	0.969	1.169	1.133	1.027	0.966	0.929
2013Q3	1.001	0.952	0.953	0.907	1.035	0.939	0.969	1.026	1.074
2013Q4	0.999	1.094	1.093	1.050	1.016	1.067	1.060	0.952	1.696
2014Q1	1.069	0.888	0.949	1.026	0.866	0.889	0.990	0.996	0.770
2014Q2	0.957	1.232	1.179	1.034	1.118	1.156	1.007	0.970	0.926
2014Q3	1.031	0.885	0.913	0.935	0.958	0.896	1.036	0.950	1.218
均值	0.999	1.006	1.005	0.998	1.015	1.013	1.002	0.995	1.015

注：此处生产率变化指数反映资金的筹集效率

2. 制造业上市公司资金筹集效率 TFP 指数的变化分析

表 1 反映的是资金筹集效率的结果。根据表 1 的数据,湖北省制造业各行业上市公司的生产率变化指数存在着显著的差距。一方面,纺织服装皮毛制造业、石油化学塑料塑胶制造业及电子制造业上市公司的生产率变化指数在样本期间平均水平小于 1,呈现出负增长,这三个行业上市公司在样本期间的资金筹资效率较低。且进一步观察发现纺织服装皮毛制造业上市公司的生产率变化指数呈现出逐季度下降的态势,反映出纺织服装皮毛制造业上市公司的整体筹资水平不断下降;另一方面,金属与非金属制造业、机械设备仪表及医药制造业上市公司的生产率变化指数在样本期间内平均大于 1,说明这几个行业上市公司的金融支持的筹资效率相对较高,并且以医药制造业上市公司的筹资效率最高。除此之外,图 1 表明,湖北省制造业上市公司的生产率变化指数的季度变化较大,资金筹集效率不稳定,特别是纺织服装皮毛制造业及医药制造业上市公司的季度变动最大,这可能与行业所处的发展阶段相关,纺织服装皮毛制造业行业是夕阳行业,资金募集变动较大;而医药制造业处于成长阶段,发展较为不成熟,在资金的募集存在较多的不确定性。此外,电子制造业上市公司的资金募集效率存在季节性波动,每年的第三季度资金的募集效率较低。

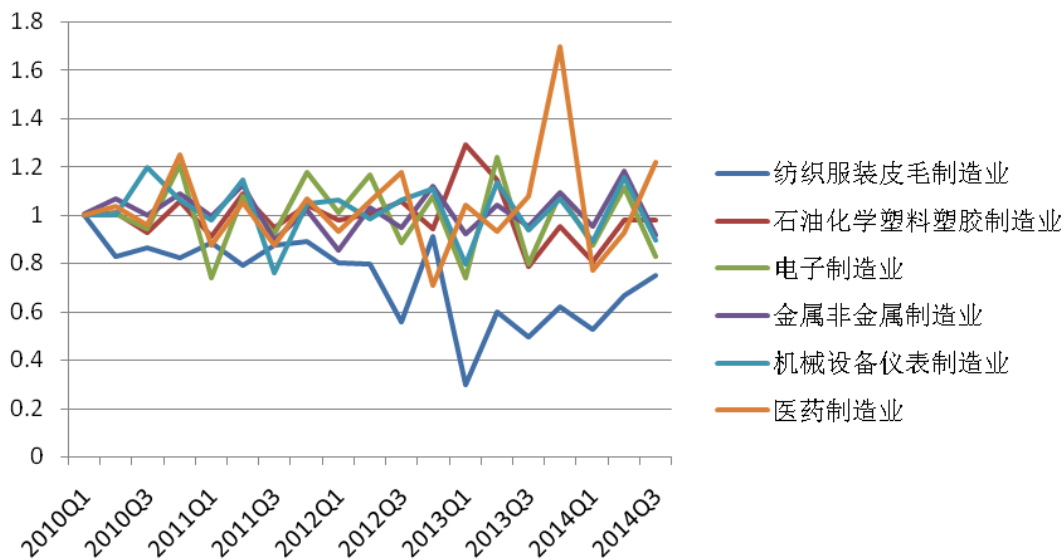


图 1 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金筹集生产率指数变动情况

3. 制造业上市公司资金筹集效率 TFP 变化的分解分析

根据表 1,在制造业的六大子类中,进一步将 TFP 分解为技术效率变化指数(ET)和技术水平进步指数(TC)来看,首先在样本期间内,湖北省制造业上市公司的技术水平平均值为 0.949,技术水平下降,除了金属与非金属制造业与机械设备仪表制造业的年均技术进步指标大于 1 外,其他四个制造业子类均小于 1,侧面反映了技术创新不足阻碍了制造业上市公司总体资金筹集效率的提升;其次,纺织服装皮毛制造业、石油化学塑料塑胶制造业、医药制造业上市公司的技术效率指数平均值大于 1,表明技术效率对于生产率变化指数的提升起促进作用,而电子制造业、金属非金属制造业及机械设备仪表制造业上市公司的技术效率平均值小于 1,呈现出负增长的态势。由于技术效率反映被评价对象的产出能力,这就暗含着对于湖北省制造业纺织服装皮毛制造业、石油化学塑料塑胶制造业及医药制造业上市公司将技术转化为产出的能力较强,而电子制造业、金属非金属制造业及机械设备仪表制造业将技术转化为产出的能力较弱。

纵观制造业各行业筹资效率的变化的动因,纺织服装皮毛制造业与石油化学塑料塑胶制造业在测算期内资金筹集效率的整体下降主要由于技术的退步所致,虽然技术效率整体有所提高,但是并没有发挥对资金筹集效率的促进作用。而对金属非金属制造业与机械设备仪表制造业两个制造业子类 TFP 的分解可以看出虽然技术效率在测算期内整体的变化幅度不大,但是由于技术的进步,筹资

湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究——基于 DEA-Malmquist 模型

效率呈现增长态势，由此可以初步看出技术进步对筹资效率的重要促进作用。

为了进一步得到生产率变化指数、技术效率变化指数和技术进步指数三者之间的相互关系，通过 SPSS22.0 对三者进行相关分析得到的结果如下所示：

表 2 资金筹集生产率变化指数、技术效率变化指数和技术进步指数相关系数

行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8
Tfpch&techch 相关度	.986**	.811**	.987**	.915**	.907**	.977**
双侧显著性	0	0	0	0	0	0
行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8
Tfpch&effch 相关度	0.387	-0.054	0.257	-0.009	0.093	-0.024
双侧显著性	0.101	0.826	0.288	0.972	0.704	0.922

从表 2 可以清晰地看出，在湖北省制造业六个子类中，所有子类均一致地表现为技术水平变化与生产率变化呈现强烈的正相关关系，这充分体现了技术水平对于行业筹资效率的决定性作用，而反观生产率变化与技术效率变化以及技术进步与技术效率变化指标之间的相关性，不难发现这两组指标之间的相关性相对微弱，技术进步并没有及时转化为产出水平的提高，这可能是由于技术进步对技术效率的发挥存在滞后性造成的，同时也在一定程度上表明技术效率的提高不一定导致生产率的提高，但是技术效率的恶化一定会导致生产率的降低，因此在技术进步层面上生产率两者的共同提高才会更加有力地促进生产率的提高。

4. 制造业各行业技术效率变化的分解分析

表 3 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金筹集技术效率变化指数分解表

时期	纺织服装皮毛制造业			石油化学塑料塑胶制造业			电子制造业		
	effch	pech	sech	effch	pech	sech	effch	pech	sech
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	1.000	1.001	0.999	1.046	0.987	1.059	0.975	1.000	0.975
2010Q3	1.024	1.026	0.998	1.064	1.019	1.044	1.024	0.997	1.028
2010Q4	1.000	1.000	1.000	0.995	0.977	1.018	0.988	1.003	0.985
2011Q1	1.063	0.999	1.064	1.017	1.004	1.013	0.999	0.988	1.011
2011Q2	0.992	1.000	0.992	1.066	1.024	1.040	0.964	0.968	0.996
2011Q3	1.098	1.064	0.987	1.004	1.008	0.997	1.055	1.046	1.009
2011Q4	1.112	1.117	0.995	1.020	1.021	0.998	0.993	1.000	0.993
2012Q1	1.056	1.178	0.896	0.992	1.031	0.962	0.982	0.992	0.990
2012Q2	0.985	1.000	0.985	0.994	0.969	1.026	1.006	1.008	0.998
2012Q3	0.992	1.000	0.992	0.916	0.970	0.944	0.950	0.988	0.962
2012Q4	1.065	1.090	0.977	0.994	1.021	0.974	1.009	0.991	1.018
2013Q1	0.997	1.000	0.997	1.039	0.962	1.079	0.947	0.969	0.977
2013Q2	0.997	1.000	0.997	1.060	1.015	1.044	1.031	1.005	1.026
2013Q3	0.994	1.000	0.994	1.008	1.006	1.002	1.012	1.049	0.965
2013Q4	1.000	1.042	0.960	0.785	0.944	0.831	1.007	0.955	1.055
2014Q1	1.045	1.142	0.915	1.169	1.002	1.167	1.000	1.046	0.956
2014Q2	1.036	1.000	1.036	1.061	1.026	1.034	1.013	0.963	1.052
2014Q3	0.977	1.000	0.977	1.030	1.054	0.977	0.977	0.976	1.001
均值	1.022	1.035	0.988	1.011	1.002	1.010	0.996	0.996	0.999

时期	金属非金属制造业			机械设备仪表制造业			医药制造业		
	effch	Pech	sech	effch	pech	sech	effch	pech	sech
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.00
2010Q2	0.976	0.979	0.997	0.954	0.991	0.963	1.004	0.976	1.009
2010Q3	0.995	0.996	0.999	0.953	0.962	0.991	1.023	1.002	0.980
2010Q4	0.997	0.995	1.002	0.967	0.965	1.002	0.911	1.033	0.932
2011Q1	1.009	1.010	0.998	1.028	1.091	0.943	0.995	0.986	1.030
2011Q2	1.023	1.021	1.003	0.984	0.959	1.027	1.004	0.962	1.016
2011Q3	0.969	0.974	0.995	1.014	1.038	0.977	1.002	1.043	0.981
2011Q4	0.974	0.973	1.001	0.982	0.952	1.032	0.985	0.952	0.978
2012Q1	1.021	1.055	0.967	1.075	1.085	0.991	1.016	1.009	0.990
2012Q2	0.941	0.945	0.996	0.975	1.054	0.925	0.981	1.015	0.977
2012Q3	0.996	1.011	0.985	1.022	0.988	1.034	0.995	1.075	1.019
2012Q4	1.099	1.047	1.050	1.057	0.997	1.131	1.022	1.000	0.998
2013Q1	0.957	0.959	0.998	1.024	1.034	0.990	1.013	0.935	1.048
2013Q2	0.986	0.990	0.997	0.969	0.974	0.995	1.027	1.021	1.018
2013Q3	1.001	1.024	0.978	0.907	0.960	0.946	0.969	1.048	0.985
2013Q4	0.999	0.966	1.034	1.050	1.004	1.046	1.060	1.000	1.020
2014Q1	1.069	1.065	1.004	1.026	1.007	1.020	0.990	0.982	1.029
2014Q2	0.957	0.960	0.997	1.034	1.027	1.006	1.007	0.970	0.980
2014Q3	1.031	1.029	1.003	0.935	0.966	0.968	1.036	0.894	1.026
均值	0.999	0.999	1.000	0.998	1.002	0.998	1.002	0.994	1.001

表 3 反映的是湖北省制造业六大子类在 2010 年第一季度至 2014 年第三季度的技术效率变化指数，纯技术效率变化指数及规模效率变化指数三者的情况。从表中可以看出技术效率的变化趋势与纯技术效率变化和规模效率的变化趋势有着高度的一致性。技术效率的变化幅度远大于纯技术效率和规模效率的变化幅度，这是由于技术效率变化是纯技术效率变化和规模效率变化双重作用的结果，纯技术效率的上升与规模效率的上升两者共同导致了技术效率的降低，而其纯技术效率变化所带来的推动作用要大于规模效率的变化。纺织服装皮毛制造业、石油化学塑料塑胶制造业、电子制造业三个行业技术效率变动增加或者减少均是由其纯技术效率和规模效率的同时增加或减少。

通过 SPSS22.0 对三者进行先关分析得到结果如下所示：

表 4 资金筹集技术效率变化指数、纯技术效率和规模效率相关系数

行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8
Effch&pech 相关度	.672**	.531*	.479*	.882**	.536*	.787**
双侧显著性	0.002	0.019	0.038	0	0.018	0
行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8
Effch&sech 相关度	-0.051	.935**	.521*	0.445	.650**	0.247
双侧显著性	0.837	0	0.022	0.056	0.003	0.308

从表 4 数据可以看出，基本上每个行业均表现为技术效率变化与纯技术效率变化和规模效率变化呈高度正相关，这一现象充分表明了制造业各行业技术运用水平的变化与规模的变化是同步存在的，两者之间存在着相互促进的关系。

（二）资金配置效率及其影响因素分析

1. Malmquist 生产效率指数测算结果

在运算资金的配置效率时，采用产出导向模型（Output Oriented）模型，另将原来资金筹集效率

湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究——基于 DEA-Malmquist 模型

中的“企业总成本率”指标变更为“托宾 Q 值”，使用 DEAP-Diversion2.1 对湖北省制造业上市公司 2010 第一季度至 2014 第三季度资金配置效率测算，所得结果如表 5。

表 5 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金配置效率

时期	纺织服装皮毛制造业			石油化学塑料塑胶制造业			电子制造业		
	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	1.161	0.819	1.006	1.034	0.896	0.927	1.000	0.932	0.932
2010Q3	1.048	0.876	0.918	1.050	0.940	0.987	0.994	0.969	0.963
2010Q4	1.055	0.820	0.866	0.971	1.071	1.039	0.985	1.231	1.212
2011Q1	1.220	0.828	1.010	0.993	0.940	0.934	1.017	0.719	0.731
2011Q2	1.000	0.795	0.795	1.098	0.959	1.053	0.995	1.025	1.020
2011Q3	1.104	0.917	1.102	0.979	0.971	0.951	1.011	0.880	0.889
2011Q4	1.204	0.833	1.002	0.996	1.000	0.997	1.000	1.133	1.133
2012Q1	1.096	0.998	1.093	0.983	0.967	0.951	0.990	1.047	1.037
2012Q2	0.986	0.806	0.794	0.966	1.045	1.009	0.991	1.152	1.141
2012Q3	0.992	0.544	0.539	0.978	1.085	1.061	0.995	0.889	0.884
2012Q4	1.251	0.804	1.005	0.995	0.907	0.903	0.989	1.051	1.039
2013Q1	0.975	0.268	0.262	1.008	0.923	0.930	0.905	0.981	0.888
2013Q2	1.026	0.574	0.589	1.040	1.053	1.095	1.030	1.179	1.214
2013Q3	1.247	0.422	0.526	1.014	0.990	1.004	1.024	0.801	0.819
2013Q4	1.251	0.383	0.479	0.770	1.482	1.142	1.004	1.116	1.120
2014Q1	1.173	0.280	0.329	1.232	0.639	0.787	1.023	0.790	0.808
2014Q2	1.256	0.329	0.413	1.046	0.943	0.986	1.019	1.194	1.216
2014Q3	0.976	0.546	0.533	1.022	0.979	1.001	0.992	1.010	1.002
均值	1.138	0.660	0.751	1.006	0.977	0.983	0.998	0.994	0.992

时期	金属非金属制造业			机械设备仪表制造业			医药制造业		
	effch	techch	tpfch	effch	techch	tpfch	effch	techch	tpfch
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	0.976	1.098	1.072	0.969	0.995	0.964	0.998	0.961	0.960
2010Q3	0.995	1.024	1.018	0.964	1.313	1.266	0.965	1.027	0.991
2010Q4	0.995	1.073	1.068	0.948	1.183	1.122	0.919	1.236	1.136
2011Q1	1.011	0.985	0.996	0.987	0.973	0.960	1.110	0.869	0.965
2011Q2	1.023	1.105	1.130	0.959	1.158	1.111	0.956	1.070	1.023
2011Q3	0.968	0.931	0.901	1.069	0.704	0.752	1.001	0.842	0.843
2011Q4	0.967	0.929	0.898	0.996	1.039	1.035	0.945	1.079	1.020
2012Q1	1.028	0.842	0.865	1.058	1.074	1.037	1.020	0.936	0.954
2012Q2	0.979	1.038	1.016	0.972	1.001	0.973	0.958	1.121	1.074
2012Q3	1.013	0.934	0.947	0.986	1.086	1.071	1.014	1.040	1.054
2012Q4	1.048	1.051	1.101	1.171	0.898	1.052	1.018	0.713	0.726
2013Q1	0.958	0.943	0.903	1.035	0.778	0.805	1.045	1.254	1.311
2013Q2	0.987	1.027	1.014	0.968	1.167	1.130	1.027	1.000	1.027
2013Q3	1.018	0.958	0.975	0.894	1.086	0.971	0.979	1.072	1.050
2013Q4	0.967	1.090	1.054	1.058	0.981	1.038	1.021	1.288	1.315
2014Q1	1.074	0.880	0.945	1.021	0.863	0.882	1.077	0.795	0.856
2014Q2	0.957	1.221	1.168	1.047	1.101	1.153	0.951	0.979	0.930
2014Q3	1.031	0.948	0.978	0.940	0.996	0.936	0.887	1.023	0.907
均值	1.000	0.953	0.986	1.001	0.954	1.033	0.993	1.006	0.998

注：在此处生产率变化指数表示资金的配置效率

2. 制造业上市公司资金配置效率 TFP 指数的变化分析

表 5 表示制造业各行业上市公司的资金配置效率。首先就生产率变化指数而言,湖北省制造业上市公司在样本期间的生产率变化指数的平均值为 0.958,负增长 4.2%,资金配置效率总体表现较差。就具体制造业而言,仅有机械设备仪表制造业的生产率变化指数平均值大于 1,其他制造业的资金配置效率平均都小于 1,资金配置效率低成为湖北省制造业一个较为普遍的问题,配置效率低下也成为制约企业进一步发展的重要原因。观察图 2 可得,样本期间内制造业的配置效率变动较大,配置效率不稳定,其中纺织服装皮毛制造业的波动幅度最大,配置效率总体随时间的推移呈明显的下降趋势,表明纺织服装皮毛制造业作为夕阳产业,无论是筹集资金还是对资金的运用效率都有较大幅度的滑坡。电子制造业资金配置效率呈现较大程度的周期波动,第三季度的资金配置效率与第二季度比较都有明显的提升;

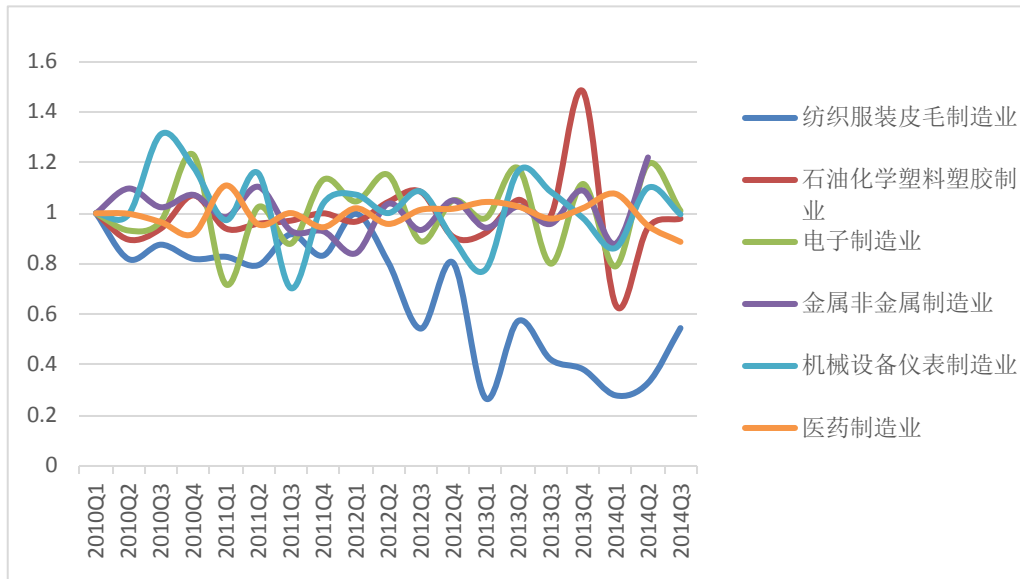


图 2 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金配置生产率指数变动情况

3. 制造业上市公司资金配置效率 TFP 变化的分解分析

在制造业的六大子类中,进一步将 TFP 分解为技术效率变化指数(EC)和技术水平进步指数(TC)。在样本期间内,湖北省制造业中大部分上市公司技术水平都呈现持续下降趋势。其中纺织服装毛皮制造业技术水平下降幅度最大,其快速不断下滑的技术水平严重阻碍了其综合生产率水平的提高;只有医药制造业技术水平在样本期间内有微弱的进步。

对于技术效率,样本期间内,湖北省上市公司技术效率平均值为 1.023,增长 2.3%。其中,纺织服装制造业总体呈现上升趋势,石油化学机械制造业、金属非金属制造业和机械设备仪表制造业技术效率基本持平,电子制造业和医药制造业的技术效率略呈下跌趋势。且根据图 3 可得,技术效率的总体变化较小,对于资金配置效率提升起促进作用,但是生产效率指数变化依旧较大,且技术水平下降可能是企业缺乏核心竞争力,技术投入不足,竞争力不强,受制于同行业的其他公司所制。

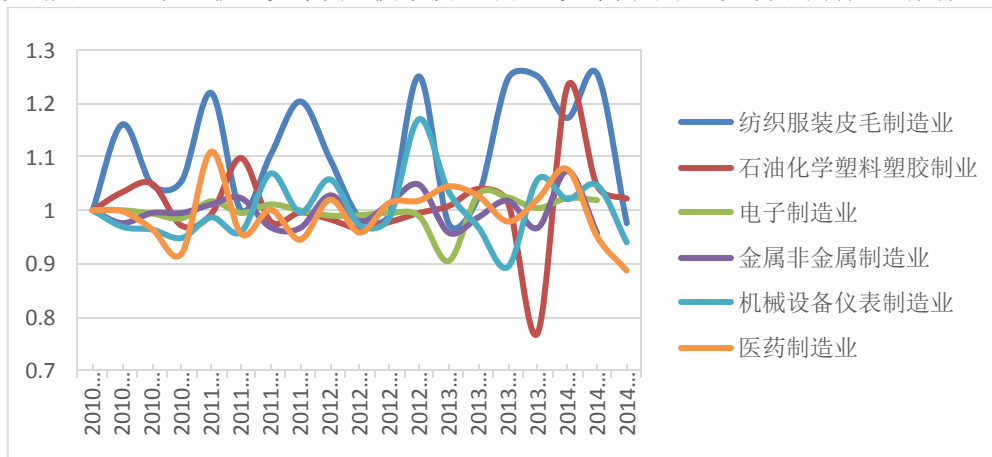


图 3 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金配置技术效率变动情况

湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究——基于 DEA-Malmquist 模型

进一步对资金配置效率技术水平、技术效率与生产率变化指数的相关性分析，结果如下：

表 6 资金配置生产率指数、技术效率变动指数相关系数

行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8
Tfpch&techch 相关度	.963**	.865**	.984**	.937**	.548*	.933**
双侧显著性	.000	.000	.000	.000	.015	.000
行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8
Tfpch&effch 相关度	.053	-.641**	.038	-.061	-.170	-.007
双侧显著性	.830	.003	.877	.804	.486	.977

由表 6 可得，制造业整体各个行业上市公司的生产率变化指数与技术水平呈现极强正相关性，其中机械设备仪表制造业生产率与技术水平的相关性相对较弱，充分表示了技术水平对筹资效率提高的决定性作用。制造业整体的生产率变化指数与技术效率变化的相关性不明显，其中石油化学机械制造业的生产率变化指数与技术效率呈现显著负相关性。该现象可以由技术效率本身特点作出解释。将成功的科研创新产品化、市场化并最终由此得到生产力的提升具有滞后性，且此种提升难以全面度量。

4. 对制造业上市公司资金配置效率技术效率变化的分解分析

表 7 湖北省制造业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金配置技术效率变化指数分解表

时期	纺织服装皮毛制造业			石油化学塑料塑胶制造业			电子制造业		
	effch	pech	sech	effch	pech	sech	effch	pech	sech
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	1.161	1.000	1.161	1.034	1.000	1.034	1.000	1.000	1.000
2010Q3	1.048	1.048	1.000	1.050	0.999	1.051	0.994	0.998	0.995
2010Q4	1.055	1.000	1.055	0.971	0.996	0.975	0.985	0.998	0.986
2011Q1	1.220	1.119	1.091	0.993	1.005	0.989	1.017	1.004	1.013
2011Q2	1.000	1.000	1.000	1.098	1.000	1.098	0.995	0.999	0.996
2011Q3	1.404	1.404	1.000	0.979	0.995	0.984	1.011	1.001	1.009
2011Q4	1.204	1.204	1.000	0.996	0.989	1.008	1.000	1.000	1.000
2012Q1	1.596	1.596	1.000	0.983	1.006	0.978	0.990	0.998	0.992
2012Q2	0.986	0.986	1.000	0.966	0.956	1.011	0.991	1.001	0.989
2012Q3	0.992	0.992	1.000	0.978	0.991	0.987	0.995	1.000	0.995
2012Q4	1.251	1.250	1.001	0.995	1.041	0.956	0.989	0.998	0.991
2013Q1	0.975	0.975	1.000	1.008	1.025	0.983	0.905	0.998	0.907
2013Q2	1.026	1.026	1.000	1.040	0.995	1.045	1.030	0.995	1.035
2013Q3	1.247	1.247	1.000	1.014	0.996	1.018	1.024	1.007	1.017
2013Q4	1.251	1.000	1.251	0.770	0.735	1.049	1.004	0.998	1.006
2014Q1	1.173	0.989	1.186	1.232	1.352	0.911	1.023	1.005	1.018
2014Q2	1.256	1.228	1.022	1.046	1.001	1.045	1.019	0.999	1.020
2014Q3	0.976	0.976	1.000	1.022	0.999	1.023	0.992	0.997	0.995
均值	1.138	1.096	1.038	1.006	0.999	1.007	0.998	1.000	0.998

时期	金属非金属制造业			机械设备仪表制造业			医药制造业		
	effch	pech	sech	effch	pech	sech	effch	pech	sech
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	0.976	0.994	0.982	0.969	1.003	0.966	0.998	0.999	1.000
2010Q3	0.995	1.001	0.994	0.964	0.999	0.965	0.965	0.995	0.969
2010Q4	0.995	0.995	1.000	0.948	0.991	0.957	0.919	0.999	0.921
2011Q1	1.011	1.007	1.003	0.987	0.917	1.076	1.110	1.010	1.099
2011Q2	1.023	1.003	1.020	0.959	0.983	0.976	0.956	0.995	0.961
2011Q3	0.968	0.990	0.978	1.069	1.056	1.012	1.001	1.002	0.999
2011Q4	0.967	0.996	0.971	0.996	0.986	1.010	0.945	0.987	0.957
2012Q1	1.028	1.012	1.016	1.058	0.985	1.074	1.020	1.017	1.003
2012Q2	0.979	0.998	0.981	0.972	0.990	0.981	0.958	0.990	0.968
2012Q3	1.013	1.001	1.012	0.986	0.964	1.023	1.014	0.994	1.020
2012Q4	1.048	1.003	1.044	1.171	1.032	1.134	1.018	0.986	1.032
2013Q1	0.958	0.999	0.959	1.035	1.020	1.015	1.045	1.026	1.019
2013Q2	0.987	0.998	0.989	0.968	0.995	0.973	1.027	0.998	1.029
2013Q3	1.018	1.000	1.018	0.894	0.987	0.906	0.979	0.998	0.981
2013Q4	0.967	0.992	0.975	1.058	1.001	1.057	1.021	0.970	1.053
2014Q1	1.074	1.011	1.062	1.021	1.016	1.005	1.077	1.038	1.037
2014Q2	0.957	0.996	0.961	1.047	0.998	1.049	0.951	0.996	0.954
2014Q3	1.031	1.003	1.029	0.940	0.997	0.942	0.887	0.990	0.896
均值	0.999	1.000	0.999	1.001	1.000	1.001	0.993	0.999	0.993

表 7 反映了湖北省制造业六个子类上市公司 2010 年第一季度至 2014 年第三季度配置效率中的技术效率变化指数、纯效率变化指数以及规模效率变化指数三者的变动情况。由表格可以清晰观察到，除了石油化学塑料塑胶业以外，其他五个制造业各子类行业的三个指标呈现出较高一致性。电子制造业和金属非金属制造业的纯技术效率保持平稳，其规模效率的微小下滑导致这两个行业技术效率的下降。机械仪表设备业的纯技术效率的变化幅度较小，而其规模效率的微量上升使其技术效率略微增加。纺织服装制造业的纯技术效率和规模效应两者的持续增长共同促进了技术效率的大幅增加，而医药制造业的纯技术效率和规模效率的下降阻碍了其技术效率的稳定。反观石油化学塑料塑胶业，其技术效率的上升由其规模效率的上升所致，其纯技术效率的下降并未引起技术效率的下降，这也初步表明了规模效率对技术效率的变化产生较大的影响。

通过 SPSS22.0 对三者进行相关分析得到结果如下所示：

表 8 资金配置技术效率变动指数、纯技术效率和规模效率相关系数表

行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8	制造业
Effch&pech 相关度	.900**	.907**	.344	.802**	.470*	.512*	.765**
双侧显著性	.000	.000	.149	.000	.043	.025	.000
行业	C1	C4	C5	C6	C7	C8	制造业
Effch&sech 相关度	.157	-.219	.994**	.992**	.880**	.960**	.480*
双侧显著性	.520	.367	.000	.000	.000	.000	.037

由表 8 可得，制造业大多数子类行业技术效率与纯技术效率以及技术效率与规模效率之间呈现显著相关性，规模效率与纯技术效率的变化对资金配置效率的变化方向相同，但规模效率与技术效率之间的相关性更加突出，这一现象同样表明了制造业各行业技术运用水平的变化与规模的变化是同步存在的，两者之间存在着相互促进的关系。

（三）服务业与制造业上市公司的资金筹集效率与配置效率的比较

将湖北省制造业各子类行业上市公司 2010 年第一季度至 2014 年第三季度相关数据汇总为制造业大类，并收集同时期服务业上市公司相关数据，使用 DEAP Dversion2.1 测算该期间两行业资金筹集效率和配置效率，计算结果如下表 9 和表 10：

湖北省制造业上市公司金融支持效率实证研究——基于 DEA-Malmquist 模型

表 9 湖北省制造业与服务业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金筹集效率比较

时期	制造业			服务业		
	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	0.990	1.016	1.006	1.004	1.013	1.017
2010Q3	1.006	1.039	1.030	1.023	1.006	1.029
2010Q4	0.973	1.102	1.099	0.911	1.149	1.047
2011Q1	1.017	0.912	0.907	0.995	1.028	1.024
2011Q2	1.007	1.077	1.091	1.004	0.980	0.984
2011Q3	1.016	0.860	0.861	1.002	0.966	0.968
2011Q4	0.998	1.054	1.058	0.985	1.030	1.015
2012Q1	1.028	0.964	0.987	1.016	0.941	0.956
2012Q2	0.983	1.038	1.021	0.981	1.065	1.044
2012Q3	0.979	1.014	1.015	0.995	0.990	0.985
2012Q4	1.058	0.978	1.002	1.022	0.939	0.959
2013Q1	1.007	0.908	0.929	1.013	0.959	0.971
2013Q2	1.010	1.092	1.095	1.027	0.966	0.991
2013Q3	0.967	0.904	0.880	0.969	1.026	0.995
2013Q4	0.975	1.055	1.108	1.060	0.952	1.008
2014Q1	1.056	0.829	0.841	0.990	0.996	0.986
2014Q2	1.027	1.038	1.058	1.007	0.970	0.976
2014Q3	0.987	0.924	0.943	1.036	0.950	0.985
均值	1.003	0.985	0.990	1.002	0.995	0.996

表 10 湖北省制造业与服务业上市公司 2010Q1-2014Q3 资金配置效率比较

时期	制造业			服务业		
	effch	techch	tfpch	effch	techch	tfpch
2010Q1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2010Q2	1.002	0.959	0.961	1.007	0.991	0.998
2010Q3	0.996	1.090	1.081	1.017	1.032	1.049
2010Q4	0.964	1.145	1.102	0.922	1.154	1.063
2011Q1	1.021	0.908	0.925	0.974	1.092	1.064
2011Q2	1.005	1.058	1.060	1.017	0.974	0.991
2011Q3	1.023	0.842	0.860	1.014	0.959	0.973
2011Q4	0.996	1.031	1.026	0.976	0.947	0.923
2012Q1	1.024	1.003	0.993	1.023	0.955	0.977
2012Q2	0.973	0.697	1.016	0.994	1.036	1.030
2012Q3	0.992	1.013	1.004	0.988	1.028	1.016
2012Q4	1.074	0.909	0.974	1.016	0.940	0.955
2013Q1	1.001	0.898	0.898	1.001	0.987	0.987
2013Q2	1.007	1.082	1.087	1.035	0.964	0.997
2013Q3	0.979	0.978	0.947	0.973	1.020	0.993
2013Q4	0.976	1.145	1.089	1.061	0.954	1.012
2014Q1	1.090	0.765	0.826	0.980	0.986	0.967
2014Q2	1.031	1.038	1.063	1.015	0.984	0.999
2014Q3	0.970	0.974	0.944	1.032	0.954	0.985
均值	1.000	0.959	0.994	1.002	0.996	0.998

根据表 9 易得, 湖北省制造业和服务业上市公司的生产率变化指数平均值在测算期间内均小于 1, 资金筹集效率下降, 且制造业的下降幅度更大, 达到 1%, 要筹集到一定量的资金所需成本更大,

并且就变动幅度来看,制造业的变动更大,呈现季节性波动,第一季度的资金筹集效率较上一季度有明显下降;再者比较两大产业的技术效率指数和技术水平指数,从平均值来看,制造业上市公司的技术水平指数要低于服务业的技术水平指数,其技术效率指数要略高于服务业的技术效率指数,说明湖北省制造业的要素产出能力与服务业不相上下,但是技术水平的落后是制约其资金筹集效率提高的一大硬伤。

观察表10数据,对于湖北省制造业上市公司,在测算期间内,不论是资金的生产率指数还是技术效率及技术水平的平均值都低于服务业上市公司,资金投入转化为产出能力较差,技术投入不足都严重制约着湖北省制造业上市公司的资金配置效率提升。

四、结论与政策建议

(一) 结论

综上所述,本文得出以下结论:

1. 在样本期间内,与服务业相比,湖北省制造业上市公司金融支持的筹集效率和配置效率总体下降,并且季度变化较大,资金的筹集与配置都不大稳定,特别是资金的筹集效率呈现季节性变动,第一季度较前一季度有显著的下降,这一方面说明湖北省上市公司融资难、资金成本较高的问题,同时另一方面也反映了上市公司的资金配置效率低下,对于资金的有效利用不足,资金转化为产出的能力还有所欠缺。而根据前文的分析,技术水平对于资金的筹集与配置效率来说都有显著性影响,技术效率的退步也是导致资金筹集与配置效率下降的主要原因。

2. 就具体的制造业而言,不同制造行业上市公司的资金筹集和配置效率的特点不尽相同。首先对于湖北省的纺织服装皮毛制造业、石油化学塑料塑胶制造业及电子制造业这三个行业的上市公司而言,样本期间资金的筹集与配置效率都相对下降,特别是纺织服装皮毛制造业逐季度下降且幅度较大。虽然其技术效率的支撑作用明显,然而,究其根本原因主要是技术进步受限,技术投入不足且缺乏稳定性,技术创新效率低。作为湖北省产业升级的重点改造产业,致力于技术创新,加大技术研发投入,提升技术对生产的促进作用才是实现这些行业长久立足的根本。

3. 其次对于湖北省的金属非金属制造业,样本期间内金融支持的筹集效率与配置效率表现都比较平稳,同时技术效率和技术水平的变动也较小,行业的技术进步缓慢,这在某种程度上对于企业提升竞争力是极为不利的。

4. 最后反观机械设备仪表制造业及医药制造业的上市公司的表现,样本期间内,两者的资金筹集与配置效率总体增长,表现优于其它制造业上市公司。但是进一步观察可以发现,机械设备仪表制造业作为湖北省重点发展的三大支柱性产业之一,其筹集资金的技术效率在样本期间内负增长,配置资金的技术水平也在退后,内部资源优化能力不足;而对于医药制造而言,样本期间内,资金筹集的技术水平和资金配置的技术效率表现不尽如人意,技术进步的成果未能有效地吸引投资者,资金利用效率不足。医药产业作为七大战略科技产业之一,对于发展的长远规划应当注意在加大研发促进科技创新的同时,也要注重如何将科技成果更好更快的运用与生产,缩短资金回收周期。

(二) 政策建议

制造业是湖北省国民经济的支柱产业,也是调整产业结构、转变经济发展方式的主战场。在加快推进制造业结构战略性调整和发展方式转变的过程中,金融业,作为现代经济的核心,必将持续发挥导向器、助推器和加速器的重要作用,成为决定转型升级成功与否的重要因素。

基于此,对于金融支持对湖北省制造业产业升级,本文提出以下建议:

1. 对整个制造业,政府应从根本上认识到筹资成本高和技术水平提升缓慢是制造业发展瓶颈时期的症结所在。从虚拟经济角度,一方面应正确认识银行信贷的金融支撑作用,提高企业融资效率。持续改善银行信贷环境,简化审核程序,放宽信贷政策限制,推行贷款利率优惠,增强企业筹资的稳定性;另一方面应放松直接融资管制,拓宽企业融资渠道。从实体经济角度,应鼓励实体企业结合实践积极研发创新,提高要素产出能力,打通“科研—产品—市场”渠道,增强企业核心竞争力,实现企业的长足发展。

2. 具体到各个行业,纺织服装制造业这一传统出口强势产业,在东南亚市场遭遇本土品牌分流,其凭借劳动力密集获得的产品优势已荡然无存;国内市场又供过于求。该行业摆脱两头受挤尴尬局面的当务之急在于转出口为内销,细分国内市场并加大技术投入。研究国内消费者偏好,寻找新的切入点并积极改进产品类型,努力契合国内市场由劳动力密集型向智力密集型、资本密集型转变的发展趋势。

3. 对于石油化工塑料制造业,应加强市场导向,积极研发环保产品,开发绿色能源,使长期利益和短期利益实现均衡。对于电子制造业和金属非金属制造业,应延伸产业链,在发展本行业的基础上开发上下游产业,推行多元化战略,稳定资金筹集和配置效率。

4. 对于机械仪表设备制造业这一湖北省龙头产业,应增加研发资金投入,依托湖北省多所高校密集的智力优势,加速科技创新;同时集中龙头企业优势,加快产业集群步伐,加强武汉东湖高新技术开发区、襄阳高新技术开发区等集群区域的建设,发挥规模效用,推动龙头产业抢占市场份额,努力实现并保持汽车制造业等装备制造业在全国的领先地位。

5. 对于医药制造业这一战略科技产业,应在加大科研力度的同时努力提高资金利用效率,改善要素产出状况,缩短资金回收周期。改善营销环境,有效衔接科研与市场,提高成果转化率,优化企业内部资金分配,增强资金的有效利用率,用信息化带动产业成功转型,充分发挥金融资产对于实体经济的助推器作用。

6. 此外,应联合保险企业、金融中介和企业多方共同参与开发新型产品,以降低科研初期的开发性风险、产品产业化阶段的市场适应性风险以及销售阶段的应用风险。

参考文献

- [1] Suo R X, Wang F L. Evaluation of the effectiveness of financial support to agriculture based on the DEA method[J]. Journal of Northeast Agricultural University, 2009, 16(3) 46-51.
- [2] Beck T, Levine R, Loayza N. Finance and the sources of growth[J]. Journal of Financial Economics, 2000 (58) 261-300.
- [3] Wurgler, J. Financial Markets and the Allocation of Capital[J]. Journal of Financial Economics, 2000, (58).
- [4] Raymond Fisman, Inessa Love. Financial Development and Growth in the Short and Long Run[C]. World Bank Policy Research Working Paper 3319, 2004.
- [5] Demirguu & Ccedil-Kunt and Asli, Maksimovic, Vojislav. Law, Finance, and Firm Growth[J], Journal of Finance, 1998 (6) 2107-2137
- [6] 顾海峰. 产业结构合理化演进中的金融支持机理研究[J]. 河北经贸大学学报, 2009 (05) 29-33.
- [7] 郑靖渊. 我国高科技产业发展的金融支持研究[J]. 科学管理研究, 2009 (05) 101-103.
- [8] 宋智文, 凌江怀, 王健. 高技术制造业金融支持效应研究[J]. 统计与决策, 2013 (05) 166-169.
- [9] 张辉. 贵州省金融支持与产业发展关系的实证研究[J]. 贵州财经学院学报, 2007, 04: 108-110.
- [10] 庞瑞芝, 张艳, 薛伟. 中国上市银行经营效率的影响因素-基于 Tobit 回归模型的二阶段分析[J]. 金融论坛, 2007 (10) 29-35.
- [11] 王兵, 颜鹏飞. 技术效率、技术进步与东亚经济增长-基于 APEC 视角的实证分析[J]. 经济研究, 2007 (07) 91-103.
- [12] 黄立勋. 湖南省产业结构调整的金融支持研究[D]. 湘潭大学, 2013.
- [13] 李加. 山西省资源型经济转型的金融支持体系研究[D]. 广西大学, 2013.
- [14] 林毅夫, 章奇, 刘明兴. 金融结构与经济增长: 以制造业为例[J]. 世界经济, 2003, 01: 3-21+80.
- [15] 张丽阳. 重庆市金融发展对产业结构升级支持作用的研究[D]. 重庆大学, 2012.
- [16] 郭珊珊. 医药制造业发展的金融支持研究[D]. 江南大学, 2013.
- [17] 翟华云. 战略性新兴产业上市公司金融支持效率研究[J]. 证券市场导报, 2012 (11) 20-25.
- [18] 徐建军, 熊德平, 汪浩瀚. 中国金融发展与外贸关系的面板协整检验和因果分析[J]. 经济地理, 2008 (05) 784-789.
- [19] 谢沛善. 中日高新技术产业发展的金融支持研究[D]. 东北财经大学, 2010.
- [20] 常建新, 姚慧琴, 毛颖. 基于 DEA-Malmquist 指数的西部地区全要素生产率实证分析[J]. 贵州财经学院学报, 2011 (05) 81-86.
- [21] 熊广勤, 郑旻. 科技产业上市公司金融支持效率及其影响因素研究[J]. 科技管理研究, 2014 (14) 106-112.

责任编辑: 余秀琴 李翰杰