

编委会主任：袁红林 荣 莉

主 编：袁红林 荣 莉 魏清华

执行主编：钟英娥 彭 悦 戴慧敏

副 主 编：吴经纬 姚 硕 陈志愉 杨 晨 贞婉婷 刘睿林 王怡昀

孔祥莉 徐 斌 钱诗农 盛恒阳 姚 丽 张文俊 李伟伟

徐浩森 朱梦莹

目 录

公共经济与管理

- 我国原油进口的依赖性及其来源分析——基于 Armington 替代弹性 张瑜瑜 3
- 基于不同空间尺度的长江经济带城镇化水平的空间分异研究 王 琴 11

产业经济与企业管理

- 政治关联对国家重点监控企业排污费的影响研究 侯思婷 21
- 长江中游城市群空间效率的时空分异研究 彭培芳 30
- 数量折扣与转售价格维持 邓云霞 39

财务与会计

- 技术创新、管理层激励与公司竞争优势 冉彬双 49
- 行政事业单位内部控制中监督机制的研究 王殊涵 56

现代金融与证券市场

- 基改进的自适应均线策略在我国股票市场的实证研究 张凌周 65
- 基于SV模型的上证综指收益率波动的拟合比较 邓露露 76
- 基于多因子模型的 α 策略研究 董 汕 84
- 商业银行的影子银行业务对其流动性创造影响研究 彭 杉 93
- 微观审慎监管对商业银行流动性创造影响研究 王冰莹 107

法 律

“多次索贿”情节的理解与适用····· 文 娜 121

文史哲

国内迷笛音乐节的发展运营模式分析····· 夏佳慧 129

《弗兰肯斯坦》的女性主义视角解读 ····· 周 静 135

公共经济与管理

我国原油进口的依赖性及其来源分析

——基于 Armington 替代弹性

张瑜瑜

摘要：文章运用 2002—2016 年“一带一路”沿线主要 15 个国家面板数据对我国国产原油与进口原油的整体 Armington 替代弹性进行测算，其值在 5 左右。这表明我国实施的进口多元化战略取得了相当大的成效，降低了对国际原油的依赖性。在此基础上，分析了我国原油进口的来源安全性，发现卡塔尔的出口产出弹性常年小于 1，而哈萨克斯坦、俄罗斯、越南、沙特阿拉伯等国则接近于 1 或略大于 1。因此，为保障我国原油进口的安全性，还应继续坚持进口来源多元化战略，兼顾经济性，与“一带一路”沿线国家进行深入合作，同时应加快原油储备体系的建设。

关键词：原油贸易；进口依赖；Armington 替代弹性；出口产出弹性

1. 引言

“一带一路”战略是我国优化空间格局的三大国家战略之一，是新时期我国深化对外合作的战略构想，有利于促进我国经济的持续健康发展，带动过剩产能的出口以及提升我国在某些产品方面的进口安全性。而原油的国际合作正是“一带一路”战略的重要内容。原油被称为“工业的血液”、“黑色金子”，其储量对一个国家的战略安全至关重要。随着我国经济的持续高速发展，对原油的需求量逐年增加，国内的原油产量已经无法满足需求，因此，从 1993 年开始我国便成了原油的净进口国。在当前还没有找到很好的原油替代品的情况下，我国必须对原油的进口安全性给予充分关注。但是，在全球化进程加快而能源相对紧缺的新形势下，如何准确评估我国对原油进口的依赖程度，以及原油进口来源的安全性问题都具有十分重要的现实意义。

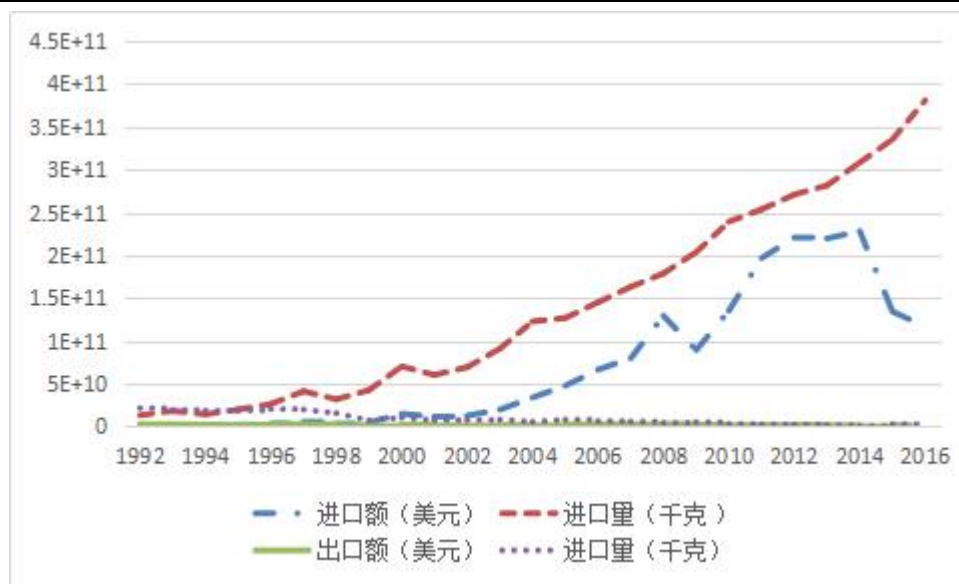


图 1.1 我国原油进出口额以及进出口量

数据来源: 联合国 UNCOMTRADE 数据库和国家统计局

2. 文献综述

由于原油对一个国家的战略安全至关重要, 因此, 我们必须给予其充分的关注。通过对现有文献的梳理, 针对我国原油进口问题, 国内外学者主要从原油价格波动和原油供应安全这两方面进行分析。尽管多数学者认为国际原油价格上涨会对我国经济产生负面影响 (如陈慧芬和张安平, 2007; 肖龙阶和周德群, 2010 等), 但是 Leung (2011) 认为, 相比于价格的波动, 目前我国更加关心的是如何能够保证原油的稳定和足够的供应。因此, 齐明和 Marco Opazo Basaez 等 (2014) 从降低供应风险的角度, 对 2020 年前我国原油进口结构的优化路径进行了定量分析。实际上, 原油价格波动和原油供应安全对我国影响都非常巨大, 那么有没有一个指标能同时反应这两方面的影响呢?

大多数学者都是利用进口依存度指标来进行衡量的, 但是这一指标有许多不足, 因为原油不同于一般商品, 既是燃料更是一个国家的储备资源, 因此许多国家对原油的进口不仅包括当前的消费需求, 更多的是作为一种战略资源的储备。所以, 进口依存度指标只考虑了本国对该种进口商品“量”上的依赖, 没有兼顾价格变化时“量”的敏感度 (陆旸, 2008)。而 Armington 替代弹性则可以弥补进口依存度指标的许多不足, 它反映了相对价格变动对产品相对需求变动的的影响强度 (Armington, 1969)。对于不同国家生产的商品, 由于价格变动不一致产生的产品差异性使得它们之间存在一个固定的替代弹性, 即 Armington 替代弹性。它的大小反映了进口商品与本国商品相对价格的微小变动对它们相对需求量的影响, 即某一商品的 Armington 替代弹性越小, 则表明进口商品

与本国商品差异越大, 本国该种商品对国外市场的依赖度就越高, 反之则说明本国该种商品对国外市场的依赖性较低。

鉴于 Armington 替代弹性指标的合理性, 笔者拟计算 2002—2016 年间我国与“一带一路”沿线主要 15 个国家原油的整体 Armington 替代弹性大小, 再根据各国的出口产出弹性指标来判断我国原油进口的安全性。

3. 理论、方法与数据来源

3.1 Armington 替代弹性

笔者沿着佟苍松 (2006)、陆旸 (2007) 等的思路, 采用 Armington (1969) 所提出的效用函数形式, 即在给定总需求水平 Y_i 的条件下, 第 i 个国家某种商品的效用最大化问题可以描述为:

$$\text{Max} U_i = [\delta_i D_i^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} + \sum_{j=1}^n \delta_{ij} M_{ij}^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}}]^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}} \quad (3.1)$$

$$Y_i = p_i^D D_i + \sum_{j=1}^n p_{ij}^M M_{ij} \quad (3.2)$$

其中, $\sigma_i \in \{(0,1) \cup (1,\infty)\}$, δ_i , δ_{ij} , D_i , M_{ij} 均取正值; U_i 表示中国的代表性消费者对国内和国外原油消费组合的效用; D_i 表示中国消费者消费国内生产的原油的数量; M_{ij} 表示中国进口第 j 个国家原油的数量; δ_i 和 δ_{ij} 表示对原油的特定分配参数; σ_i 表示中国原油的进口量与国内消费量之间的不变替代弹性; p_i^D 表示中国原油的国内市场价格; p_{ij}^M 表示中国从第 j 个国家进口原油的价格。根据消费者效用最大化定理及假设 (3.2) 可知, 国内外原油之间的边际替代率等于两者价格相关比率, 整理可得:

$$\frac{M_{ij}}{D_i} = \left(\frac{p_i^D}{p_{ij}^M}\right)^{\sigma_i} \left(\frac{\delta_{ij}}{1-\delta_{ij}}\right)^{\sigma_i} \quad (3.3)$$

对 (3.3) 式两边同时取对数可得:

$$\ln \frac{M_{ij}}{D_i} = \sigma_i \ln \frac{\delta_{ij}}{1-\delta_{ij}} + \sigma_i \ln \frac{p_i^D}{p_{ij}^M} \quad (3.4)$$

(3.4) 式表明: 当原油从 j 国进口的价格对本国的价格下降 1 个百分点时, 则原油从 j 国进口的数量相对于本国原油消费的数量将上升 σ_i 个百分点。

令 $y = \ln \frac{M_{ij}}{D_i}$, $x = \ln \frac{p_i^D}{p_{ij}^M}$, $\alpha = \sigma_i \ln \frac{\delta_{ij}}{1-\delta_{ij}}$, $\beta = \sigma_i$, 则 (4) 式可以改写成:

$$y = \alpha + \beta x \quad (3.5)$$

3.2 数据来源

除中国外, “一带一路” 共涉及东南亚 11 国、南亚 8 国、西亚和北非 16 国、中东

欧 16 国、中亚 5 国以及蒙古、俄罗斯等国家。但具体到原油领域，我们选取了 15 个具有代表性的国家。即东南亚五国：文莱达鲁萨兰国、印度尼西亚、马来西亚、泰国、越南。西亚七国：伊朗、伊拉克、阿曼、沙特阿拉伯、卡塔尔、也门、科威特。以及哈萨克斯坦、蒙古、俄罗斯联邦。

对 (3.5) 式进行实证分析需要 4 组数据，分别是：我国从第 j 个国家进口原油的数量 M_{ij} ；我国从第 j 个国家进口原油的价格 P_{ij}^M ；我国消费国内生产的原油数量 D_i ；我国国产原油的价格 P_i^D 。本文的原油贸易数据主要来自 UNcomtrade 数据库，国家统计局、《2016 年 BP 能源统计年鉴》等，并使用 UNcomtradeHS4 分类标准，即原油 (2709)。数据处理过程为：以我国从第 j 个国家进口的原油量 (千克) 作为 M_{ij} 数据序列。将原油进口金额 (美元) 与相应的进口数量 (千克) 相除得到我国从第 j 个国家进口原油的 CIF 价格，作为 P_{ij}^M 数据序列。同样，将我国原油产量减去出口量即可得到我国消费者消费国内原油的数量 (千克)，把该序列作为 D_i 数据序列。将我国原油出口总额 (美元) 与相应的出口总量 (千克) 相除，便可得到我国原油出口的 FOB 价格，本文即以此价格序列作为 P_i^D 数据序列。

4. 测算结果及依赖性分析

运用 stata12.0 软件，基于 2002—2016 年间中国与“一带一路”沿线主要 15 个国家的原油进口面板数据进行 Armington 模型的实证分析。面板数据模型集合了时间序列和截面数据的优点，能同时反映出不同时间层面的变化以及同一时刻不同样本的差异。因此，本文首先对主要变量进行了描述性统计，如表 4.1 所示。

表 4.1 主要变量的描述性统计

变量	含义	平均值	标准差	最小值	最大值	计数
year	年份	2009	4.330127	2002	2016	225
importq	进口量	8.71e+09	1.24e+10	0	5.39e+10	225
cif	Cif 价格	.6103135	1.428511	0	21.66667	225
lny		-4.443864	2.305281	-24.9689	-1.32095	223
lnx		-.0407059	.2588664	-3.277199	.4797429	223

而对面板数据进行估计可以采用固定效应和随机效应两种不同的方式，一般会采取 Hausman 检验来确定最终的模型形式。本文采取的 Hausman 检验的结果接受了原假设，即随机效应优于固定效应模型，Hausman 检验的结果如表 4.2 所示。

表 4.2 Hausman 检验结果

原假设	应采用随机效应模型
X ² 值	1.31
P 值	0.5184
结论	随机效应模型优于固定效应模型

考虑到截面数据可能会产生异方差的问题，因而本文在具体估计时采取了 GLS 进行估计，各种模型的估计结果见表 4.3。

表 4.3 四种估计方法的比较

估计方法	Ln _x 的系数	标准差	C 的系数	标准差
OLS	5.24202***	0.4842564	-4.230483***	0.1266201
OLS+FE	4.622341***	0.2909933	-4.255707***	0.0716394
OLS+RE	4.6434571***	0.2906202	-4.257327***	0.4128094
GLS	5.24202***	0.48208	-4.230483***	0.126051

注：***表示在 1% 的显著性水平上显著，**表示在 5% 的显著性水平上显著，*表示在 10% 的显著性水平上显著

由表 4.3 可知，我国原油进口的 Armington 替代弹性值在 5 左右，四种估计方法的差别较小，但比陆旸（2007）所求的替代弹性值 3 左右更大。这可能是因为我国实行了原油进口多元化战略，降低了对某些国家的依赖性。

5. 我国原油进口来源及安全性分析

通过对在我国原油进口依赖性的分析，发现其虽然整体依赖性较小，但是我国的原油进口量仍在逐年攀升。因此，需要对我国原油主要进口来源国的供给能力进行判断，对保障我国原油进口的稳定性具有重大现实和战略意义。

本文结合赵明正（2015）的出口产出弹性测算方法，对我国主要原油供给来源国的供给能力进行分析，以保证我国原油消费和储备的安全。出口产出弹性 e 反映一国产品出口相对于产出增长的变动程度，如果 e 大于 1，说明该商品增产的部分中有更多被用于对外出口；小于 1 则意味着有更多商品被用于国内消费，可依赖程度较低。

$$e = \frac{X_i / X_0}{Q_i / Q_0} = \frac{X_0(1+r_x) / X_0}{Q_0(1+r_Q)Q_0} = \frac{1+r_x}{1+r_Q} \quad (5.1)$$

其中, X_0 为基期出口量, X_i 为当年出口量, r_x 为出口增长率, Q_0 为基期产量, Q_i 为当年产量, r_Q 为产量增长率。

表 5.1 “一带一路”沿线主要 15 个国家原油的出口产出弹性^①

	2010	2011	2012	2013	2014	2015
文莱达鲁萨						
兰国	1	—	1.20	0.98	1.00	1.03
印度尼西亚	1	1.04	0.90	0.82	—	—
伊朗	1	1.12	—	—	—	—
伊拉克	1	1.08	0.84	0.00	—	0.33
哈萨克斯坦	1	1.03	1.02	1.02	0.66	0.95
科威特	1	0.00	—	1.27	1.00	1.23
马来西亚	1	0.86	0.79	0.84	1.24	—
蒙古	1	—	—	—	—	—
阿曼	1	0.97	0.00	—	1.10	0.01
卡塔尔	1	0.84	0.76	0.76	0.74	0.72
俄罗斯联邦	1	0.94	0.94	0.99	0.93	1.00
沙特阿拉伯	1	0.98	0.99	1.01	0.94	0.90
越南	1	1.01	1.01	0.95	1.00	1.05
泰国	1	1.14	1.23	0.88	0.32	0.06
也门	1	0.90	0.90	1.06	0.43	0.00

数据来源: 联合国 UNCOMTRADE 数据库和《2016 年 BP 能源统计年鉴》

表 5.1 显示了“一带一路”沿线主要 15 个国家以 2010 年为基期, 2010—2015 年的出口产出弹性。卡塔尔的出口产出弹性常年小于 1, 说明其原油产量的增加主要用于国内消费而不是出口, 若我国过度依靠这些国家则进口原油的风险较大。而像伊拉克、泰国、也门等国家出口产出弹性波动较大, 也不利于我国原油的稳定进口。但是哈萨克斯坦、俄罗斯、越南、沙特阿拉伯等国的出口产出弹性基本在 1 左右, 因此, 他们将是未

① 表明数据的缺失

来我国进口原油拓展的主力国家。

6. 结论及建议

本文运用 2002—2016 年我国原油进口数据,按照 Armington 替代弹性模型估计出了我国与“一带一路”沿线 15 个国家原油进口的整体替代弹性,其值在 5 左右。这说明我国原油进口的依赖性并没有用进口依存度指标计算的那么高,当然,这得益于我国早已实行的进口多元化战略。其次,运用出口产出替代弹性来分析我国原油进口来源的安全性问题,发现卡塔尔的出口产出弹性常年小于 1,而像伊拉克、泰国、也门等国家出口产出弹性波动较大,也不利于我国原油的稳定进口。因此我国应该更多的依赖于哈萨克斯坦、俄罗斯、越南、沙特阿拉伯等出口产出弹性相对较大的国家。在此基础上,本文拟提出如下建议:

第一,继续坚持进口来源多元化战略,兼顾经济性。近年来,我国虽加强了与非洲国家安哥拉、委内瑞拉、尼日利亚、苏丹以及美洲的加拿大、委内瑞拉等国的原油合作,但这些原油供给源都需要长距离海运,运输成本较高。因此,随着“一带一路”战略的逐渐推进,从经济性角度看,从中东、中亚和俄罗斯等国进口原油会大幅降低进口成本,所以在坚持进口来源多元化战略的同时,我们目前可以适当增大对沿线国家原油的进口依赖性。

第二,深入与“一带一路”沿线国家的油气产业链合作,加强聚焦各国间的竞争力互相嵌入和比较优势匹配。我们可以将中国这个超大市场、已形成的多样化规模经济技术、资本优势等与“一带一路”主要国家已有的竞争力和市场潜力相匹配。

第三,加快我国原油储备体系的建设(方雯等,2016)。原油战略储备是原油消费大国应对石油危机的有效手段,我们应多渠道提升储备规模和储备经费,实现储备方式与地点的多元化,确保其成为应对石油危机的有效手段。

参考文献

[1]陈惠芬,张安平.国际油价上涨对我国经济影响的实证分析[J].价格理论与实践,2006,08:49-50

[2]方雯,程淑佳,葛紫珺.我国原油进口地域多元化存在的主要问题及优化策略[J].经济纵横,2016,09:68-72

[3]陆旻.我国原油进口依存度的国别差异分析——基于 Armington 模型的实证检验[J].国际贸易问题,2008,06:45-50

[4]陆旻.我国主要进口商品的 Armington 替代弹性估计[J].国际贸易问

题,2007,12:34-37

[5]齐明,Marco Opazo Basaez,樊书旗.中国未来原油进口的多元化分析[J].资源科学,2014,03:512-519

[6]孙泽生,王耀青,胡传海.“一带一路”主要国家石化产业贸易竞争力分析[J].国际石油经济,2017,01:85-92

[7]佟苍松.Armington 弹性的估计与美国进口中国商品的关税政策响应分析[J].世界经济研究,2006,03:45-48

[8]肖龙阶,周德群.国际石油价格波动对我国物价水平影响研究[J].天津大学学报(社会科学版),2010,05:405-409

[9]赵明正.玉米国际市场可依赖程度研究——基于四种粮食作物的对比分析[J].国际贸易问题,2015,09:109-121

[10]Armington P. A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production[J]. IMF Economic Review, 1969, XVI(1):159-178

[11]Leung G C. China's energy security: Perception and reality[J]. Energy Policy, 2011, 39(3):1330-1337

基于不同空间尺度的长江经济带城镇化水平的 空间分异研究

王 琴

摘要: 基于 2005 年、2010 年及 2015 年三大板块、省际、市域三个尺度上的数据, 在构建“人口-经济-社会-环境”四维城镇化水平的综合评价体系基础上, 借助 GEOGA 软件对长江经济带城镇化水平的空间分异进行研究。结果表明: 在三大板块尺度上, 城镇化水平沿长江流域逐渐递减, 即长江上游最低, 其次是中游, 下游最高; 在省际尺度上, 城镇化水平的空间分布既存在着差异性又具有相关性; 在市域尺度上, 城镇化水平全局空间自相关显著, 而局部具有明显的空间分异特征。

关键词: 长江经济带; 不同空间尺度; 城镇化水平; 空间分异

1. 引言及研究评述

在当前我国供给侧结构性改革的关键时期, 城镇化有利于促进经济结构的成功转型以及可持续发展。我国的城镇化整体发展较快, 但由于地理位置、经济发展水平、政策导向等因素的作用, 区域城镇化发展存在着不平衡。长江经济带是我国的重点发展区域, 无论是长江上中下游三大板块、还是省际或是市域之间, 城镇化水平都存在着明显的差异性, 成为制约各区域协调发展的重要因素, 因此有必要对长江经济带区域城镇化水平的空间分异状况进行研究。

国内学者对我国城镇化水平的空间分异进行了广泛的研究。2005 年, 宣国富、徐建刚和赵静通过研究将安徽省 17 个地级市城市化水平分为了四个梯度等级; 2008 年, 王文博和蔡运龙运用空间数据分析方法研究发现我国中部地区城镇化水平的区域差异将逐渐扩大, 并对缩小区域差异提出了针对性建议; 2009 年, 王富喜和孙海燕研究发现山东省 17 个地级市的经济、社会及生活三个方面的空间分布与城镇化发展水平是呈正相关的, 而基础设施和居住环境则表现出明显的空间分异特征; 2014 年, 陈忠暖、高权和王帅运用空间计量模型指出我国 31 个省份综合城镇化水平存在着空间分异特征; 2017 年, 刘欢、邓宏兵和谢伟伟通过 GIS 软件研究发现长江经济带市域层面的人口城镇化存在明

显的空间分异特征。

综合来看,目前对城镇化水平的空间分异研究主要有以下特点:(1)对城镇化水平的测量,主要是从人口、经济、社会、土地等方面构建城镇化水平的综合评价指标体系,较少考虑绿色城镇化的建设;(2)从研究的区域来看,鲜有学者从不同的空间尺度对区域城镇化水平的空间分异状况进行研究。因此,本文从尺度转换的角度出发,在构建“人口-经济-社会-环境”四维城镇化水平的综合评价体系基础上,借助 GEOGA 软件对长江经济带三大板块、省际、市域三个尺度上的城镇化水平的空间分异状况进行研究,这将为长江经济带区域城镇化协调发展提供理论依据和现实意义。

2. 研究区域概况、数据来源、指标体系的构建及权重的确定

2.1 研究区域概况

长江经济带覆盖面积约占 205 万平方公里,从省域层面,包括江苏、浙江、安徽、湖南、湖北、江西、重庆、贵州、云南这 9 个省份和上海和四川这 2 个直辖市;从三大板块,根据 11 个省市在长江流域的地理分布,可将长江经济带分为长江上游、长江中游以及长江下游三大板块;从市域层面,长江经济带的城市数量众多,由于一些自治区地区数据的缺失,本文最终选取了 127 个城市进行研究。

2.2 数据来源

省域的原始数据主要来源于 2006 年、2011 年及 2016 年各省市的统计年鉴,而每个板块的各指标数据则是通过对各版块涉及的省市数据取平均值得到的。

地级市的人均 GDP、二、三产业增加值占 GDP 比重、在岗职工平均工资、万人中大学生数、建成区绿化覆盖率以及市辖区人均绿地面积都来源于 2006 年、2011 年及 2016 年的《中国城市统计年鉴》,而人口城镇化率和市辖区人口密度这两个指标则是来自于 2006、2011 及 2016 年各省和各市的统计年鉴。

2.3 指标体系的构建及权重的确定

研究区域城镇化发展水平的空间分异,首先要认识到该区域的城镇化发展水平。如今的城镇化已经是一种涉及人口、经济、社会、环境等多维度的变化过程,对其发展水平进行评价,应采用多指标综合测度方法。本文从人口、经济、社会、环境这四个层面,构建了城镇化水平的综合评价指标体系(见表 1)。

将原始数据标准化之后,利用熵权法分别计算出 2005 年、2010 年以及 2015 年的各指标权重(见表 2.1)。

表 2.1 长江经济带城镇化的评价指标体系及权重

一级指标	二级指标	单位	指标权重		
			2005年	2010年	2015年
人口城镇化	城镇常住人口比重	%	0.07	0.10	0.13
人口城镇化	市辖区人口密度	人/平方公里	0.10	0.10	0.15
经济城镇化	人均 GDP	元	0.17	0.14	0.17
	二、三产业增加值占 GDP 比重	%	0.14	0.16	0.10
社会城镇化	在岗职工平均工资	元	0.16	0.16	0.16
	万人中大学生数	个	0.15	0.13	0.16
绿色城镇化	建成区绿化覆盖率	%	0.06	0.08	0.03
	市辖区人均绿地面积	平方米/人	0.15	0.13	0.11

3. 不同空间尺度的长江经济带城镇化水平的空间分布状况

3.1 长江经济带三大板块城镇化水平的空间分布状况

通过权重计算,得到三大板块在人口、经济、社会及环境这四个方面的城镇化发展水平。从中可以看出长江下游除了在 2005 年城镇绿化程度较低之外,其它层面的城镇化水平都一直高于中游和上游,而中游和下游各层面城镇化水平高低在各时期有所不同。

在人口的城镇化方面,中游与下游的人口城镇化率差异由 2005 年的 22% 下降到 2015 年的 14%,而与上游的差异变化 2%,由此表明长江中游人口城镇化的发展速度要快于长江下游。但长江中游的市辖区的人口密度一直低于下游地区,且差异也一直在增大。

在经济发展状况方面,人均 GDP 的排名一直都是下游>中游>上游,且三大板块的差异有增大的趋势。但就二三产业增加值占 GDP 比重这个指标而言,三大板块的差异在不断的缩小。

在社会城镇化方面,长江中游的在岗职工平均工资最低,其次是上游,最高的是下游地区。结合前文,长江中游的经济发展水平总的来说要高于上游,但区域内的职工平均工资却低于上游,说明地区经济发展水平与区域内在岗职工的平均工资并不是一直成正比,可能与该地区的工资水平差异较大有关。

在城镇的绿化建设方面,总的来看,长江下游地区绿化程度最高,其次是中游,最

后是上游地区。三大板块的建成区绿化覆盖率差异不大,但市辖区人均绿地面积各板块之间的差异较大,且有增大的趋势。

总的来说,长江下游城镇化的整体发展已经处于较高水平,而长江中游以及上游的城镇化水平仍需加强,其中长江中游需加快对农村转移人口市民化的建设,以及采取相应政策以缩小区域内在岗职工工资的工资差异;而长江上游需加大对教育的投入以及城镇绿化的建设。

3.2 长江经济带省际城镇化水平的空间分布状况

根据结果可以看出长江经济带省际城镇化水平的分异现象明显,这种分异主要表现在省际城镇化水平的发展不平衡上。通过权重计算得到了11个省市的城镇化水平,结果表明上海市、江苏省及浙江省的城镇化水平一直位于前列,而其他省份的城镇化水平明显低于这三个地区。具体来看,安徽省在2010年之前城镇化处于较低水平,在11个省市中排列靠后,但到2015年排名有了很大的提升,城镇化水平也有相对的提高,说明近几年安徽省一直在加快城镇化建设的步伐。值得注意的是,贵州省的城镇化水平总体呈下降趋势,且排名的变化幅度较大,由2005年的第四下降到2015年的倒数第二,结合具体指标数据,贵州省的人口城镇化率、二三产业增加值占GDP的比重、万人中的在校大学生数、建成区绿化覆盖率以及市辖区人口绿地面积这五个指标的排名均位于11省市中的最后一名,表明贵州省城镇的绿化建设方面存在着明显不足,且人口、经济以及社会方面的城镇化建设也需要加强。此外,云南省的城镇化水平也一直处于较低水平,虽然在2015年底有了相对的小幅度上升,但排名仍一直处于倒数第一,表明虽然云南省加快对城镇化的建设,但与其它10个省市仍存在着一定的差距。

将2005、2010及2015年长江经济带11个省市的城镇化综合水平作为空间数据,利用GEOGA软件对长江经济带省域城镇化水平的空间分布进行空间自相关分析,结果得到2005、2010以及2015年长江经济带省域城镇化水平的全局Moran's I指数分别为0.032、0.091、0.1115,且对应的Z值分别为1.8758、2.0219和2.2666,P值均小于0.001,表明在99.9%的置信度下长江经济带省域城镇化水平存在明显的空间正相关性。

通过对Moran's I的散点分析(图3.1),结果显示江苏和浙江在第I象限,呈现高高的集聚现象,即这两个省份的具有较高的城镇化水平,且被同样高水平的省域所包围;安徽位于第II象限,说明安徽的城镇化水平较低,但周围省域的城镇化水平较高;江西、湖南、湖北、四川、贵州和云南在第III象限,即这六个省份自身城镇化水平较低,且被同样较低水平的地区所包围,说明这些地区与周围地区之间的城镇化水平趋于一致,差异较小;上海和重庆位于第IV象限,表明这两个地区城镇化水平较高,但被较

低城镇化水平的地区所包围。Moran's I 散点图显示 72.73%的省域显示了正的空间关联, 其中 18.18% (2 个) 位于第一象限, 54.55%(6 个)位于第三象限。以上分析表明在省际尺度上, 长江经济带的城镇化水平在存在着空间相关性的同时又具有差异性。

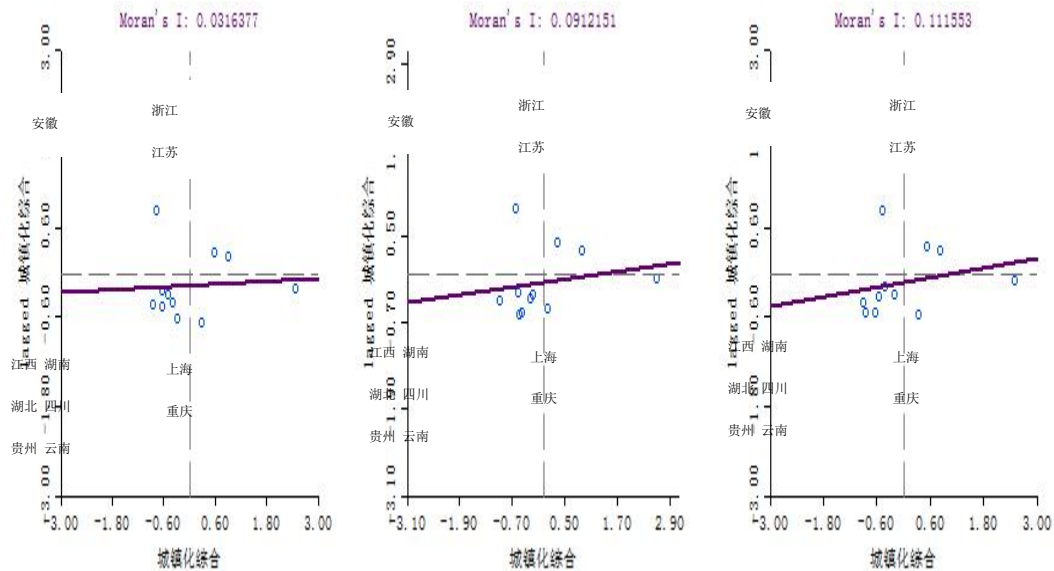


图 3.1 2005、2010 及 2015 年长江经济带省际城镇化水平的 Moran 散点图

3.3 基于市域尺度的长江经济带城镇化水平的空间分布状况

分别计算 2005 年、2010 年以及 2015 年长江经济带 127 个城市城镇化水平的综合得分, 以此作为长江经济带各城市的空间数据, 利用 GEOGA 软件分别对长江经济带市域整体和局部的城镇化进行空间自相关分析。

全局空间自相关分析: 2005 年、2010 年以及 2015 年长江经济带 127 个城市新型城镇化水平的全局 Moran's I 指数分别为 0.2906、0.3563、0.3464, 对应的 Z 值分别为 9.7696、11.8704 和 11.5937, 都在拒绝域内, 因此均在 1%显著性水平下显著。由此可知, 长江经济带市域城镇化水平整体上看具有空间正相关性, 即城镇化水平相近的城市趋向于相邻。

局部空间自相关分析: 我们借助 GEOGA 软件画出了 Moran 散点图 (图 3.2)。可知: ①长江经济带市域城镇化水平两极分化明显, 表现为第一象限有上海、苏州、宁波、绍兴、湖州、嘉兴、常州、扬州、无锡、镇江、芜湖、马鞍山、南通及株洲这 14 个城市, 说明它们一直处于高高聚集区, 即这些地区以及它们的周边地区的城镇化水都比较高, 具有很强的扩散效应; 而第三象限有临沧、大理、宝山、德宏、怒江、普洱、西双

版纳、甘孜、湘西州、六盘水及黔西南 11 个地区,说明这些地区一直在低低区聚集,即该区域及周边地区的城镇化水都比较低,且与处于高高聚集区的城市城镇化水平相差较大,属于低速增长效应区。②在 2005 年的散点图中,重庆市和贵阳市并没有明显的聚集特征,在 2010 年和 2015 年均表现出在高低区聚集(第二象限)的特征。说明在 2010 年之后这两个地区的城镇化水平具有显著提高,但没有带动周边地区城镇化进程,呈现出一定的极化效应。③宣城、滁州以及益阳则一直在低高区聚集(第四象限),这三个地区的城镇化发展水平较低,但周边城市的则相对较高,比如:宣城靠近杭州、常州、马鞍山和芜湖,滁州靠近南京、合肥,益阳靠近长沙、岳阳,它们与周边地区的城镇化水平差异较大,属于扩散与低速增长的过渡区域。

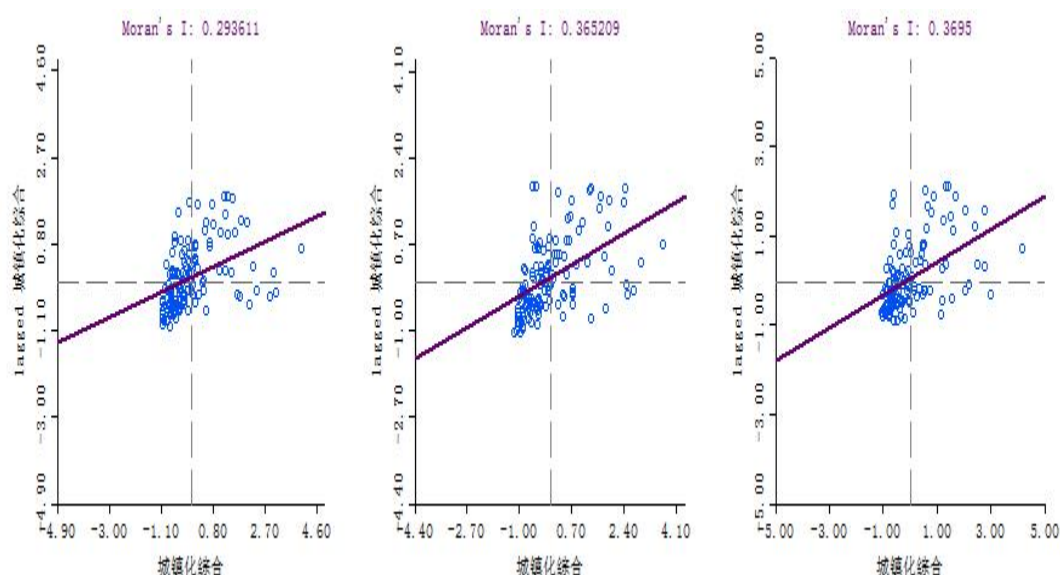


图 3.2 2005、2010 及 2015 年长江经济带市域城镇化水平的 Moran 散点图

4. 结论及建议

本文从三大板块、省际及市域三个空间尺度出发,基于 2005 年、2010 年及 2015 年这三个代表性时期各区域的数据,在构建城镇化综合指标体系的基础上,借助 GEOGA 软件对长江经济带城镇化水平的空间分布状况进行了分析。结论如下:①从三大板块的分布来看,城镇化水平沿着长江流域逐渐递减,即长江上游最低,其次是中游,而上游最高,且上游以及中游与下游的城镇化水平差异增大或者缩小趋势根据不同层面的城镇化而有所不同。对此,长江上游需侧重于对教育的投入以及城镇绿化的建设,而长江中游需重点对农村转移人口市民化的建设,以及采取相应政策以缩小区域内在岗职工工资的工资差异。②从不同省份的分布来看,长江经济带 11 个省市的城镇化水平在存在着

差异性的同时又具有相关性,其中上海、江苏、浙江以及重庆的城镇化水平相对较高,且江苏和浙江的城镇化在高高区聚集,上海和重庆在高低区聚集;而安徽、湖南、湖北、江西、四川、贵州以及云南这七个省份的城镇化水平相对较低,且安徽的城镇化在低高区聚集,其它六个省份在低低区聚集。③从城市的分布来看,长江经济带127个城市的城镇化水平全局空间自相关显著,局部具有明显的空间分异特征,具体表现为上海、苏州、宁波、绍兴、湖州、嘉兴、常州、扬州、无锡、镇江、芜湖、马鞍山、南通及株洲14个城市的城镇化水平较高,且能带动周围地区的发展;而临沧、大理、宝山、德宏、怒江、普洱、西双版纳、甘孜、湘西州、六盘水及黔西南这11个地区城镇化水平较低,与以上海、苏州为中心的长江下游地区差异明显。

建议对不同城镇化水平的区域实行差异化的城镇化发展策略,以提高长江经济带各区域的城镇化水平。各区域可根据自身的发展优势采取相应措施。对于工业基础较好及城镇化水平较高的地区,应注重于提升该地区新型城镇化发展的质量,通过现代产业体系的构建、户籍制度和公共服务制度的改革和完善等,来推动农村转移人口的市民化;对于城镇化水平较低的地区,可根据各地区的区位优势和资源优势因地制宜地制定不同的新型城镇化发展战略,比如:农业基础较好的地区可以通过大力发展农产品加工业,推进农业产业化集群发展,加快农业现代化进程。而对于具有旅游资源优势的地区,可以通过加强该地旅游业的发展来促进相关服务行业和人口的集聚,以推进区域新型城镇化的发展。

参考文献

- [1]曹广忠,边雪,刘涛. 基于人口、产业和用地结构的城镇化水平评估与解释——以长三角地区为例[J]. 地理研究,2011,30(12):2139-2149
- [2]陈晓倩,张全景,代合治,等. 城镇化水平测定方法构建与案例[J]. 地域研究与开发,2011,30(04):76-80
- [3]陈忠暖,高权,王帅. 中国省际城镇化综合水平及其空间分异[J]. 经济地理,2014,34(06):54-59
- [4]代合志,刘兆德. 复合指标法及其在测度中国省域城市化水平中的应用[J]. 城市问题,1998,(04):21-24
- [5]都沁军,武强. 基于指标体系的区域城市化水平研究[J]. 城市发展研究,2006,(05):5-8
- [6]李小帆. 长江经济带城镇化空间效应研究[D].中国地质大学,2016

- [7]凌筱舒,王立,薛德升. 江西省县域城镇化水平测度及其分异研究[J]. 人文地理,2014,29(03):89-94
- [8]刘欢,邓宏兵,谢伟伟. 长江经济带市域人口城镇化的时空特征及影响因素[J]. 经济地理,2017,37(03):55-62
- [9]欧向军,甄峰,秦永东,等. 区域城市化水平综合测度及其理想动力分析——以江苏省为例[J]. 地理研究,2008,(05):993-1002
- [10]王富喜,孙海燕. 山东省城镇化发展水平测度及其空间差异[J]. 经济地理,2009,29(06):921-924
- [11]王开泳,陈田,董玛力. 我国中部地区人口城镇化的空间格局[J]. 经济地理,2008,(03):353-356
- [12]王文博,蔡运龙. 城镇化水平差异的模糊综合评价——以西安市临潼区为例[J]. 人文地理,2008,(01):48-51.
- [14]宣国富,徐建刚,赵静. 安徽省区域城市化水平综合测度研究[J]. 地域研究与开发,2005,(03):47-51
- [15]周江燕,白永秀. 中国城乡发展一体化水平的时序变化与地区差异分析[J]. 中国工业经济,2014,(02):5-17

产业经济与企业 管理

政治关联对国家重点监控企业排污费的影响研究

侯思婷

摘要:作为环保治污的一项重要措施,排污费征收制度于20世纪70年代开始在我国境内实施。但由于部分企业通过政治关联降低排污费征缴数额,甚至获得免征性资格,致使该制度的实施效果较差,我国环境污染日益严重。本文以国家重点监控企业作为研究对象,通过研究高管人员的政治背景发现,政治关联会影响企业获得优惠性政策,与企业应缴纳的排污费存在反向关系。为保障生态环境和经济的可持续健康发展,我国应加强公职人员的转业限制,防止其转业后借助政治关联影响环保政策的制定与实施,同时健全完善环境监管机制,制定合理、完善的免征性政策,防止企业钻政策空子。

关键词:政治关联; 排污费; 环境保护

1. 引言

近些年来,我国雾霾天气持续且大范围出现,雾霾的治理与防治逐渐被国家和公众所重视。雾霾天气的出现,归根到底是由企业生产产生的废弃物不经绿色处理而直接肆意排放造成的。尽管政府已出台多项环保治理政策,但其实施效果不尽人意,雾霾天气仍旧存在。此外,政府的监管导致部分企业为争夺稀缺资源而不断寻租,甚至利用政治关联,寻找政治庇护,影响国家环保政策的实施效果。排污费的多寡在一定程度上可以直观地反映出企业污染物的排放情况,是评价一个企业承担环境责任的重要指标。但就现实而言,部分企业拥有政府给予的政策性免征资格,可以“正大光明”的不缴纳排污费,故企业更倾向于借助政治关联获得政策优待。政治关联是否影响政策性免征政策的实施?是否影响企业应缴纳的排污费金额?若是,其机理又是什么?针对上述问题,本文以沪深两市国家重点监控的上市公司为研究对象进行研究,为帮助国家改善当前环保政策的实施效果提供理论依据。

2. 文献回顾

2.1 关于政治关联的研究

Fisman (2001) 最先提出政治关联,并对其含义进行了界定。虽然学术界尚未明确

界定政治关联的内涵,但学者们从不同角度进行研究得到的结果基本相近。国外学者普遍赞同的政治关联的含义为:企业高级管理者或大股东与政府官员间的密切关系(Faccion,2006)。国内多数学者则普遍支持以下观点:若企业的总经理或董事长曾任(或现兼任)政协委员、政府官员或人大代表,那么企业就存在政治关联(潘洪波,余明桂,2008)。

Leua(2006)以印尼企业为实证研究对象进行研究发现,企业绩效与其政治关联强度存在正相关关系。姚圣(2011)通过研究发现,具有政治关联的企业更易逃避环境罚款,排污费高的企业更倾向于建立政治关联。孔龙、李蕊(2015)通过研究发现,企业通过政治关联获得更多的政策扶持,并以披露更多的企业信息来履行社会责任。

从现有的研究成果看,政治关联的存在为企业提供了寻租空间,相比于事后花钱治理,企业更倾向于通过政治关联获得政策庇佑或优待,以逃避或减免环保支出,减轻自身的环保责任。这一现象的存在不仅掩盖了企业排污的真实情况,更不利于国家环保政策的有效实施,妨碍了我国环境的保护与治理。

2.2 关于排污费征收的研究

OECD在1972年对排污者应承担的环境责任做出了明确的说明和界定,提出了排污者负担原则。20世纪70年代末,我国正式引入排污费制度,并于1979年颁布实施《排放污染物标准》。1982年颁布的《征收排污费暂行办法》对排污费的征收对象、标准等内容进行了详细的规定,标志着我国排污费体系的正式建立。2003年颁布的《排污费征收使用管理条例》对此进行了补充和完善,使得我国排污费体系得到进一步的完善和规范。随着我国发展重心的转移,环境保护与治理已成为我国经济发展的前提和基础。学术界一般运用环境绩效指标来测度和评价企业的污染治理力度,但考虑到我国的实际情况,国内学者一般运用排污费来衡量企业的环境绩效。

纵观现有的研究成果,运用排污费指标来直接研究企业环境绩效与政治关联之间关系的研究少之又少,多数文献都是通过间接研究来探究二者的具体联系。

3.理论分析与研究假设

3.1 企业寻租理论

寻租理论认为政府部门拥有一定的资源分配权,并通过运用这一权利干预企业的经营活动,使得部分与其建立紧密关系的企业可以通过付出一定的成本获取这些资源,从而获得一些超额利润,而政府部门则得到相应的利益报酬。在这一过程中,政府部门凭借手中权力设置租金吸引企业进行寻租活动,而企业为获得稀缺资源和超额利益采取寻租行为,从而将政府与企业的利益需求捆绑在一起,并通过交换使其都得到满足。

虽然经济与社会的发展能从资源优化配置中获得诸多益处,但寻租活动的存在,使得资源的配置不再最优,损害的不仅是企业的利益,社会的公共利益也受到损害。尤其是政治关联的存在,推动企业进行寻租活动,加剧社会资源配置的扭曲和低效化,严重损害社会的公共利益。一旦国家制定某项优惠政策,这种扭曲程度将达到极点,企业的长久发展和生态环境都将受到更为严重的威胁。对于排污费占比较大的企业来说,环境优惠政策的颁布,将推动它们通过政治关联进行寻租活动以降低排污费的征收数额,从而规避自身的环境责任。

假设 1: 具有政治关联的企业更容易获得国家环境优惠政策的支持。

3.2 可持续发展理论

环境保护是当下全球发展关注的重点问题,世界各国纷纷从注重经济的简单快速增长转向注重环保与经济的同步发展。可持续发展是指在经营发展过程中,企业通过不断地创新以增添企业内部的发展活力,使其相对于其他企业而言能始终保持相对优势,从而实现长远发展的目标(刘力钢, 1999)。政府通过颁布并实施一系列的法律法规来规制企业的行为,以协助企业在发展经济的同时能够适应环境的变化而及时调整发展战略,从而实现经济发展和生态保护的共赢。

然而,为获得稀缺资源或政策优待,企业通常会借助政治关联寻求政治帮助,以实现逃避社会责任或法律规制的目的。正因如此,为保护环境并保障经济的可持续正常发展,国家对全国重点污染企业进行了监控,并加大了排污费的征收力度,以督促企业实行绿色健康发展。但作为理性人的企业,通常会借助一切手段或条件甚至不惜任何代价以获得利益,这样政治关联的作用就显而易见了。通过政治关联,企业应缴排污数额下降,甚至获得政策性免征资格,无需缴纳排污费,而政府部门则获得一定的收益。

假设 2: 政治关联与企业排污费之间具有负相关关系。

4. 实证分析

4.1 变量选择与界定

4.1.1 政治关联

本文参考余明桂(2008)的研究,将企业董事长或总经理是前任或现任人大代表或政协委员、前任官员的均视为该企业具有政治关联。运用虚拟变量的方法,将具有政治关联的企业变量定义为 1, 否则为 0。

4.1.2 排污费

自 2003 年起,环保部每年定期公布国家重点监控企业的排污费征收情况。由于企业排污费可以从侧面反映一个企业的污染情况,所以本文以此作为衡量企业环境责任的

大小。用排污费与营业收入之比的自然对数的绝对值替代排污费，以提高研究的有效性和可比性。

4.1.3 其他变量

企业内部管理层设置、决策权的分配、企业规模、经营效益等都会影响企业与政府部门政治关联的建立和排污费的征收，因此本文控制了企业规模、最终控制人、盈利能力、独立董事占比、控制权集中度五个变量。变量的选择及定义详见表1。

表1 变量定义

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	排污费指数	DF	排污费/营业收入的比值的自然对数的绝对值
解释变量	政治关联	Pol	虚拟变量，1表示有政治关联，0表示没有
	控制权集中度	CRP	实际控制人的控制权比例
	独立董事占比	ID	当年独立董事人数与董事会人数的比例
控制变量	最终控制人	TOPH	地方政府或地方国资委为0，其他为1
	公司规模	SIZE	公司总资产的自然对数
	盈利能力	ROA	当年净利润与总资产的百分比

4.2 数据选取与数据来源

为检验企业政治关联是否影响企业排污费的征收数额，本文选取国家重点监控企业作为研究对象，而为保障数据的有效性和便利性，在此范围中，本文再选取在沪深两市上市的公司作为最终的研究对象。排污费来源于国家环保部和地方环保厅在2017年公布的国家重点监控企业排污费征收公告；政治关联数据通过Wind客户终端和大智慧客户终端的上市公司背景资料，在此基础上手工收集和整理而形成；其余数据均来源于公司年报。同时，本文剔除了包括ST、SST等财务异常的企业，通过筛选，最终得到312个有效样本数据（详见表2）。

表2 样本行业分布

行业代码	行业名称	公司数量	比例(%)
B0	煤炭、黑金属采选业	21	6.73
C0	食品、饮料加工制造业	25	8.01
C1	纺织业	27	8.65

续表

行业代码	行业名称	公司数量	比例 (%)
C3	造纸及纸制品加工	26	8.33
C4	化学、纤维、橡胶原料制造业	75	24.04
C6	黑色、有色金属冶炼及压延加工业	49	15.71
C7	普通机械、专用设备制造业	15	4.81
C8	医药制造业	25	8.01
D	电力蒸汽热水自来水生产供应业	20	6.41
	其他	29	9.30
	总计	312	100

4.3 描述性统计

4.3.1 总体样本变量描述性统计

从表3可知,样本数据的排污费指数波动幅度较大,排污费占营业收入的比重较高,表明企业环保处理较差、排污现象严重;存在政治关联的研究样本占总数的30%,表明政企密切联系的现象较为普遍;控制权集中度均值为0.41,说明大多数企业实际控制人对企业经营有足够的控制力;公司规模均值为23.08,表明样本企业的规模差距较小;样本企业的整体盈利水平较低,彼此差距较大。

表3 描述性统计量(全样本)

Variable	N	Min	Max	Mean	P50	Sd
DF	312	0.00	16.24	6.91	7.81	10.09
Pol	312	0.00	1.00	0.30	0.00	0.46
CRP	312	0.10	0.74	0.41	0.39	0.019
ID	312	0.30	1.00	0.38	0.33	0.055
TOPH	312	0.00	1.00	0.39	0.00	0.21
SIZE	312	19.53	27.17	23.08	22.87	1.49
ROA	312	-2.14	0.52	0.07	0.07	0.058

4.3.2 分组描述性统计

依据企业是否获得政策性免征资格将企业划分为两类，分别对这两类企业进行描述性统计（结果见表4）。由表4可知，获得免征资格企业的政治关联均值为0.43，高于未获得免征资格企业的0.28，并且未获得免征资格企业的排污费指标均值为8.18，高于全样本的统计均值，表明该类型企业的排污费普遍偏高。这一结果与假设1相符。在独立董事占比上，免征性企业均值小于非免征性企业，说明非免征性企业的监管力度大于免征性企业。

由表5可知，两类企业在政治关联、控制权集中度和独立董事占比的分布上存在显著差异性，这一结果与假设1相符。而在剩余三个变量的分布上则不存在明显的差异，这可能是由设定免征条件时所考虑的因素不同而形成的。

表4 描述性统计（分组）

	Variable	N	Min	Max	Mean	Sd
POF=0	DF	41	0.00	0.00	0.00	0.00
	Pol	41	0.00	1.00	0.43	0.53
	CRP	41	0.10	0.67	0.34	0.010
	ID	41	0.30	0.60	0.36	0.042
	TOPH	41	0.00	1.00	0.42	0.22
	SIZE	41	19.85	25.52	22.82	0.94
	ROA	41	-0.89	0.44	0.056	0.054
POF=1	DF	271	4.09	15.03	8.18	2.82
	Pol	271	0.047	0.63	0.28	0.46
	CRP	271	0.10	0.74	0.42	0.007
	ID	271	0.30	1.00	0.43	0.057
	TOPH	271	0.00	1.00	0.36	0.19
	SIZE	271	19.53	27.17	23.12	1.57
	ROA	271	-2.14	0.52	0.07	0.059

注： $POF = 0$ 表示企业获得政策性免征资格； $POF = 1$ 表示企业未获得政策性免征资格。

表5 独立样本非参数检验

Variable	POF=0	POF=1	Mann-WhitneyU
	N=41	N=271	
	秩均值	秩均值	精确显著性
Pol	140.65	124.73	0.120*
CRP	95.87	128.14	0.012***
ID	96.23	125.65	0.007***
TOPH	129.87	121.01	0.304
SIZE	123.89	123.46	0.578
ROA	165.97	122.62	0.276

注：*、**、***分别表示在 0.1、0.05、0.01 的水平上显著。

4.3.3 相关性分析

表 6 给出了各变量的相关性检验结果，其中，政治关联和排污费指标之间存在显著的负相关关系，证明假设 2 成立。同时，从表 6 可知，只有控制权集中度、独立董事占比和公司规模之间的相关关系显著，其他变量之间的相关关系则并不显著。

表6 相关系数

	DF	Pol	CRP	ID	TOPH	SIZE	ROA
DF	1	-0.111**	0.124**	0.129***	-0.041	0.237***	0.241**
Pol	-0.127**	1	0.027	-0.100*	0.500	-0.121**	0.023
CRP	0.148***	-0.005	1	0.079*	-0.063	0.228***	0.029
ID	0.162***	-0.110**	0.069	1	-0.121**	0.334***	0.056
TOPH	-0.056	0.017	-0.064	-0.109**	1	-0.279***	-0.002
SIZE	0.173***	-0.134**	0.209***	0.349***	-0.257***	1	0.135**
ROA	0.072	0.032	0.037	0.031	0.011	0.112**	1

注：*、**、***分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著相关，右上三角为 Spearman 相关系数，左下三角为 Pearson 相关系数。

4.4 回归分析

为检验假设 2，建立以下多元回归模型：

$$DF_t = \beta_0 + \beta_1 \times Pol_t + \beta_2 \times CRP_t + \beta_3 \times ID_t + \beta_4 \times TOPH_t + \beta_5 \times SIZE_t + \beta_6 \times ROA_t + \gamma_t \quad (1.1)$$

表7给出了所有的回归结果，其中，模型（1）是政治关联与排污费指标的回归，控制变量包括最终控制人、公司规模和盈利能力；模型（2）在模型（1）的基础上，引入并控制了控制权集中度；在模型（2）的基础上，模型（3）引入并控制了独立董事占比变量。由表7可知，在三个模型中，政治关联和排污费指数之间都存在显著的负相关关系，证明了假设2，即企业的政治关联能够降低或者免除其缴纳的排污费数额。公司规模与排污费指标存在显著正相关关系；企业控制权集中度与排污费指标存在显著的正相关关系；其余变量与排污费指标的关系则并不显著。

表7 政治关联与排污费指标的回归分析

变量	因变量：排污费指标（DF）					
	（1）		（2）		（3）	
	B	Sig	B	Sig	B	Sig
Pol	-3.207*	0.063	-3.321**	0.052	-3.152**	0.014
CRP			2.406*	0.067	2.416*	0.062
ID					0.247	0.098
TOPH	-0.026	0.947	-0.027	0.950	-0.008	0.840
SIZE	0.382**	0.036	0.311*	0.087	0.213**	0.027
ROA	0.964	0.322	0.962	0.321	0.919	0.336
Adj.R ²	0.041		0.055		0.064	

注：*、**、***分别表示在0.1、0.05、0.01的水平上显著。

5. 研究结果及建议

实证结果证实了政治关联会影响企业排污费的征收，说明二者间存在显著的负相关关系，并且政治关联的存在会推动企业去追逐政府的优惠性政策。排污费作为环境成本，企业一般会通过政治关联以求获得免征资格或降低排污费征收数额，以实现降低成本、提高企业利润的目标。但企业污染对环境的影响显而易见，为保证生态环境和经济的可持续健康发展，政府应及时采取监管措施，遏制或减少企业的排污现象。其中，征收排污费就是当前政府管制企业排污现象的一项有利措施。可由于作为社会利益的维护者，政府不仅会制定并颁布实施环境规制政策，以保证生态环境的友好，也会颁布实施一些

环境优惠政策,以促进社会经济的发展。如此,企业通过政治关联获得减免排污费征收的成功几率加大,进一步促使企业运用政治关联来寻求政治庇护。为防止并遏制上述现象的发生,我国政府部门应从以下三方面采取措施:

(1) 加强公职人员的转业限制,严格控制待转业人员参与环保决策的行为,防止其转业后借助政治关联影响环保政策的制定与实施;

(2) 定期清查排污费缴纳情况,并健全完善相关的环境监管机制,严控重污染企业的排缴情况,同步实施不定期抽查企业环保排污状况的措施,加强对企业排污的监管力度,确保环境政策的有效实施;

(3) 完善政策性免征优惠政策,严格把控免征资格的申请,制定更为严格的免征性条件,防范并杜绝企业政治关联的影响,避免企业钻空子、做出危害社会利益、破坏环境、损害经济发展的行为。

参考文献

- [1]陈汉辉.企业社会责任实践与社会资本关系研究——政治关联的中介效应检验[J].财贸研究,2016,(02):128~136
- [2]邓建平,曾勇.政治关联能改善民营企业的经营绩效吗[J].中国工业经济,2009,(02):98~108
- [3]孔龙,李蕊.政治关联、企业财务绩效与企业社会责任的相互关系研究——以我国食品饮料行业为例[J].北京交通大学学报(社会科学版),2015,(03):53~61
- [4]刘力钢.企业可持续发展理论研究[J].辽宁大学学报,1999,(4):158~159
- [5]马晓维,苏忠秦,曾琰,谢珍珠.政治关联、企业绩效与企业行为的研究综述[J].管理评论,2010,(02):3~10
- [6]姚圣.政治关联、环境信息披露与环境业绩——基于中国上市公司的经验证据[J].财贸研究,2011,(04):78~85
- [7]姚圣,程娜.政治关联影响企业上交的排污费吗——基于重点环境监控企业的经验证据[J].经济与管理,2014,(01):56~61
- [8]张川,娄祝坤,詹丹碧.政治关联、财务绩效与企业社会责任——来自中国化工行业上市公司的证据[J].管理评论,2014,(01):130~139
- [9] Fisman R. Estimating the value of political connections[J]. American Economic Review,2001,91(4):1095~1102
- [10] Faccin M. Politically connected firms:can they squeeze the TOPH?[J]. American Economic Review,2006,96:369~380

长江中游城市群空间效率的时空分异研究

彭培芳

摘要：构建长江中游城市群空间效率评价体系，应用 DEA 评价方法测度了 1998~2015 年长江中游城市群空间效率及 2005 年、2010 年和 2015 年城市群内各地级市的空间效率，运用全局空间自相关检验分析城市空间效率间的相关度。分析发现，长江中游城市群各城市空间效率分异的差距呈现出缩小的趋势，多数城市的空间效率在逐渐提高且处于较高水平，城市空间效率与所在区位、经济发展所处阶段存在一定的相关性，城市群内各城市的相关性较弱，并据此提出了相关政策建议。

关键词：投入产出；长江中游城市群；空间效率

1. 引言及相关研究评述

长江中游城市群作为我国一大型城市群，涵盖武汉城市圈、长株潭城市群、环鄱阳湖经济圈等中部经济发展地区，测度其空间效率，找出城市群发展特征及趋势，进而采取相应的措施促进其更好地发展，具有重要的现实意义。

目前，从城市群层面研究区域效率的文献较多，且多从投入-产出角度，运用 DEA 方法对城市群相关效率进行测算。方创琳和关兴良（2011）从投入产出效率视角，构建城市群投入产出效率指标体系，采用 CRS 模型、VRS 模型和 Bootstrap-DEA 方法，综合测算了中国城市群投入产出效率、变化趋势及空间分异特征^[1]。张庆民，王海燕等（2011）和杨青山，张郁等（2012）基于 DEA 模型测度了城市群的环境投入产出效率。刘耀彬和杨文文（2012）采用 DEA 的 BCC 模型和 Malmquist 指数模型，对 2008~2010 年环鄱阳湖区城市群 42 个城市的空间网络联系效率进行了分析。李红锦和李胜会（2012）、黄洁和吝涛（2016）¹和段晓艳（2016）利用 DEA 方法分别测算评价了中国三大城市群的城市化效率、可持续发展效率和土地利用综合效率。谢志祥和任世鑫（2015）运用超效率 DEA 模型对 2013 年长江中游城市群城市效率进行了测度评价。曹贤忠和曾刚（2015）则从投入产出效率视角，构建研发资源投入产出评价指标体系，运用 DEA 中的 CRS、VRS 模型和 Malmquist 指数方法，测度了长三角城市群研发资源的投入产出

本文作者：彭培芳，江西财经大学江西经济发展与改革研究院研究生，研究方向：区域经济学，产业集群与城市群

效率、变化趋势以及空间分异特征。

相比之下,研究城市群空间效率的文献则相对较少,在相关研究中除了采用DEA方法进行效率测算外,多借助其他分析方法及应用地理信息系统将结果直观地呈现在地图上并进行分析。如崔大树和张晓亚(2016)运用DEA模型和局部自相关模型测度了长三角城市群空间效率并分析了城市群内部的关联格局。

通过查阅大量文献发现,目前研究城市群空间效率的文献较少,测度长江中游城市群空间效率的文献更少,鲜有文献对长江中游城市群空间效率进行空间分异分析,因而从投入产出角度测度长江中游城市群的空间效率,具有一定的学术价值。

本文结构安排如下:第一部分对相关研究文献进行了评述。第二部分构建了长江中游城市群空间效率指标体系,并确定指标数据的来源及数据处理方法。第三部分借助DEA评价方法和BCC-VRS模型分析长江中游城市群空间效率并分析其空间分异现状;借助全局空间自相关检验观察城市群内各城市空间效率的相关性。第四部分为结论及相关建议。

2. 指标体系构建、数据来源及处理

2.1 指标体系构建

本文参考前面学者测度城市群效率所采用的方法,将指标分为投入指标和产出指标,产出指标中包含经济中的正产出和负产出。在具体指标选择上,主要借鉴了崔大树和张晓亚(2016)在测度长三角城市群空间效率时选择的指标。

在投入指标方面,本文选择货运总量、固定资产投资总额、全社会用电量和年末单位人数。货运总量代表物流水平,可以反映长江中游城市群交通条件的变化;全社会用电量可以反映地区经济的发达程度,经济越发达的地区,对电力的消耗越大;年末单位人数则可以反映劳动力的投入及变化。

在产出指标方面,本文将地区生产总值作为期望的正产出,将工业废水排放量和工业二氧化硫排放量作为非期望的负产出。在选择负产出指标时,工业三废排放量是个很好的指标,但由于现有公开数据中,武汉城市圈部分城市的工业固体废弃物和工业废气排放量的数据缺失严重,所以本文以工业废水排放量和工业二氧化硫排放量作为负产出指标。本文的指标体系见表1。

表1 城市群空间效率评价体系

指标类型	具体指标	意义
投入指标	货运总量	反映交通设施的改善程度

续表

指标类型	具体指标	意义
产出指标	固定资产投资总额	反映资本投入的多少
	全社会用电量	反映能源的需求情况
	年末单位人数	反映劳动力投入情况
	地区生产总值	经济正产出
	工业废水排放量、 工业二氧化硫排放量	经济负产出

根据效率评价指标宜少原则^[11],在评价效率时应满足决策单元数不小于投入产出指标之和的3倍,本文研究的时间范围为1998~2015年,因而以年份为决策单元时,决策单元数和指标数量满足效率评价有效原则的条件。

2.2 数据来源及处理

在数据来源方面。基于数据可得性和尽量保证所用数据统计口径的一致性,本文研究的长江中游城市群范围包括:江西省南昌市、景德镇市、萍乡市、九江市、新余市、鹰潭市、吉安市、宜春市、抚州市、上饶市,湖北省武汉市、黄石市、宜昌市、襄阳市、鄂州市、荆门市、孝感市、荆州市、黄冈市、咸宁市,湖南省长沙市、株洲市、湘潭市、衡阳市、岳阳市、常德市、益阳市、娄底市,共28个地级市。

本文选择的时间范围为1998~2015年,所用数据主要来源于1999~2016年的《中国城市统计年鉴》和江西、湖北、湖南三省统计年鉴,部分数据来自《湖南改革开放30年(1978-2008)》、《中国环境年鉴》及地级市统计年鉴,个别数据来自统计公报。在实际分析前,本文将固定资产投资额通过固定资产投资价格指数进行平减,本文对负产出的两个指标赋予相同的权重从而计算负产出的数值,同时对其他二级指标进行标准化处理,以便更好地测算、评价城市群空间效率。

在数据处理方面。本文主要采用DEA中基于规模报酬可变的BCC-VRS模型和空间自相关分析法。DEA方法作为常用的多输入多输出效率研究方法,把各投入、产出指标的权重作为变量,通过求解线性规划问题确定最适宜的权重,避免了在确定权重时人的主观意愿的影响,从而使评价结果更具客观性。城市群的发展过程遵循规模报酬可变的概率较大,因而选择基于投入导向的BCC(规模报酬可变)模型更为合适。此时,城市群经济效率变动指数 θ ($0 < \theta \leq 1$),也即空间效率,可表示为:

$$\theta = \theta_{pe} \times \theta_{se} \quad (2.1)$$

其中, θ_{pe} ($0 < \theta_{pe} \leq 1$) 表示城市群纯技术效率, θ_{se} ($0 < \theta_{se} \leq 1$) 表示城市群规模效率。两者取值越接近 1, 该城市群的纯技术效率和规模效率均高, 等于 1 时, 达到最优, 其中, 若 $\theta_{se} < 1$ 时, 表示规模无效率。空间自相关分析法常用来判断地区变量间是否存在空间相关性, 空间自相关指数 Moran's I 的取值范围为 (-1,1), 小于 0 为负相关, 等于 0 为随机分布, 大于 0 为正相关, Moran's I 指数可以用来判断城市群内邻近地区间是否存在相关关系。

3. 长江中游城市群空间效率测算

3.1 长江中游城市群空间效率的时间演变过程

本文分析 1998~2015 年环鄱阳湖城市群、武汉城市圈和环长株潭城市群这三个城市群的效率变化, 来更好地观察长江中游城市群内部空间效率值的演变。

根据确定的空间效率指标体系及评价方法, 本文分别测算了 1998~2015 年环鄱阳湖经济圈、武汉城市圈及环长株潭城市群的空间效率、纯技术效率及规模效率。由于仙桃、潜江和天门的部分指标缺失严重且难以用其他方法补充, 因而本文选取的武汉城市圈并不包含这三个城市。

通过构建的指标体系, 运用 deap2.1 软件测算出了环鄱阳湖城市群、武汉城市群和环长株潭城市群的综合效率 (crste)、纯技术效率 (vrste) 和规模效率 (scale), 见表 2。

表 2 城市群效率测算结果

	环鄱阳湖城市群			武汉城市圈			环长株潭城市群		
	crste	vrste	scale	crste	vrste	scale	crste	vrste	scale
1998	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2000	0.985	1.000	0.985	0.833	1.000	0.833	0.840	1.000	0.840
2001	0.921	0.988	0.932	0.977	1.000	0.977	0.973	1.000	0.973
2002	0.786	1.000	0.786	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2003	0.764	1.000	0.764	1.000	1.000	1.000	0.935	0.966	0.968
2004	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2005	0.976	1.000	0.976	0.802	1.000	0.802	0.977	1.000	0.977
2006	1.000	1.000	1.000	0.806	1.000	0.806	0.908	0.909	0.999
2007	1.000	1.000	1.000	0.860	0.993	0.866	0.962	0.973	0.988
2008	1.000	1.000	1.000	0.959	1.000	0.959	1.000	1.000	1.000

续表

	环鄱阳湖城市群			武汉城市圈			环长株潭城市群		
	crste	vrste	scale	crste	vrste	scale	crste	vrste	scale
2009	1.000	1.000	1.000	0.934	0.934	1.000	0.862	0.905	0.952
2010	1.000	1.000	1.000	0.887	0.890	0.996	0.881	0.900	0.979
2011	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2012	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2013	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000	0.998	0.949	1.000	0.949
2014	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2015	0.940	1.000	0.940	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
mean	0.965	0.999	0.966	0.948	0.99	0.958	0.96	0.981	0.979

由表 2 可知, 在 1998~2015 年期间, 环鄱阳湖城市群在 2000、2001、2005 和 2015 年的空间效率值不为 1, 武汉城市群在 2000、2001、2005、2006、2007、2008、2009、2010、2013 和 2015 的空间效率值不为 1, 环长株潭城市群在 2000、2001、2003、2005、2006、2007、2009、2010 和 2013 年的空间效率值不为 1, 严格来说属于效率无效, 但各城市群在这些年份中的空间效率都在 0.8 以上, 且多数逼近 1, 因而可视为 DEA 弱有效。

在 2005 年之前, 环鄱阳湖城市群、环长株潭城市群及本文定义的武汉城市圈的空间效率在部分年份为弱有效, 经济发展总体上呈规模报酬不变。此外, 三个城市群在 2005 年的空间效率均不为 1, 从 2006 年开始, 除了环鄱阳湖城市群的空间效率在多数年份为综合有效, 武汉城市圈和环长株潭城市群的空间效率在 2006~2010 年几乎连续小于 1。2005 年起, 中央开始研究制定关于中部地区崛起的相关文件, 然而三个城市群的空间效率不但没有表现为持续有效, 反而在其后的年份中出现了空间效率下降, 由强有效变为弱有效的情况。

3.2 长江中游城市群空间效率的空间分异情况

本文选择 2005、2010 和 2015 年, 结合指标体系, 以长江中游城市群 28 个城市作为决策单元, 计算出这三个年份中长江中游城市群 28 个城市的空间效率, 并通过 ArcGIS 将计算结果直观地呈现出来, 具体如图 1 所示。

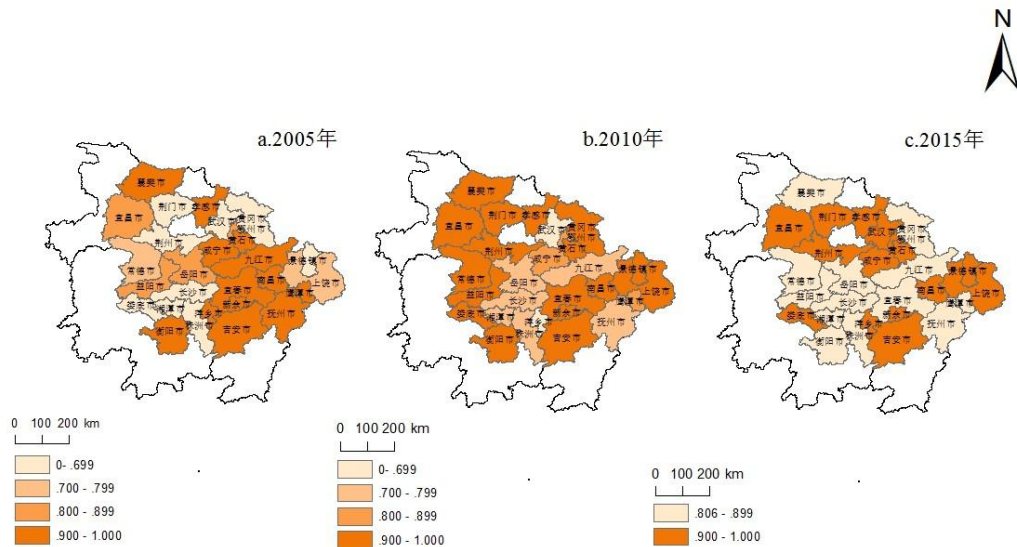


图1 长江中游城市群各城市空间效率分异

结果表明，空间效率弱有效（空间效率值大于0.8）的城市数量在逐渐增加，效率值小于0.7的城市数量在减少，整个城市群的空间效率在提升。与2005年和2010年相比，2015年城市群内空间效率均在0.8以上，弱有效城市数量明显增多，这是因为2015年国家发改委批复同意了《长江中游城市群发展规划》，对城市群各方面发展做出了更细致的规划，使得长江中游城市群整体的发展效率得以进一步提升。其中，本文研究的28个城市在2005、2010和2015年空间效率大于0.8的城市多靠近南昌、武汉和长沙，可以发现城市空间效率与其规模及所处区位有关。另外，由武汉和长沙的空间效率值可以看出，城市空间效率还与其所处的发展阶段有关，武汉和长沙2005和2010年的空间效率均在0.8以下，低于城市群内很多地级市的空间效率，原因在于武汉和长沙在早些年已处于城市化进程的平稳阶段，效率值不高，而其他处于城市化进程快速发展阶段的城市，空间效率处于较高水平，因而其效率值高于像武汉和长沙这类城市的空间效率。通过分析有以下结论：

（1）城市空间效率分异缩小，城市群一体化程度提高

长江中游城市群各城市的空间效率在2010年与2015年均存在差异，但空间效率的均值差距不大，空间效率均值在2010年和2015年分别为0.895和0.903。2015年空间效率值为1的城市数量与2010年相比较少，这是因为2012年江西、湖北和湖南开始讨论长江中游城市群的发展规划后，更多的资源被优先用来发展南昌、武汉和长沙的经济，增强三个城市之间的经济联系，因而其他城市的发展资源相对之前有所减少，所以出现了城市群内空间效率等于1的城市较2010年有微弱地减少。2015年空间效率小于0.8的城市数量较2010年有很大的下降，表明各城市之间在不断整合优势资源，增加相互

间的协作,整个城市群的一体化水平有所提高。

(2) 城市区位、发展阶段与空间效率存在相关性

城市空间效率值在 0.8 以上的多靠近省会城市或者省份副中心城市。衡阳、吉安在地理位置上离省会长沙、南昌较远,但其 2010 年的空间效率值等于 1,很大程度上是由于其与省副中心城市相距不远,受到的经济辐射较强。武汉和长沙 2010 年的空间效率值较低,2015 年的空间效率则有所提高,而同样是省份城市的南昌则表现相反,2015 年的空间效率相对于 2010 年有所下降,这是因为武汉和长沙的城市化进程比南昌快,同时期的经济发展水平也较南昌高。

3.3 长江中游城市群空间效率的全局空间自相关检验

借助 ArcGIS10.2 对长江中游城市群 28 个城市 2005、2010 和 2015 年的空间效率进行全局相关性检验,得到三个年份的 Moran'sI 值分别为 0.088, 0.076 和 0.016。可以发现,长江中游城市群各城市空间效率呈较弱的正相关关系,存在空间集聚效应,但不是很明显。同时,该结果表明城市空间效率的高低不仅与该城市自身的经济发展水平相关,也与周边城市空间效率存在正相关关系。城市群内各城市的分工不明确,从而导致了城市空间效率间的经济联系较弱,但是这种联系目前有进一步弱化的趋势。

4. 结论及政策建议

基于以上分析,本文得出以下结论:一是长江中游城市群空间效率整体较高,空间效率在多数年份中表现为弱有效。二是长江中游城市群各城市空间效率分异的差距呈现出缩小的趋势,城市群内多数城市的空间效率在不断提高,空间效率小于 0.8 的城市数量在逐渐减少。三是城市空间效率与其纯技术效率的变动趋势相似,邻近中心城市的城市空间效率较高。四是长江中游城市群各城市间的经济联系较弱,城市间空间效率的相互作用较弱,目前城市间的正相关关系表现为逐渐减弱的趋势。

综上分析,本文认为提升长江中游城市群的空间效率,可以考虑从下列几个方面着手:

(1) 完善城市群交通运输基础设施,建立城市群物流信息综合平台,促进城市群物流产业集群发展。

以南昌、武汉和长沙为交通运输枢纽,在现有交通运输设施上完善地级市与省份城市之间的运输设施条件,适当增加地级市之间的运输线路,构建省份城市之间、省份城市与地级市、地级市之间较完善的交通运输网络,构建涵盖城市群公路、铁路、航运物流运输信息的综合信息平台。城市群内物流企业应在业务流程、技术等方面通过兼并、合营等方式加强协作。城市群应依托长江,建立综合物流、重化工等产业集群,借助“三

小时经济圈”的实现,承接长三角城市群的产业转移,尤其是制造业产业转移。

(2) 适度促进城市群工业集聚,提高工业生产原材料及副产品利用率,减少工业污染物排放量,促进生态型经济建立。

工业在长江中游城市群的经济发展中占据了很大的比重,提高工业生产过程中的资源利用率,可以带来更高的资本收益率。适度促进工业集聚,在提高工业公共设施利用率的同时,可以充分利用伴随工业生产带来的副产品尤其是环境污染物种可作为工业原料使用的部分,既可以减少需要进行处理和排放的污染物量,减少防治污染引致的经济成本,又可以产生更多的经济效益。尝试在部分城市试行排污权交易甚至是碳排放交易,加强对鄱阳湖、洞庭湖及长江的水质监控和综合治理。推行清洁生产理念,发展节能减排技术,加强环保产业的技术交流及合作。

(3) 健全政府的绩效考核机制,多方面考察地区经济发展水平。

GDP 绩效考核机制使地方政府过分注重经济产值,容易忽视经济生态平衡发展的重要性。江西、湖北和湖南可以共同商议建立一套包含环境效益在内的综合考核体系,从经济、生态、政治文化等多方面评估城市群内各市的经济发展水平。

参考文献

[1]方创琳,关兴良.中国城市群投入产出效率的综合测度与空间分异[J].地理学报,2011,08:1011-1022

[2]张庆民,王海燕,欧阳俊.基于 DEA 的城市群环境投入产出效率测度研究[J].中国人口·资源与环境,2011,02:18-23

[3]杨青山,张郁,李雅军.基于 DEA 的东北地区城市群环境效率评价[J].经济地理,2012,09:51-55

[4]刘耀彬,杨文文.基于 DEA 模型的环鄱阳湖区城市群空间网络结构绩效分析[J].长江流域资源与环境,2012,09:1052-1057

[5]李红锦,李胜会.基于 DEA 模型的城市化效率实证研究——我国三大城市群的比较[J].大连理工大学学报(社会科学版),2012,03:51-56

[6]黄洁,吝涛,张宏强.基于 DEA 和 Malmquist 模型的中国三大城市群可持续发展效率研究[J].中国人口·资源与环境,2016,S1:373-376

[7]段晓艳.我国三大城市群土地利用综合效率评价[D].中国地质大学(北京),2016

[8]谢志祥,任世鑫,李阳,刘静玉.长江中游城市群城市效率水平测度及空间分异研究[J].长江流域资源与环境,2015,10:1705-1710

- [9]曹贤忠,曾刚,邹琳.长三角城市群 R&D 资源投入产出效率分析及空间分异[J].经济地理,2015,01:104-111
- [10]崔大树,张晓亚.长江三角洲城市群空间效率测度研究[J].地理科学,2016,03:393-400
- [11]张俊容,郭耀煌.评价指标与 DEA 有效的关系[J].系统工程理论方法应用,2004,06:520-523
- [12]Banker R D, Cooper W W. Some models for estimating technical and scale Inefficiencies in DEA envelopment analysis[J]. Management Science, 1984, 30(9): 1078-1092

数量折扣与转售价格维持

邓云霞

摘要：传统理论认为数量折扣有利于供应链协调，本文在前人研究基础上，增加零售商销售能力差异这一假设，发现此时单一的数量折扣不能实现供应链协调，而数量折扣与转售价格维持的联合使用可以实现帕累托改进。此外，厂商实施数量折扣可以与销售能力强的零售商利润分享，保持二者之间忠实稳定的联系；而数量折扣与转售价格维持联合使用会进一步加强这种“稳定的联系”，并产生一定程度的排他性。另外，福利分析表明数量折扣与转售价格维持联合使用不仅增加了供应链利润，还增加了消费者福利。

关键词：数量折扣；转售价格维持；排他性

1.引言

厂商实施数量折扣的行为在日常生活中十分常见，目前为止，学者对数量折扣的普遍观点是数量折扣有利于协调供应链生产——尽管数量折扣使产品价格下降，单位产品利润减少，但销量的增加、销售速度的加快，使企业的资金周转次数增加了，流通费用下降了，产品成本降低了，导致企业总盈利水平上升，对企业来说利大于弊。J.P.Monahan (1984)认为厂商对零售商的数量折扣是一种协调机制，其目的在于增加厂商自身的利润而不是供应链利润，而厂商获得利润后会对零售商一定的数量折扣，当该折扣足够大时，零售商会选择更多的进货量，从而促进厂商利润的增加。Lee和Rosenbalatt (1986)进一步假设厂商给零售商的折扣率是有限的，得出与Monahan不同的结论，提出数量折扣增加了供应链利润，且对厂商和零售商都是有利的。Viswanathan and Wang针对需求依赖价格的情况，把传统基于订货量的数量折扣扩展为基于年需求量的总量折扣，该折扣模式可以实现系统利润最大化。然而传统的折扣理论是建立在市场需求已知且零售商没有销售风险的假设前提下，那么零售商有销售风险时，数量折扣还可以实现供应链的完美协调吗？

在本文的假设中，我们发现单一的数量折扣不能实现供应链协调，而数量折扣与转

售价格维持的联合使用可以实现帕累托改进；此外，厂商实施数量折扣可以与销售能力强的零售商利润分享，保持二者之间忠实稳定的联系；而数量折扣与转售价格维持联合使用会进一步加强这种“稳定的联系”，并产生一定程度的排他性。本文旨在解释现实生活中厂商联合实施数量折扣与转售价格维持的原因，厂商联合实数量折扣与转售价格维持一方面促进了供应链的协调发展，另一方面却也产生了一定程度的排他性，因此需要我们慎重对待。

2. 基本模型

本文基本假设如下：

厂商：假设产品市场上存在一个厂商 H_1 和其他潜在进入者；厂商 H_1 对零售商实施“数量—数量折扣”，即零售商从厂商购买产品的批发价是根据批发数量决定的，反过来，也可以认为批发价格决定了零售商最多会购买多少单位产品。 $q_i \geq a$ 时，厂商收取的批发价是 w_1 ； $0 \leq q_i < a$ 时，厂商收取的批发价是 w_2 。 a 是厂商预测市场需求后，零售商平均进货数量， q_i 表示零售商 i 购买的产品数量，单个零售商的进货量 q 是批发价 w 的函数，式子表示为 $q(w)$ ，且 $q'(w) < 0$ ，即批发量是批发价的减函数；所有零售商按统一的建议零售价 p 销售给最终消费者。

零售商：存在两个零售商 R_1 和 R_2 ，二者完全竞争，两个零售商的风险厌恶程度和销售能力不同，零售商 R_1 的风险厌恶程度低，销售能力强；零售商 R_2 风险厌恶程度较高销售能力较低。厂商只知道零售商的销售能力有差异，但是不知道具体哪个销售能力强哪个销售能力差；零售之间不知道对方的销售能力。考虑零售商的销售能力这一因素后，零售商从厂商购买的产品数量可能小于市场的需求的数量。这在现实生活中也是常见的，对于销售能力较差的零售商，一方面由于货物积压，存储保管以及产品损耗会造成更多损失，另一方面由于市场的竞争，销售能力更强的零售商会更容易的卖出市场需求的产品，因此，即使零售商知道市场的需求数量，对于销售能力差且风险厌恶程度高的零售商而言，他们购买的产品数量可能低于市场需求量。因此，即使在相同批发价的情况下， R_1 比 R_2 购买更多的产品，会尽量满足市场需求。在这样的假设下，厂商更愿意接受 R_1 。

为区分零售商类型，厂商可以进行数量折扣，具体如下：厂商可以通过预期市场价格得到市场需求量，若市场上有 n 个零售商，则规定，若零售商购买产品数量高于市场需求的 $\frac{1}{n}$ 时，批发价 w_1 ，反之，批发价为 w_2 ， $w_1 < w_2$ ，我们称厂商的这种行为是“数量折扣”；零售商之间允许转售行为，但是价格必须遵守统一的数量—价格关系，即 $q_i \geq \frac{Q(p)}{n}$ 时，批发价是 w_1 ； $0 \leq q_i < \frac{Q(p)}{n}$ 时，批发价是 w_2 。进一步假设，零售商根据自身销

售能力决定进货量,且都能卖出。

消费者:假设消费者的人数是不变,即市场的潜在的需求总量不变,消费者是个体理性的,追求个人利益最大化;消费者购买单位产品或者不购买。

假设市场需求函数已知, $P = a - bQ$ 。当上下游市场是完全竞争时,得到均衡结果 $P = c$, 此时市场总需求 $Q = \frac{a-c}{b}$ 。

2.1 零售商无差异时厂商最优情况

我们将厂商与销售能力强的零售商一体化时的均衡解作为本文的基准参考,厂商与零售商之间的博弈过程:首先,厂商根据自身利润最大化确定批发价;其次,零售商根据获得的批发价确定零售价,二者是不完全竞争。

$\Pi = (w - c)Q_{(p)}$
 $\frac{\partial \Pi}{\partial w} = Q_{(p)} + (w - c)Q'_{(p)}$, 将市场需求函数带入,可求出厂商制定的最优批发价 $w^m = \frac{a+c}{2}$, 由于零售商之间是完全竞争的,故市场价格 $p^m = w^m = \frac{a+c}{2}$, 此时能够实现的市场需求量 $Q^m = \frac{a-c}{2b}$, 厂商的利润 $\Pi^m = (w-c)Q = \frac{(a-c)^2}{4b}$, 两个零售商的利润 $\pi_1 = \pi_2 = 0$ 。

2.2 没有数量折扣的情况

考虑厂商只制定单一的批发价 w , 此时零售商的成本相同,都是批发价,市场均衡价格 $p = w$ 。由于零售商的销售能力不同,对于销售能力较差的零售商而言,他的进货量是 $\frac{Q_{(p)}}{2} - \varepsilon$, 其中 ε 表示零售商因能力不足少购买的数量。销售能力强的零售商的进货量是 $\frac{Q_{(p)}}{2}$, 这是因为我们假设至少存在一个较强的零售商且零售商之间不知道对方的销售能力,当零售商销售能力都强时,二者平分市场需求量 $Q_{(p)}$ 。此时厂商的利润函数是:

$\Pi = (p - c)(Q - \varepsilon)$, 利润最大化求解得均衡解 $p = \frac{a+c-b\varepsilon}{2}$, $Q = \frac{a-c+b\varepsilon}{2b}$, 故厂商的利润是 $\Pi = \frac{(a-c)^2 - b^2\varepsilon^2}{4b}$

2.3 有数量折扣, 没有 RPM

厂商对零售商实施数量折扣会导致零售商的成本不一样,批发数量多的零售商 R_1 得到较低的批发价 w_1 , 批发数量少的零售商 R_2 得到较高的批发价 w_2 , 因此 R_1 比 R_2 承担的成本更少,此时零售商之间进行的是成本不一样的伯川德竞争,故均衡的市场价格是 $p^1 = w_2$, 市场需求 $Q^1 = \frac{a-w_2}{b}$, 厂商利润函数表示为 $\Pi^1 = (w_1 - c)\frac{Q_{(p)}}{2} + (p - c)\left(\frac{Q_{(p)}}{2} - \varepsilon\right)$, 或者 $\Pi = (p - c)(Q_{(p)} - \varepsilon) - \pi_1$, 其中 $\pi_1 = (p - w_1)\frac{Q_{(p)}}{2}$, $\pi_2 = 0$ 。

结论 1: 与没有数量折扣的情况比较,实施数量折扣后由于 $w_1 < w_2 = p$, 零售商 R_1 获得非负利润,相当于厂商与 R_1 利润分享,使得 R_1 更忠实于自己。

考虑排他性结果:假设存在一个与在位厂商相同效率的潜在进入者,此时在位厂商

的数量折扣没有排他性，这是因为：

如果潜在进入者也进行数量折扣：由于生产成本相同，若潜在进入者设定的数量折扣与在位者相同，零售商面临无差异的选择，随机的为在位者和潜在进入者经销产品；若潜在进入者设定的 w_2 比在位者小，零售商仍然是无差异的，但是零售商 R_1 仍然可以获得非负利润，只是利润更少了。

如果潜在进入者没有数量折扣：零售商利润都为零，只要潜在进入者的批发价大于生产成本，则零售商 R_1 总是可以从在位者那里获得正的利润，因此不会背离在位者；而在位者与潜在进入者对于零售商 R_2 是无差异的，因此 R_2 可能为潜在进入者销售产品，但是 R_1 不会。若潜在进入者将批发价定为生产成本，则在位厂商被迫不能实施数量折扣，此时市场均衡价格 $p = w = c$ ，此时无论哪个零售商在潜在进入者或在位者之间都是无差异的。在位者与潜在进入者随机的由两个零售商经销产品。

结论 2：没有 RPM 时，在位厂商的数量折扣行为没有排他性，既不影响均衡价格，还有利于增加零售商利润。除非在位者可以弥补 R_1 因潜在进入者进入造成的损失，否则在位者不能保证零售商 R_1 只为自己服务。

2.4 有数量折扣，有 RPM

我们知道，厂商设置了不同的批发价之后，零售商之间的伯川德竞争导致最终市场的零售价等于较高的那个批发价，当市场价格确定后，市场需求也就确定了，即厂商可以通过设定批发价确定市场的需求量。根据第二部分，在没有 RPM 时，厂商实施数量折扣后，相当于有一部分利润给了零售商 R_1 ，故厂商的总利润小于不实施数量折扣状况。但是，不能忽视的一点的，尽管零售商 R_2 销售能力不如 R_1 ，在利润的激励下，零售商 R_2 会更努力销售（尽管销售量还是小于 $\frac{Q(p)}{2}$ ）。若厂商实施 RPM 且 $w_2 < p$ ，则零售商 R_2 也获得非负利润，利润激励下 ε 变小， $\frac{Q(p)}{2} - \varepsilon$ 更大了。下面我们讨论厂商实施数量折扣并且实施 RPM 的结果。

零售商销售能力越强越有利于厂商，但是由于厂商一开始无法识别零售商能力，所以只能努力的让销售能力差的零售商尽力销售。厂商通过预期价格得到预期市场需求量之后，通过批发数量折扣将零售商类型区分开来，而这里设置的批发价满足 $c \leq w_1 < w_2 < p$ ，这是保证两个零售商都能获得一个非负的利润。即使此时的价格与没有数量折扣状况下的均衡价格相同，此时零售商 R_2 有正的利润，因此 R_2 会更加努力地销售产品， ε 会减小。厂商的利润表达式是： $\Pi = (w_1 - c)\frac{Q(p)}{2} + (w_2 - c)\left(\frac{Q(p)}{2} - \varepsilon'\right)$ ，或者 $\Pi = (p - c)\left(\frac{Q(p)}{2} - \varepsilon'\right) - \pi_1 - \pi_2$ ，其中 $\varepsilon' < \varepsilon$ ，表示零售商 R_2 受利润鼓舞，更努力的销售，销售量与 $\frac{Q(p)}{2}$ 的差距减少。

当且仅当此时厂商的利润不小于不实施数量折扣的利润时, 厂商才会实施数量折扣。即 $\Pi_1 \leq \Pi_3$

结论 3: 在一定条件下, 数量折扣和转售价格联合使用使得厂商一体化的利润增加了, 且零售商都可以获得非负利润。

考虑排他性结果: 对于一个与在位厂商具有相同效率的潜在进入者而言, 假设潜在进入者不能实施 RPM, 此时若他想进入市场则需要满足以下条件:

(1) 如果潜在进入者实施数量折扣, 且 w_2 与在位者零售价相同。这种情况下零售商 R_2 不能从潜在进入者那里获得非负利润, 因此不会背离在位厂商; 再来看零售商 R_1 , 当潜在进入者把所有利润都给 R_1 时, R_1 获得最大的利润 $(p-w_1)\frac{Q(p)}{2}$, 而在位者因为 R_2 的努力销售增加了一体化利润, 因此可以给 R_1 超过 $(p-w_1)\frac{Q(p)}{2}$ 的利润, 故 R_1 也不会背离在位厂商。潜在进入者进入阻力大。

(2) 潜在进入者实施数量折扣, 且 w_2 低于在位者零售价。零售商得知潜在进入者压低了市场零售价, 若 R_1 背离厂商, 他只能获得一个比之前更少的利润, 故 R_1 不背离; 若 R_2 背离在位厂商, 他的利润由一个正数变为零, 故 R_2 也不会背离。

(3) 潜在进入者不实施数量折扣, 且批发价与在位者零售价相同。此时潜在进入者只制定单一批发价, 两个零售商的利润都为零, 零售商都不会背离在位厂商。

(4) 潜在进入者不实施数量折扣, 且批发价低于在位者零售价。和第二种讨论情况类似, 当零售商得知潜在进入者压低了市场零售价, 他们都会选择不背离在位厂商以获得非负利润。

结论 4: 当在位厂商可以实施 RPM, 对于同等效率的潜在进入者而言, 如果他不实施 RPM 则会被在位者挤出市场。RPM 与数量折扣联合使用此时具有较强的排他性。

下面我们进一步考虑消费者福利的状况。

3. 福利分析

(1) 若在位者的产品只由零售商 R_1 销售, 一体化最优 (没有潜在进入者) 时消费者的福利 $S = \frac{1}{2} \left(a - \frac{a+c}{2} \right) \frac{a-c}{2b} = \frac{(a-c)^2}{8b}$; 如果有潜在进入者, 市场均衡价格等于生产成本, 此时整个生产链是完全竞争的, 消费者获得最大剩余 $S = \frac{1}{2}(a-c)\frac{a-c}{b} = \frac{(a-c)^2}{2b}$ 。

(2) 由第二部分我们可知当位厂商不实施数量折扣或者实施数量折扣且不实施转售价格时, 潜在进入者可以较容易的进入市场, 从而迫使在位厂商降低价格。在这两种情况下, 潜在进入者的进入使得消费者剩余增加。

(3) 当在位厂商联合使用数量折扣和转售价格维持时, 此时潜在进入者不能进入市场。此外由于转售价格维持零售商 R_2 因为利润激励而更努力销售, 因此整个市场的利

润大于没有数量折扣时市场整体利润，市场价格不变，而更多消费者可以买到商品，因此，这种情况下消费者剩余优于不实施数量折扣的状况。

结论 5：相比于没有数量折扣的情况，制造商联合使用数量折扣与转售价格维持可以提高社会总福利。

4. 结论

传统理论认为，厂商对零售商实施数量折扣有利于实现供应链的协调，增加供应链利润，只是不同环境中实现的条件不同，此前的相关文献在这方面已做了不少研究。J.P.Monahan 最早指出厂商对零售商的数量折扣行为是一种协调机制，他认为数量折扣的目的在于增加厂商自身的利润而不是供应链利润，而厂商获得利润后会对零售商一定的数量折扣，当该折扣足够大时，零售商会选择更多的进货量，从而促进厂商利润的增加。本文从零售商的角度出发，发现零售商具有不同的销售能力时，竞争环境中，厂商单一的实施数量折扣不能实现供应链协调，而数量折扣与转售价格维持的联合使用可以实现帕累托改进；此外，厂商实施数量折扣可以与销售能力强的零售商利润分享，保持二者之间忠实稳定的联系；而数量折扣与转售价格维持联合使用会进一步加强这种“稳定的联系”，并产生一定程度的排他性。

本文进一步证实，厂商数量折扣有利于增加供应链利润，厂商与零售商之间通过折扣进行利润分享。而引入零售商销售能力差异这一因素后，数量折扣问题会更接近现实。不仅如此，厂商实施数量折扣增加销售能力强的零售商对自己更忠实度，即更愿意为自己经销产品。这是因为实施数量折扣后，销售能力越强的零售商可以获得更大的折扣优惠，从而利润增加，故更愿意为厂商经销产品。此外，本文扩展了数量折扣的研究，根据现实案例，考虑厂商联合实施数量折扣和转售价格维持的动机和结果，在本文分析框架中，数量折扣和转售价格联合使用使得厂商一体化的利润增加了，且零售商都可以获得非负利润。且在位厂商实施 RPM 后，对于同等效率的潜在进入者而言，如果他不实施 RPM 则会被在位者挤出市场。而福利分析表明，相比于没有数量折扣的情况，制造商联合使用数量折扣与转售价格维持可以提高社会总福利。

Matthias Hunold 分析了厂商通过转售价格维持竞争零售商服务的问题，指出厂商也可以给予零售商数量折扣或者利润分享，这些都是有利于竞争。类似的，本文认为厂商实施数量折扣是为了与销售能力强的零售商利润分享，保持二者之间忠实稳定的联系；而数量折扣与 RPM 联合使用会进一步加强这种“稳定的联系”。但是此时厂商与零售商之间的利润分享却阻止了其他厂商的进入，产生一定程度的排他性。

本文旨在解释现实生活中厂商联合实施数量折扣与转售价格维持的原因，厂商联

合实数量折扣与转售价格维持一方面促进了供应链的协调发展,另一方面却也产生了一定程度的排他性。在促进效率和阻碍竞争之间,我们需要慎重对待。

参考文献

- [1]刘斌,刘思峰,陈剑.一类短生命周期产品供应链的有价格差异联合契约。管理科学,200619(2):6-12
- [2]J.P.Monahan.A quantitative discounts pricing model to increase vendor profits[J]. management science,1984,30:720-726
- [3]Lee H.L,Rosenblatt. A generalized quantity discount pricing model to increase supplier's profits[J]. management science, 1986,30:1179-1187
- [4]Jeuland A.P.,Shugan S.M.Managing channel profits[J].Marketing science, 1983, 2:239-272
- [5]Viswanathan S.,Wang Q.Discount pricing decision in distribution channels with price-sensitive demand[J].European Journal of operational research ,2003,149:571-587
- [6]Pangruo Chen,Awi Federgruen,Yu-sheng Zheng. Coordination Mechanisms for a distribution system with one supplier and multiple retailers[J].Management science, 2001,47:693-708
- [7]Bernstein,F.,A. Fedrgruen. Pricing and replenishment strategies in a distribution system with competing retailers[J]. Operations research , 2003, 51(3):409-426
- [8]Corbett C.J.,Xavier de Groote. A supplier's optimal quantity discount policy under asymmetric discount [J].Management science,2004,46:444-450
- [9]John asker and herski bar-isaac. Raising retailers' profits :on Vertical practices and the exclusion of rivals.American Economic Review. 2014,104(2):672-686
- [10]Matthias Hunold and Johannes Muthers. RPM and manufacturer competition for retail services. 2017

财 务 与 会 计

技术创新、管理层激励与公司竞争优势

冉彬双

摘要:以我国沪深A股2011年至2015年数据为基础,本文实证检验了技术创新、管理层激励对上市公司竞争优势的影响。研究发现:(1)技术创新与公司竞争优势之间呈显著的正相关关系,即提升技术创新水平有助于公司获得并保持其竞争优势;(2)管理层激励能够显著影响技术创新与公司竞争优势之间的关系,但不同的管理层激励方式对技术创新与公司竞争优势的影响却存在明显差异。其中,对管理层进行货币薪酬激励会削弱技术创新对公司竞争优势的影响,而对管理层进行股权激励,则能够强化技术创新对公司竞争优势的影响。本文的研究不仅在一定程度上促进了技术创新、管理层激励和公司竞争优势等理论的融合,也为我国上市公司如何选用恰当的激励形式获取竞争优势提供了有益的参考。

关键词:技术创新;管理层激励;公司竞争优势

1. 引言

竞争是市场经济的必然选择,企业间的竞争随着经济全球化愈演愈烈。在激烈的公司竞争背景下,如何获取持续公司竞争优势开始成为我国企业界和学术界共同关注的问题。过去在国际竞争中,我国主要凭借成本优势为中国“经济奇迹”的诞生提供了强有力的支持,但我国上市公司的竞争力却未能随之增长(金碚,2013)。那么究竟是什么因素限制了我国上市公司的竞争能力呢?新经济增长学派认为技术进步和创新不仅是经济增长的重要源泉,也是企业提高市场竞争力的关键因素(Guth,1990)。因此,持续增加技术创新投入,成为企业维持和提高自身市场竞争地位的现实选择。管理层作为公司战略决策的重要参与者,技术创新能否对公司竞争优势的获取和保持发挥积极影响,还依赖于公司管理层的创新意愿。管理层出于私人收益的考虑,可能不会做出最优技术创新决策(Wright et al,1996),影响到公司竞争优势的获取。那么,管理层激励究竟是否能够帮助上市公司做出积极的创新决策,为我们探寻公司竞争优势提供了一个努力方向。

本文的学术贡献在于,以技术创新、管理层激励和公司竞争优势为主题,探讨了技术创新行为的经济后果和管理层激励的作用机理。通过研究管理层激励对技术创新于公司竞争优势关系的影响,一定程度上促进了技术创新、管理层激励和公司竞争优势等理论的融合。通过结合中国上市公司的激励实践,为上市公司选用恰当的激励形式获取竞争优势提供了有益的参考。本文的余下组成部分包括:理论分析与假设提出、研究设计、统计检验、研究结论。

2. 理论分析与假设提出

2.1 技术创新与公司竞争优势

技术创新是增强企业竞争能力,实现企业发展与进步的重要途径(Mikkelsen et al, 2003)。内生增长理论认为,技术创新能够为公司竞争优势的维持、公司绩效的提升提供内在支持(Schumpeter, 1912)。技术创新有工艺创新与产品创新之分,公司的工艺创新行为能有效简化产品的生产流程,提高公司在日常生产效率,降低公司自身生产成本,形成公司的价格竞争优势;另外,公司通过产品创新等活动可以有效改善产品的性能进行相应的,提升其市场竞争能力,形成质量竞争优势(石俊国等, 2014)。

而竞争优势理论也表明,技术创新在帮助公司产生成本优势以及规模经济效应之余,还能够为公司带来一定的技术垄断,增强公司在一定时期内的技术优势,从众多的市场竞争者中脱颖而出(波特, 2002)。此外,公司的技术创新成果还可以为公司构筑异质性技术壁垒,使得公司的竞争对手较难在较短时间内复制或模仿出与公司相同的产品,一定程度上提高了相关产品市场的准入门槛,缓解公司的竞争压力,为公司的可持续发展提供了重要支持(赵延昇等, 2007)。因此,技术创新可谓是公司保持和提高自身竞争优势的最主要源泉。基于以上理论分析,我们提出假设 H1:技术创新与公司竞争优势正相关。

2.2 技术创新、管理层激励与公司竞争优势

管理者是技术创新重要参与者,技术创新能否发挥对公司竞争优势的影响,还依赖于公司管理层的创新意愿。在两权分离的背景下,管理层同股东的利益目标可能有出入(Berleand Means, 1932)。因此管理层激励理论认为,实行有效的管理层激励约束机制能够增强公司的技术创新活动并取得公司竞争优势(Jensenand Meckling, 1976)。管理层激励又分为货币薪酬激励和长期股权激励。其中,货币薪酬激励主要表现在公司给管理者安排了较高的报酬,如果管理者达不到公司的期望,管理者解职的机会成本较高。但无风险报酬通常缺乏灵活性,这类稳定收益可能只能克服管理层的懈怠心理,而并不能激发其更积极的技术创新。(Baysinger1991)指出管理层会更加重视短期经营绩效、

个人声誉和财富累积,考虑到研发投入会影响公司当期损益,甚至加快管理者自身人力资本的折旧,所以在有代理问题的现代公司中,对管理者进行激励可能会影响波特假说在公司层面的有效性。由于技术创新是公司日常经营之外的创造性投资安排,具有风险大、回报期长等特点,当管理者仅享有货币薪酬激励时,更倾向于舍弃创新投资以规避风险(Tosi et al, 2000)。基于以上分析,提出假设 H2-a: 货币薪酬激励会削弱技术创新对公司竞争优势的促进作用。

股权激励是通过赋予管理者部分公司股权,以平衡管理层与股东之间的利益冲突(Jensen and Meckling, 1976)。尽管技术创新是企业未来发展的重要手段,但考虑到技术创新的回报具有不确定性,管理层通常为了避免经营业绩上的失败而不愿意承担风险。而管理层以股东的身份参与企业决策,则可以有效缓解管理层与所有者之间的利益冲突,促使管理层加大技术创新投入以提升公司的长期价值与核心竞争力(Hitt, 2002)。王燕妮(2011)通过实证分析也发现管理层长期股权激励与研发投入之间呈正相关关系,通过内部化技术创新成功带来的收益,减轻了创新不足问题。基于以上分析,提出假设 H2-b: 股权激励会增强技术创新对公司竞争优势的促进作用。

3. 研究设计

3.1 数据来源及样本选择

本文以 2011-2015 年我国 A 股上市公司为研究样本,并做了以下处理:剔除金融行业上市公司数据;剔除 ST 和 PT 上市公司数据;剔除数据缺失的公司数据。最终得到公司年度观测样本 2084 个。文章的实证分析采用 Excel2013 和 Stata12.0 完成。所有数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。

3.2 变量定义

(1)公司竞争优势(Com)。本文将公司竞争优势定义为主营业务毛利率与行业平均值之差。差额越大表明公司竞争优势越明显。

(2)技术创新(Rd)。技术创新可以用研发投入强度和专利数量等进行衡量。考虑到技术创新产出远不止专利,所以利用研发投入强度即研发支出占营业收入的比重来衡量技术创新。

(3)管理层激励(Incent)。货币薪酬激励用公司前三名管理者薪酬总额的自然对数表示。股权激励则用董事、监事及管理者的持股比例合计数表示。

(4)控制变量。参考已有文献的研究成果,本文在研究中主要控制了以下变量,各变量具体定义和计算方法见表 3-1。

表 3-1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	公司竞争优势	Com	主营业务毛利率与行业平均水平之差
	技术创新	Rd	研发支出/营业收入
自变量	货币薪酬激励	Incent1	前三名管理者薪酬总额的自然对数
	管理层激励		
	股权激励	Incent2	董事、监事及高管的持股比例合计数
控制变量	股权制衡度	Top	第一大股东持股比例/第二至第十大股东持股比例之和
	董事长与总经理两职合一	Dual	虚拟变量，当董事长与总经理两职合一时取 1；否则取 0
	公司规模	Size	年末资产总额的对数
	成长性	Growth	主营业务收入增长率，即 (i 公司 t 年的营业收入-i 公司 t-1 年的营业外收入) / i 公司 t-1 年的营业外收入
	资产负债率	Lev	负债总额/资产总额
	年度变量	Year	虚拟变量，区分年度
	行业变量	Industry	虚拟变量，区分行业

3.3 模型设计

为了检验本文提出的两组假设，本文构建如下模型来进行解释：

$$Com_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Rd_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3.1}$$

$$\beta_5 Rd_{i,t} * Incent2_{i,t} + \beta_6 Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3.2}$$

其中， β_j 为待估系数， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

上述模型(3.1)用于检验技术创新与公司竞争优势的关系;模型(3.2)通过加入管理层激励与技术创新的交互项,验证管理层激励对技术创新与公司竞争优势的关系的调节作用。为了避免引入交乘项产生多重共线性问题,本文对管理层薪酬进行了标准化处理。

4. 实证结果与分析

4.1 回归结果分析

表4-1 回归结果

	模型(1)			模型(2)		
	Beta	Sig	VIF	Beta	Sig	VIF
Com (常量)	0.137*	0.068		0.462***	0.000	
Rd	0.207***	0.000	1.05	0.069	0.236	1.77
Incent1				0.059***	0.000	1.54
Rd*Incent1				-0.258***	0.000	1.3
Incent2				0.044**	0.032	1.83
Rd*Incent2				0.981***	0.000	2.24
Top	-0.002***	0.009	1.1	-0.001*	0.087	1.12
Dual	0.038***	0.000	1.07	0.027***	0.000	1.13
Size	0.003	0.368	1.63	-0.012***	0.002	2.11
Growth	0.001	0.506	1.02	0.001	0.330	1.02
Lev	-0.452***	0.000	1.7	-0.399***	0.000	1.88
Year		控制			控制	
Industry		控制			控制	
R2		0.310			0.345	
Adj-R2		0.301			0.335	
F值		35.56(0.000)			36.05(0.000)	
观测值		2084			2084	

注:因变量为Com,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平(双侧)上显著相关。

由表4-1的模型(1)可以看出,该模型Adj-R2为0.301,说明模型的拟合优度较高;模型的F值为35.56,并以1%的显著性水平通过了F检验;VIF值均小于3,说明

变量不存在严重的多重共线性。在模型（1）中，Rd与Com之间显著正相关，且系数为0.207，这说明公司技术创新的水平越高就越容易获取公司竞争优势，印证了本文的假设H1。控制变量方面，Top、Dual和Lev的系数均显著不为0，说明上述因素显著地影响公司竞争优势。

模型（2）将管理层激励这个因素纳入了考量范围，该模型的Adj-R2为0.335，说明模型解释能力较强；VIF值均小于3，表明变量不存在严重的多重共线性。此外，根据检验结果，该模型的F值为36.05，并以1%的显著性水平通过了F检验。在模型（2）中，技术创新与货币薪酬激励的交乘项Rd*Incent1与Com之间的负相关关系在1%的显著水平上通过了检验，其系数为-0.258，而Rd本身与Com之间的相关性并不显著，这说明对管理层进行货币薪酬激励，反而会削弱技术创新对企业竞争优势的提升作用，印证了本文的假设H2-a。技术创新与股权激励的交乘项Rd*Incent2与Com的系数为0.981，在1%的水平下显著正相关。这表明对管理层进行股权激励，能够显著增强技术创新对公司竞争优势的正向影响，说明股权激励的实施能够有效协调管理层与股东的利益目标，使得管理层的技术创新意愿得到提升，该回归结果很好地印证了本文的假设H2-b。

4.2 稳健性测试

为了加强研究结论的稳健性，本文进行了以下稳健性检验：（1）替换公司竞争优势的代理变量。以上回归采用主营业务毛利率与行业平均水平的差额衡量公司竞争优势，而波特（2002）认为Tobin Q值也能作为企业竞争优势的检验代理变量，本文也用Tobin Q值进行回归，回归结果基本不变，表明上述研究的结论是稳健的。（2）采用层次回归的方法。对统计模型拟合优度变动及其显著性进行检验，回归结果基本不变，说明上述研究的结果是稳健的。

5. 研究结论

本文以我国沪深A股2011年至2015年数据为基础，实证检验了技术创新、管理层激励与上市公司竞争优势之间的相关关系。研究发现：（1）技术创新与公司竞争优势之间呈显著的正相关关系，即提升技术创新水平有助于公司获得并保持其竞争优势；（2）管理层激励能够显著影响技术创新与公司竞争优势之间的关系，但不同的管理层激励方式对技术创新与公司竞争优势的影响却存在明显差异。其中，对管理层进行货币薪酬激励会削弱技术创新对公司竞争优势的影响；而对管理层进行股权激励，则能够强化技术创新对公司竞争优势的影响。

参考文献

- [1]金碚.中国企业竞争力报告:稳增长、调结构与企业竞争力(2013)[M].社会科学文献出版社,2013:2-17
- [2]迈克尔·波特.国家竞争优势[M].华夏出版社,2002:43-61
- [3]石俊国,吴非,侯泽敏.不同类型的技术创新对产业国际竞争优势的影响——基于制造业面板数据的分阶段回归分析[J].技术经济,2014,(03):33-39
- [4]王燕妮.高管激励对研发投入的影响研究——基于我国制造业上市公司的实证检验[J].科学学研究,2011,29(7):1071-1077
- [5]赵延昇,巫绪芬,雷明.论动态环境中基于技术创新的企业持续竞争优势的构建[J].科技进步与对策,2007,(01):124-126
- [6]Berle, Means. The Modern Corporation and Private Property[M]. New York: Macmillan Press, 1932:117-121
- [7]Baysinger B.D., Kosnik R.D., Turk T.A. Effects of board and ownership structure on corporate R&D strategy[J]. Academy of Management Journal,1991,34(1):205-214
- [8]Guth W.D., Guest editor's Introduction Corporate Entrepreneurship[J]. Strategic Management Journal,1990(11):5
- [9]Hitt M.A. Hoskisson R.E. Theory of the Interact Effects of International and Product Diversification on Innovation and Performance[J].Journal of Management,2002(20):297-326
- [10]Jensen, Meckling. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976(03):305-360
- [11]Mikkelsen W. H, M.M Partch. Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2003 (38): 275-294
- [12]Schumpeter,J.A. Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung, Leipzig:Duncker &Humblot, 1912
- [13]Tosi H,Werner S,Katz J,Gomez-Mejia L. How Much Does Performance Matter?A Meta-Analysis of CEO Pay Studies[J].Journal of Management,2000,26(02):301-339
- [14]Wright,P., Ferris, S P.,Sarin,A.,Impact of Corporate Insider,Blockholder, and Institutional Equity Ownership on Firm Risk Taking[J]. Academy of Management Journal,1996,39(02):441-458

行政事业单位内部控制中监督机制的研究

王殊涵

摘要: 行政事业单位掌握着一定的社会资源分配权利,其经营管理需要遵循特定的组织程序及运行规则。而权利的享有需要体现制衡的原则,程序及规则的实施需要有监管机制的存在,因此行政事业单位监督体制的建设就显得尤为重要。2014年1月1日开始实施的《行政事业单位内部控制规范(试行)》中明确规定,各行政事业单位应该建立健全内部监督制度,但就各单位监督机制现状而言,监督不力、执行不严等问题层出不穷,因此,加强监督机制建设工作,保证权力行使恰到好处成为刻不容缓的问题。本文就监督机制的现状、漏洞及应对措施对行政事业单位内部控制进行相关研究。

关键词: 内部控制; 监督机制; 贪污腐败

1. 引言

改进监督机制是促进内部控制有效运行和不断完善的重要举措。不少行政人员利用职位权力之便来形成对自身绩效或私有利益有益的工作标准,监督力度的缺乏使得行政事业单位贪污腐败之风难以得到有效抑制。另一方面,监督机制不仅影响到各单位工作效率和效果,也是社会公共资源有效配置得以保障的基础,它即与内部控制体系的其他内容共同作用,同时又独立于内部控制,对整个内部控制体系的运行状况进行监督。因此,对行政事业单位进行监督机制建设,实行权力约束至关重要。

2. 行政事业单位监督体系相关概念

2.1 监督体系的实施主体

行政事业单位完整的监督体系是由外部监督与内部监督两部分构成的,每个部分的实施主体也有所不同。

2.1.1 内部监督的实施主体

《行政事业单位内部控制规范(试行)》中强调,各单位的内部监督应当与内部控制的建立和实施保持相对独立,因此内部监督的实施主体区别于内部控制的牵头部门。当单位设立了独立内部审计部门或专职内部审计岗位,则由其作为内部监督的实施主

体；若单位没有设立内审部门或岗位单位，则由纪检监察部门或其他专门部门或岗位作为内部监督的主体。具体来说，行政事业单位内部监督主要包括单位负责人、内部审计人员、管理人员及一般人员。

2.1.2 外部监督的实施主体

行政事业单位外部监督是指除了内部监督以外的其他监督途径，主要包括五大类。一是权力机关的监督，如人民代表大会等；二是司法机关的监督，如法院、检察院等；三是党的监督，如纪委等；四是人民政协的监督；五是社会公民的监督，如新闻舆论等。

2.2 监督体系的实施程序

监督体系是内部控制工作有效开展的必要保障，该体系需要遵循一定的运行程序以确保工作的正常进行。通常来说，该程序主要分为四个部分：了解监督体系的基本情况、设计和执行监督程序、评估监督结果、报告与整改。下图详细展示了监督体系的组成结构以及实施程序。

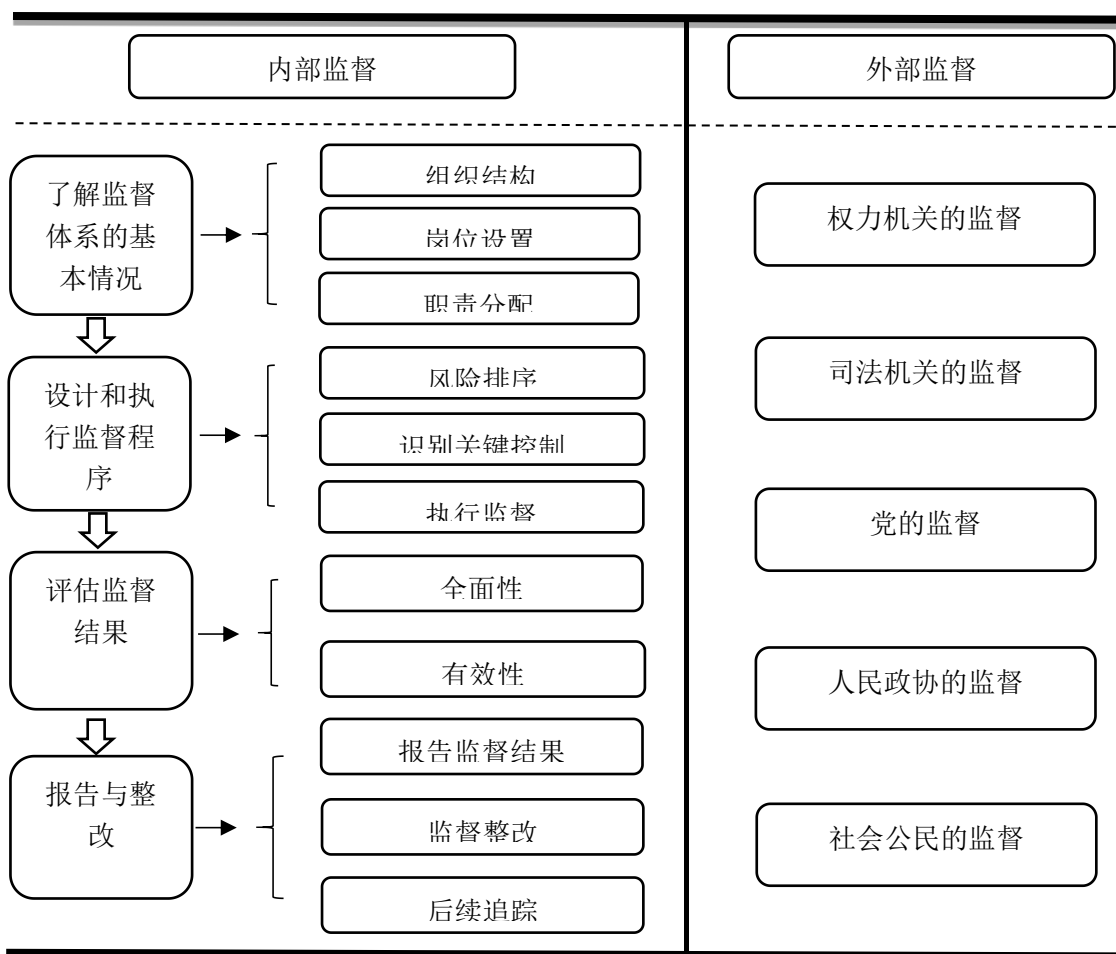


图1 监督体系

3.行政事业单位内部控制监督体系现状及漏洞

3.1 行政事业单位内部控制监督体系现状

随着大量由于行政事业单位内部监督体系不健全而造成的贪污腐败、损害社会公众利益的事情的曝光,各单位和监管部门越来越清楚地意识到内部控制监督体系的有效性的缺失将会给社会带来巨大的灾难和损失。《行政事业单位内部控制规范(试行)》中强调,各单位必须建立内部控制机制,并就内部控制监督程序和要求作出相关规定,建立自我检查、评价体系,识别内部控制中存在的问题并提出改进措施。

就目前而言,我国行政事业单位存在的腐败活动状况令人堪忧,呈现出愈演愈烈之势,不仅腐败交易次数不断增长,交易强度也逐渐加深,同一腐败主体先后进行重复交易,甚至长期未被发现,这些现象与监管不严密切相关。同时,单位事后惩罚措施力度不足,虽然许多行政事业单位的贪污腐败事件在被曝光时备受关注,吸引了广大人民的注意,这在一定程度上促进了事件的调查进度与相关情况的公布,然而事后对涉案人员的惩罚力度较弱,无法有效发挥规范行为及警示作用。

现阶段,对行政事业单位内部控制的建立及实施情况进行监督的主要是各级财政部门 and 审计部门,同时运用决策、执行和监督三权分离、相互牵制的思想,形成内部控制体系中相对独立的内部监督机制与外部监督机制并存的监督体系,其主要作用于决策与执行过程中的日常监督及专项监督。但该体系也存在着诸多漏洞,就这一问题,中共中央党校政法部教授林喆表示,在监督方面虽然有纪委及检察机关负责,法律或各项规章制度也有相关规定,加上群众举报制度及媒体舆论的监督组成的全方位监管体系,但还是没能发挥出其应有的功能。究其根本,原因不在于机制本身,而在于机制没有得到有效的运行。

3.2 行政事业单位内部控制监督体系弊端

虽然行政事业单位的内部控制监督体系正在不断完善中,可是仍然存在许多缺陷。

(1) 监督机构与监督人员职能划分不明显,问责机制不健全,存在责任推诿现象。监督人员如果对自身职责或责任不清晰,就会阻碍履职的正确性和效率性,使得开展问责时难以追求责任,而建立问责制度的目的就在于加强监督力度,防范于未然,所以职能的正确划分直接关系到监督体系的有效性。除此之外,职能意识不清晰还会造成职能的交叉或重复,增加各职能间权力与责任划分的工作量,从而增加工作成本,降低工作效率,尤其是在出现问题时存在决策者无过错而实施者担责任的现象,使得问责机制变成激励相关人员的摆设制度。

(2) 监督不力, 缺乏全面性。行政事业单位腐败事件屡禁不止, 涉及人员之广、金额之多令人咋舌, 究其原因, 很重要的一点就是监督机制没有发挥其应有的作用。有效的监督需要覆盖与行政事业单位有关的所有层面, 但各单位往往存在许多监管漏洞, 尤其是在预算、收支、采购、资产管理、合同管理、建设项目等具体工作上缺乏专项监管, 这就给许多行政人员提供了谋取私利的机会。就另一方面来说, 监督工作往往流于表面, 监督机制只体现在相关文件中, 成了内部控制中的摆设性制度, 造成内控工作缺乏有力保障的后果。

(3) 没有监督和评价制度。只是规定了纪检监察审计处的审计和监督职责, 在实际工作中的监督检查也符合工作规章制度, 但是缺乏制定评价与监督的制度文件, 或者是即便有相关文件, 但却没有将工作落到实处, 这就使得内部控制的建立健全和相关制度实施情况的监督检查和自我评估没有切实可行的依据, 无法形成工作反馈和总结, 不利于监督机制的加强和改进^[2]。

监督机制的成效取决于该机制是否得到了有效地运行, 各行政事业单位虽然在内部控制工作实施中建立了监督体系, 但是该体系往往并没有被切实执行, 或者说内部监督忽略了事前监督及事中监督, 尤其是在廉政防腐建设上, 往往在已经产生巨大影响、造成巨大损失后才发现。但是就监督效果而言, 越早监督越容易防范于未然。

4. 行政事业单位内部控制监督体系管理措施

4.1 保持内部控制与内部监督的独立性

《行政事业单位内部控制规范(试行)》中强调, 各单位内部控制与内部监督应该保持相对独立性。内部控制主要针对的是单位内部经营管理活动, 强调决策权与执行权, 内部监督的实施贯穿于内部控制的全过程, 但其实施主体需要独立于内部控制体系。在保持内部监督拥有较内部控制而言相对独立性的情况下, 才能使得权力得到制约, 从源头上预防腐败的滋生, 防止权力滥用, 保证监督权与其他行政权力的有效分离, 建立制度化的权力运行与制约机制, 形成决策科学、执行有效、监督有力的权力结构。

4.2 明确职能分工

行政事业单位首先应该明确各岗位的职能权限及责任, 建立权力清单制度, 重点在于对现有各部门所有岗位进行全面彻底的梳理, 保证各岗位存在的合法性、合理性与高效性, 对于没有遵循相关规定而设立或设置不合理而造成人力物力资源浪费的岗位应予以取消。同时大力推行行政问责制度, 只有将具体的权力与责任落实到个人, 才能保证监督对象的明确性, 也利于确定监督的主要风险点, 并对该风险进行重点监控, 使得监督的每一步流程落到实处。另一方面, 各单位应该注意权力结构的划分, 通常情况下,

就决策权、执行权、监督权而言,往往决策权处于更高的地位,这就导致了权力结构的失衡,但是科学合理的权力结构需要使得各项权力得到有效的制衡,因而在监督方面应该被赋予能使其更独立自主发挥作用的权力,使得三权相互制约,从而达到权力结构的整体最大化效率的目的。

4.3 建立健全问询、问责制度

行政事业单位应该定期开展专题问询活动,尤其是对于涉及到资金、合同、建设项目等容易滋生腐败的项目的有关人员应重点问询,通过对同一项目的不同人员进行调查,从中发现矛盾点及问题,并针对出现的问题对涉及人员追究责任。随着问询制度的不断建立完善,问询范围也应该逐渐扩大,覆盖全面,这种制度不仅有利于发现问题,同时揭露了问题背后的隐藏信息,透过现象看清本质,深入挖掘各单位在内部控制体系中存在的制度、组织等方面的漏洞,对监督体系的实施起到有力的推动作用。另一方面,对于产生重大影响的问题责任人应依照问责制度按规处置,涉及违法行为的应一并追究相关法律责任,绝不姑息。

4.4 促进多元化监督

完整的监督体系不仅包括各行政事业单位的内部监督,还应包括司法机关、社会舆论等外部监督。现阶段,由于各单位监督不力及监督不到位等情况十分普遍,这也充分暴露了只依靠内部监督的弊端,所以由法律监督、人民群众监督及司法机关监督等组成外部监督就显得尤为重要,但外部监督中的社会公民监督往往缺乏有效途径。通过提高监督主体的地位、扩宽监督渠道等方法,强调外部监督在整体监督体系中的重要地位,赋予人民对行政事业单位的监督权利,使得各项工作及权利的实施处于阳光下,提高权利的透明度,调动人民对监督的积极性,以多元化监督体系为主导,借此起到对权利的决策与执行的有效地约束作用,形成内外合力,监督有力、有效的行政事业单位内部控制体系。

4.5 加强监督体系的自我检查与评价

行政事业单位在注重外部监督的同时,也要加强对自身内部控制的自律,各单位应结合日常监督与专项监督的情况,定期对本单位内部控制运行进行自我检查与评价,出具自我评价报告。进行监督体系自我检查与评价目的在于减少执行不力、贪污腐败等行为不当甚至违法事件的发生,对有令不行、有禁不止、失职渎职等现象进行监督实施情况的检查与评价工作,督促和约束相关单位及人员依法行使职责权限。各单位可以授权内部审计部门或者成立专门的内部控制监督小组进行单位监督体系的自我检查与评价,但必须保证该实施部门相对于内部控制其他部门的独立性,使得其拥有独立行使对单位

内部控制系统建立与实施过程及结果进行监督的权力。行政事业单位内部控制自我评价机应当根据单位内部监督情况和管理要求,分析单位运行管理过程中的高风险领域和重要业务事项,制定科学、合理的评价工作计划和方案。但在方案实施过程中,要注意单位进行自我检查和评价所使用的信息质量以及评估者的客观性都会对最终结果带来影响,所以要克服该影响,出具有效自我评价报告,实现自我检查与评价的最终目的,对监督效果起到良好辅助作用。

5.结论

行政事业单位内部控制是其正确履行行政职责的基础,监督体系作为内部控制的重要组成部分,对各单位行政效率和效果起着保驾护航的作用。监督的作用在于防范于未然,将各种可能出现的风险性降至最低,行政事业单位目前存在的行政不作为、乱作为以及以权谋私、贪污腐败等现象,表面上看是因为行政人员缺乏诱惑抵制力和自我约束力,实质上则是因为单位监督不严。虽然各单位已经越来越重视在内部控制方面的建设,各项规章制度也不断完善,但仍然有很多地方需要采取措施加以改进。借助监督体系规避和防范行政风险的发生,将各种不当行为控制在萌芽状态,揭弊纠错,同时将监督体系与内部控制的其他组成部分进行有机结合,发挥各自体系的最大效用,产生良好的联合效应,使得行政事业单位内部控制体系发挥其最大的功效。

参考文献

- [1] 高玉荣. 借鉴 COSO 监督指南完善行政事业单位的内部监督 [J]. 中国商贸, 2014,(05):177—178
- [2] 公婷, 吴木奎. 我国 2000—2009 年腐败案例研究报告——基于 2800 余个报道案例的分析 [J]. 社会学研究, 2012,27 (04) :204—220+246
- [3] 裴鹏. 行政事业单位内部控制的现状及完善研究 [J]. 山东财经大学, 2015

现代金融与证券市场

改进的自适应均线策略在我国股票市场的实证研究

张凌周

摘要: 本文在传统自适应均线策略的基础上改进了两处: 第一, 改变开平仓条件, 更好地捕捉市场信息, 以获利更多; 第二, 使用动量因子代替市盈率来进行股票筛选, 与自适应均线完美结合。策略核心在于, 首先剔除 3 个月动量因子为负的股票, 并对动量因子排序。然后, 当满足策略开仓条件时, 买入最小 10 只 3 个月动量因子为正的股票; 当达到平仓条件, 则卖出, 否则就保持仓位不变。

使用 2015 年 1 月 1 日到 2017 年 6 月 6 日沪深 300 指数及其成分股数据, 对改进的自适应均线策略进行回测并与传统策略的回测结果进行对比; 此外, 对比研究了策略分别采用 1 个月、3 个月、6 个月和 12 个月动量因子的收益和风险。结果表明: 改良后的自适应均线策略, 要明显优于传统策略, 其累计收益率要远超沪深 300 指数; 另外, 策略采用 3 个月动量因子的回测结果是最优的。

关键词: 自适应均线; 沪深 300; 动量因子; 开平仓条件

1. 自适应均线产生的背景及基本原理

在各类技术分析指标中, 简单和指数均线是相对好的趋势跟踪工具。周铭山(2013)等使用上证指数 1990 年 12 月-2011 年 12 月的数据对均线策略有效性进行了分析, 发现投资者可获得超额收益。然而, 均线系统也存在一些问题。一般情况下, 短期均线对屏蔽市场的噪声作用有限, 以此进行研究容易受虚假信号的干扰, 长期均线在噪声问题上比短期可靠, 却又无法克服其相对市场的滞后性。李成林(2013)通过对上证 50ETF 在 2005-2013 年期间的历史交易数据进行研究, 对移动均线策略是否有效进行了检验, 研究表明在一部分移动均线投资策略可以获得显著的超额收益, 印证了移动均线策略的价值; 但投资策略的效率与所选期间的时间长度有关, 时间越短的策略越没有效率, 小于 10 日的均线组合获利非常低。为了对噪声产生的虚假信号进行避免, 也为了对长期趋势中的滞后性进行抵消, 投资者希望寻找一种最优的移动均线。

历史经验表明：当市场沿着某一特定方向快速移动时，通常噪声很少，这时移动平均线较快地移动更能迅速扑捉到趋势变化（图1）；当市场处于横盘阶段时，市场噪音较多，此时移动更慢的移动平均线更为有效（图2），使用快的移动平均线将会导致许多虚假信号。

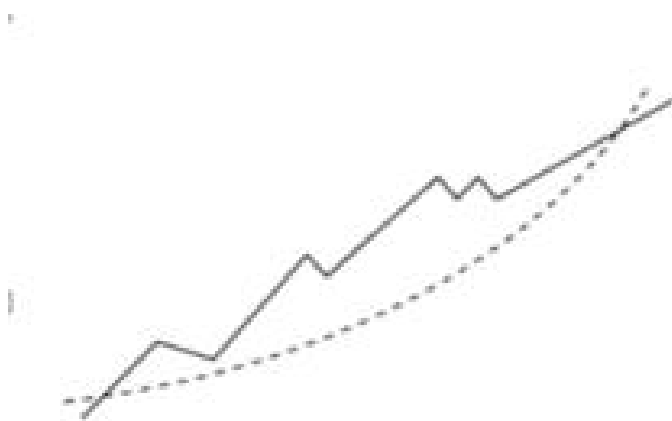


图1 市场快速移动，噪音较小，视为高效率^①



图2 市场横盘，噪音较多，视为低效率^②

总而言之，我们希望找到一种对根据市场趋势变化速度自行适应的均线，在市場上下快速移动时，它能快速捕捉趋势，在市場表现横向的慢速移动时，它也会减慢速度。现在市場上最主要的策略是Perry J.Kaufman创造的自适应均线策略。Gurrib(2016)运用2000-2015年欧元和美元指数数据，对比分析了区间可变的自适应均线策略和基于简单和指数均线的买入持有策略，发现区间可变的自适应均线策略在风险和收益方面的表现都优于买入持有策略，即自适应均线策略要优于简单或指数均线策略。

^① 注：实线表示股价波动、虚线表示移动平均线

^② 注：实线表示股价波动、虚线表示移动平均线

2. 自适应均线的计算

如前文所说, 我们的策略所要构建的均线, 能对市场变化速度自动适应, 所以这里需要寻找一个变量来表示市场趋势变化的速度, 在此基础上设计一种可以捕捉这种趋势变化的均线。根据Perry J.Kaufman(1995)的论述, 具体方法如下:

(1) 计算价格序列的效率 E 。很容易发现市场的趋势速度取决的要素有两个: 市场变化的方向以及市场所包含的噪声量。效率系数就包含这两个特征, 它的是净价格增长与总价格位移的比率 (公式如下)。

$$E = \frac{|P_n - P_1|}{\sum_{i=1}^{n-1} |P_{i+1} - P_i|} \quad (1)$$

在震荡市中, 价格轨迹走过的路程很长, 但其实际位移却很小, 单边市 (上升或下降) 则相反 (图 3)。这种关系被称为价格序列的效率 E 。 E 的范围是 0 到 1 之间, E 值越接近 1, 说明市场趋势变化越快; E 的值越接近 0, 表明市场噪声较多。

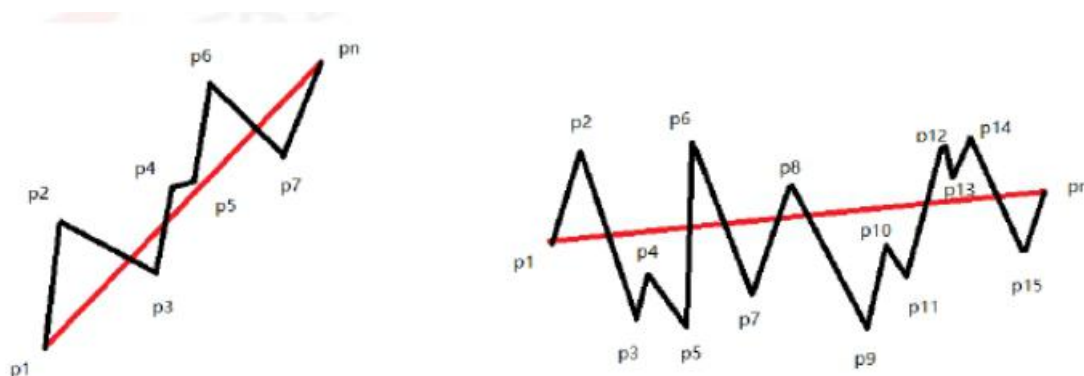


图 3 价格轨迹过程

(2) 根据价格序列的效率 E , 可以判断出当前市场的状况, 从而计算出动态变动的均线参数 a 。

$$a = (c + dE)^\delta \quad (2)$$

其中 c, d 均为自定义参数。

于是我们能把价格序列的自适应均线 y 表示为:

$$\begin{aligned} y_t &= ax_t + (1-a)y_{t-1} \\ y_0 &= x_0 \end{aligned} \quad (3)$$

3. 自适应均线策略构建与实证

3.1 传统自适应均线介绍

Ellis(2005)运用1980年1月1日至2002年4月30日的Australian All Ordinaries Share Price Index (AOI), the Dow Jones Industrial Average (DJIA), and the Standard and Poor's Composite Index (S&P 500)数据, 对比分析了自适应均线策略和固定区间的简单移动平均线策略, 发现自适应均线策略虽然可以更好的反应市场的波动情况, 拥有更高的效率, 但是在长期运行中, 自适应均线策略的交易成本抵消了其收益。

本文首先介绍一种国内传统的自适应均线策略, 虽然拥有年化10%左右的收益回报, 但也存在Ellis(2005)所述的交易成本过高的问题。传统自适应均线策略逻辑为: 关注沪深300指数和沪深300成分股的日收盘价和市盈率数据, 删掉市盈率为负的股票; 计算自适应均线及其每期增长率; 增长率由负转正, 则买入市盈率最低10支股票, 增长率由正转负则平仓, 否则保持原有组合。其中, 增长率计算公式为:

$$growth = (y_{end} - y_1) / y_1 \quad (4)$$

其中 y_{end} 是最后一天自适应均线 y 值, y_1 是第一天自适应均线 y 值。决策数据周期长度为22天。

3.2 改进自适应均线介绍

为更好的刻画市场, 相较传统自适应均线策略, 本文作了如下两个方面改动。

第一, 将市盈率换为3个月动量因子。

为避免噪声所产生的虚假信号对结果产生干扰, 也为对长期趋势中的滞后性进行抵消, 我们在传统自适应均线基础上加入了3个月的改良动量因子参与标的选取。

动量效应长期并且普遍地存在于全球的股票市场, 甚至在欧洲股市、新兴市场、国家股票指数、产业投资组合、货币市场、大宗商品和跨资产类别中都有关于动量效应的记录。动量交易策略基于证券及其他类似资产的价格在一段时间内的趋势可以持续的共识, 于是我们可以通过捕捉价格趋势的持续倾向来赚取收益。动量交易策略最开始由Jegadeesh与Titman在研究资产组合的中期收益时提出。郑纯毅(2004)以CSMAR数据库95年到2001年深沪两市所有A股上市公司总计1140支股票的数据为样本, 研究了1、3、6、8和12个月份的动量因子, 结论是1-8个月的动量因子显示出递增的收益, 而8-12个月的动量因子显示出递减的收益。目前市场上对于动量因子的研究集中于1、3、6、12四个月份, 后文将着重分析本文选取3个月的动量因子的原因。

第二, 改变开平仓条件。

更改传统自适应均线的增长率计算公式, 重新设定开平仓条件, 计算公式如下:

$$Growth = y_{end} - \min(y) - std(y) \quad (5)$$

其中, $\min(y)$ 为 22 天中最小的自适应 y 值, $std(y)$ 为 22 天自适应 y 值的标准差。

改良后的优点: 最后一天 y 值减去决策数据中最小的 y 值, 再减去一个标准差后, 能更大概率预测未来沪深 300 指数的趋势。相对传统的增长率开平仓条件, 将提前开平仓, 获的更多的收益, 降低更多的损失, 从而更有效率的运用趋势。

在统计学中, 1 倍标准差代表的概率为 68.2%, 2 倍标准差代表的概率为 95.5%。式 (5) 中, 选用 1 倍的标准差能较好反映价格信息的波动情况, 开平仓的条件难度适中。而选用 2 倍标准差虽然能更多的反映价格信息的波动情况, 但开平仓的条件太严格, 将导致获取的收益减小。

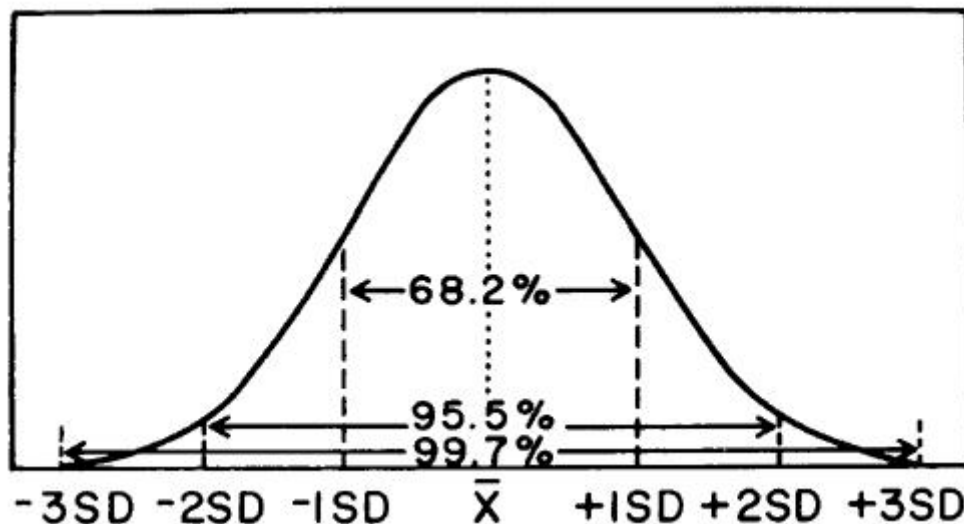


图 4 标准正态分布图

3.3 自适应均线交易策略的基本交易法则

自适应均线捕捉了价格变动的信息, 反映了市场趋势变化的方向及速度, 于是我们可以把以此为核心的策略的买卖信号设为:

$Growth$ 由负转正, 买入; $Growth$ 由正转负, 卖出; 否则保持原有组合。

策略逻辑流程图如下。

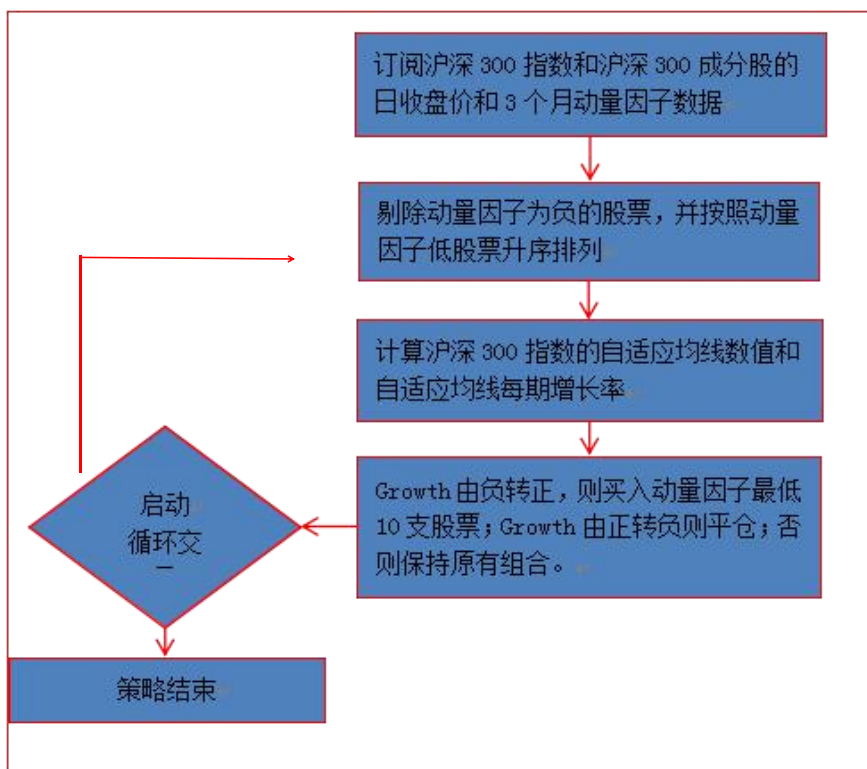


图5 策略逻辑流程图

3.4 自适应均线策略实证结果

本文的实证检验期为2015年1月1日至2017年6月6日，公式(2)中自定义参数设定分别为 $c=0.1$ 、 $d=0.3$ 、 $\delta=1$ 。我们的目的是检验两种自适应均线策略的有效性以及不同月份动量因子加入的有效性。

3.4.1 改进的自适应均线回测结果

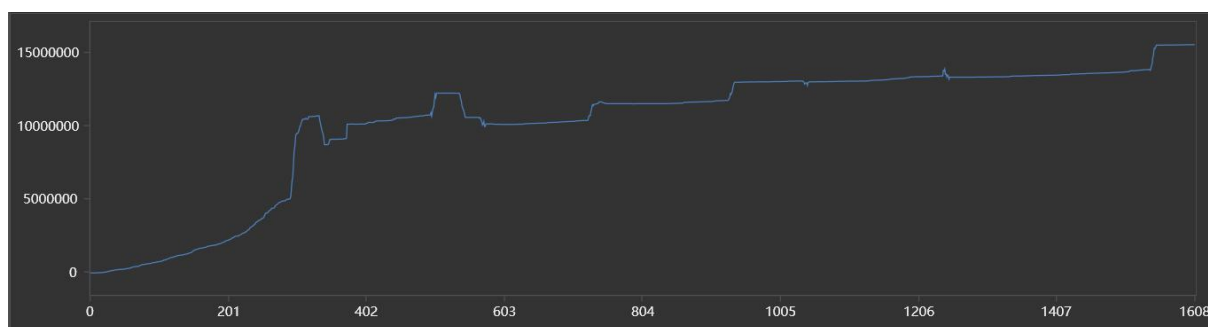


图6 累计收益率结果



图7 回测结果

表1 回测总体情况表

总体情况	交易次数	1609
	总收益(扣除成本)	22378147.93
	年化收益率	51.2%
	夏普指数	2.5368
多头交易	交易次数	1609
	总收益(扣除成本)	22378147.93
空头交易	平均盈利	17069.5255
	单次交易最大亏损	-373419.8868
	最大亏损/总亏损	0.0547
	单次交易最大盈利	956736.3665
	最大盈利/总盈利	0.0428
空头交易		-

通过以上图表,不难看出:改进自适应均线之后的策略回测结果明显优于沪深300指数水平。该策略有着稳定的累计收益率,具体表现在三个方面:第一,在长达两年半的回测期间内,改进后策略收益率几乎都高于沪深300指数收益率水平;第二,整个回测时间内,改进后的策略表现都没有出现过亏损,一直处于盈利状态,年化收益率高达51.2%,远远比银行存款利率要高,也比大部分p2p理财产品的收益率高;第三,策略表现非常稳健,回撤很小。即使是在2015年股灾期间,收益率依然很稳定,完全没有出现较大的回撤,反映了改进策略及时的发出了止损平仓信号。

3.4.2 改进的自适应均线与传统自适应均线比较

表2数据显示改进自适应均线策略的年化收益率、总收益分别为51.2%和162.4%，远远高于传统策略的13.42%和34.15%，并且盈亏比显示改进自适应均线策略有81.48%的胜率，同样要高于传统策略的78.73%。

根据夏普理论，投资也应该对风险进行考察，尽量实现风险小、收益高。夏普比率的计算公式是基金净增长率的平均值与无风险利率的差额与基金净增长率的标准差之比。它度量了单位风险基金净增长率超过无风险收益率的程度。如果夏普比率是正数，说明在考察期内股票的平均净增长率比无风险利率表现好，在以同期银行存款利率作为无风险利率的情况下，说明投资股票比银行存款要好。比率越大，股票的单位风险所获得的风险回报越高。该策略2.5年的夏普比率均为正值，年化平均2.53%，高于传统策略的0.76%，说明该策略的投资价值远高于无风险收益。因此，该策略兼顾了风险和收益后，依旧具有较高的投资价值。该结果可以更好的在图7中体现。

表2 不同自适应均线策略的回测结果

	改进自适应均线	传统自适应均线
初始权益(元)	10000000	10000000
期末权益(元)	26239800.6	13415236.86
收益率(%)	162.4	34.15
年华收益率(%)	51.2	13.42
总盈利(元)	22378147.9	5715
总亏损(元)	6824524.3	2152322.2
盈亏比(%)	3.2791	2.6556
盈利比率(%)	81.48	78.73
夏普指数	2.53	0.76



图8 不同自适应均线收益对比图

从图8中,显而易见,改进自适应均线累计收益率完胜传统自适应均线。具体表现为:在牛市期间,改进后的策略累计收益率成指数型增长,甚至是传统自适应均线累计收益率的数倍。而在熊市期间或者震荡市中,二者表现虽均比较稳健,长期来看,传统自适应均线累计收益率基本没有增加,但改进后的自适应均线则呈现略微向上增长的趋势,并且累计收益率要远远高于传统自适应均线。此外,二者表现都没有出现过亏损,并且回撤都比较小,说明自适应均线本身就是比较稳健的策略,投资者承担的风险较小。

3.4.3 加入不同月份动量因子的比较研究

动量因子种类有多种,本文分别对1个月、3个月、6个月和12个月的动量进行了对比分析。具体做法为,维持其他条件不变,改变动量因子的种类,分别进行回测,对比回测结果。

表3 不同月份动量因子加入回撤结果 (单位: %)

	1个月动量因子	3个月动量因子	6个月动量因子	12个月动量因子
年化收益率(%)	25.05	51.2	14.75	23.85
盈利比率(%)	75.76	81.48	77.99	73.87
夏普指数	1.1664	2.5386	0.6667	1.1075

从上表可以得出,加入3个月动量因子之后策略的年化收益率为51.2%、盈利比率为81.48%,均高于加入其他三种策略,说明了3个月动量因子在该策略中有更强的限制虚假信号出现的能力。

夏普数据同样显示了3个月动量因子能在较低的风险下,获得想对其他三种月份动

量因子更高的收益。基于此，本文确定采用3个月动量因子作为过滤工具。

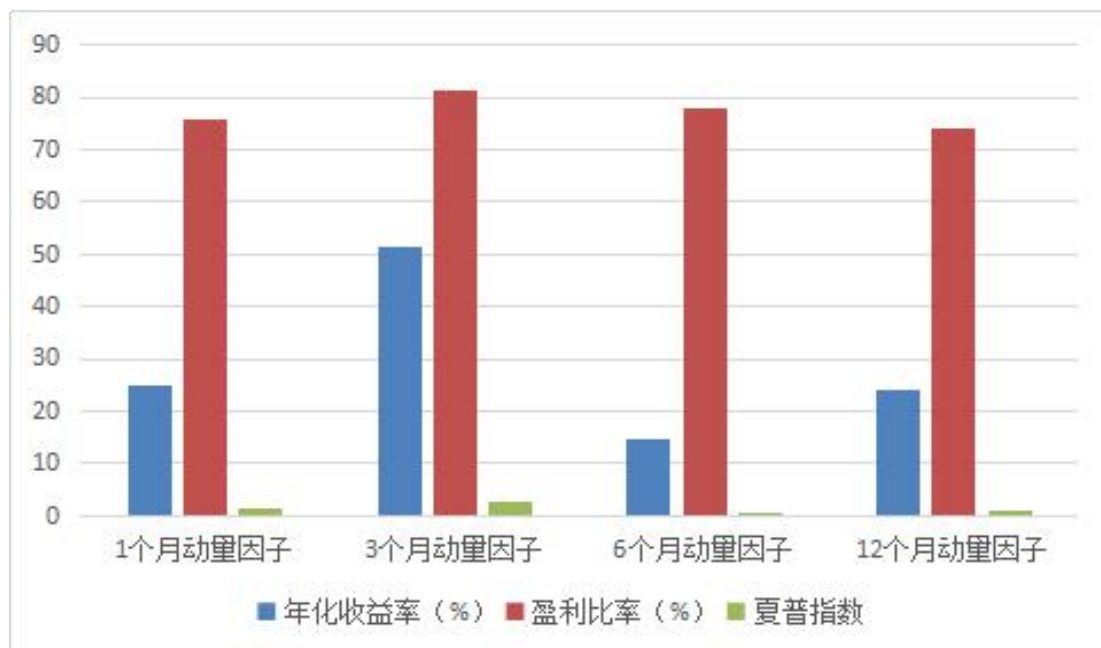


图9 不同动量因子效果比较图

图9柱状图，更直观的反映了3个月动量因子较于其他月份的动量因子有更强的收益获取能力以及获取更高收益的同时保持较高的安全性。

4. 结论

为了对噪声产生虚假信号所产生的干扰进行避免，也为了对长期趋势中的滞后性进行抵消，需要构建一条均线，使其能根据市场趋势变化速度自行调节。目前最主要的方法是Perry Kaufman提出的自适应均线。

利用Perry Kaufman的方法构建沪深300指数的自适应均线，我们能按趋势变化的速度进行调节，在牛市和熊市中自适应均线紧随指数变化，在市场处于横盘震荡时期，其变化明显更慢。

以自适应均线为核心，同时也研究了不同环境下市场趋势变化的差异以构建交易策略。

策略核心在于，首先剔除动量因子为负的股票，并对动量因子排序。然后，当Growth由负转正时，买入最小10只动量因子为正的股票，当Growth由正转负时，则卖出，否则就保持仓位不变。

使用2015年1月1日到2017年6月6日的沪深300及其成分股数据，分别对改进的自适应均线策略采用1、3、6和12个月动四种不同动量因子进行回测。结果表明：

策略采用3个月动量因子的收益是最高的,且夏普指数最高,即风险最低,收益最高。

选择采用3个月的动量因子的改良后的自适应均线策略,其回测结果要明显优于传统自适应均线策略,其年化收益率高出传统策略年化收益率38.78%,夏普指数亦高出1.77。同时,其累计收益率远超沪深300指数。

参考文献

- [1]周铭山,冯新力,林靛等.A股市场均线策略有效性与收益率随机特征研究[J].证券市场导报.2013,01:58~64
- [2]李成林.移动平均线交易策略有效性比较研究[D].上海交通大学,2013
- [3]申晓瑾.动量策略在我国A股市场适用性研究[D].华东师范大学,2016
- [4]郑纯毅.中国股票市场动量效应实证分析[D].对外经济贸易大学,2004
- [5]Gurrib I, Elshareif E. Optimizing the Performance of the Fractal Adaptive Moving Average Strategy: The Case of EUR/USD[J]. Applied Energy. 2016, 8(2):171
- [6]Penny J.Kaufman.Smarter Trading:Improving Performance In Changing Markets[M].McGraw-Hill,1995
- [7]Ellis C A, Parbery S A. Is smarter better? A comparison of adaptive, and simple moving average trading strategies[J]. Research in International Business & Finance. 2005, 19(3):399~411

基于 SV 模型的上证综指收益率波动的拟合比较

邓露露

摘要: 上证综指在金融市场有其重要的地位,但由于我国金融市场起步较晚,金融市场波动的不确定性仍远大于成熟市场,对其收益率的波动拟合可以让市场参与者了解市场动态,掌握发展动向。本文在前人的研究基础上,选择了两种比较常见的 SV 模型的拓展模式。选取上证综合指数 2009 年 01 月 05 日到 2017 年 08 月 16 日近 9 年间的每日的收盘价数据,将理论研究中构造出参数的先验分布,利用 OPENBUGS 软件运用基于 Gibbs 抽样的 MCMC 方法,对上证综指收益率数据进行拟合。拟合结果总体较好,进行对比之后发现,SV-T 模型对于近几年上证综指收益率数据的拟合情况更好,更能反映上证综指收益率的波动,可进一步预测样本外的结果。综合来说上海证券交易市场杠杆相应略弱。

关键词: 上证综指; SV 模型; MCMC 方法; Gibbs 抽样

1. 绪论

中国第一家证券交易所——上海证券交易所于 1990 年正式成立。自成立这 27 年以来,上海证券交易所已发展成世界名列前茅、国内首屈一指的证券交易市场。上证综合指数于 1991 年 7 月 15 日起由上海证券交易所编制并公布,它定基于 1990 年 12 月 19 日,样本为上证交易所全部上市股票,权数为股票发行量,用加权平均法来计算。作为我国股票市场的大方向,他们的波动也反应出中国股市的变化。而就在 2015 年,我国金融市场出现“股灾”,金融市场作为国民经济的“晴雨表”,股市震荡对一国经济的影响不言而喻。基于此,上证综指市场的波动不仅吸引了投资者更吸引了大量研究者对它进行研究。

早先的研究都是假设金融时间序列的方差为常数,然后用历史数据衡量序列的无偏方差。显然这是不科学的,之后的学者发现金融时间序列存在明显的波动集聚性。为了更好地刻画序列波动集聚性等特征,Engle(1952)最早提出条件异方差(ARCH)模型。随后 ARCH 模型也得到了研究学者的普遍关注并得到了长足发展,由此产生了 ARCH 模

型族, Bollerslev(1986)提出的广义条件异方差(GARCH)模型就是其中一种。GARCH模型的优势在于, 约束了条件方差模型的参数和。

但 ARCH 模型族的缺陷也慢慢体现出来, 它会放大历史数据的异常值对现期的影响。而 GARCH 模型的缺陷在于不能很好地解释收益与收益波动的负相关关系。于是, Taylor(1986)从随机性出发来衡量金融序列的波动, 得到了随机波动模型(SV)模型。SV模型不同于 ARCH 模型族, 是另一类拟合金融时间序列的条件异方差模型。

为了更加精确地刻画金融序列的波动, 很多学者都致力于改进 SV 模型, 于是有了更多 SV 模型的拓展。国外学者 Jacquier(1994)运用马尔科夫链蒙特卡洛法(MCMC方法)对参数进行后验分布抽样; Harvey(1996)引入了有杠杆效应的 Leverage-SV 模型来刻画收益与波动的关系。关于 SV 模型, 国内学者也进行了大量研究, 其中孟利锋、张世英等(2004)对杠杆效应的 Leverage-SV 模型进行了实证研究, 结果显示杠杆 SV 模型能成功地刻画出上证综指和深证成指的杠杆效应; 何启志(2017)对人民币汇率波动进行了研究, 发现 Leverage-SV 模型比 TGARCH 模型拟合更优, T 分布比 N 分布更拟合更优。本文将采用 MCMC 的特殊算法——Gibbs 取样, 运用 OPENBUGS 软件对厚尾的 SV-T 模型以及具有杠杆效应的 Leverage-SV 模型对上证综指的日收益序列进行参数估计并比较两者的拟合情况。

2. SV 模型及参数估计理论

SV 模型将随机过程加入到方差表达式中, 被认为是刻画金融市场波动最理想的模型。早先因为计算量过大, 发展受阻, 近年来计算机技术的快速发展, 使得 SV 模型被广泛应用于金融市场。

Taylor(1986)提出的 SV 模型是基于正态分布的假设, 被认为是标准的 SV 模型, 具体形式为:

$$\begin{cases} R_t = e^{\frac{h_t}{2}} \varepsilon_t, \varepsilon_t \quad i.i.dN(0,1), t=1,2, \dots, n \\ h_t = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + \eta_t, \eta_t \quad i.i.dN(0, \frac{1}{\tau^2}), t=1,2, \dots, n \end{cases} \quad (1.1)$$

其中, R_t 为第 t 日收益率, h_t 是波动项, ε_t 和 η_t 都是“独立同分布的正态扰动项”, ϕ 为持续性参数。若扰动项 ε_t 服从 t 分布, 则形成 SV-T 模型。SV-T 模型相比于正态分布的优点在于刻画金融时间序列时, 其尖峰厚尾性拟合得更好, 具体形式为:

$$\begin{cases} R_t = e^{\frac{h_t}{2}} \varepsilon_t, \varepsilon_t \quad t(d), t=1,2, \dots, n \\ h_t = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + \eta_t, \eta_t \quad i.i.dN(0, \frac{1}{\tau^2}), t=1,2, \dots, n \end{cases} \quad (2.2)$$

公式(2)中, ε_t 服从的是自由度为 d 的 t 分布。一般将 d 的先验分布设定为 $d \sim \chi^2(8)$, 其他参数与标准SV模型一致。

后来的研究发现, 金融时间序列普遍存在“杠杆效应”, 在杠杆SV模型中表示为 ε_t 和 η_t 存在相关关系, 相关系数记为 ρ 。当 $\rho < 0$, 股票价格下降会使得市场波动增加, 该时间序列存在杠杆效应。杠杆SV模型的具体形式如下:

$$\begin{cases} R_t = e^{\frac{h_t}{2}} \varepsilon_t, t=1, 2, \dots, n \\ h_t = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + \eta_t, \text{其中 } \eta_t = \sigma_\eta \mu_t, \mu_t \sim i.i.dN(0, 1) \end{cases} \quad (2.3)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_{t+1} \end{pmatrix} \sim i.i.dN \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma_\mu \\ \rho\sigma_\mu & \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} \right)$$

如前文所述, 参数估计的计算困难导致SV模型在很长一段时间推广不起来。伴随着计算机技术的迅猛发展, 估计的问题已经得到解决。对SV模型的参数估计通常QML、GMM、SML、MCML、MCMC法。其中MCMC法, 即马尔科夫链蒙特卡罗法, 相对更精确有效。OPENBUGS是一款用MCMC方法分析复杂统计模型的软件。它的基本原理就是采用Gibbs抽样和Metropolis算法, 最终可以估计出模型的参数。MCMC法过程如下: (1) 设置参数的先验分布; (2) 根据贝叶斯定理, 构造相应的模型; (3) 构造马尔科夫链, 利用遍历性原理进行反复抽样, 得到参数估计值。

将模型估计出来后, 对模型比较除了参数情况, 还有信息判别准则(DIC)。其表达式为: $D = -2\log P(y/\psi) + 2P(y)$, 用DIC准则可以方便地比较复杂的模型, $DIC = \bar{D} + p_D = 2E_{\psi/\psi}(D) - D(E_{\psi/\psi}(\psi))$ 。以上两个式子中, $P(y/\psi)$ 为似然函数, \bar{D} 表示模型拟合数据的情况, \bar{D} 值越大, 则该模型对数据的拟合越劣质; $p_D = E_{\psi/\psi}(D) - D(E_{\psi/\psi}(\psi)) = \bar{D} - D(\bar{\psi})$, 它可以衡量模型复杂程度, p_D 值越大, 模型越复杂。

3. 实证过程

3.1 数据来源及预处理

样本选取的是上证综合指数2009年01月05日到2017年08月16日近9年间的每日的收盘价数据, 共得到2096个交易日的数据。公式 $R_t = 100(\ln(y_t) - \ln(y_{t-1}))$ 可以计算出日收益率 R_t , y_t 表示上证综指的第 t 个交易日的收盘价, y_1 表示第1个交易日即2009年01月05日的收盘价。

3.2 基本统计分析

本文运用R软件做基本统计分析。用R软件画出 R_t 的时序图, 如图1。可以看到,

收益率序列表现出明显的波动聚集性：出现一个较大或较小的波动之后，随之也相应出现大波动或者小波动。图中波动最剧烈的地方就是 2015 年的股市情况，波动非常剧烈。

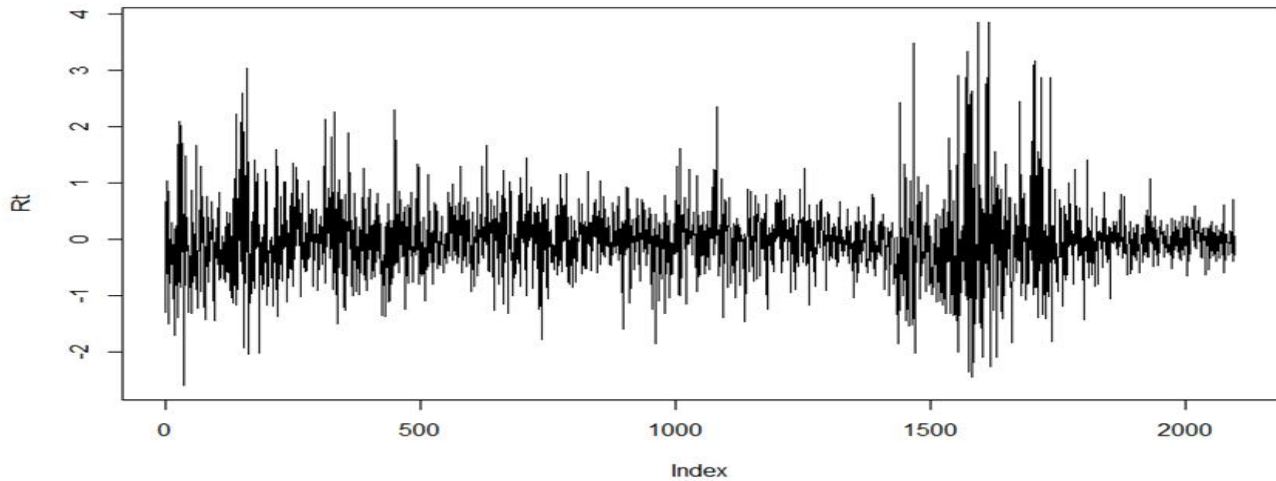


图 1 上证综合指数日收益率时序图

再用 R 软件计算上证综指日收益率的基本统计特征。如表 1 所示。我们已知，正态分布下，均值为 0，方差为 1，偏度为 0，峰度为 3。而由上表可知，上证综指收益率的均值为 $-0.011311 < 0$ ，说明该序列存在非对称性。而的偏度 (Skewness) 为 $0.876906 > 0$ ，为右偏；峰度 (Kurtosis) 为 $4.942561 > 3$ ，为尖峰，是典型的金融时间序列尖峰厚尾的特征。进一步对该序列进行正态性检验，发现 J-B 统计量也远大于的临界值。可以确定基于正态假设显然不符合上证综指的拟合要求。

然后同样运用 R 软件进行自相关检验，如图 2。图 2 中显示，自相关系数迅速衰减为 0，则该序列为平稳序列，无自相关性。

表 1 上证综合指数日收益率基本统计特征

	均值	方差	偏度	峰度	J-B 统计量
R_t	-0.011311	0.420503	0.876906	4.942561	2409.0196

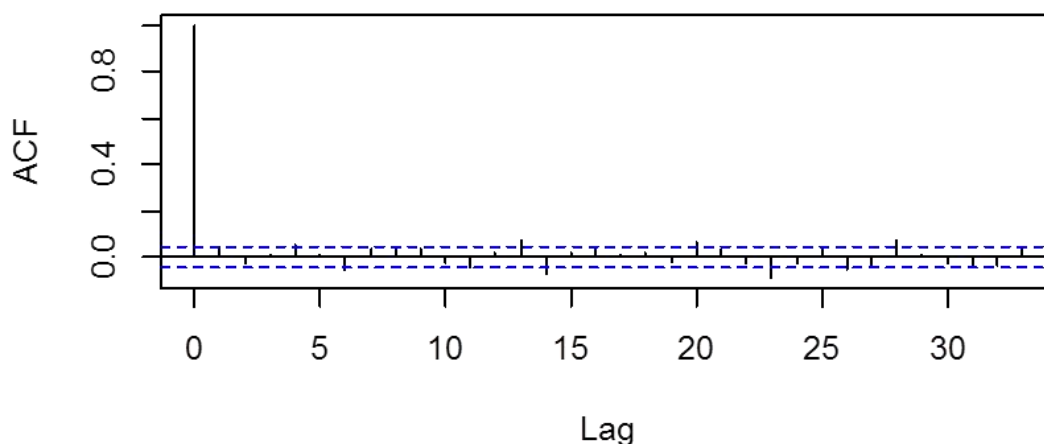


图2 上证综指收益率序列自相关图

表2 异方差检验结果

Lags	统计量	自由度	P 值
5	467.8055	5	0
10	694.3279	10	0
15	907.2120	15	0
20	1156.5564	20	0
25	1156.5564	25	0
30	1477.3832	30	0

接着需要进行异方差检验，本文运用 LM 检验，对该序列进行分析。如表 2 所示，各阶数下，统计量的检验结果显示 P 值均接近于 0，拒绝上证综指收益率没有异方差的假设，说明上证综指收益率具有时变性。SV 模型族更适合于拟合序列的波动。

3.3 参数估计及拟合比较

本文运用 OPENBUGS 软件来估计参数。这软件专门用 MCMC 方法做贝叶斯统计推断。基于前面的分析和前人的研究，本文通过对比 SV-T 模型和 Leverage-SV 模型，选出适合上证综指的 SV 模型。在估计过程中，本文选择 2 条马氏链进行模拟，每条马尔科夫链做了 14000 次迭代，燃烧最初的 4000 次可看到在迭代 5000 次之后，下图中两条链都达到了相对收敛。

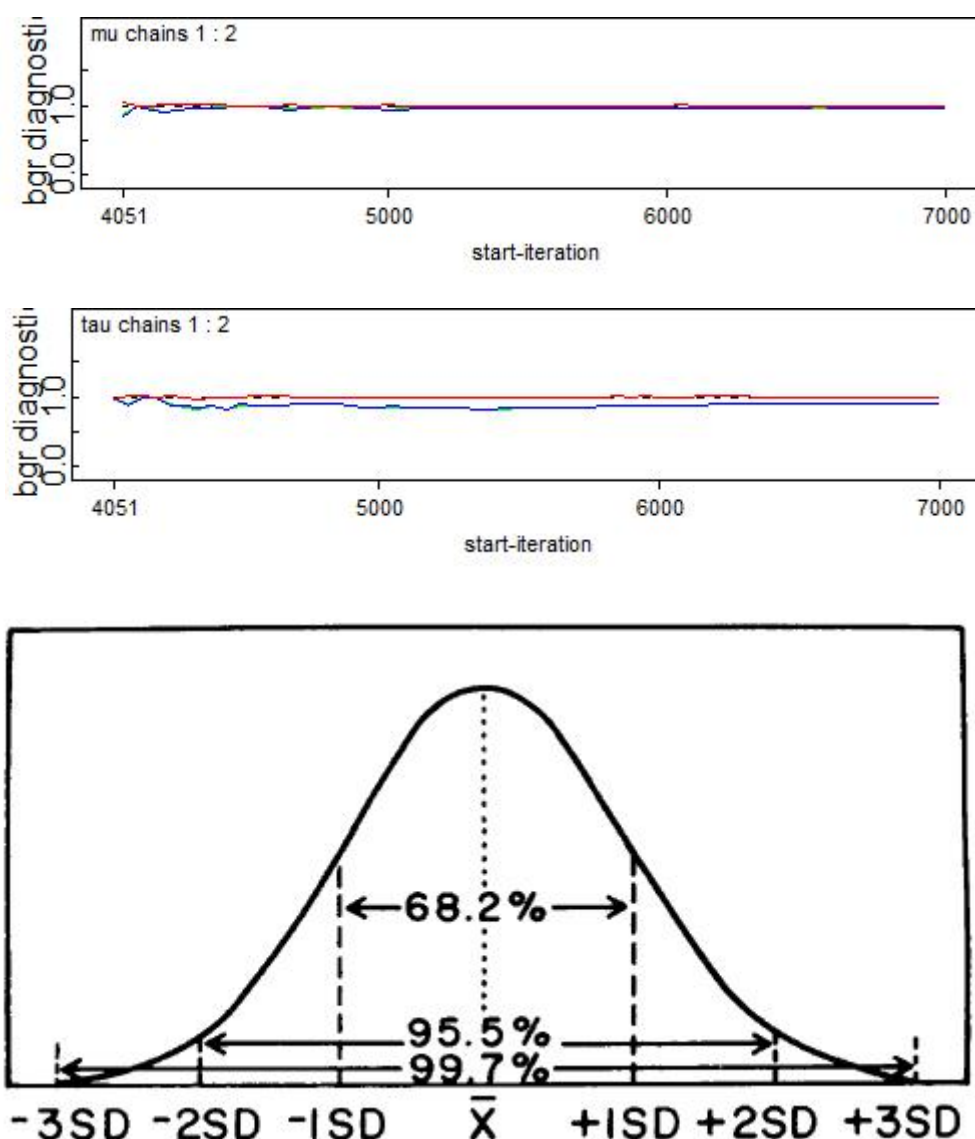


图3 各参数迭代轨迹

表2为各参数估计结果对上述两个模型的参数估计结果进行对比,从表2和表3可得出以下结论:

- (1) 两个模型中各参数的MC误差值都远小于标准差,说明SV模型能较好的反映上证综指的波动;
- (2) μ 描述的是波动水平。SV-T模型中 μ 的绝对值为0.1264大于杠杆SV模型的 μ 的绝对值,说明SV-T模型更好地反映了剧烈波动;
- (3) ϕ 体现的是波动持续性。两个模型中的 ϕ 值均大于0.85,说明上证综指具有强烈的持续波动性。而SV-T模型中 ϕ 的估计值略大于杠杆SV模型,说明它更好地反映了上证综指的波动持续性;

(4) τ 反映的是波动扰动水平。同样可以看出, SV-T 模型的 τ 值更小, 说明它拟合数据的表现更好;

(5) d 是 SV-T 模型中的自由度。当 $d \in (4, \infty)$ 即符合 t 分布的假定, 由表 2 可知 d 估计结果为 8.749, SV-T 模型较好的刻画了上证综指尖峰厚尾的性质;

(6) ρ 刻画杠杆效应的相关系数。杠杆 SV 模型中 ρ 略微大于零, 说明 ε_t 和 η_t 之间有微弱的非对称性, 并且利好的消息在市场中的反应更大。

再利用 OPENGUBS 软件算出各模型的 DIC 值进行比较, Spiegelhalter 提出的 DIC 准则既能反映模型对数据的拟合度, 又能解释模型的复杂度, 适合用于比较 SV 模型。结果显示确实 SV-T 模型的 DIC 值更大。综合以上分析, 我们发现 SV-T 模型更适用于刻画上证综指的波动, 其杠杆效应微弱, 杠杆 SV 模型的优势在上证综指的波动中体现不出。以此为投资者提供参考。

表 2 各模型参数估计结果

参数	SV-T 模型			杠杆 SV 模型		
	均值	标准差	MC 误差	均值	标准差	MC 误差
d	8.7490	4.1520	0.2754			
μ	-0.1264	10.0600	0.0664	0.0684	4.9610	0.03581
ϕ	0.8608	0.1072	0.0008	0.8594	0.1086	0.0008
τ	0.1183	0.0487	0.00035	0.1185	0.0494	0.00036
ρ				0.00085	0.5763	0.00399

4. 结论与展望

本文运用 MCMC 法, 采用 Gibbs 抽样, 基于 T 分布和杠杆效应的两种 SV 模型下对上证综指收益率的波动进行了拟合比较, 通过对比, T 分布下的 SV 模型比杠杆效应下的 SV 模型更能解释上证综指收益率近 9 年来的波动, 说明上证综指收益率的杠杆效应对波动的影响太小, 甚至可以忽略。究其原因, 本文认为由于上证综指反映的是上海证券交易所全部上市公司股价走势, 当利好消息来临, 并不是所有上市公司都能得到投资者的追捧, 因为某个利好消息可能仅仅对某行业及其相关行业带来利好的影响。从风险管理的角度来说, 投资者为了谨慎起见, 往往会选择与这些行业不太相关的行业来进行风险分散。

回顾全文, 本文还有很多不足, 有更多可探讨的空间:

(1) 由于时间限制, 本文只研究了厚尾(t分布)、杠杆这两种扩展SV模型, 其实还有很多类型, 比如带跳跃项的SV模型等值的更多的研究;

(2) 选择后验分布对整个MCMC过程起着决定性作用, 本文只是按照前人的研究进行设置, 并没有更深挖掘出更适合的后验分布。这也是我努力的方向。

参考文献

[1]赵慧琴,刘金山.采用MCMC方法的上海股市随机波动模型[J].华侨大学学报(自然科学版),2017,38(02):262-265

[2]何启志.新常态背景下汇率市场化改革与汇率波动性研究[J].国际金融研究, 2017,(03):67-76

[3]徐永坤.基于随机波动模型的中国股市波动性实证研究[D].复旦大学,2008

[4]孟利锋,张世英,何信.具有杠杆效应SV模型的贝叶斯分析及其应用[J].系统工程,2004,22(3):47-51

[5]孟利锋,张世英,何信.厚尾SV模型的贝叶斯分析及其应用研究[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2003(3):88-92

[6]朱慧明.基于Gibbs抽样的贝叶斯金融随机波动模型分析[J].湖南大学学报(自然科学版),2008,35(12):89-92

[7]寇慧敏.SV模型的研究及其在中国股市的应用[D].山东理工大学,2012

基于多因子模型的 α 策略研究

董 汕

摘要:为了尝试将基本面信息与技术指标分析结合构造量化选股模型,并且探究不同的股票是否会因为所属行业分类的不同对收益产生显著的影响,本文运用2005年至2016年的日度数据,通过构造添加行业因子的三因子模型,验证了行业固有因素对于个股超额收益有着很好的解释力,并在此基础上创新性的在模型中添加kdj技术指标,将基本面指标和技术指标结合,构造 α 选股模型,并通过统计验证了该选股策略有着较好的收益。

关键词:行业因子;三因子模型;基本面联合技术面量化选股

1. 引言

随着国家经济和金融市场的不断发展,越来越多的人开始关注证券行业,量化投资这个名词在近几年开始在我国兴起,由于其具有非凡的业绩,从而引起了投资者的广泛关注,在过去的几年里颠覆了传统的投资哲学,被誉为“投资界的革命”。量化投资,是指通过模型量化的方式,使用电脑代码发出交易指令,从而获取稳定收益的交易方式,对比传统人工分析,量化投资所有的决策都是依据计算机模型做出,依靠股票模型挑选股票,每一个决策都是有理有据的,特别是有历史数据支持;其次,量化投资可以克服一些人类自身的缺陷,如恐惧、盲目跟风心理,也可以克服恐惧心理,这些观点在行为金融学理论上都可以找到相关依据;再次,人脑处理信息的能力是有限的,面对上千支股票,一一人工挑选费时费力,此时计算机量化选股就更能体现它的优势。

股民中向来有分技术面派和基本面派一说,两者分析方法的不同势必会造成选股结果和投资方向的不同,那么,他们不同的投资方向势必也会反过来影响股价的走势。对于基本面派,首先,我国经常存在炒概念的现象,往往一个概念的出现会导致一个行业或者相关行业一段时间股票价格的波动,而且政府对不同行业的扶持,也会导致该行业股票价格的波动;其次,不同行业有着不同的特征,从股票投资者的角度来看,投资不

同行业的股票,对于未来收益率肯定会产生很大的影响,而行业的不同特征也是选股的重要依据,通过分析不同行业的不同特征,以此为基础选股,能够提高投资收益。所以,本文将构建一个行业因子,该因子反映的是不同行业的固有因素对股票收益的影响。而对于技术面派,技术指标在我国市场是否有效还存在争议,然而我国确实存在很多喜欢通过技术指标分析选股的股民,那么一个技术指标的利好信号势必会使得信奉该分析方法的股民去购买相关股票,从而影响该股票的收益,所以,我们还将在模型中构建一个技术指标因子,试图分析当该技术指标利好信号出现时,是否会对收益产生影响。本文量化模型的构造,是在 fama-french 三因子模型的基础上,添加行业因子和技术指标因子,形成五因子模型,进而构建 α 策略。

在后文的实证中,本文也验证了添加行业因子的三因子模型,和传统三因子模型进行对比,在个股的超额收益方面有更高的解释力。行业因素的影响属于股票分析的基本面信息,在此基础之上,本文还通过添加 kdj 技术指标构造量化模型,实现基本面结合技术指标的量化选股,并运用样本外检测,发现该策略有着较好的收益率。

2. 国内外研究文献回顾

国外相关研究有:King(1966)发现了股价收益率和行业因素有很大的关联性,Meyers (1973)和 Livingston (1977)也在之后分别认同了 king 的观点,并使用大量模型验证了这一观点。Mazzucato 和 Semmler (1999)在他们的实证中发现美国的自动化产业的产业周期变化收到股票价格波动性的显著影响。Schwert (2002)在 1998 年中期通过观察,提出大公司股价的不正常波动会受到他们所在行业的影响。Moskowitz 和 Grinblatt (1999)在实证中发现股票收益率的动量受到行业特征影响。Amir Albadvi, S.Kamal Chaharsooghi 和 Akbar Esfahanipour (2005)通过分析香港交易所股票市场的收益率,运用 Promethee 模型进行了实证研究,研究表明:股票市场收益率与行业因素显著相关。

国内相关研究有:史美景(2002)在随机效应方差分量模型中发现行业因素和股票收益是有相关性的;范龙振、王海涛(2003)使用约束回归分析法分析股票月回报率的行业效应和不同地区的效应,认为行业与股票回报率的相关性更大。杨小燕、王健稳(2008)运用 Kruskal-Wallis H 模型,测试了 2006 年 1 月至 2007 年 4 月期间股票的每日收益率的行业效应,发现不同行业的股票收益率具有非常大的差异。劳兰裙、邵玉敏(2004)运用动态聚类的方法实证检验行业间的相互关系,发现不同时间点上不同行业之间,他们的收益会发生很大变化。

3. 数据来源与模型构造

3.1 数据来源

本文实证用到的原始数据，均来源于国泰安数据库，包括股票每日交易数据、日度三因子数据、2012版证监会行业分类代码数据。

日度三因子数据中，市场风险溢价、市值因子、账面市值比也都由流通市值加权计算得出。(2) 本文的行业分类代码采用了2012版证监会行业分类代码，一级行业分类共6个，分别是金融、公用事业、房地产、综合、工业、商业。其中，金融行业下有4个二级行业分类；公用事业行业下有21个二级行业分类；房地产行业下有3个二级行业分类；综合行业下有8个二级行业分类；工业行业下有36个二级行业分类；商业行业下有4个二级行业分类。总计共76个二级行业分类，后文将在这76个二级行业分类的基础上，计算得出行业因子。

3.2 模型构造与指标计算

3.2.1 行业因子

本文按照 Hunter 等(2014)提出的方法构建行业因子，目前国内较少看到有用此方法研究行业因素对个股超额收益影响的文献。

$$R_{ind,i,t} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{ind_i}} R_{i,t} \times Dsmv_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N_{ind_i}} Dsmv_{i,t}} \quad (1)$$

$R_{ind,i,t}$ 是逐日将属于非同一二级行业分类的股票的收益率流通市值加权平均，这是因为我们的三因子数据也是采用此权重加权的， $R_{i,t}$ 是个股的每日收益率， $Dsmv_{i,t}$ 是日个股流通市值。

$$R_{ind,i,t} - R_{f,t} = \alpha_{ind,i,t} + \beta_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{ind,i,t} \quad (2)$$

其中， $R_{f,t}$ 是无风险收益率，是根据复利计算方法，将年度的国债票面利率转化为日度数据， $R_{M,t}$ 是市场组合平均收益率，是将 $R_{i,t}$ 按流通市值加权平均；是市场的风险溢价。 SMB 为市值因子， HML 为账面市值比因子。

该式的含义是：按行业平均的超额收益率，除了可以由传统三因子解释外，剩下的那个残差部分就反映 $\varepsilon_{ind,i,t}$ 了行业本身的一些影响因素，我们将他称为行业因子。

将该残差提取出来，并将它加入个股的三因子模型，便得到公式(3)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,i} + \beta_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \lambda_i\varepsilon_{ind,i,t} + e_{i,t} \quad (3)$$

该式的含义是：个股的超额收益率，除了可以由传统三因子解释外，还将受到该个

股所在行业本身一些固有行业因素的影响--即行业因子的影响。模型(3)将是本文主要验证的模型,后文将会实证分析加入行业因子后,该模型的解释度会比传统三因子模型有所提高。

3.2.2 技术指标因子

限于篇幅,对于技术指标以及相关用法的选取,本文只研究了kdj指标出现金叉条件时的情况,将当日出现kdj指标金叉条件的股票标记为1,未出现的标记为0。Kdj指标的金叉判断标准为K线在上行的过程中上穿D线并向上超越一定幅度。行业因子反映的是基本面数据,为了结合技术性指标分析,我们创造性的加入kdj指标,构造模型。

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,i} + \beta_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \lambda_i\varepsilon_{ind,i,t} + \gamma KDJ + e_{i,t} \quad (4)$$

后文我们将实证分析, kdj 指标金叉因子对于个股的超额收益有一个显著的正向影响,并在此基础上构建一个选股模型。

4. 实证分析

我们把属于非同一二级行业分类的股票进行收益率流通市值加权平均,代入到传统三因子模型,将模型的残差即行业因子 ind 提取出来,代入个股的三因子模型,构造一个添加行业因子的三因子模型,其次,再将 kdj 因子添加到模型中。

表1 描述性统计

	最大值	最小值	均值	方差
Rm-Rf	12.24	-12.58	-0.27975	1.9901
SMB	0.06	-0.08	0.00073	0.0105
HML	0.05	-0.04	-0.00002	0.0066
ind	847.66	-49.58	-4.910 E-11	1.3136

表2 模型回归结果

	Rm-Rf	SMB	HML	ind	kdj	R ²
(1)	1.131***	9.829***	2.399***	0.810***	0.016**	0.3753
(2)	1.131***	9.846***	2.393***	0.810***		0.3753
(3)	1.131***	9.846***	2.393***			0.3067

注：* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ ，(1) 添加行业因子与 kdj 因子的五因子模型，(2) 添加行业因子的四因子模型，(3) Fama-French 三因子模型

在表 2 中对比 (2) 和 (3) 可以发现， R^2 和调整 R^2 均由 0.3067 增加至 0.3753，说明添加行业因子的三因子模型对个股超额收益率的解释度，较传统三因子模型有所提高，表中的 ind 便是我们的行业因子，可以看出，行业因子对于个股收益率的影响非常显著，也就是说行业因子对于个股超额收益率有着十分显著的影响，它也是个股超额收益的一个重要解释变量。

在表 2 中对比 (1) 和 (2) 可以发现， R^2 并没有发生变化，但是 kdj 解释变量对于个股的超额收益率有着正向影响（相关系数 0.016 大于 0），所以后文，我们将在添加了行业因子和 kdj 指标的三因子模型的基础上，构建一个 α 选股策略，并采用样本外分析的方法，实际验证该模型选出的策略组合具有良好的收益率。

由于当自变量之间存在严重的线性相关性时，线性模型的预测结果就不再准确，所以，我们在此分析自变量之间的相关性：

表 3 自变量相关性分析

	RmRf	SMB	HML	Ind	Kdj
RmRf	1				
SMB	-0.0256	1			
HML	0.0016	-0.5918	1		
ind	-0.0000	0.0000	-0.0000	1	
kdj	-0.0008	0.0514	-0.0371	-0.0017	1

表 3 中可以看出，除了传统三因子模型中的 SMB 和 HML 相关系数比较高之外，其他自变量之间的相关系数均很小，行业因子与三因子模型的自变量之间不存在严重的线性相关性，表明该模型不存在显著的多重共线性问题。综上所述，添加了行业因子和 kdj 因子之后的模型比传统三因子模型更好的解释了个股的超额收益率，行业因子和 kdj

因子对于个股超额收益都有着十分显著的影响。

5. 样本外检测-- α 选股策略的构建

在三因子模型之中, 截距项 $\alpha_{i,t}$ 反映的是个股超额收益中不能被三因子解释的部分, 如果对于某个时期的个股, 检验得到 $\alpha_{i,t} < 0$, 说明这段时间该股票收益率偏低, 股价被低估, 此时购入股票将来将可能获得一个正的收益, 而前文已经验证了添加行业因子和 kdj 金叉条件的三因子模型比传统三因子模型有更高的解释力, 所以上述理论也适用于本文构建的模型。

我们在添加了行业因子和 kdj 指标的模型基础上, 构建选股策略, 对 2012 年 1 月至 2016 年 10 月这个时间段, 进行实证分析, 为了消除前视影响, 我们采用了样本外检测的方法, 具体过程如下:

(下文中 T、S、N 都可以根据实际需要来调整)

(1) 先设定一个调仓频率, 每 30 天调仓一次。由于历史收益统计计算量十分大, 本文仅讨论 30 天调仓一次的情况。

(2) 设定一个样本长度 90 天。

(3) 在调仓日对于过去 90 天的数据进行分析, 计算出个股在过去的 90 天里面的 $\alpha_{i,t}$ 观测值, 然后买入 $\alpha_{i,t}$ 最小的 10 支股票, 同时清仓上一周期的股票。

(4) 为了消除前视影响, 也即回归分析的数据不可以包含有当前时点不应包含的数据, 我们做了如下处理: 假设当天为 B 日, 在 B 日大盘收盘后, 我们仅使用 (B-92) 日至 (B-2) 日的历史数据来预测 B 日的股票, B 日预测出来的股票, 将于 (B+1) 日挂开盘价买入, 在下一调仓周期也即 (B+30) 日挂开盘价卖出。

(5) 股票买入存在一个资金分配问题, 可以等权重分配买入资金, 也可以按流通市值加权分配, 还可以按投资者偏好的其他方式分配。由于篇幅有限, 本文仅讨论等权重分配的情况。

(6) 在筛选股票时, 为了使策略更接近实盘效果, 我们将所有个股自发行日起的前 150 天数据视为次新股剔除, 因为该类股票在二级市场一般很难买入。在统计收益率时, 扣除 0.3% 的手续费, 并将实盘时实际无法买入的股票进行剔除, 包括: 1. 第二日交易量为 0 的股票; 2. 第二日最低价与开盘价相同的个股, 由于我们的下单价格为第二日开盘价, 所以该类股票实际上是无法买入的。

策略收益效果如下:

表4 策略30天调仓收益

年份	月数	每月平均收益 (单利)	年总收益(单利)
2012	12	5.52%	66.24%
2013	12	4.13%	49.50%
2014	12	6.71%	80.47%
2015	12	14.10%	169.23%
2016	10	2.66%	26.59%
总计	58	6.62%	392.03%

上表为以过去90天数据进行回归，30天调仓一次的策略收益图，其中，月数为每年有样本的月数，因为数据预测截止到2016年10月，所以除2016年仅10个月有样本外，其余年份均为全年12个月均有样本。由表可见，5年的年总收益均为正值，其中，因为2015年大盘行情较好，2015年总收益达到了169%，5年总收益392%。

把我们的策略的年收益和沪深300指数、上证指数、深圳指数按同样方式计算出的年收益进行对比：

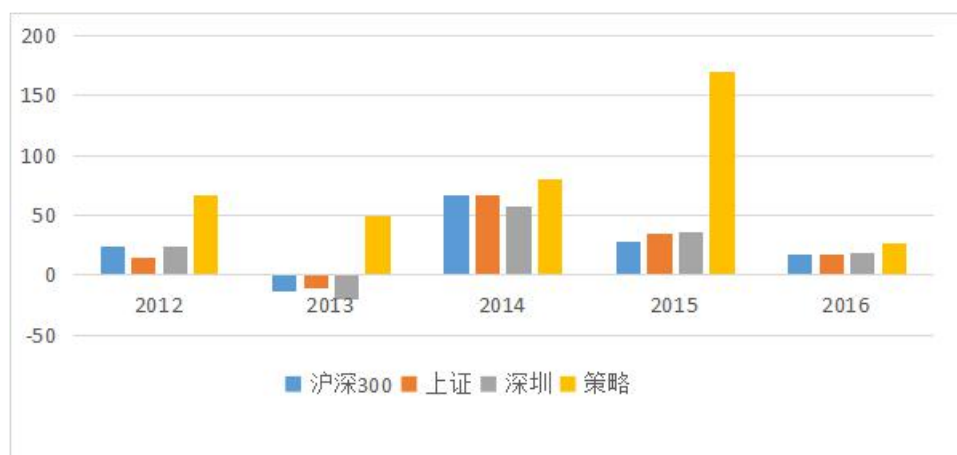


图1 年收益对比图(单位: %)

由图可见，该策略每年收益均高于三个大盘指数，即使2013年大盘出现负收益的年份，该策略依旧能够盈利，并且远好于大盘，这些数据再次证明了本文构造的选股模

型是很有用的。

以上收益对比是通过单利计算的，本文还计算了复利进行对比，对比图如下：



图2 策略复利收益图 (单位: %)

可见，复利收益从2013年10月开始，远离大盘呈上涨趋势，最高历史收益达到了23倍的收益，然而在2015年5月至2015年8月出现了一次很大的回撤，回撤比率48.1%；2015年11月至2016年1月也出现了一次很大的回撤，回撤比率33.1%，可见，该策略具有高收益的同时也具有高风险。实盘时，可以将调仓周期从30天缩短到10天甚至更短，因为kdj指标短期比较灵敏，所以调短调仓周期可能会有更好的收益效果，且调仓周期的缩短可以使资金变动更加灵活，减少投资风险；在实际使用时还可以通过设置止盈止损点，降低风险。然而，对于历史收益的统计计算量十分巨大，在此，本文没有再进行相关实证。虽然本模型实证收益较好，本文作者也尽力将实证情况向实盘情况靠拢，但是模型终究不是现实，还是存在一定的误差，且股市存在很多的变数，存在风险，读者投资需谨慎。

6. 结论

本文参考hunter等(2014)的方法，构造行业因子，并将其加入三因子模型，通过实证验证了添加行业因子的三因子模型比传统三因子模型，对于个股的超额收益有更高的解释力，并在该模型基础上添加技术指标因子，构造 α 选股策略，选出的股票组合在2012年1月至2016年10月总收益达到392%，远高于大盘指数。然而本文还存在一些不足的地方，例如本文虽通过构造模型，提取出了行业分类对个股超额收益的影响--行业因子，但是并没有再详细的研究这些影响因素是什么，具体产生了哪些方面的影响；

本文添加了技术指标--kdj 金叉指标进行选股模型的构造,但是技术指标还有有很多种,每种都有不同的用法,分别结合是否会有更高的收益?由于时间有限,本文也没有再进行实证研究,如若还有其它不足之处,希望读者批评指正。

参考文献

- [1]史美景.随机效应方差分量模型及应用[J].山西财经大学学报,2002,01:99-101
- [2]范龙振,王海涛.上海股票市场行业与地区效应分析[J].系统工程学报,2003,02:123-127
- [3]蔡伟宏.我国股票市场行业指数超额联动的实证分析[J].南方经济,2006,02:91-98
- [4]杨小燕,王建稳.股票收益率的行业效应分析[J].北方工业大学学报,2008,03:75-78+83
- [5]Hunter D, Kandel E, Kandel S, et al. Mutual fund performance evaluation with active peer benchmarks[J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 112(1):1-29
- [6]King B F. Market and Industry Factors in Stock Price Behavior[J]. Journal of Business, 1966, 39(1):139-190
- [7]Meyers S L. A Re-Examination of Market and Industry Factors in Stock Price Behavior[J]. Journal of Finance, 2012, 28(3):695-705
- [8]Livingston M. INDUSTRY MOVEMENTS OF COMMON STOCKS[J]. Journal of Finance, 1977, 32(3):861-874
- [9]King B F. Market and Industry Factors in Stock Price Behavior[J]. Journal of Business, 1966, 39(1):139-190
- [10]Schwert G W. Stock volatility in the new millennium: how wacky is Nasdaq? [J]. Journal of Monetary Economics, 2002, 49(1):3-26

商业银行的影子银行业务对其流动性创造影响研究

彭杉

摘要:本文选取2007-2016年我国72家商业银行数据,采用广义矩估计(GMM)方法检验了商业银行的影子银行业务对流动性创造的影响。研究表明:(1)影子银行业务开展规模越大,总流动性创造越多,表外流动性创造也越多,但表内流动性创造受到抑制;(2)影子银行业务对三大类银行的总体和表外流动性创造都是正向促进,与国有银行的表内流动性创造正相关,与股份制银行和地方性银行的流动性创造负相关。本文能够为商业银行调整自身业务结构尤其是影子银行业务调整流动性创造提供新的视角,为监管当局建立健全我国影子银行监管体系,优化我国金融创新环境提供理论依据和现实基础。

关键词:商业银行;影子银行业务;流动性创造

1. 引言

McCulley(2007)首次提出影子银行的概念,意指金融监管体系外、与传统、正规、接受央行等监管的商业银行系统相对应的金融机构。影子银行开始进入公众的视野。但对于影子银行国内外还没有一个绝对的定义。由于国内外影子银行发展差距,中国缺乏实质性证券化过程,中国的影子银行主要是商业银行主导的影子银行产品,我国属于银行体系内的影子银行。因此,本文对于影子银行业务规模测度主要借鉴国内学者研究成果。本文研究的商业银行的影子银行业务规模用委托贷款、信托贷款、未贴现银行票据三者总和代表。

流动性创造研究最早由Diamond & Dybvig(1983)提出,认为银行的实质是流动性转换和创造,为社会提供流动性;Deep & Schaefer(2004)提出流动性转换缺口;Berger & Bouwman(2009)从流动性期限转换的视角下提出加权平均求和得出流动性创造度量指标,这个较为全面的流动性创造指标提出为后续研究奠定了实证研究基础。在银行资本方面,资本对流动性创造的影响有两个假说,其一是“金融脆弱性挤出假说”,认为越多的资本会减少银行的流动性创造;其二是“风险吸收假说”,认为较高的银行资本能够

提高银行的流动性创造能力。

2. 商业银行流动性创造概述

2.1 流动性创造机制

商业银行流动性创造机制即商业银行产生流动性的内在机理和过程，即流动性负债经过一系列的运转转化为非流动性资产，此时银行就产生了流动性。存款方将持有的现金存入银行是银行的负债业务，贷款方向银行贷款是银行的资产业务，由于贷款投资一般期限较长，缺乏流动性。如果贷款方直接向存款方借款，存款方将为贷款方提供流动性而损失自身流动性。此时，银行在存款方与贷款方之间充当中介，将存款方存入银行的资金提供给贷款方，贷款方即获得流动性的资金支持，同时银行凭借较高信誉向存款方发放存款凭证如等额银行卡等，保证存款方随时的取款需求，存款方的流动性也并未损失。双方都具有流动性，市场流动性总额增加。流动性在存贷双方之间转换，这一过程是银行作为中介机构主导的，即银行创造流动性的过程。

2.2 流动性创造测度指标

Berger 和 Bouwman (2009) 认为从流动性期限转换的角度可以更好的解释商业银行创造的流动性，他们提出的 *cat-fat* 指标相对来说最全面和详细。本文结合我国银行业的特点分三步对流动性创造进行衡量：首先，把银行资产负债表内外项目划分为流动性、半流动性和非流动性三大类，划分依据为变现难易程度、交易成本和期限；其次，对三类项目分别赋予权重。流动性资产、非流动性负债和所有者权益的权重为 $-1/2$ ，半流动性资产和半流动性负债的权重是 0 ，非流动性资产和流动性负债的权重为 $1/2$ ；最后，加权综合计算银行创造流动性。

表 2-1 商业银行科目流动性的划分与权重

资产			
非流动性 (权重=0.5)		半流动性 (权重=0)	流动性 (权重=-0.5)
住宅抵押贷款	保险资产	其他消费/零售贷款	银行存放同业款及现金
其他抵押贷款	止赎房产	对银行的贷款及放款	公允价值认定交易证券
企业和商业贷款	固定资产	逆回购协议和现金抵押品	衍生品
其他贷款	商誉		可出售证券
股权投资	其他资产		持有至到期投资的证券
房地产投资			其他证券

续表

负债和权益			
非流动性 (权重=-0.5)		半流动性 (权重=0)	流动性 (权重=0.5)
高级债务到期 1 年	递延税款负债	客户存款—限期	客户存款—流通
次级借贷	其他递延负债	客户存款—储蓄	衍生品
其他资金	终止营业业务	银行同业存款	交易负债
信贷减值准备金	保险负债	逆回购协议和现金抵押品	
养老金和其他储备	其他负债	其他存款和短期借款	
当前税款负债	权益总额	负债的公允价值部分	

商业银行表外项目流动性划分和权重		
非流动性 (权重=0.5)	半流动性 (权重=0)	流动性 (权重=-0.5)
承兑汇票和信用证	抵押物	
其他或有负债	接触证券额	
贷款承诺	托管证券化资产	

流动性创造指标 $LC = \{0.5 \times \text{非流动性资产} + 0 \times \text{半流动性资产} - 0.5 \times \text{流动性资产}\} + \{0.5 \times \text{流动性负债} + 0 \times \text{半流动性负债} - 0.5 \times \text{非流动性负债}\} + \{0.5 \times \text{非流动表外业务} + 0 \times \text{半流动表外业务} - 0.5 \times \text{流动表外业务}\}$

3. 商业银行影子银行业务对流动性创造影响实证分析

3.1 变量选取

本文选取 2007—2016 年为样本区间, 样本库为 bankscope 数据库中各商业银行的深度财务报表。宏观经济变量数据来源为中国人民银行网。剔除数据不够三年的商业银行, 同时由于影子银行业务数据多为表外数据, 剔除缺失较严重的商业银行, 最终选取了 72 家商业银行。为了将不同规模银行间有对比性, 对流动性创造和影子银行业务规模进行标准化, 分别除以各自总资产。所有变量的选取与计算如下表 3-1。

表 3-1 变量界定

变量名	含义	计算方法
LC1TA	单位资产流动性创造	cat-fat 指标 (BB, 2009)
LC2TA	单位资产表内流动性创造	cat-nonfat 指标 (BB, 2009)
LC3TA	单位资产表外流动性创造	LC1TA-LC2TA
ShBank	单位资产影子银行业务规模	影子银行业务规模/总资产
Lna	银行资产规模	银行总资产自然对数
ROAA	平均资产回报率	净收入/平均资产
ROAE	平均权益回报率	税后利润/所有者权益
TCAR	核心资本充足率	一级和二级核心资本/风险调整后资产
NPLS	不良贷款率	不良贷款总额/贷款总额
GDPR	GDP 增速	(当年 GDP-上年 GDP)/上年 GDP
M2R	广义货币供给量增速	(当年 M2-上年 M2)/上年 M2

3.2 描述性统计

从表 3-2 看变量描述性统计, 各解释变量的最大值和最小值之间相差很大, 可以确保实证模型的有效性。单位流动性创造 LC1TA、表内流动性创造 LC2TA、表外流动性创造 LC3TA 和单位影子银行业务规模 ShBank, 全样本均值分别为 0.224、0.140、0.084 和 0.186。就银行属性来看, 流动性创造最高的是国有银行, 紧接着是股份制银行, 流动性创造最低的是地方性银行。表内流动性创造由高到低分别是国有银行、股份制银行和地方性银行。表外流动性创造最高的是股份制银行, 地方性银行和国有银行次之。影子银行业务规模最高的也是股份制银行, 地方性银行和国有银行位列二、三位。从 ROAA、ROAE 反映出的经营绩效可知国有银行均值最大, 表明绩效最好, 股份制银行和地方性银行位列二、三位。核心资本充足率 TCAR 和不良贷款率 NPLS 国有银行都要高于地方性银行和股份制银行。

表 3-2 变量描述性统计

类别	变量符号	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
全样本	LC1TA	0.224	0.228	0.710	-0.160	0.137
	LC2TA	0.140	0.141	0.549	-0.189	0.130
	LC3TA	0.084	0.078	0.276	-0.041	0.057

续表

类别	变量符号	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
	ShBank	0.186	0.178	0.553	0.003	0.111
	Lna	12.958	12.665	16.999	7.522	1.782
	ROAA	1.047	1.052	4.730	-0.770	0.433
	ROAE	16.177	16.632	71.505	-23.545	7.324
	TCAR	10.429	10.095	26.040	6.900	5.299
	NPLS	1.552	1.090	38.220	0.004	2.736
国有银行	LC1TA	0.294	0.283	0.593	0.194	0.062
	LC2TA	0.236	0.226	0.537	0.136	0.060
	LC3TA	0.058	0.055	0.098	0.034	0.017
	ShBank	0.153	0.141	0.260	0.083	0.049
	Lna	16.293	16.378	16.999	15.344	0.439
	ROAA	1.340	1.198	4.730	0.818	0.710
	ROAE	19.087	19.233	71.505	-23.545	12.766
	TCAR	11.019	10.985	13.420	9.090	5.496
	NPLS	2.066	1.442	23.570	0.850	3.470
股份制商 业银行	LC1TA	0.281	0.260	0.648	0.095	0.118
	LC2TA	0.157	0.151	0.454	-0.081	0.109
	LC3TA	0.124	0.119	0.245	0.065	0.038
	ShBank	0.259	0.254	0.521	0.120	0.074
	Lna	14.105	14.323	15.621	10.389	1.150
	ROAA	0.930	0.940	1.460	0.191	0.261
	ROAE	17.217	17.367	25.315	0.946	4.239
	TCAR	9.180	8.720	26.040	7.430	4.770
	NPLS	1.081	1.025	4.000	0.004	0.660
地方性商 业银行	LC1TA	0.192	0.178	0.710	-0.160	0.141
	LC2TA	0.118	0.122	0.549	-0.189	0.138
	LC3TA	0.073	0.066	0.276	-0.041	0.060

续表

类别	变量符号	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
	ShBank	0.166	0.152	0.553	0.003	0.119
	Lna	11.984	12.013	14.378	7.522	1.031
	ROAA	1.041	1.052	2.334	-0.770	0.402
	ROAE	15.313	15.429	41.776	-10.440	6.825
	TCAR	10.816	10.510	22.700	6.900	5.455
	NPLS	1.639	1.037	38.220	0.030	3.040
宏观经济	GDPR	0.131	0.103	0.231	0.070	0.058
	M2R	0.161	0.137	0.285	0.113	0.051

为防止因相关性过高导致的多重共线性，对各变量进行相关性检验，检验结果如下图。图中可以看出大部分相关系数都小于 0.6，多重共线性较弱，可以进行回归分析。

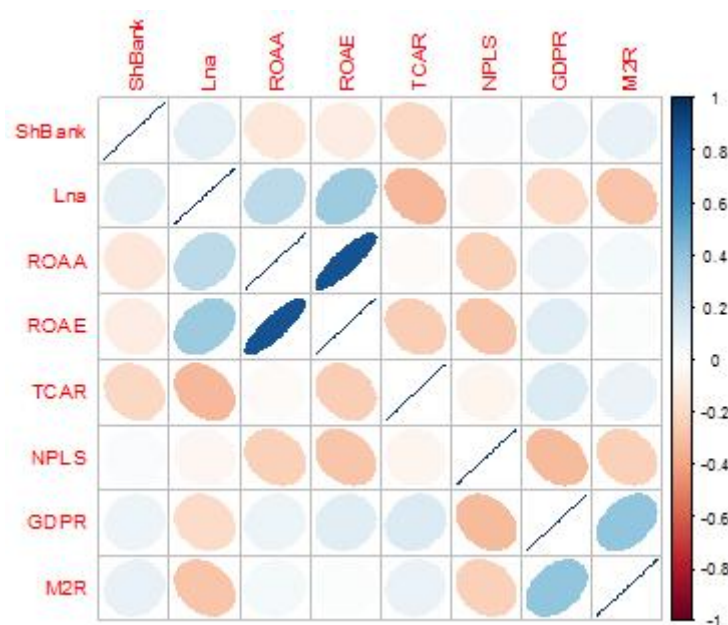


图 3-1 解释变量相关系数图

3.3 模型设定

动态面板的解释变量含有因变量的滞后项，可以较好的反应银行流动性创造能力的动态连续性以及银行业务发展的动态调整状况。采取 GMM 估计可以减轻动态面板的有偏性和非一致性。本文实证部分首先研究商业银行的影子银行业务对其总流动性创造、

表内流动性创造和表外流动性创造的影响, 然后对不同属性的商业银行的影子银行业务对总流动性创造、表内流动性创造和表外流动性创造分别进行实证分析。

构造如下方程模型。模型(3.1)为总流动性创造方程, 模型(3.2)为表内流动性创造方程, 模型(3.3)为表外流动性创造方程。 Z^1 、 Z^2 、 Z^3 表示各模型控制变量, 包括Lna、ROAA、ROAE、TCAR、NPLS、GDPR、M2R。 α 、 β 、 γ 是回归系数, μ 、 λ 、 γ 表示不同银行的异质性特征, ε 、 η 、 δ 表示随机扰动项。

$$LC2TA_{it} = \beta_0 + \beta_1 LC2TA_{it-1} + \beta_2 ShBank_{it} + \sum_{k=3}^K \beta_k Z_{kit}^2 + \lambda_i + \eta_{it} \quad (3.1)$$

$$LC3TA_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 LC3TA_{it-1} + \gamma_2 ShBank_{it} + \sum_{l=3}^L \gamma_l Z_{lit}^3 + \varphi_i + \delta_{it} \quad (3.2)$$

$$LC1TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LC1TA_{it-1} + \alpha_2 ShBank_{it} + \sum_{j=3}^J \alpha_j Z_{iit}^1 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

3.4 实证结果

为检验模型估计是否有效, 还进行了sargan检验: 零假设表示工具变量的选择是合理的。sargan检验结果中, P值都在0.1以上。这表明在10%的显著性水平状态下, 工具变量的选取都是合理且有效的。

3.4.1 全样本估计

表 3-3 全样本 GMM 回归结果

		(5.1)	(5.2)	(5.3)
		LC1TA	LC2TA	LC3TA
解释变量	LC1TA ₋₁	0.098*** (4.248)		
	LC2TA ₋₁		0.117*** (6.977)	
	LC3TA ₋₁			0.010*** (3.217)
银行特征 变量	ShBank	0.486*** (4.190)	-0.010** (-2.186)	0.503*** (6.177)
	Lna	-0.156*** (-4.723)	-0.133*** (-3.589)	0.001 (1.267)
	ROAA	0.027*** (3.093)	0.043*** (2.860)	0.076*** (3.205)

续表

		(5.1)	(5.2)	(5.3)
		LC1TA	LC2TA	LC3TA
宏观经济 变量	ROAE	-0.002*** (-2.716)	-0.003*** (-2.693)	-0.005** (-2.327)
	TCAR	-0.007*** (-3.086)	-0.008*** (-3.626)	-0.011 (-0.512)
	NPLS	0.003 (1.601)	0.003 (0.583)	-0.004 (-0.875)
	GDPR	0.264*** (2.931)	0.232*** (4.172)	0.084 (1.301)
	M2R	0.079*** (3.896)	-0.026*** (-3.284)	0.105*** (3.455)
	Sargan 检验 p 值	0.508	0.237	0.318

注：括号内为系数的 z 值。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

分析全样本回归结果，LC1TA 方程中，ShBank 系数为正，表明影子银行业务对总流动性创造的影响是显著正相关的。从 ShBank 的系数可以看出开展 1 单位的影子银行业务将会创造出 0.486 单位的流动性。LC2TA 方程，ShBank 与表内流动性创造是负相关关系，较为显著，影子银行业务规模的发展在一定程度上制约了表内流动性创造能力。ShBank 的系数为 0.01，表明业务规模发展对流动性创造影响程度相对较轻。LC3TA 方程，ShBank 显著促进了表外流动性创造的能力。

银行特征变量中，因为商业银行的流动性创造以表内流动性创造为主，因此各银行特征变量对总流动性创造和表内流动性创造的正负效应大致相同，对表外流动性创造的影响各异。具体来看，LC1TA 和 LC2TA 的 Lna 系数均为负，意味着银行资产规模越大所创造出总体和表内流动性越小。LC1TA、LC2TA、LC3TA 的 ROAA 系数都为正，表明银行的盈利能力越强流动性创造越多，这与实际情况是相符的；ROAE 与三个流动性创造都负相关，追求较高权益回报时却造成了流动性创造的下降；TCAR 系数为负，验证了“金融脆弱挤出假说”；NPLS 与流动性创造无显著相关关系。宏观经济变量中，GDPR 系数为正，GDP 增速越快，宏观经济越好，银行业务开展积极主动，流动性创造也就越大；LC1TA 方程的 M2R 系数为正，表明货币政策越宽松，流动性创造越多，而 LC2TA 的 M2R 系数为负和 LC3TA 的 M2R 系数为正，表明广义货币增速降低了表内流动性创

造而刺激表外流动性创造，但总体上 M2R 增强了流动性创造能力。

3.4.2 按银行属性分类

接下来按不同银行属性分类回归。表 3-4、3-5、3-6 分别为影子银行业务规模对总体、表内和表外流动性创造回归。

表 3-4 各银行属性总流动性创造 GMM 回归结果

		国有银行	股份制银行	地方性银行
		LCITA	LCITA	LCITA
解释变量	LC1TA ₋₁	0.477** (2.174)	0.252** (2.093)	0.487*** (2.606)
	ShBank	0.402*** (6.601)	0.304** (2.219)	0.487*** (7.257)
	Lna	-0.022*** (-2.407)	-0.075** (-2.209)	-0.163*** (-4.355)
银行特征 变量	ROAA	0.056** (2.084)	0.043*** (2.653)	0.023** (2.205)
	ROAE	0.003 (1.503)	0.004 (0.678)	-0.002 (-1.114)
	TCAR	0.009 (1.369)	0.014** (2.290)	-0.010*** (-3.862)
	NPLS	-0.015** (-2.099)	0.041* (1.662)	-0.003 (-0.462)
宏观经济 变量	GDPR	0.235* (1.767)	0.268*** (3.102)	0.015 (0.056)
	M2R	0.172 (0.896)	0.908* (1.661)	0.045*** (2.825)
Sargan 检验 p 值		0.447	0.397	0.386

注：括号内为系数的 z 值。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

分析表 3-4，三类银行的影子银行业务（ShBank）对流动性创造（LCITA）影响都呈现出显著的正相关，其中，地方性银行的系数最大，国有银行和股份制银行的系数次

之。原因在于地方性银行由于资产规模较小，业务相对单一，流动性创造的来源也比较简单化，因而影子银行业务开展具有“牵一发而动全身”的效果，影子银行业务对于流动性创造的影响最大，1单位的影子银行业务规模能够创造出0.487单位的流动性；国有银行有着规模优势，影子银行业务规模很大，比地方性银行对流动性创造的影响自然会更大，而相比股份制银行，更多的是政策的传导，股份制银行的竞争更为激烈，由于优胜劣汰的特征，使得股份制银行除了开展影子银行业务创造流动性外还有其他多种渠道开展业务创造流动性，因此股份制银行的影子银行业务规模对流动性创造的影响程度三类银行中是最小的，系数为0.304。

表 3-5 各银行属性表内流动性创造 GMM 回归结果

		国有银行	股份制银行	地方性银行
		LC2TA	LC2TA	LC2TA
解释变量	LC2TA ₋₁	0.525*** (4.470)	0.304*** (2.704)	0.081* (1.745)
	ShBank	0.036*** (3.571)	-0.255** (-2.211)	-0.025*** (-4.257)
	Lna	0.019 (0.514)	-0.068** (-1.860)	-0.168*** (-8.852)
银行特征 变量	ROAA	0.049*** (3.397)	0.126*** (2.653)	0.043* (1.705)
	ROAE	0.003*** (3.149)	-0.004 (-0.678)	-0.003* (-1.738)
	TCAR	0.004 (1.137)	0.009* (1.743)	-0.011*** (-4.324)
宏观经济 变量	NPLS	-0.013*** (-3.373)	0.019* (1.682)	-0.003 (-0.356)
	GDPR	-0.058 (1.267)	0.249*** (3.652)	0.021 (1.056)
	M2R	0.282 (1.196)	-0.683** (-2.441)	-0.193 (-1.581)
Sargan 检验 p 值		0.670	0.166	0.443

注：括号内为系数的 z 值。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

分析表 3-5, 国有银行的影子银行规模对表内流动性创造的影响为正向的, 影子银行业务规模扩大 1 单位, 表内流动性创造将会增加 0.036。与国有银行对比, 股份制和地地方性银行对流动性创造方向相反, 显著为负, 业务规模的扩大会制约表内流动性创造。控制变量变量方面, 因为表内流动性创造占总流动性创造比例更大, 各变量对表内流动性创造影响的正负相关性与总体流动性创造差不多。

表 3-6 各银行属性表外流动性创造 GMM 回归结果

		国有银行	股份制银行	地方性银行
		LC3TA	LC3TA	LC3TA
解释变量	LC3TA-1	0.473*** (3.521)	0.211*** (6.991)	0.023** (2.555)
	ShBank	0.253*** (4.213)	0.539*** (5.211)	0.493*** (3.627)
	Lna	0.006 (0.970)	-0.016** (-2.008)	-0.006*** (-3.006)
银行特征 变量	ROAA	0.035*** (4.152)	0.099*** (5.549)	0.009* (1.232)
	ROAE	0.002*** (3.782)	0.004*** (7.671)	-0.003 (-1.038)
	TCAR	0.002** (2.930)	0.001 (1.470)	-0.001*** (-1.585)
	NPLS	-0.001 (-0.215)	0.009*** (3.419)	-0.001* (-1.827)
宏观经济 变量	GDPR	0.090*** (5.012)	0.012 (1.304)	0.048** (2.531)
	M2R	0.105*** (2.748)	0.168*** (4.056)	0.012 (0.631)
Sargan 检验 p 值		0.274	0.337	0.203

注: 括号内为系数的 z 值。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 3-6 中, 三类银行的影子银行业务系数都为正, 反映了影子银行业务对表外流动性创造均是正向的, 且与银行属性没有太大关系, 表明影子银行业务的发展都会促进表外流动性创造, 业务规模越大, 表外流动性创造越多, 只是各属性的影响程度有所区别。

3.4.3 稳健性检验

为了保证本文的实证结果不是偶然现象, 确定其结果稳健, 本节在原有样本数据的基础上对影子银行业务规模 (ShBank)、总流动性创造 (LC1TA)、表内流动性创造 (LC2TA)、表外流动性创造 (LC3TA) 这四个主要研究指标进行 5% 的缩尾处理控制极端值对回归结果的影响, 并再次实施实证分析。结果如下, 与未缩尾的全样本 GMM 估计结果差别不大, 表明全样本银行的实证结果在学术层面也是可靠的。

表 3-7 全样本缩尾后 GMM 回归结果

	LC1TA	LC2TA	LC3TA	
解释变量	LC1TA ₋₁	0.217*** (5.376)		
	LC2TA ₋₁		0.083*** (3.480)	
	LC3TA ₋₁		0.029*** (4.255)	
银行特征 变量	ShBank	0.454*** (6.991)	-0.022** (-2.013)	0.482*** (5.663)
	Lna	-0.176*** (-11.971)	-0.107*** (-3.052)	0.003* (1.707)
	ROAA	0.030*** (3.473)	0.011*** (2.960)	0.007*** (3.635)
	ROAE	-0.002*** (-3.516)	-0.001 (-1.600)	-0.003** (-2.017)
	TCAR	-0.005** (-2.086)	-0.008** (-2.572)	-0.009*** (-2.593)
宏观经济 变量	NPLS	-0.013*** (-2.851)	0.017*** (3.310)	-0.006 (-1.075)
	GDPR	0.611*** (5.005)	0.307*** (3.310)	0.069*** (3.932)

续表

	LC1TA	LC2TA	LC3TA
M2R	0.132*** (2.896)	-0.046* (-1.755)	0.129 (1.543)
Sargan 检验 p 值	0.473	0.269	0.301

注：括号内为系数的 z 值。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

4. 结论与建议

本文构建多个模型对银行内部的影子银行业务和流动性创造之间的影响机制进行实证验证。结果表明：影子银行业务开展对表内流动性创造水平有一定抑制效应，促进了表外流动性创造，对总流动性创造水平的影响是增强的。对于不同属性的银行，影响效果有所差异。国有银行业务开展基于国家政策导向，盈利性动机更小，且国家的隐性担保为国有银行在公众心中树立稳定地位，影子银行业务与传统业务竞争小于合作，因此影子银行业务发展对表内外的流动性创造都是正效应，总流动性创造增加；股份制银行影子银行业务开展范围广，多方位的融资平台为社会提供更多的流动性，总流动性创造增加，但由于竞争激烈业务争夺严重，创新型产品对于传统业务造成挤兑，抑制了表内流动性创造，表外流动性创造能力增强；地方性银行受地域与规模限制盈利来源较为单一，影子银行业务的发展为其带来了更多的收入来源也创造了更多的流动性，相比传统信贷额度限制，传统业务积极性下降，因此影子银行业务的发展使得总流动性创造增加，表内流动性创造减少，表外流动性创造增加。

根据本文结论，提出如下建议：

第一，对于竞争激烈的股份制银行和受地域限制的地方性银行，影子银行业务扩张应加强监管，在创造流动性的同时减弱对传统业务的挤兑。

第二，规范影子银行业务的发展，促进其与传统业务的合作，在其促进流动性创造能力增强的同时注意防范流动性风险。

参考文献

- [1]巴曙松.应从金融结构演进角度客观评估影子银行[J].经济纵横,2013,(04):27-30
- [2]孙莎,李明辉,刘莉亚.商业银行流动性创造与资本充足率关系研究——来自中国银行业的经验证据[J].财经研究,2014,40(07):65-76+144
- [3]邓超,周峰,唐莹.过度贷款对中国商业银行流动性创造的影响研究[J].金融经济学研究,2015,30(06):39-48
- [4]王周伟,王衡.货币政策、银行异质性与流动性创造——基于中国银行业的动态面板数据分析[J].国际金融研究,2016,(02):52-65

微观审慎监管对商业银行流动性创造影响研究

王冰莹

摘要: 本文通过对我国 112 家商业银行 2007—2015 年的宏微观数据, 借鉴 Berger & Bowman (2009) 流动性创造测度方法, 运用 GMM 动态面板估计模型, 实证分析了微观审慎监管对商业银行流动性创造的影响。研究发现: (1) 银行类型、规模大小不同, 资本充足率对流动性创造产生的影响亦不同。(2) 杠杆率监管可能导致不同模式、不同风险状况的银行间存在不公平。(3) 提高拨备覆盖率会抑制商业银行信贷的扩张, 在降低流动性风险的同时, 减少银行创造的流动性。(4) 为满足流动性监管指标的要求, 银行倾向于持有流动性更高的非信贷类资产如超额准备金和国债等。建议监管当局针对不同类型的银行制定差异化的监管标准, 实施有针对性的监管手段。

关键词: 流动性创造; 商业银行; 流动性比例; 资本充足率

Diamond 和 Dybvig (1983) 提出银行在经济体中扮演了两个角色: 流动性创造与风险转化。流动性创造是指银行将流动性负债转换成非流动性资产, 从而向经济体提供流动性。但商业银行通过流动性创造为市场提供流动性的同时, 也会导致流动性期限错配, 加剧自身流动性风险甚至发生银行挤兑。金融海啸过后, 各国货币监管当局纷纷强化对金融业的监管。国际金融危机教训给我们启示, 即使银行资本充足率达标也无法保证银行应对短期流动性困境并规避倒闭的风险。多项监管指标对于防范银行业面临的流动性风险、资本风险、破产风险等等有很大的作用, 但是对于银行资本以及流动性等多方面产生约束的同时, 也会影响到商业银行向实体经济输送的流动性。研究银行流动性创造和银行监管之间的关系, 有利于商业银行完善其风险管理体系, 也为监管当局权衡流动性和监管带来的银行稳定性之间的难题提供一个崭新的视角。

1. 文献综述

流动性创造研究最早由 Diamond 和 Dybvig (1983) 提出, 认为流动性创造是商业银行的核心职能, 商业银行在资产负债表上创造流动性是通过流动性负债对非流动性资产

的融资来实现的。国外最早有 Deep 和 Schaefer (2004) 提出流动性转换指标来衡量商业银行创造的流动性, 等于 (流动性负债 - 流动性资产) / 总资产。这种方法只考虑了一年期以下的贷款, 忽略了表外业务, 从而不够全面。Berger & Bowman (2009) 提出考虑银行资产和负债完整内部结构以及表外业务并将其划分为流动性、半流动性和非流动性三类, 加权求和得到流动性创造指标。我国并没有专门的测度指标用来测量银行的流动性创造, 在实践中我国仅仅用一些指标来反映银行以及市场的流动性状况。余永定 (2007) 将马歇尔 K 值 (M2/名义 GDP) 作为指标, 同时选择超额准备金率和超额货币供给用于流动性测量, 指出当时社会的流动性状况。

关于资本结构与流动性创造关系的理论研究主要有“金融脆弱—挤出效应”和“风险吸收效应”理论。以 Diamond 和 Rajan (2001) 为代表的“金融脆弱—挤出效应”, 认为由于银行资本结构的脆弱性, 资本比率的下降会激励银行拓展贷款业务, 从而增加其流动性创造。另一种理论是以 Allen 和 Gale (2004) 为代表的“风险吸收效应”, 认为流动性创造使银行遭遇风险, 银行资本能够吸收风险并提高其风险承担能力 (Von Thadden, 2004), 即银行资本越充足其流动性创造能力越强。王周伟和王衡 (2016) 实证表明, 相对宽松的货币政策会激发银行流动性创造, 具有时滞性; 基于异质性视角, 资产规模较大、资本充足率较高的大型国有银行和全国性股份制银行总体流动性创造水平受货币政策的影响不显著。孙莎等 (2014) 采用联立方程模型得出, 资本充足率对流动性创造的影响在不同类型的银行中存在显著差异。

巴塞尔 III 引入全球流动性标准以及 2013 年我国两次“钱荒”事件使我们不得不重视微观审慎监管各项举措对银行流动性创造产生的影响。对于我国商业银行而言, 资本监管、准备金监管、流动性比例以及杠杆率指引对商业银行流动性到底具有怎样的影响? 提高资本充足率、拨备覆盖率以及杠杆率后, 流动性创造水平会扩张还是收缩? 扩张或收缩程度是多少? 对于这些问题的研究有助于我国监管当局防范金融系统性风险, 增强银行业的安全稳定和健康发展。

2. 模型建立及数据分析

2.1 流动性创造的度量

Berger (2009) 从流动性期限转换的视角提出加权平均求和度量流动性创造。本文结合中国商业银行的特点采用 cat-fat 指标三个步骤对流动性创造进行测度: 根据变现能力、交易成本和到期时间将商业银行资产、负债权益和表外业务划分为流动性、半流动性和非流动性三类; 其次对三类项目分别赋予相应权重; 最后依据前两步的分类和权重计算银行的流动性创造。

$$\text{流动性创造指标 LC} = 0.5 \times \sum (\text{非流动性资产} + \text{流动性负债} + \text{非流动表外}) + 0 \times \sum (\text{半流动性资产} + \text{半流动性负债} + \text{半流动表外业务}) - 0.5 \times \sum (\text{流动性资产} + \text{非流动性负债} + \text{流动表外业务}) \quad (1)$$

表1 商业银行业务科目的流动性划分与权重

资产			
非流动性 (权重=0.5)		半流动性 (权重=0)	流动性 (权重=-0.5)
住宅抵押贷款	保险资产	其他消费/零售贷款	银行存放同业款及现金
其他抵押贷款	止赎房产	对银行的贷款及放款	公允价值认定交易证券
企业和商业贷款	固定资产	逆回购协议和现金抵押品	衍生品
其他贷款	商誉		可出售证券
股权投资	其他资产		持有至到期投资的证券
房地产投资			其他证券
负债权益			
非流动性 (权重=-0.5)		半流动性 (权重=0)	流动性 (权重=0.5)
高级债务到期1年	递延税款负债	客户存款—限期	客户存款—流通
次级借贷	其他递延负债	客户存款—储蓄	衍生品
其他资金	已终止营业业务	银行同业存款	交易负债
信贷减值准备金	保险负债	逆回购协议和现金抵押品	
养老金和其他储备	其他负债	其他存款和短期借款	
当前税款负债	权益总额	负债的公允价值部分	
表外			
非流动性 (权重=0.5)		半流动性 (权重=0)	流动性 (权重=-0.5)
承兑汇票和信用证		净信用衍生工具	利率衍生工具
其他或有负债		净证券拆借	汇率衍生工具
贷款承诺			股票和商品衍生工具

2.2 基准模型的设定

由于银行的流动性创造能力时间连续,且银行也会根据风险要求进行资产和风险的动态调整,因此,本文建立以下带有滞后一期变量的动态面板模型。动态面板由于存在滞后项作为解释变量,采取 GMM 估计可以消除传统参数估计方法带来的有偏性和非一致性。先考察各项指标对银行流动性创造的影响,然后综合考察。

$$LCTA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LCTA_{it-1} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 B_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, LC_1TA_{it} 、 LC_1TA_{it-1} 表示第 i 家银行第 t 年和滞后 1 期的单位资产流动性创造; P_{it} 代表微观审慎监管的四个代理变量,包括一级核心资本充足率 Car 、拨备覆盖率 PCR 、杠杆率 Lev 、流动性比例 Liq ; B_{it} 表示银行特征的控制变量,包括第 i 家银行第 t 年的资产规模 Lna 、股权回报率 ROE 、平均资产回报率 $ROAA$ 、贷款增速 $Gloans$ 和不良贷款率 $NPLS$ 。

2.3 变量说明

2.3.1 因变量

选取商业银行流动性创造数量作为因变量,由于流动性创造数量受商业银行规模的影响,所以为了不同商业银行的可比性,对流动性创造数量除以商业银行总资产进行标准化,可以消除规模影响,保证因变量的意义。

2.3.2 解释变量

对于监管指标,主要是资本监管,准备金监管,杠杆率监管和流动性监管。其中,资本监管采用一级资本充足率,即一级资本除以风险调整后的加权资产。准备金监管采用拨备覆盖率,即贷款损失准备与不良贷款余额的比值,具体为(特种准备金+一般准备金+专项准备金)/(损失类型贷款+可疑类型贷款+次级类型贷款) $\times 100\%$ 。杠杆率监管采用杠杆率,即(一级资本—一级扣减项)/调整后表内外资产余额的比值。流动性监管指标采用流动性比例,即流动性资产余额/流动性负债余额。

2.3.3 银行特征控制变量

参考 Ayuso (2004)、Jokipii (2008)、孙莎 (2014)、邓超 (2015) 等研究,选取股权回报率、平均资产回报率、银行规模和不良贷款率为控制变量。

2.4 数据及重要指标分析

选取我国 112 家商业银行 2007-2015 年的非平衡面板数据,其中 5 家国有、12 家股份制以及 95 家城市商业银行,数据来源为 bankscope 和各银行年报(各变量描述性统计略)。

表2 不同银行流动性创造能力

年份	国有商业银行	全国股份制银行	城市商业银行
2007年	0.44	0.51	0.42
2008年	0.42	0.47	0.46
2009年	0.46	0.52	0.48
2010年	0.47	0.51	0.41
2011年	0.48	0.55	0.46
2012年	0.47	0.51	0.45
2013年	0.49	0.53	0.46
2014年	0.48	0.52	0.48
2015年	0.50	0.54	0.47

可知各种类型的银行每单位资产所能产生的银行流动性创造量基本稳定,所有类型的商业银行平均流动性创造能力逐年小幅度平稳上升,股份制商业银行流动性创造能力显著高于其他银行,城商行的流动性创造能力略微低于国有银行。2008年国有银行和股份制银行的单位资产创造流动性相比2007年都有所回落,可能是受到金融危机的冲击的反应。

3. 实证分析

模型中含有被解释变量的滞后项,本文采用动态面板估计方法进行分析,可有效减轻残差的异方差性以及变量的内生性问题。采用sargan检验判断工具变量使用是否合理,零假设为选取的工具变量不存在过度识别问题。表3、4、5中sargan检验结果,P值大多是大于0.1的,说明在10%的显著性水平下不能拒绝零假设,表明选取的工具变量是有效的,本文所设的动态面板数据模型是合理的。

3.1 全样本估计

表3 全样本银行回归结果

	LC ₁ TA				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LC ₁ TA ₋₁	0.462*** (5.836)	0.547*** (5.250)	0.764*** (5.142)	0.773*** (3.924)	0.833*** (4.888)
Car	-0.164* (-1.672)				-0.340** (-2.293)
Lev		-1.40*** (-3.506)			-2.127*** (-2.756)
PCR			-0.036** (-1.962)		0.002 (0.194)
Liq				-0.290*** (-3.004)	-0.351*** (-3.642)
ROAA	0.112** (2.832)	0.082*** (3.076)	5.660 (1.598)	0.121*** (2.660)	0.157*** (2.867)
Lna	-1.785*** (-3.371)	-0.179 (-4.073)	-0.113** (-2.016)	-1.803*** (-2.668)	-0.239*** (-3.245)
ROE	-0.004 (-0.990)	-0.003 (-1.469)	-0.174 (-1.020)	-0.004 (-1.054)	-6.435*** (-2.283)
GLoans	0.003 (0.224)	0.001 (0.619)	0.009 (0.318)	0.008 (0.709)	1.188 (1.226)
NPLS	0.005 (1.385)	0.004 (1.449)	0.620 (0.900)	0.003 (1.171)	4.428 (1.578)
Sargan Test	0.136	0.136	0.293	0.103	0.532

注：括号内为系数的 z 值。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

从回归结果来看，银行流动性创造与 Car 显著为负值，说明金融脆弱-挤出效应假设占主要位置，与 Lev、PCR、Liq 负相关。影响商业银行流动性创造的内部因素中，Lna

负相关,代表运营质量的 ROAA 正相关。从表示信用风险的变量 NPLS 来看,该变量不显著,但系数为正,说明整体上商业银行信用风险越高,流动性创造越多,流动性风险越高。

3.2 按照银行规模分类

国内以往的相关文献大多采用按照所有制来划分,本文选择按照规模。原因如下:中国资产规模最大的5家银行均为国有控股银行,共线性情况比较严重;随商业银行规模的扩大以及股份制改革,按照国有、股份制和城市商业的划分已不能很好体现各类型商业银行特征,采取国际上通用的按照规模划分方式比较科学。根据规模大小对商业银行流动性创造的影响因素进行回归。

表4 大型银行回归结果

	LC _i TA				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LC _i TA ₋₁	0.285** (2.16)	0.127** (1.965)	0.021** (2.102)	0.191* (1.629)	0.205 (0.891)
Car	0.264 (0.84)				-0.613 (-0.988)
Lev		0.113 (0.101)			3.681 (1.414)
PCR			-0.011** (-2.447)		0.033** (2.078)
Liq				-0.294*** (-2.937)	-0.302*** (-2.613)
ROAA	0.019 (0.366)	0.015 (0.282)	-0.028 (-0.401)	-0.006 (-0.089)	-2.470 (-1.106)
Lna	0.372*** (4.238)	0.361*** (3.135)	0.407*** (4.242)	5.475*** (4.279)	0.428*** (6.033)
ROE	-0.002** (-2.097)	-0.002 (-1.144)	0.065 (0.957)	-0.002 (-0.740)	0.259 (1.311)

续表

	LC _t TA				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
GLoans	0.002*** (5.260)	0.002*** (4.653)	0.044*** (2.626)	0.039 (2.231)	0.039* (1.687)
NPLS	0.007 (0.681)	0.007 (0.728)	0.046 (1.200)	-0.020 (-1.167)	0.081 (1.589)
Sargan Test	0.470	0.404	0.409	0.520	0.126

列(1)和(5)表明,规模较大的银行,Car对流动性创造不存在显著影响。而BB(2009)基于美国银行业数据研究表明,大型银行的资本对流动性创造具有显著正向影响。本文认为,该差异主要是由我国商业银行特有的运营环境和中国国情决定。Lev系数都不显著,杠杆率监管可能导致不同模式、不同风险状况的银行间存在不公平。大型商业银行经营稳健、信誉稳定、资本补充机制相对比较健全。因此,在资本不足时能够得到比较及时有效的补充,从而不会受到杠杆率的很大影响。PCR负相关,大型商业银行实证回归结果与全样本银行回归结果相一致,两者的系数大小相近同为负号。Liq负相关,说明与流动性风险显著负相关,流动性比例越高则流动性创造越少。

表5 小型银行回归结果

	LC _t TA				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LC _t TA ₁	0.035 (0.318)	1.026*** (5.005)	0.742*** (5.277)	0.738*** (3.650)	0.785*** (4.632)
Car	-0.136* (-1.843)				-0.322** (-1.973)
Lev		-1.432*** (-3.619)			-2.346*** (-2.744)
PCR			-0.032* (-1.875)		0.002 (0.154)

续表

	LC ₁ TA				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Liq				-0.287** (-2.245)	-0.332** (-2.147)
ROAA	0.074** (2.053)	0.076** (2.084)	6.525 (1.110)	0.117** (2.071)	1.733** (2.916)
Lna	-0.173*** (-3.608)	-0.170*** (-3.590)	-0.089 (-1.210)	-1.706** (-2.434)	-2.145** (-2.051)
ROE	-0.003 (-0.830)	-0.003 (-0.873)	-0.271 (-0.638)	-0.005 (-0.939)	-7.764** (-2.536)
GLoans	0.0001 (0.782)	0.001 (0.908)	-0.010 (0.328)	0.005 (0.424)	-0.956 (0.859)
NPLS	0.004 (1.361)	0.004 (1.376)	0.797 (1.276)	0.004 (1.323)	4.158 (1.213)
Sargan Test	0.065	0.066	0.270	0.109	0.364

LC₁TA₁系数显著为正,表明城市商业银行的流动性创造受到其前一年流动性创造的显著影响。由列(1)和(5)得知,Car系数均显著为负,对于较小规模的商业银行,资本对流动性创造的影响显著为负,表明“金融脆弱-挤压假说”占主导地位。Lev系数显著为负,杠杆率越高,银行创造的流动性越少。杠杆率系数绝对值远大于大规模商业银行回归系数,说明杠杆率对小型商业银行的约束影响更大。PCR负相关,与全样本银行和大型商业银行回归结果一致。Liq负相关,说明流动性创造与流动性风险是显著负相关的,流动性比例越高则流动性创造越少。对于控制变量,NPLS没有显著相关关系,ROAA在(3)中没有显著相关关系,在其他各列的实证结果中,与流动性创造显著正相关。

3.3 稳健性检验

为了确保本文模型估计结果的可靠性,本文采用不同的流动性创造指标进行稳健性检验。此处采用 LC_2TA 指标作为银行流动性创造的衡量指标。该指标与 LC_1TA 指标的不同之处在于不包含表外业务项目。结果显示估计值相差不大,同时各控制变量估计系数的显著性及符号也基本一致,表明全样本银行的估计结果是稳健的。同时还对其他细分类型银行的模型估计分别进行稳健性检验,结果证明各细分类型银行的估计结果都是稳健的。考虑到篇幅问题,本文未列出估计结果。

4. 结论与建议

4.1 结论

研究表明:实施不同的监管工具对商业银行流动性创造影响有所不同;同一监管工具对不同类型银行流动性创造的影响也有所不同。总体上,我国商业银行资本充足率与流动性创造显著负相关,说明资本监管要求的提高会抑制流动性,此结论符合“金融脆弱—挤出效应”。杠杆率监管可能导致不同模式、不同风险状况的银行间存在不公平。提高拨备覆盖率会抑制商业银行信贷扩张,降低流动性风险,减少银行创造的流动性。为满足流动性监管指标的要求,银行更倾向于持有流动性高的非信贷类资产如超额准备金和国债等,使银行缩小其流动性期限错配,流动性风险受到制约,同时为经济体创造的流动性降低。

4.2 政策建议

(1) 建议商业银行在重视流动性风险的同时,要加强资产负债尤其是表外业务的流动性创造,增加盈利机会;各银行都应兼顾盈利性和稳定性,合理匹配资产负债的质量和期限结构,加强金融创新的风险测试,合理预判所需的流动性,提高商业银行的流动性风险的管控能力,注意监管指标的科学使用。

(2) 建议监管当局针对不同类型的银行制定差异化的监管标准,实施有针对性的监管手段。前瞻性和稳健性以及对于异质性银行的差异化调控也应该受到重视。施行有效的监督政策,兼顾银行体系稳定性与流动性创造的和谐发展。

参考文献

[1]邓超,周峰,唐莹. 过度贷款对中国商业银行流动性创造的影响研究[J]. 金融经济研究, 2015, (06):39~48

[2]孙莎,李明,刘莉亚. 商业银行流动性创造与资本充足率关系研究——来自中国银行业的经验证据[J]. 财经研究, 2014, (07):65~76+144

[3]隋洋,白雨石.中资银行应对流动性监管最新要求的策略研究[J].国际金融研究,2015,(01):62~69

[4]王周伟,王衡.货币政策、银行异质性与流动性创造——基于中国银行业的动态面板数据分析[J].国际金融研究,2016,(02):52~65

[5]Allen F,Gale D.Financial Intermediaries and Markets [J]. Econometrica, 2004, 72(4) : 1023-1061

[6]Berger A N,Bouwman C H S.Bank liquidity creation[J].The Review of Finance Studies,2009,22(9):3779~3837

[7]Diamond D W,Dybvig P H.Bank runs,deposit insurance,and liquidity[J].Journal of Political Economy,1983,91(3):401~419

法
律

“多次索贿”情节的理解与适用

文娜

摘要：《刑法修正案九》关于贪污受贿罪中的修改适应了当前经济和反腐形势的发展，一改先前“唯数额论”的定罪量刑模式，针对其出台的司法解释亦为规范司法实践中办理贪污受贿案件提供了规范化指导，其中司法解释将“多次索贿”作为受贿罪的其他定罪量刑情节。我国刑法中关于财产犯罪中有多处将多次违法行为犯罪化的规定，相关司法解释也对时间间隔、单次行为的数额要求以及既未遂问题作出了相关规定，但“多次索贿”情节在理解上和适用上存在次数认定是否有时间限制、次数的数额要求以及次数既未遂等问题，在司法解释未明确规定的情况下，“多次索贿”情节的合理适用成为司法解释出台后亟需解决的问题，否则会造成实务中的错用、滥用。笔者在前人的基础上尝试从上述问题对“多次索贿”情节的理解与适用进行探索，论述其应与其他相关财产犯罪中关于“多次”的理解和适用有所区分。

关键词：受贿罪；多次索贿；数额

针对《刑法修正案九》出台的《关于办理贪污贿赂刑事案件适用法律若干问题的解释》（以下简称《解释》）进一步规范了受贿案件的办理，明确了定罪量刑的数额与情节，但由于规定的较为笼统，导致司法实践适用无法适从，“多次索贿”情节便是较为突出的事例。关于多次情节犯罪化的立法和司法解释在我国刑事立法上并不是寥若晨星，“多次盗窃”、“多次抢劫”、“多次敲诈勒索”等以及《刑法修正案九》增添的“多次抢夺”，《解释》亦将“多次索贿”作为定罪量刑的情节。毫无疑问，理论上与司法实践中都认为“多次”是指3次以上，然而多次索贿与上述多次情节的理解和适用在理论上并没有很清晰。因此，笔者尝试从多次索贿的次数的时间间隔、单次数额要求以及多次中既未遂形态，提出自己的一些看法，希望可以对多次索贿情节的规范化适用提供些许参考意义。

1. 多次违法行为犯罪化的理论依据

查阅有关的刑法条文，我们不难发现，多次违法行为犯罪化的现象在我国刑法和相关的司法解释中并不是凤毛麟角，并有逐渐增多的趋势。有关多次违法刑法犯罪化的理

论依据,主要有**人身危险性说**、**人格责任说**、**量变质变说**和**社会危害性说**等^①。概言之,人身危险性说主要是指**犯罪行为**人多次实行违法行为,不知悔改,体现了其主观恶性,人身危险性大,因此有必要犯罪化。人格责任论是指:“单纯对客观损害性和主观恶性的行为作出规定,此种行为的社会危害性还不足以达到刑法的规制范围,于是必须通过强调表现行为人人格危险性的要件,从而使行为在整体上达到犯罪的程度”^②量变质变说主要是从唯物辩证法的角度看,违法行为累积到一定程度就会发生质的变化,而多次违法行为犯罪化就是量变到质变的过程。社会危害性说是指每次违法行为尚未达到危害社会的程度,但将多次违法行为作为一个整体,综合评价,就体现出行为人的主观恶性和人身危险性。毋庸置疑,多次违法行为犯罪化的立法技术是预防犯罪防微杜渐的一种方法,同时也体现了我国注重人权保障的理念。赵亮教授在其著作中也提及到:“多次行为犯罪化的立法目的是前期为了防范行为人在多次实施违法行为造成严重的社会危害,加之行为人无视国家秩序维护,不知悔改、蓄意为之的特定情形。为了有效控制类似违法犯罪行为的发生,对该类行为给予刑事处罚,期望稳定转型时期的社会秩序和保护相关的法益”。^③因此,笔者赞同社会危害性说,“社会危害性”是我国刑法学中一个基础概念。但在我国刑法中其常为学者们所批判,有学者甚至认为只要社会危害性在我国刑法中占据统治地位,我国的刑事法治就得不到发展。^④尽管如此,社会危害性仍是判断罪与非罪的标准,根据我国《刑法》第13条的规定,我国采取的是定罪+定量的立法模式,并且社会危害性也有大小之分,并不是所有具有社会危害性都由刑法规制。由于其他法律也以一定的手段履行着保护法益的任务,所以,刑法只能将值得科处刑罚的侵犯法益的行为规定为犯罪。^⑤因此,多次违法行为说明行为人主观恶性强,行为人的行为的社会危害性达到了刑法的规制范围。司法解释将多次索贿作为定罪量刑情节,正是因为“多次”说明行为人主观恶性强,主动侵犯国家工作人员职务行为的不可收买性,破坏国家工作人员在人民心中的地位,屡教不改,超出了其他法律或者党纪党规的规制范围。

2. “多次索贿”中“多次”的理解与适用

司法解释将多次索贿作为定罪量刑的情节,体现了我国当前对贪污腐败之风的严厉打击,有助于推进肃清贪污腐败之风的进程。但“多次索贿”与“多次盗窃”、“多次抢劫”等多次犯之间的界限以及适用并不是很清晰。

^①叶萍,张志勋.多次违法行为犯罪化的立法研究[J].河南大学学报.2016(3):73~74

^②胡东平.人格导入定罪研究[D].武汉:武汉大学,2010

^③赵亮.当代中国社会转型时期的刑事政策调整[M].北京:法律出版社,2013:144

^④黎宏.刑法总论问题思考[M].北京:中国人民大学出版社,2016:97

^⑤张明楷.刑法学[M].北京:法律出版社,2016:88

2.1 “多次索贿”的时间限制问题

多次索贿之间是否要求时间的限制,类似多次盗窃的规定(多次盗窃的多次是指两年以内盗窃三次以上),周光权教授指出:对多次索贿的,司法解释没有做如此限制,体现了司法上从严惩治受贿犯罪的意图,这和多次抢劫没有时间间隔的限制是相同的道理。^①笔者认为,对于多次索贿没有必要要求时间的限制,但与抢劫罪无时间限制要求还是存在区别的,多次抢劫没有规定时间的限制,是为了从严惩治抢劫犯罪不然,但《两抢意见》中指出“多次”的认定应该以单次抢劫行为构成犯罪为基础,然后综合其他因素分析认定;这说明“多次抢劫”作了严格的限制解释。如果只是为了严惩抢劫犯罪,不需要规定单次抢劫行为构成犯罪。最新出台的《解释》没有规定多次索贿的时间限制,笔者认为有如下几个原因:一是为了严惩受贿犯罪。索贿行为不仅侵犯了职务行为的不可收买性,破坏了国家机关的公信力,败坏了形象,也体现了行为人的主动意图;二是由于受贿行为具有隐蔽性,一般都是行为人与对方两人隐秘的交易,通常也是采用隐秘的交易手段,不易察觉,距离东窗事发时间太长,如果要求具有时间限制,在一定程度上放纵了犯罪分子,这与我国目前严厉打击贪腐之风、肃清乱纲违纪行为的特定刑事政策相违背。当然,也有学者认为,应当规定一定的时间段,否则极易与连续犯相混淆,又或是容易突破《刑法》第87条追诉期限的原则性规定。^②对此,张明楷教授提出,多次犯虽然可能是连续犯,但不等同于连续犯。当分则条文将“多次”规定为法定刑升格条件时,或者规定对“多次”犯罪累计数额时,即使行为人多次实施的相同行为均独立构成犯罪,也不需要认定为数罪,而是包括的评价为一罪。^③

2.2 单次索贿的数额要求及计算标准

多次索贿中单次索贿是否要求达到一定的数额标准?《解释》规定受贿数额在一万元以上不满三万元,具有多次索贿的;为他人谋取不正当利益,致使公共财产、国家和人民利益遭受损失的;为他人谋取职务提拔、调整的情节可以定罪量刑(以下简称其他特别情节)。可以看出,司法解释并没有规定单次索贿要求数额,而是将多次索贿评价为一个定罪量刑整体。但如果行为人多次索贿未达到一万元?是否应该定罪量刑?周光权教授认为,多次索贿表明行为人的主观恶性较之收受贿赂大,行为人主动违反行为规范,有必要在定罪量刑时考虑,所以,通常情况下以次数为标准,没有数额限制,同时也不要要求单次都需达到一定的数额要求,但如果数额确实很小(例如受贿人索贿几百元

^①周光权.论受贿罪的情节——基于最新司法解释的分析[J].政治与法律.2016(08):34

^②陈伟,熊波.“多次索贿”犯罪情节的认知及其规范化适用——基于<关于办理贪污贿赂刑事案件适用法律若干问题的解释>第1条的立法检视[J].法律适用.2017(13):74

^③张明楷.刑法学[M].北京:法律出版社,2016:479

或几千元),此次索贿行为并没有达到刑法的处罚程度,就可以不将此次行为计算在“多次”的次数中,这和多次盗窃中单次盗窃的财物数额极其微小,不计入次数的道理相同。^①也有学者认为:“数额应当涵盖在次数范畴之下,对于多次财产犯罪中几百元的之类的行为完全没必要评价在该情节之中,否则有违刑法谦抑性和不得已原则”。^②对此,理论上莫衷一是。

笔者认为,党的十八大以来,坚决依法从严惩治腐败犯罪的其中一个原因就是受贿罪侵犯了国家工作人员职务的不可收买性,违背了为民服务的宗旨,多次索贿亦是折射出国家工作人员在有责层面犯罪的主观恶性大,其与被动的收受贿赂更为严重,司法解释已经明文规定,数额达到一万元以上,具备其他特别情节就可以定罪量刑,如果要求单次索贿需达到一定的数额标准,就放纵了犯罪分子。因此,倘若受贿数额没有达到司法解释要求的标准,但又有多次索贿的情节,可以启动党纪处分程序进行从严处罚,这样可以更好地做到行政法与刑法的衔接,至于单次索贿的数额微小,只有几百元甚至更少,同样也应计算在次数中,只要总体的犯罪数额达到了司法解释规定的标准,就可以定罪量刑。或许有学者认为此种观点较苛刻,违背了保障人权的基本原则,如果要求单次索贿具有一定的数额,就会导致“有心人”钻法律空子,不厌其烦的将数额较大索贿的分数次数进行,这无疑是放纵犯罪分子,促使“苍蝇”变“老虎”,渐渐腐蚀当前的反腐形势。

行为人基于同一请求事项向对方多次索贿,应认定为多次索贿还是一次索贿?周光权教授认为可以考虑时间的长短来进行区分,如果相隔时间较短则可以认定为一次,如果相隔时间较长则认为是多次。^③此种方法在目前的司法实践中不失一种良策,但也存在值得揣摩的地方。时间的长短的界定具有主观色彩,两三天是长是短或许争议不大,一个星期、一个月是长还是短就没有那么好把握了。因此,笔者认为,除将考虑单次索贿之间的时间长短,还应综合行为人索贿的方式、请求人对索贿的回应等多种因素进行考虑。随着反腐形势的严峻,行为人一般不会直截了当的向对方索取财物,有的较为含糊和隐晦,加上受贿罪本身就具有隐蔽性,一般只会发生在行为人、请求人和受益的第三者的场合,侦查难度较大,行为人第一次就含蓄的表达索贿的意图,但请求人并没有领会,一个星期后,第二次基于同一事项向行为人请求时,行为人再次表达其索贿的意图,请求人基于此给予了行为人财物,在此情形下,笔者认为应认定为一次,因此,认

^①周光权.论受贿罪的情节——基于最新司法解释的分析[J].政治与法律.2016(08):33

^②陈伟,熊波.“多次索贿”犯罪情节的认知及其规范化适用—基于<关于办理贪污贿赂刑事案件适用法律若干问题的解释>第1条的立法检视[J].法律适用.2017(13):74

^③周光权.论受贿罪的情节——基于最新司法解释的分析[J].政治与法律.2016(08):34

定索贿的次数不能单靠时间的长短来衡量。

2.3 “多次索贿”未完成形态的理解

关于受贿罪中多次索贿的既未遂问题,周光权教授指出:国家工作人员索贿的,提出要求就成立犯罪,但并不成立既遂。犯罪既遂条件和犯罪成立条件并不具有同一性。因此,国家工作人员索贿,但对方没有作出反应的,或者受贿人、行贿人就贿赂的提供与接受事宜达成一致意见,但后来又解除约定的,都只成立受贿罪的未遂。^①那多次索贿中,一次未遂或两次未遂甚至三次未遂时是否属于多次索贿,陈伟教授认为,在多次索贿中,不管是一次未遂,两次既遂或者是两次未遂,一次既遂,都应该认为是多次索贿行为整体的既遂,而周光权教授认为,如果考虑索贿行为的严重危害性,对明确提出数额较大及其以上的索贿要求但未遂的,也完全应当认定为1次索贿,没有必要要求每次索贿都达到既遂状态。^②笔者认为,多次索贿行为应该作为一个整体评价,不需要区分单次行为的既未遂形态,如果需要每次索贿行为都达到既遂的形态,这显然采取了限制解释,与当前严峻的反腐形势背道而驰,也不符合立法者的初衷。如前所述,在行为人基于同一事项向同一请求人多次索贿时,如果参照提出要求即为犯罪的说法,这显然是不利于保障人权的。

3. 多次索贿在司法解释中的不同地位

《刑法修正案(九)》对受贿罪的修改从之前的“唯数额论”到现在的“数额+情节”,使得刑法关于贪污受贿罪的设置更加合理,有效的减少以往不均衡的量刑现象,《解释》的出台进一步为司法实践中办理贪污受贿案件提供了更加规范的指导,但关于《解释》的一些规定还需仔细探讨。该《解释》第1条规定,受贿罪的定罪数额一般为三万元,但一万元以上不满三万元,具有其他特别情节可以定罪。以“多次索贿”为例,行为人受贿数额不满三万元,但具有多次索贿情节,依然可以入罪,此时,多次索贿情节为入罪标准,而《解释》第2、3条规定,受贿数额在十万元以上不满二十万元,受贿数额在一百五十万元不满三百万元,具有多次索贿情节,要加重处罚,此时多次索贿情节变为加重量刑情节,此种设置使多次索贿情节在司法实践出现不合理的运用,尤其是在索贿数额占总的犯罪数额比例较小时,此种量刑不合理现象更甚。

例如:行为人A受贿17万元,但具有多次索贿的情节,但每次索贿数额为两三千甚至更少,而行为人B受贿270万,不具有索贿情节,则两人都在三年以上十年以下有期徒刑同一量刑幅度内。针对上述两种情况,实践中有人提出可以将索贿的数额进行翻

^①周光权.刑法各论(第三版)[M].北京:中国人民大学出版社,2016:480

^②周光权.论受贿罪的情节——基于最新司法解释的分析[J].政治与法律,2016(08):34

倍折算,将折算后的数额加上收受贿赂的数额即为全部的受贿罪的数额,而后在进行量刑,周光权教授认为,要求索贿数额需达到法定升格刑的规定或进行翻倍折算具有之前“唯数额论”的趋势,与《刑法修正案(九)》的立法主旨相违背,没有重视索贿行为自身的严重危害性,只要达到了司法解释的标准就应该在其幅度内量刑,只是在量刑时应有所侧重。笔者赞同周光权教授的观点,将索贿数额进行翻倍折算,看似可以统一量刑标准,其实不然,由于各地区经济的发展不平衡,按比例折算会出现严重的量刑不均衡现象。因此,以上述案例为例,行为人A应综合各种因素考虑,靠近起点刑量刑,而行为人B综合各种因素考虑,在量刑幅度中间偏上量刑,此种做法不失为目前实务中处理多次索贿情节作为加重处罚情节的有效方式。

4. 结语

多次索贿情节中次数的界定应与我国刑法中其他多次违法行为犯罪化相区分,在司法解释没有明确规定亦或有争议时不能照搬其他财产犯罪的解释,应立足于当前的反腐形势进行适用,多次索贿中的多次没有时间限制,单次索贿也没有数额要求,但多次索贿作为加重量刑情节时,对多次索贿数额在总的犯罪数额所占比例较小时,量刑时应予以区分。行为人基于同一事由多次向同一请求人索贿时,要综合单次索贿的时间,索贿的方式、对方的回应等综合判断其次数,多次索贿中单次索贿并不没有每次索贿都需达到既遂形态,应将多次索贿作为一个整体评价。

参考文献

- [1]陈伟,熊波.“多次索贿”犯罪情节的认知及其规范化适用——基于《关于办理贪污贿赂刑事案件适用法律若干问题的解释》第1条的立法检视[J].法律适用,2017,(13):69-77
- [2]胡东平.人格导入定罪研究[D].武汉大学,2010
- [3]黎宏.刑法总论问题思考[M].中国人民大学出版社,2007
- [4]叶萍,张志勋.多次违法行为犯罪化的立法研究[J].河南大学学报(社会科学版),2016,56(03):71-76
- [5]张明楷.刑法学[M].北京大学出版社,2016
- [6]赵亮.当代中国社会转型时期的刑事政策调整[D].吉林大学,2008
- [7]周光权.论受贿罪的情节——基于最新司法解释的分析[J].政治与法律,2016,(08):32-46
- [8]周光权.刑法各论[M].中国人民大学出版社,2016

文
史
哲

国内迷笛音乐节的发展运营模式分析

夏佳慧

摘要: 迷笛音乐节是中国首个原创音乐节,是中国最著名的户外音乐节品牌之一,它的观众由最初的几千人发展到几万人,形成了长江迷笛、上海迷笛、深圳迷笛等附属品牌,成为国内音乐节产业的开拓者和引导者,但中国消费者对迷笛音乐节的认识还比较缺乏。本论文主要运用文献法及调查法,通过对国内迷笛音乐节的发展运营模式这一命题入手进行探究,分析其起源与发展、运营模式,旨在挖掘国内迷笛音乐节所具备的优势,探讨出国内迷笛音乐节举办成功的因素,为全国其他地方的音乐节举办提供借鉴意义和价值。

关键词: 迷笛音乐节; 运营模式; 优势分析

1.国内迷笛音乐节的起源与发展

1.1 迷笛音乐节的起源

1993年初,迷笛音乐学校在北京正式建立,它是中国第一所当代民办音乐学校,而“迷笛音乐节”就是由它开办的国内第一个原创音乐节。2000年5月,首届迷笛音乐节在北京迷笛音乐学校大礼堂进行,那时它还只是一个校友联欢音乐会,其后经历十多年的成长,已经成为了家喻户晓的户外音乐节,在此期间,一年一度的迷笛音乐节每年都将邀请数十名知名乐队来表演,甚至数以万计的歌迷从世界各地涌来,国内外著名媒体也会关注其动态,以及报道相关新闻。

1.2 迷笛音乐节的发展轨迹

2000年,迷笛音乐学校举办首届迷笛音乐节,截止到2017年5月,迷笛音乐节已成功举行了38届,举办地包含了北京、上海、苏州太湖等地,并陆陆续续在中国多个都市生根发芽。

迷笛音乐节第一届到第四届都是在迷笛音乐学校举行,当时的音乐节还只是一个稍大的音乐聚会,2000年5月,首届迷笛音乐节就有近30支乐队演出,每日观众近千人。到了2001年五月的第二届迷笛音乐节,参与演出的乐队也由30支上升到了40

多支乐队，观众也由近千人上升到了2000人。2002年5月，第三届迷笛音乐节正式开始，这次音乐节格外隆重，参与此次音乐节的50余支优秀乐队来自世界各地，每天的观众达到了约4000人次，此次迷笛音乐节也被媒体誉为中国首次真正意义上的露天摇滚音乐节。

随后，迷笛音乐节不再拘泥于校园内，2004年10月，第五届迷笛音乐节在北京国际雕塑公园举办，这是一场长达4天的音乐盛会，有四十五支摇滚乐队登台表演，每天都吸引了数千位来自世界各地的观众。随后几届，迷笛音乐节规模不断在扩大，参与的观众人数由数千人上升到了数万人，舞台数目增至4个，前来参演的乐队也上升至50只，音乐形式也变得丰富多彩。到了第八届，迷笛音乐节规模更宏大，舞台从四个增加了五个，同时，电子体验舞台在第四天的时候增加了“民谣日”，这是迷笛音乐节首次增设民谣音乐的表演。此次参演的中外乐队及艺人近800人。每日观众达到了3万。

2009年5月，这次举办的迷笛音乐节是特别的——以“十年”为主题，初次在异地举办音乐节，同时与镇江政府合作，演出场地选在了镇江江苏大学附近。由此届开始，迷笛音乐节走出了北京，走向了世界各地。

2010年10月，第十二届长江迷笛音乐节在镇江举办，包括Soulfly、Loudness、Shadows Fall、Finntroll在内的四大金属乐团倾力助阵的演出阵容，打造了中国户外音乐节最光辉的金属全盛时期。四天的时间，观众的人数就达到了将近十万人次，此次音乐节也让迷笛音乐节被《纽约时报》评价为国内最棒的音乐现场。

2013年5月，第二十一届深圳MIDI音乐节在深圳龙岗大运中心举行。这一次，中国最大的户外摇滚音乐节迷笛音乐节终于开到了岭南！将近有百余只国内外乐队及音乐家受到邀请，三天十万人次的盛况，创下了中国户外音乐节最盛大的规模纪录。直至今日，迷笛音乐节还在不断发展，不断完善，为走出国门，走向世界做准备。

2.国内迷笛音乐节的运营模式分析

2.1 迷笛音乐节的运营流程

迷笛音乐节是一个十分庞大的体系，包含音乐节的演出策划，包含合作的对象，就像是一个大工业的生产，一切都是集装箱拉来，有条不紊地运作。

首先是需要制定一个演出策划文案，其中包括选择合适的场地，乐队统筹管理，音乐节审批与公众事务，音乐节财务管理，门票定价，基础设施，音乐节的设计，舞台制作，乐队服务，观众服务，安全管理，后勤管理等等。策划完成以后再根据这份策划案寻找赞助商，同时去邀请有内外知名的乐队及音乐人，与国内外乐队或艺人进行沟通，解决他们所提出的要求。随后找到宣传合作单位，比如电视台、报纸等等。此外，迷笛

音乐节组织者还开始在网络上招募志愿者，志愿者数量以演出的规模而定。然后准备批文，这是整个演出最最关键的。最后定好了时间与地点，迷笛音乐节的在前几个月会开始大范围宣传，乐队演出时间表也会在这个时间制定出来，随后开始搭建舞台，志愿者开会，定岗位等等，这样一个流程下来，迷笛音乐节就可以正常举行了。

（1）乐队统筹管理

迷笛音乐节需要优秀的乐队、音乐人，这个就涉及到了演出经纪、演出合同等。另外还有乐队审批，全部需要表演的乐曲、歌词都需要去听和管理。另外从乐队拿到设备清单、行程安排、乐队产品销售等一些要求，迷笛都会有专门的人去解决。有些乐队有他们的衍生品，比如玩偶、杯子等，迷笛会专门给这些乐队提供帮助。

（2）音乐节的合作

这个包括赞助商。迷笛有市场总监来专门谈赞助与合作。越来越多的国内外著名品牌加入了迷笛，比如还有每年迷笛都会定制“ZIPPO 打火机”。

除了赞助商，还有商家与厂家。好比这几年，迷笛一直和德国著名的音响品牌“森海塞尔”公司合作，他们会提供迷笛在中国各站所需要的音响、调音台、麦克风等设备。另外与媒体的宣传合作，迷笛也有专门的媒体总监，他会时时刻刻与合作的媒体洽谈。

（3）基础设施

迷笛对于基础设施这方面他是十分看重的，其中这些基础设施就包含了停车场、露营区、安全护栏、移动篷房、移动厕所、水电以及排污等等，比如迷笛在2013年提供了100个移动卫生间，结果很多观众反应排队时间太长，厕所太少，所以到了2014年长江迷笛音乐节，移动卫生间就增加到200个，迷笛在此方面是做得很不错的

（4）音乐节的设计

迷笛音乐节有自己的设计团队，每年都会根据主题的不同来设计海报、门票和舞台布景等等，同时也会与赞助商、餐饮商洽谈，为他们设计活动区与贩卖区。

（5）安全管理

每年迷笛音乐节，在安全方面都会做的十分仔细，在音乐节入口处会设置安检；在舞台方面，会有大批保卫人员以及护栏；在场地上，也会有大批保卫人员保卫观众的安危等等。迷笛音乐节一直秉承者安全第一的原则，一直都在和有关部门沟通，尽最大可能将安全隐患降为零。

2.2 迷笛音乐节的盈利模式

国内外户外音乐节其主要收入方式都是：门票收入、政府补贴收入以及其他收入。

（1）门票收入

国内外户外音乐节主要从门票销售收入中收回成本、获得盈利。最早的迷笛音乐节刚起步时是免费的，2004年以后，随着演出场地的变化，迷笛开始售票，从10元门票涨到了50元门票。随着市场慢慢转好，迷笛音乐节的票价也在不断升高，但是涨幅不大，比较稳定，直到现在迷笛的单日门票也只有100到200元直接，相比其他音乐节便宜了不少。虽然门票价格不高，但是还是有所盈利，比如2013年五一期间，迷笛在北京和上海演出，单日票价为120元，吸引了约12万人次，据估计，这次北京迷笛和上海迷笛都略有盈利。

但迷笛音乐节在门票价格方面起点较低，而且一旦确定了价格，就会保证两年不变，到现在为止，迷笛音乐节的门票价格还是在200元以内，如果只依靠门票销售收入收回成本，还是存在着一定难度。

（2）政府补贴收入

因为举行户外音乐节一般都能为举办城市带来很好的宣传效果，所以各地方政府在提供各类审批便利的同时，也愿意为音乐节主办方提供一定的补贴。比如2010年迷笛与镇江政府合作举办的长江国际音乐节，镇江政府直接的资金支持就达到了500万元。这对迷笛音乐节的主办方来说，有了越发充足的资金保证，而对于镇江政府而言，通过迷笛音乐节的宣传效果，大大提升了镇江的知名度，拉动了镇江的经济，所得到的实际收入比上百万的投资高很多。

（3）其他收入

迷笛音乐节的其他收入包含了赞助商的赞助、衍生品的收入、现场餐饮、创意市集的摊位费及部分经营性收入。对于赞助商的赞助，迷笛音乐节只需要在活动场地给赞助商提供活动区，为他们打广告，这部分的收入比较大。其次，在迷笛音乐节上主办方经常会设立官方专辑售卖点，出售表演乐队的CD、迷笛音乐节周边纪念品、往届音乐节纪录片等等，同时也会设立“创意市集”这个区域，在创意市集上所卖得并不是品牌商品，而是一些纯手工制作的创意小物件，例如T恤、帽子、徽章、头巾等。随着中国创意产业的不断发展，迷笛正努力将一个单纯的户外活动场所变成为一个集合了现场表演、时尚餐饮、富有内容的创意市场等具有丰富内容的户外区域，而在这方面所获得的收入也将会成为音乐节新的利润来源。

3.国内迷笛音乐节的优势分析

3.1 精良的演出制作以及完善的配套设施

在乐队方面，迷笛音乐学校为迷笛音乐节提供了大量的优秀音乐团队，同时，迷笛音乐节也会邀请来自于世界各地的著名乐队以及国内的当红明星等，丰富了演出类别；

在舞台方面,迷笛会设立不同音乐风格的小舞台,满足不同音乐风格的观众;在音乐创作方面,迷笛坚持原创与真实;在演出的设备方面,迷笛采用了世界著名的音响设备以及灯光设备,极大提高了现场的音响效果和视觉效果,极富感染力;在策划方面,迷笛有自己的专业团队,对基础设施建设以及现场安全等都处理的非常好。

迷笛音乐节在配套设施这方面做的十分的完善,在现场,迷笛拥有轻便快捷的饮食,容量超大的停车场,近两百个移动卫生间以及开阔的露营场地,为观众提供了一个自由的环境。

3.2 合理的票价与坚实的精神内核

迷笛音乐节的票价从开始的免费,经过十几年,到现在的100元至200元之间,虽然一直在升高,但是涨幅不大,比较稳定,而且迷笛坚持一旦票价改变,两年不涨的原则,相对于其他音乐节来说,迷笛音乐节比较合理,因为迷笛音乐节的观众大多都是学生,符合大多观众的收入以及消费,因此也吸引了不少人来参加,为迷笛音乐节成为中国最大的户外音乐节之一打下了坚实的观众基础。

在精神方面,每一年,迷笛音乐节的主题都有所不同,但是迷笛一直致力于通过音乐节的主题和口号启迪、鼓舞中国年轻人的思想和行动,传递给观众精神内涵。

3.3 规范化的运营

迷笛音乐节能成为一个成功的音乐品牌,离不开迷笛规范化的运营。迷笛在策划一场音乐节之前,都会有一个完整的策划方案与流程,迷笛的所有策划人员以及工作人员都会严格按照流程执行;在门票方面,为了避免假票、高价兜售门票等不规范的票务行为,迷笛音乐节的门票大多数都会在网上销售,这样就最大程度上避免了可能出现的扰乱票务市场的行为,也保证了户外音乐节规范化的运营。

4. 总结

综上所述,迷笛音乐节成功的原因是全方位的:精良的演出制作以及完善的配套设施、合理的票价与坚实的精神内核以及规范化的运营等等,当然,迷笛音乐节的这些成功的因素都是迷笛长期坚持的结果,如果没有长期以来的磨炼,没有长期的经验累计,想成为中国著名的户外音乐节品牌之一是不太可能的。

我希望迷笛音乐节成功的经验能够为其他音乐节提供借鉴,中国能够多出现一批较为成熟的户外音乐节品牌,为音乐人提供一个好的平台,给观众带来自由的气氛,给举办地带来经济效益,但在借鉴迷笛音乐节成功的因素过程中,我们也不能一味照搬,必须结合自身实际对这些成功经验进行适当的利用,探索出一条适合自身发展的本土化道路。

参考文献

- [1]金燕.大型露天摇滚音乐节可以盈利吗——迷笛音乐节个案分析[J].艺术评论.2008(04)
- [2]朱岑郁.国内户外音乐节运营问题研究[D].南京:南京艺术学院,2014
- [3]陈长华.中国大陆户外音乐节发展现状研究[D].山东:山东大学艺术学院,2013
- [4]刘妮丽.十年迷笛:中国现代音乐节的盈利路[N].北京商报.2009:4-27(C09)

《弗兰肯斯坦》的女性主义视角解读

周 静

摘 要:英国女性主义作家玛丽·雪莱创作的小说《弗兰肯斯坦》影响深远,在西方文坛,它被公认为世界上第一部科幻小说。本文通过分析小说中主要人物及其心理、行为,运用女性主义相关理论,一方面展现了在当时父权制的社会,女性地位低下,恪守着传统的性别角色。另一方面,此小说通过描述女性的力量,又动摇了女性柔弱这一观点。本文将对这一自相矛盾的观点展开相关论述。

关键词:弗兰肯斯坦; 女性主义; 父权制; 玛丽·雪莱

1. 作者及故事内容简介

小说《弗兰肯斯坦》是英国女性主义作家玛丽·雪莱(Mary Shelley, 1797--1851)创作的第一部作品,也是她最被世人所熟知的作品。自出版以来,颇受读者欢迎。在西方文坛,《弗兰肯斯坦》被公认为世界上第一部科幻小说。

玛丽·雪莱是英国浪漫主义诗人珀西·比希·雪莱(Percy Bysshe Shelley)第二任妻子。玛丽·雪莱的父亲是一名自由主义者,母亲是著名的女权主义者,因此,玛丽·雪莱从小就受到自由主义和女权主义思想的熏陶。

《弗兰肯斯坦》这部小说的主角弗兰肯斯坦是一名生物学家,他用停尸房中不同尸体的器官拼凑出了一个身材高大且丑陋无比的怪物。怪物天性善良、渴望爱情,因此恳求弗兰肯斯坦再造一个女同伴给他。弗兰肯斯坦起初答应了,可是由于担心怪物繁殖的后代会威胁到人类安全,便亲手毁掉了即将完工的女怪物。恼羞成怒的怪物开始了一系列疯狂的报复,先后杀死了弗兰肯斯坦的妻子、弟弟等至亲好友。弗兰肯斯坦决心一定要灭掉这个令人发指的怪物,一路奔波,不辞辛苦,最终病逝,而怪物也自焚而亡。

2. 《弗兰肯斯坦》国内外研究现状

国内外对《弗兰肯斯坦》这部小说的研究主要集中于以下几个方面:

(1)警示人们要节制个人欲望,尊重社会规律,对现代化进程中个人和社会问题进行了超前的关注和思考。

本文作者:周静,江西财经大学外国语学院研究生,研究方向:外国语言学及应用语言学

例如张金凤在《现代寓言〈弗兰肯斯坦〉》一文中对人类无限追求科学知识、滥用科学知识所带来后果产生了担忧。陈姝波的《悔悟激情——重读〈弗兰肯斯坦〉》阐述了相似的观点。Gary Harrison 和 William L. Gannon 的《Victor Frankenstein's Institutional Review Board Proposal》、Davies H 的《Can Mary Shelley's Frankenstein be read as an early research ethics text?》都对怪物所带来的道德伦理问题进行了探讨。Mark Dougherty 的文章具有前瞻性, 预见人工智能大力发展的今天, 其可能带来的伦理和道德风险。

(2) 对《弗兰肯斯坦》中的人物进行分析。

有分析书中怪物的, 例如杜伟的《〈弗兰肯斯坦〉中怪物的心理历程》、崔楠的《〈弗兰肯斯坦〉中怪物的身份认同与建构之解析》、Ronald Britton 的《Mary Shelley's Frankenstein: what made the Monster monstrous?》探讨了怪物之所以为怪物的原因。有分析弗兰肯斯坦的, 例如李增、龙瑞翠的《维克多·弗兰肯斯坦——一个不可信的叙述者》、霍晓珊的《〈弗兰肯斯坦〉对身份的寻求与认同》。

(3) 从女性主义视角进行分析。

例如朱岩岩的《女性主义批评的“母矿”——〈弗兰肯斯坦〉的国外女性主义批评研究》、郭方云的《怪物魔镜中的自我——〈弗兰肯斯坦〉造物神话的女性主义解读》、霍晓珊的《〈弗兰肯斯坦〉中人造怪人的女性隐喻》、李贵琼的《从女性主义角度解读玛丽·雪莱的〈弗兰肯斯坦〉》。

(4) 从生态主义角度进行解读。

例如魏伟的《对〈弗兰肯斯坦〉的生态批评解读》、许鹏云的《生态伦理学视野下的〈弗兰肯斯坦〉》、尹静媛的《浅析〈弗兰肯斯坦〉中的生态伦理观》。

(5) 从艺术特色角度鉴赏此小说, 主要探讨其蕴含的浪漫主义和哥特小说的美学思想。

例如姜原的《从〈弗兰肯斯坦〉看哥特小说的审美与转型》、侯丹的《对浪漫理想主义的阐释与反拨——评〈弗兰肯斯坦〉》、郑博仁的《解放了的弗兰肯斯坦——浪漫主义与哥特文学传统在玛丽·雪莱〈弗兰肯斯坦〉, 或现代普罗米修斯〉中的体现》。

(6) 相似作品的横向对比。

例如张晓的《〈弗兰肯斯坦〉和〈摩罗博士的岛〉中的疯狂科学家》, 它们都采用了“疯狂科学家”的科幻主题, 探讨科学家妄图造人, 随意干预自然法规产生的后果。郭海平的《论〈白鲸〉与〈弗兰肯斯坦〉的互文》, 认为《白鲸》是《弗兰肯斯坦》的反科学技术主题的延续, 执着不悔的亚哈则是对忏悔的弗兰肯斯坦的创造性背叛, 就这两者的互文关系展开论述。Ralph Pordzik 的《Fiction, the Law, and the Docile Body: The Uncanny

Presence of Kant and the Marquis de Sade in Mary Shelley's *Frankenstein*》把萨德·朱斯蒂娜的《*Justine, ou les Malheurs de la vertu*》和玛丽·雪莱的《*弗兰肯斯坦*》进行了比较, 它们的共同点是现代社会所谓的司法制度已经变成了一种工具性的力量, 把个人变成了顺从社会的个体。Leandro Gaffo 则把希腊神话中的奥德修斯和弗兰肯斯坦进行了比较。

(7) 解析小说的作者玛丽·雪莱。

龚雯的《从〈弗兰肯斯坦〉看玛丽·雪莱的伦理道德思想》解析了玛丽·雪莱伦理道德思想的来源, 并评价了其伦理观。陈静的《从〈弗兰肯斯坦〉初探玛丽·雪莱的浪漫主义观》阐述了该小说体现的浪漫主义唯美和哥特式恐怖。读者可以初探作者玛丽·雪莱对当时浪漫主义的态度。Kristen Lacefield 的《*Mary Shelley's Frankenstein, the Guillotine, and Modern Ontological Anxiety*》指出科学家 Giovanni Aldin 在法国大革命期间对断头台的尸体进行的实验, 影响了玛丽·雪莱创作小说《*弗兰肯斯坦*》。此外, 还有 Anthony F. Badalamenti 的《*Why did Mary Shelley Write Frankenstein?*》从多方面更加详细地论述了玛丽·雪莱创造此作品的原因。

3. 女性主义批评理论简介

女性主义批评是当代西方文艺理论之一, 随着西方女权主义的持续高涨, 女性主义应运而生并不断发展壮大, 这也是女权主义在文化领域的成果。它最早出现于 20 世纪 60 年代末 70 年代初的欧美, 至今仍在不断发展。所有女性主义的活动, 包括女性主义文学批评, 最终的目标都是促进男女在现实世界中实现平等。

女性主义批评理论重点考察的是, 文学以及其他文化产物是如何强化或弱化女性在经济、政治、社会和心理等层面遭受压迫的。女性主义批评理论为了更好地颠覆父权制社会的文化体系, 广泛吸收当时非常有影响力的其他理论, 比如精神分析理论、马克思主义理论、解构主义理论等, 这也体现了女性主义批评理论的包容性和开放性。

4. 从女性主义角度解读《弗兰肯斯坦》

这部小说创作于十九世纪二十年代——父权制主导的年代。女性是传统价值观的守护者, 是没有工资的管家婆。在世人眼中, 这种存在方式是维持社会道德结构所必需的。如果女性稍微偏离她们的传统角色, 必然会导致家庭的瓦解和社会道德的滑坡。在十九世纪这个工业化的年代, 这种女性观成为主导父权制的意识形态。因为伴随着那时工业化的发展, 人们维持生计的方法不再是全家人待在一起靠农业或手工业为生, 而是很多男人们远走他乡, 到城里从事各种行业养家糊口。这样一来, 女性就失去了在家庭中的经济作用, 而成为了家庭中贤内助的角色, 也没有了与男性在职场上一较高下的能力。正是这样的经济结构让男性占据了经济的主导地位, 而维系这种主导地位要靠“女性应

该待在家中”这种观念。待在家中的女性应该着装符合规范，举止优雅，无权干涉男人们的行为。《弗兰肯斯坦》中的女性描写恰恰符合以上要求。弗兰肯斯坦的母亲卡罗琳娜由于父母亡故，沦为孤女，失去经济来源，一贫如洗，这时候弗兰肯斯坦的父亲出现在她身边，虽然比她年长许多，但是卡罗琳娜还是成为了他的妻子。虽然两人感情尚可，但作者也写道“这绝不是一个垂年老者对自己年轻妻子的溺爱，而是出于对她美德的景仰，并且在某种程度上，也是对她往昔所受痛苦的一种补偿”（刘新民，2014:22）。这可以反映出当时女性经济地位之低下，家中失去了男人，就意味着失去了经济来源。同时也看得出女性在遵守美德方面的重要性。卡罗琳娜摆脱孤苦无依、经济贫穷的状态也正是因为嫁给了享有崇高声誉的名门望族——弗兰肯斯坦的父亲，从此以后她就过上了衣食无忧的贵族生活。卡罗琳娜临终前对弗兰肯斯坦和他的未婚妻伊丽莎白说道：“我们家将来的幸福就寄托在你俩的结合上，这就是我最大的愿望。而现在，这一愿望也是对你们父亲的安慰。伊丽莎白，我亲爱的，请务必替我照顾好我的孩子”（刘新民，2014:33）。从这里也可以看出当时女性的主要任务还是“主内”，照顾好一大家子符合社会的道德准则，有利于家庭的和谐。

《弗兰肯斯坦》一书中的几个主要女性角色大都家世不好、结局悲惨。卡罗琳娜·波弗特原本家庭地位显赫，后来由于家业衰败，她的父亲带着她遁世隐居，勉强度日。父亲病逝，卡罗琳娜与和她父亲一般大的男子结婚，后来生下了弗兰肯斯坦。好在弗兰肯斯坦父亲很照顾卡罗琳娜，婚后生活还算幸福，但是卡罗琳娜出于一片好心，照顾身患猩红热的伊丽莎白，不幸感染，英年早逝。伊丽莎白——弗兰肯斯坦的妻子，长相俊美，本是米兰一贵族的女儿，她母亲在生下她后就去世了，她父亲为争取祖国的自由而斗争，却最终成为牺牲品，财产被没收，孩子成为孤儿。伊丽莎白被一对生活贫困的夫妻收养，后来碰到了卡罗琳娜，成为了弗兰肯斯坦家中的一员。在快乐中度过了童年，没想到却在新婚之夜惨死在弗兰肯斯坦拼凑出的怪物手中。“伊丽莎白就在那儿，一动不动，毫无声息地横躺在床上，脑袋耷拉着，头发遮掩了她半边苍白的、完全变了形的脸。现在，无论我转向何方，我都看到同一幅图景——她那毫无血色的双臂，她那被凶手抛在新娘棺架上的瘫软的躯体”（刘新民，2014:200）。从这段文字中可以看出当时伊丽莎白死时是多么地凄惨。贾丝婷·莫里茨出生于一个不幸的家庭，视她为掌上明珠的父亲早亡，母亲却把她当作眼中钉，百般虐待她，幸运的是卡罗琳娜让她摆脱了她残暴的母亲，在弗兰肯斯坦家做女佣。贾丝婷知恩图报，尽心侍奉卡罗琳娜一家人，没想到被怪物陷害杀死了弗兰肯斯坦的弟弟威廉，却无法为自己辩护，最终被处以绞刑。来自法国上流社会的阿加莎一家“心地善良，情操高尚，志趣高雅”（刘新民，2014:119）。因不满法国

政府对土耳其商人及其女儿萨菲草菅人命的行径,决定展开营救行动,没想到被捕入狱,财产和地位被剥夺,阿加莎从此过上了被流放的贫穷生活。而萨菲和她父亲遭到法国政府迫害后,过上了东躲西藏的生活,不过萨菲应该算是此书所有女性角色中结局最好的一个,她勇于追随自己的爱情,并最终和她相爱之人——阿加莎的哥哥走到了一起。

在父权制主导的社会,女性地位极其低下,附庸于男性,无权干涉男性的生活。弗兰肯斯坦和伊丽莎白青梅竹马、相亲相爱。弗兰肯斯坦去德国学习时,因为沉醉于创造出新生命的研究中,而很少给伊丽莎白写信。伊丽莎白虽然很想念弗兰肯斯坦,但却不敢过分打扰他,在她给弗兰肯斯坦的心中甚至用了乞求的语气写道:“我最亲爱的维克托,给我们写封信吧,哪怕是片言只字也会给我们带来福音的”(刘新民,2014:59),足可见伊丽莎白对弗兰肯斯坦的思念之情是多么深厚!由于怪物的折磨,让弗兰肯斯坦在伊丽莎白面前总是精神萎靡,焦虑不安,伊丽莎白虽看在眼里,却不敢多问,这也误让伊丽莎白觉得弗兰肯斯坦爱上了别人,不想和自己结合。她在信中用委曲求全的方式维护着自己对弗兰肯斯坦深深的爱,“我向你坦白地说,我爱你,而且在我对未来虚无缥缈的梦幻中,你已经成为我始终不渝的朋友和伴侣。我希望你获得幸福,同时也希望我自己幸福;因此,我向你明确表示,除非完全出于你的自愿,否则,我们的婚姻将会使我永远痛苦的”(刘新民,2014:191)。如此直白深切的爱意让人无比动容,面对自己爱着的人,即使他不爱自己了,也不敢勇敢地去追求,而是选择放弃。那个年代爱情的主动权掌握在男人手中,女人是被挑选的对象。

从以上分析可以看出,伊丽莎白、卡罗琳娜、贾丝婷、阿加莎、萨菲等女性,她们的言行恪守着传统道德要求,她们都扮演着“圣母”的角色。她们中的三位无微不至地关怀他人,她们甚至为了别人牺牲了自己的性命。伊丽莎白为了她的丈夫弗兰肯斯坦而死,是个十分称职的妻子;卡罗琳娜为了照顾伊丽莎白而死,是个十分称职的母亲;贾丝婷同样是为了弗兰肯斯坦而死,是个十分称职的仆人。就连萨菲勇于追求爱情的表现也可以看成是出于传统女性的强烈愿望——确保自己能找到丈夫。这些都表现出此小说强化了父权制的意识形态。

但另一方面,此小说中的女性角色又展示出了她们强大的力量,动摇了父权制社会女性柔弱的观点。卡罗琳娜的父亲破产后,只有卡罗琳娜无微不至地照顾他,当他们那点钱像流水般花去时,又是卡罗琳娜鼓起自谋生计的勇气,千方百计挣钱,勉强度日。卡罗琳娜可以说是她父亲唯一的经济支柱和精神支柱。贾丝婷在被怪物陷害为杀人凶手后,她并不畏惧,而是大义凛然地说道:“我并不怕死,我已不再被死亡的痛苦所折磨。上帝使我摆脱了懦弱,给了我勇气忍受最大的磨难”(刘新民,2014:181)。从贾丝婷身

上可以看出女性柔弱外表下原来是如此地坚强!萨菲蔑视见利忘义、不信守承诺的父亲,公开违背父权制思想严重的父亲,独自踏上了一次危险的旅行,只为寻找自己向往的爱情。就连书中的弗兰肯斯坦造出的怪物也可以说是女性权利的间接维护者。在十八世纪的欧洲,怪物的社会地位与女性相当。在人们的眼中,怪物总是低人一等,不能享受与人类同等的待遇。然而怪物却聪明伶俐,他自学成才,掌握了人类的语言。而且他能言善辩,连弗兰肯斯坦都被他的口才迷惑了。怪物希望自己能被人类所接受,平等地享受该有的权利,他甚至愿意为此做出自己的贡献,例如默默地帮助阿加莎一家人。在得不到人类的认可后,怪物希望自己跟人类一样,也能有个女伴,相互照顾,这也反映出怪物认为世界上不能只有男性的存在,还必须有女性。

对待父权制的态度,玛丽·雪莱在这部小说中展现出了她矛盾的一面。一方面,她很佩服她的母亲所写的反父权制的文章。包括她本人在现实生活中的行动也看得出她反对父权制的勇气,她与有妇之夫珀西·雪莱私奔,践踏了父权制社会的价值观。另一方面,玛丽·雪莱又极端依赖珀西·雪莱,甚至对他言听计从。

5. 结语

从上文的分析来看,我们对玛丽·雪莱创作的《弗兰肯斯坦》所蕴含的女性主义精神有了更清晰的认识。玛丽·雪莱作为一名女性作家,在当时的社会环境下能创作出如此具有深远影响的作品,实属不易。通过对女性主义批评理论关注的重点内容分析,文中所展示的女性的力量动摇了父权制社会女性更弱这一观点,但同时小说中某些行为的描述以及玛丽·雪莱生活中的表现又强化了父权制,这种对父权制意识形态相互矛盾的观点并不会影响《弗兰肯斯坦》这部小说的伟大和跨时代的意义,相反,这部小说对女性文学发展史的重塑及了解其思想都有着极其重要的意义,这应该也是小说的作者所希望看到的。

参考文献

- [1]玛丽·雪莱.弗兰肯斯坦[M].刘新民译.上海:上海译文出版社,2014
- [2]张金凤.现代寓言〈弗兰肯斯坦〉[J].解放军外国语学院学报,2008,(2):94~98
- [3]陈姝波.悔悟激情——重读〈弗兰肯斯坦〉[J].外国文学评论,2005,(2):129~136
- [4]杜伟.〈弗兰肯斯坦〉中怪物的心理历程[D].硕士学位论文,河北师范大学,2016
- [5]崔楠.〈弗兰肯斯坦〉中怪物的身份认同与建构之解析[J].牡丹江大学学报,2016,(4):116~118
- [6]李增,龙瑞翠.维克多·弗兰肯斯坦——一个不可信的叙述者[J].外语教学,

2006,(3):67~70

[7]霍晓珊.弗兰肯斯坦对身份的寻求与认同[D].硕士学位论文,华中师范大学,2006

[8]朱岩岩.女性主义批评的“母矿”——〈弗兰肯斯坦〉的国外女性主义批评研究[J].国外文学,2015,(4):48~54

[9]郭方云.怪物魔镜中的自我——〈弗兰肯斯坦〉造物神话的女性主义解读[J].重庆交通学院学报(社会科学版),2014,(1):81~85

[10]霍晓珊.〈弗兰肯斯坦〉中人造怪人的女性隐喻[J].洛阳师范学院学报,2009,(6):107~109

[11]李贵琼.从女性主义角度解读玛丽·雪莱的〈弗兰肯斯坦〉[D].硕士学位论文,四川师范大学,2016

[12]魏伟.对〈弗兰肯斯坦〉的生态批评解读[D].硕士学位论文,武汉理工大学,2008

[13]许鹏云.生态伦理学视野下的〈弗兰肯斯坦〉[D].硕士学位论文,重庆大学,2010.

[14]尹静媛.浅析〈弗兰肯斯坦〉中的生态伦理观[J].西安外国语大学学报,2010,(1):81~83

[15]姜原.从〈弗兰肯斯坦〉看哥特小说的审美与转型[D].硕士学位论文,浙江财经大学,2016

[16]侯丹.对浪漫理想主义的阐释与反拨——评〈弗兰肯斯坦〉[D].硕士学位论文,东北师范大学,2013

[17]郑博仁.解放了的弗兰肯斯坦——浪漫主义与哥特文学传统在玛丽·雪莱〈弗兰肯斯坦,或现代普罗米修斯〉中的体现[D].硕士学位论文,四川大学,2013

[18]张晓.〈弗兰肯斯坦〉和〈摩罗博士的岛〉中的疯狂科学家[D].硕士学位论文,上海外国语大学,2012

[19]郭海平.论〈白鲸〉与〈弗兰肯斯坦〉的互文[J].湖北社会科学,2010,(12):132~134

[20]龚雯.从〈弗兰肯斯坦〉看玛丽·雪莱的伦理道德思想[D].硕士学位论文,重庆大学,2007

[21]陈静.从〈弗兰肯斯坦〉初探玛丽·雪莱的浪漫主义观[J].安徽文学(下半月),2009,(10):216~218

[22]Gary Harrison,William L. Gannon. Victor Frankenstein's Institutional Review Board Proposal, 1790[J]. Science and Engineering Ethics, 2015, 21(5)

[23]Davies H. Can Mary Shelley's Frankenstein be read as an early research ethics

text?[J].*Medical Humanities*,2004,30(1)

[24]Mark Dougherty. Something Old, Something New, Something Borrowed, Something BluePart 2: From Frankenstein to Battlefield Drones; A Perspective on Machine Ethics[J].*Journal of Intelligent Systems*,2013,22(1)

[25]Ronald Britton. Mary Shelley's Frankenstein: what made the Monster monstrous?[J].*J Anal Psychol*,2015,60(1)

[26]Ralph Pordzik. Fiction, the Law, and the Docile Body: The Uncanny Presence of Kant and the Marquis de Sade in Mary Shelley's Frankenstein[J].*Zeitschrift für Anglistik und Amerikanistik*,2014,57(2)

[27]Leandro Gaffo. De Ulisses a Frankenstein ou do Confronto com a Natureza Exterior à Dominação da Natureza Interior[J].*REVER - Revista de Estudos da Religião*,2006,(3)

[28]Kristen Lacefield. Mary Shelley's Frankenstein, the Guillotine, and Modern Ontological Anxiety [J].*Text Matters*, 2016,6(1)

[29]Anthony F. Badalamenti. Why did Mary Shelley Write Frankenstein?[J].*Journal of Religion and Health*, 2006,45(1)

[30] Shelley Mary. Frankenstein[M].New York: Bantam Books,1981