

编委会主任：袁红林 荣 莉

主 编：袁红林 荣 莉 魏清华

执行主编：钟英娥 彭 悦 龚正虹

副 主 编：邱红萍 陈志愉 熊臻杰 邵 敏 戴 毅 杜士超 桂慧文

胡晓松 胡家菁 康 晗 刘 钢 刘 倩 彭涵雨 汪卓娅

谢宏涛 余 贛 周 云 张杨舒雅

目 录

公共经济与管理

我国地方公共财政预算收入的研究——基于SFA方法	汪良清	3
政府卫生支出对经济增长的影响——基于规模和结构视角	王玉晓	14
基于讨价还价模型特色小镇PPP项目风险分担比例研究	肖悦	23
“一带一路”背景下中国机电产品出口贸易潜力研究	章启明	30

产业经济与企业管理

图书建议零售价对消费者福利的影响	邓云霞	43
资源配置效率与汽车行业产能过剩	刘熙	52
成渝经济区先进制造业的国际竞争力分析	吴春燕	60
二手车市场冲击和计划废弃作用下的市场定价问题	赵致远	71
揭秘美敦力的“雄心壮志”	朱乐维	81

财务与会计

内部控制与企业绩效相关性研究——基于A股上市公司的经验数据	曾琼	93
浅析我国“无现金社会”发展	吕尚	101
参仙源财务造假案例分析	彭丰	108
集团内部优质资产整合暨产业并购路径探索——以三花智控为例	任娜	114
上市公司的财务危机实时预警系统研究	魏露露	121
关联方交易、股权性质与审计收费	吴顺兰	128
“八项规定”与企业投资效率——基于DID模型	张栩铭	136

现代金融与证券市场

机构投资者持股对股市波动的影响——区分牛熊市的实证·····	何 伟	147
风险投资、派驻董事与高管主动离职·····	胡嘉丽	157
人民币汇率与股价之间的相关性研究·····	刘奇伟	167
企业投资的政治周期研究:基于政治资源的再分配·····	刘 政	177
WTI原油价格的随机动态模型研究·····	闵凌波	184
跨境股权众筹实施效果的影响因素研究·····	殷春锦	200
中国创业板企业并购绩效研究——基于创新能力的视角·····	周 颖	209

法 律

论“聚合行为”信息网络传播权侵权认定·····	曾珊珊	223
对我国未成年人犯罪预防与处罚措施的建议·····	陈曼琳	228
对个人国际法主体地位的思考·····	李佳芮	234
PPP项目——资产证券化联姻法律问题析·····	汪镇龙	240
企业高管劳动法适用问题·····	杨建浩	246
敲诈勒索罪数额犯未遂量刑问题研究·····	张宁婧	253

文史哲

论企业音乐电视审美价值与经济价值的统一·····	王雪瑶	261
--------------------------	-----	-----

理工农

江西省生态农业发展的支持政策研究——基于合作社与政府之间的进化博弈模型·····	曹兰坤 何 伟	269
一种明文关联的快速图像加密算法及其性能分析·····	张 勇 张 琼	279

公共经济与管理

我国地方公共财政预算收入的研究——基于 SFA 方法

汪良清

摘要: 本文主要研究我国 31 个省、市、自治区在 2006 年-2016 年的地方公共财政预算收入以及其影响因素。与 OLS 模型不同, 本文不仅考量了地方公共财政预算收入的直接影响因素, 还通过 SFA 模型(随机前沿模型) 考量了影响地方公共财政预算收入技术效率的因素。尝试通过改善相关因素来增加地方公共财政预算收入, 或是通过提升地方公共财政预算收入的技术效率值来改善地方公共财政预算收入。最后, 本文的结论可以作为地方政府的政策参考, 为其公共财政预算收入的可持续增长提供新的思路。

关键词: 地方公共财政预算收入; 随机前沿模型; 技术效率; 地方政府

1. 引言

公共财政预算收入是指政府通过国家的强制力, 以国家的身份来收集的以税收为主体的收入, 这些收入大多用来保护和改善人民生活、维护国家政权的正常运行和保障国家安全等。地方公共财政预算收支不仅是国家公共财政预算收支的重要组成部分, 也是各级地方政府行使其财政职能的重要保障, 建立科学合理的地方财政收支技术效率模型, 为政府编制预算、定制财政收支计划提供更为有利的数据支持, 是地方政府的一项重要工作。

针对我国地方公共财政预算收入的相关研究, 本文采用了随机前沿生产函数模型分析(SFA)方法。基于其属于财政收入, 我们选用了 SFA 模型中的 C-D 生产函数, 我们认为其符合投入-产出中的产出。而对于投入要素的选择, 考虑到地方公共财政预算收入大多来源于税收, 因此可以直接把一些宏观经济总量作为投入要素(通过赋税增加地方公共财政预算收入)。

2. 文献综述

樊孝菊、周伦的一篇文献《地方财政一般预算收入主要影响因素的实证分析》中提到, 第一产业生产总值、第二产业生产总值、第三产业生产总值、职工工资总额、社会消费品零售总额以及全社会固定资产投资与地方公共财政预算收入有很强的相关关系。

这篇文献给予了作者很大启发,认为可以从主要相关变量延伸,通过这些变量并延伸一些其他的变量来共同研究影响一般公共预算收入以及其技术效率的情况。而孙元、吕宁的《地方财政一般公共预算收入预测模型及实证分析》用传统时间序列、多元回归以及基于学习理论的 SVM 方法,分别对一般公共预算收入以及其中的主要税种建立单项预测模型,其中涉及的变量与樊孝菊、周伦所选取的变量大致相同,并加入了诸如工业总产值、进出口额、储蓄额与建筑业产值等变量。徐向忠的一篇文献《提高一般公共预算收入占 GDP 比重的研究与思考》提出了判断一个地区 GDP、财政收入规模的大小,不仅要看其数量,更要看财政一般公共预算收入占 GDP 的比重,并就如何提高经济运行质量作初步探讨。此篇文献说明了财政一般公共预算收入的重要性,体现出本文研究的意义。而孙竹敏的《加强税源专业化管理提高公共预算收入质量》反映了只有强化税源管理,才能保障税收收入,只有保障了税收收入,才能有效增加公共预算收入数量,提高公共预算收入的质量。从根本上说明了地方公共财政预算收入的解决方法。姚远以及张鹤的《公共预算理论与财政收入预测》在分析和评论财政预算领域的基本理论的基础上,对预测财政收入的模型和方法加以介绍,以期我国的预算改革提供建议。说明地方公共财政预算是可控的,可以通过调整不同变量来调整我国地方的地方公共财政预算。

3.模型的原理

本文基于随机前沿分析法(stochastic frontier analysis,SFA)开展地方公共财政预算收入效率评价,SFA 方法将实际生产单元与前沿面的偏离分解为随机误差和技术无效率两项,使用计量方法对前沿生产函数进行估计。此模型中包括无效率项和随机误差项这两个影响因素,本模型中将这两个因素进行分离使得被测效率具有有效以及一致性,在此之上,还考虑了随机误差项的影响。SFA 模型由两部分组成:一是构建柯布-道格拉斯生产函数(C-D 生产函数)以测算技术效率;二是构建技术效率的回归方程以估计相关参数,两部分通过一次回归得到估计结果。SFA 方法表示如下:

$$Y_i = X_i\beta + (v_i - u_i) \quad (3.1)$$

误差项为复合结构 $v_i - u_i$ 其中 v_i 表示观测误差和其它随机因素影响(即随机扰动影响), u_i 表示那些仅仅对某个个体的冲击影响(即技术无效率影响)。

本模型是 Battese and Coelli(1995)在加入时间和一些环境变量的情形下,通过对面板数据进行分析,对其进行一次回归,得到在生产函数和技术效率影响下的参数估计结果,克服了以前分析中两步回归方法的内在矛盾。

4.模型的实证分析

本文把全国 31 个省(市、自治区)作为分析对象,使用了 2006-2016 年这 11 年的面板数据。数据来源于《国家统计局》、《地方统计局》、《国家审计署》、《中经网统计数据库》和《国泰安 csmar 数据库》。

通过对2006年-2016年我国31个省(市、自治区)的公共财政预算收入效率进行评价和对比,具体模型为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{it}^1 + \beta_2 \ln X_{it}^2 + \beta_3 \ln X_{it}^3 + \beta_4 \ln X_{it}^4 + \beta_5 \ln X_{it}^5 + \beta_6 \ln X_{it}^6 + \beta_7 \ln X_{it}^7 + v_{it} - u_{it} \quad (4.1)$$

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (4.2)$$

$$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) \quad (4.3)$$

产出模型的技术效率是模型的实际产出与完全技术效率产出之比:

$$TE_i = \frac{q_i}{\exp(x_i' \beta + v_i)} = \frac{\exp(x_i' \beta + v_i - u_i)}{\exp(x_i' \beta + v_i)} = \exp(-u_i) \quad (4.4)$$

本文基于评价指标的系统性、科学性和可得性原则,提出地方公共财政预算收入效率的评价指标体系如表4.1和表4.2所示。(注:为了统一指标单位,已经通过软件将所有单位统一为人民币元)

表4.1 地方公共财政预算收入评价指标体系

分级指标	具体指标及其说明
投入指标	X_{it}^1 : 第一产业增加值(元)
	X_{it}^2 : 第二产业增加值(元)
	X_{it}^3 : 第三产业增加值(元)
	X_{it}^4 : 政府消费(元)
	X_{it}^5 : 全社会固定资产投资(元)
	X_{it}^6 : 社会消费品零售总额(元)
	X_{it}^7 : 人均地区生产总值(元/人)
产出指标	Y_{it} : 地方一般公共预算收入(元)

数据来源: 国家统计局整理所得

表4.2 地方公共财政预算收入技术效率评价指标体系

分级指标	具体指标及其说明
投入指标	Z_{it}^1 : 工业生产者出厂价格指数(上年=100)
	Z_{it}^2 : 居民消费水平指数(上年=100)
	Z_{it}^3 : 人口出生率(‰)
	Z_{it}^4 : 城镇登记失业率(%)
	Z_{it}^5 : 年末常住人口(万人)
产出指标	m_{it} : 地方公共财政预算收入技术效率

数据来源: 国家统计局整理所得

式(1)中 i 表示观察的地区, t 表示观察的年份; β_0 为截距项; $\beta_i, i=1,2,3,\dots,7$ 为待估参数, 分别表示第一产业增加值、第二产业增加值、第三产业增加值、政府消费、全社会固定资产投资、社会消费品零售总额、人均地区生产总值的产出弹性; v_{it} 是服从正态分布 $N(0, \sigma_v^2)$ 的随机变量, u_{it} 是公共财政预算收入中的无效率项且为非负, u_{it} 独立同分布并服从正半部的正态分布 $N(m_{it}, \sigma_u^2)$, v_{it} 与 u_{it} 是相互独立的。式(2)中的 TE_i 表示第 i 个省(市、自治区)在第 t 年的公共财政预算收入技术效率水平; 式(3)中 γ 为最大似然法估计的参数, $0 \leq \gamma \leq 1$, 如果 $\gamma = 0$ 原假设被接受, 则无须使用 SFA 方法来分析研究面板数据, 直接使用 OLS 方法即可, 若 γ 接近 1, 说明无效率项在生产单元与前沿面的偏差中占主要成分, 此时采用 SFA 模型是合适的。无效率项的回归方程如下式:

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 Z_{it}^1 + \delta_2 Z_{it}^2 + \delta_3 Z_{it}^3 + \delta_4 Z_{it}^4 + \delta_5 Z_{it}^5 \quad (4.5)$$

式(5)中的 m_{it} 表示我国地方一般公共预算收入无效率项分布函数的值。上式子中 δ_0 作为截距项, $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ 和 δ_5 是相应的待估参数。 Z_{it}^1 表示工业生产者出厂价格指数(上年=100), Z_{it}^2 表示居民消费水平指数(上年=100), Z_{it}^3 表示人口出生率(%), Z_{it}^4 表示城镇登记失业率(%), Z_{it}^5 表示年末常住人口(万人)。作为影响技术效率 m_{it} 的因素, 应尽量使得 m_{it} 等于 1, 使得技术效率达到最完美的状态。

因变量 y 以及各个自变量 $X_{it}^1, X_{it}^2, X_{it}^3, X_{it}^4, X_{it}^5, X_{it}^6$ 和 X_{it}^7 的定义如表一所示的。其中, 第一、二、三产业生产总值代表国民经济水平, 应是财政收入的主要影响因素。政府消费反映了政府在地方经济中的宏观调控影响; 而全社会消费品零售总额表明了整个社会的零售消费, 体现了居民可支配收入的转化方向, 从这个意义上看, 社会消费品零售总额代表了社会消费的趋势; 全社会固定资产投资代表社会投资水平, 反映的是国民经济的未来增长趋势, 固定资产投资也对地区财政收入有一定程度的影响。人均地区生产总值反映了地区个人收入情况, 也会通过税收等影响公共财政预算收入。

5.模型的计量结果

本文的实证分析结果:

将数据录入到 Frontier4.1 软件中并对数据进行相应的计量分析。根据式(1)、(2)、(3)、(4)和(5)得到统计结果, 如表 5.1、表 5.2 所示。

表 5.1 对 31 个省(市、自治区)的最终最大似然估计分析

待估参数	系数	标准差	t-检验值
beta0	-8.1843477	1.4253257	-5.7420895***
beta1	-0.10711281	0.022448593	-4.7714712***

续表

待估参数	系数	标准差	t-检验值
beta2	0.12844924	0.038009176	3.3794272**
beta3	1.0792538	0.072825202	14.819785***
beta4	-0.084965303	0.042111227	-2.0176402*
beta5	0.28586945	0.039966749	7.1526819***
beta6	-0.45455122	0.068518417	-6.6340006***
beta7	0.20216808	0.038348312	5.27189***
delta0	6.9994477	2.089638	3.3495982**
delta1	0.49166102	0.22266721	2.208053*
delta2	-1.1674628	0.43049539	-2.7119054**
delta3	-0.40269191	0.10161361	-3.9629724***
delta4	0.56168205	0.11733944	4.7868137***
delta5	-0.45996316	0.046116971	-9.9738374***
sigma-squared	0.033072055	0.003494522	9.4639712***
gamma	0.40637698	0.05627816	7.2208647***
单边 LR 检验		115.10445***	
时期数: 11	截面数: 31	观测值: 341	公共财政预算收入效率平均值: 0.90369363

注: t 检验的自由度为 7, *代表在 10%显著程度下具有统计显著性, **代表在 5%显著程度下具有统计显著性, ***代表在 1%显著程度下具有统计显著性。LR 是符合混合卡方分布 (Mixed Chi-squared Distribution) 的似然比检验统计量。

表 5.2 31 个省(市、自治区)公共财政预算收入的技术效率值

地区	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	平均值
北京市	0.82 8486 9	0.90 6309 23	0.92 7311 84	0.96 1394 18	0.95 8659 23	0.96 6540 49	0.97 3397 49	0.97 5016	0.97 4725 8	0.97 2147 06	0.97 1303 03	0.9468 44659
天津市	0.63 3819 18	0.65 7090 37	0.64 9851 98	0.66 8892 77	0.67 0960 28	0.69 9113 02	0.73 3547 75	0.72 7870 56	0.74 1994 15	0.70 3878 21	0.69 2641 7	0.6890 59997
河北省	0.97 2728 07	0.97 3212 98	0.96 9707 52	0.97 4491 62	0.97 2128 18	0.97 6717 37	0.97 9223 69	0.97 9990 25	0.98 0498 72	0.98 0002 12	0.97 8712 66	0.9761 28471
山西省	0.97 7200 55	0.96 6183 6	0.95 6981 34	0.96 0388 07	0.95 9875 96	0.96 4800 93	0.97 4514 37	0.97 5777 28	0.97 1641 34	0.96 1571 07	0.93 9602 44	0.9644 1245

续表

地区	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	平均值
内蒙古自治区	0.82 6725 38	0.86 8802 86	0.79 8152 26	0.88 1742 31	0.86 9493 98	0.89 0413 44	0.90 6095 31	0.90 0943 26	0.88 5213 96	0.87 8069 45	0.88 3657 48	0.8717 55426
辽宁省	0.86 8130 09	0.93 1244 76	0.94 4576 88	0.94 9096 64	0.95 5144 82	0.95 5762 34	0.95 8862 21	0.95 5027 52	0.95 0607 36	0.89 7815 38	0.96 1925 29	0.9389 26663
吉林省	0.76 9295 39	0.80 1233 99	0.77 4783 56	0.79 8693 5	0.80 5875 84	0.87 4517 33	0.87 7568 33	0.87 5629 38	0.88 8273 97	0.86 3924 15	0.79 1543 06	0.8292 12591
黑龙江省	0.88 1741 29	0.91 0525 98	0.92 6496 29	0.93 4578 59	0.88 5827 86	0.90 4797	0.91 5126 95	0.91 7213 24	0.93 5506 52	0.86 2329	0.83 8431 17	0.9011 43081
上海市	0.77 1923 33	0.84 8008 96	0.83 6829 14	0.84 5706 18	0.83 0918 42	0.89 7348 27	0.94 8328 22	0.90 5677 71	0.90 5461 63	0.91 2967 61	0.92 3118 97	0.8751 17131
江苏省	0.97 7318 39	0.97 9983 63	0.97 8416 3	0.98 1590 1	0.97 9575 64	0.98 0946 22	0.98 2401 15	0.98 2429 4	0.98 0852 22	0.98 0475 9	0.97 8345 93	0.9802 12262
浙江省	0.96 6479 92	0.96 9906 07	0.96 7233 63	0.97 3436 82	0.97 1524 91	0.97 2672 05	0.97 3396 92	0.97 2016 04	0.97 2935 92	0.97 5309 43	0.97 5152 59	0.9718 24027
安徽省	0.96 9623 56	0.97 2109 34	0.97 5344 18	0.97 7790 83	0.97 9286 9	0.98 0816 44	0.98 1371 3	0.98 1294 27	0.98 2081 99	0.98 2402 52	0.98 0594 86	0.9784 28745
福建省	0.95 1914 53	0.93 8835 34	0.94 4694 9	0.94 8690 16	0.93 6546 35	0.94 6392 19	0.95 8690 41	0.95 9613 96	0.96 5365 03	0.96 2144 92	0.95 6837 14	0.9517 93175
江西省	0.97 2435 15	0.96 7749 99	0.97 0364 55	0.97 2586 61	0.96 9810 27	0.97 6049 65	0.98 0680 89	0.97 9313 05	0.97 9141 67	0.97 9399 98	0.97 4239 43	0.9747 06476
山东省	0.98 2514 13	0.98 2660 84	0.97 9698 56	0.98 2055 31	0.98 0666 92	0.98 1173 54	0.98 3192 4	0.98 2489 69	0.98 3537 16	0.98 2211 18	0.98 3678 7	0.9821 70766
河南省	0.98 2294 36	0.98 1201 8	0.98 2111 5	0.98 2752 56	0.98 2653 16	0.98 2802 58	0.98 4648 66	0.98 3988 41	0.98 4340 19	0.98 4399 06	0.98 2926 97	0.9831 0175
湖北省	0.96 2412 68	0.96 4815 38	0.96 0755 17	0.95 3108 07	0.96 2382 03	0.97 4639 23	0.97 4564 95	0.97 6003 02	0.97 9565 57	0.98 1523 12	0.98 2036 34	0.9701 64142

续表

地区	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	平均值
湖南省	0.96 5174 09	0.96 8266 29	0.96 5378 26	0.96 9150 04	0.96 7434 34	0.97 3360 8	0.97 5538 54	0.97 3587 41	0.97 3734 03	0.97 3711 24	0.97 0583 59	0.9705 38057
广东省	0.98 4977 84	0.98 6617 84	0.98 5829	0.98 6930 61	0.98 7013 98	0.98 7047 93	0.98 8129 08	0.98 7669 4	0.98 8171 47	0.98 8349 81	0.98 8217 56	0.9871 77684
广西壮族自治区	0.96 8570 02	0.97 3993 89	0.97 3804 1	0.97 8346 01	0.97 1688 93	0.97 2923 81	0.97 8295 2	0.97 7213 91	0.97 6565 17	0.97 7645 89	0.97 4784 54	0.9748 9377
海南省	0.74 8173 35	0.77 6901 99	0.78 4792 37	0.83 2699 16	0.87 9270 41	0.95 8248 96	0.94 4421 86	0.92 6483 87	0.92 9556 31	0.94 3877 05	0.91 6408 78	0.8764 39465
重庆市	0.89 8398 08	0.93 8476 59	0.93 6672 07	0.94 2290 62	0.95 5681 68	0.97 3311 35	0.97 3946 21	0.95 9142 14	0.95 7190 66	0.95 6651 4	0.94 9111 89	0.9491 70245
四川省	0.97 3237 17	0.97 9477 75	0.97 6461 92	0.97 8270 65	0.98 0198 48	0.98 2810 85	0.98 3743 62	0.98 2357 89	0.98 1454 39	0.98 1144 34	0.97 7306 75	0.9796 78528
贵州省	0.97 1336 61	0.95 6728 48	0.95 0127 6	0.96 8671 06	0.96 9245 64	0.96 9743 22	0.97 4860 56	0.97 5996 07	0.97 6489 78	0.97 4325 16	0.97 3758 86	0.9692 07549
云南省	0.97 0362 15	0.97 0140 27	0.97 4960 19	0.97 6912 72	0.97 7160 33	0.97 9324 01	0.98 0396 42	0.97 9538 02	0.97 7392 29	0.97 7983 45	0.97 5217 45	0.9763 07936
西藏自治区	0.31 9736 03	0.38 5748 02	0.38 8679 65	0.43 4534 43	0.42 3740 68	0.48 6159 01	0.60 2306 54	0.61 7338 46	0.63 2265 79	0.66 0214 4	0.60 8388 97	0.5053 73816
陕西省	0.93 6009 3	0.94 3048 09	0.93 7653 95	0.94 8538 17	0.94 7242 73	0.96 9573 83	0.97 2461 04	0.96 6157 41	0.96 4135 92	0.96 2415 5	0.94 6808 53	0.9540 04043
甘肃省	0.89 3219 08	0.92 8569 76	0.94 6487 64	0.95 1717 1	0.94 0262 1	0.95 7288 72	0.96 1364 69	0.96 4775 55	0.96 5710 71	0.97 1220 49	0.96 3994 58	0.9495 10038
青海省	0.52 6907 83	0.57 5330 46	0.55 5750 94	0.60 1323 23	0.57 3592 96	0.61 9397 69	0.67 9309 09	0.65 3989 52	0.65 7486 8	0.65 0076 11	0.59 5229 87	0.6080 35864
宁夏回族自治区	0.57 0643 95	0.58 9604 93	0.54 6271 4	0.52 6372 37	0.52 8679 84	0.56 8677 29	0.59 5429 05	0.60 2676 26	0.61 8794 81	0.62 8895 11	0.59 7527 17	0.5794 15653
新疆维吾尔自治区	0.87 7659 31	0.92 9281 42	0.92 5753 62	0.95 0709 83	0.96 2305 85	0.96 0757 28	0.96 9695 16	0.95 8665 88	0.96 6350 74	0.97 2384 74	0.97 3665 58	0.9497 48128

6.模型回归分析的结论

(1) 由表 5.1 可见, γ (gamma) =0.40637698, 且 LR 统计检验在 1%显著水平下具有统计显著性,说明式(2)中的误差项具有明显的复合结构,对 11 年间 31 个省(市、自治区)的面板数据使用 SFA 模型进行估计是合理的,而不能选择 OLS 方法。

(2) 从 X_{it}^1 、 X_{it}^2 、 X_{it}^3 、 X_{it}^4 、 X_{it}^5 、 X_{it}^6 和 X_{it}^7 的投入-产出弹性看(表 5.1), β_i , $i=1,2,3,\dots,7$ 均通过了显著性检验,其中 $\beta_1 = -0.10711281$,说明第一产业增加值每增长 1%会带来公共财政预算收入下降 0.10711281%,第一产业增加值对公共财政预算收入具有一定的负相关。 $\beta_2 = 0.12844924$,说明第二产业增加值每增加 1%会带来公共财政预算收入增加 0.12844924%,第二产业增加值对公共财政预算收入具有一定的正向影响。第二产业增加值的投入-产出弹性绝对值大于第一产业增加值的投入-产出弹性,说明工业的作用较农业更能影响公共财政预算收入。 $\beta_3 = 1.0792538$,说明第三产业增加值每增长 1%会带来公共财政预算收入增长 1.0792538%,第三产业增加值和公共财政预算收入具有显著的正相关。体现出我国社会主义发展改革已到达一个全新的阶段,服务业已蓬勃发展并逐渐成为我国财政收入的主力军。 $\beta_4 = -0.084965303$,这个值比较小且为负的。很好理解,政府消费作为政府部门向社会提供公共支出或是转移支付等净支出,与收入必然成反向相关关系,政府消费的越多,就会导致政府向国外的借款减少或是一些国家援助收入也相应减少。 $\beta_5 = 0.28586945$,说明社会固定资产投资每增加 1%会带来公共财政预算收入增加 0.28586945%。全社会固定资产投资代表了社会的投资水平,反映的是国民经济的未来增长趋势,系数相对较平稳,表明了国民经济未来与现阶段的一个平衡,总体推动公共财政预算收入的增长。 $\beta_6 = -0.45455122$,说明社会消费品零售总额每增加 1%会带来公共财政预算收入减少 0.45455122%。导致负向关系的一个原因可能是近年来国家对中小微企业进行补贴降低其税费导致社会消费品零售总额与公共财政预算收入呈负相关。 $\beta_7 = 0.20216808$,说明人均地区生产总值每增加 1%会带来公共财政预算收入增加 0.20216808%。人均地区生产总值与公共财政预算收入呈正相关很好理解,说明人均收入增加无论是从消费还是收入方面的税费等都会增加。最终使得公共财政预算收入相应的增长。

从影响技术效率的影响因素来看(表 5.1), δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 和 δ_5 均通过了显著性检验,说明公共财政预算收入存在技术损失。其中 $\delta_1 = 0.49166102$ 系数为正,表明工业生产者出厂价格指数(上年=100)对公共财政预算收入技术效率具有一定的正向影响,这很可能是由于伴随着生产者产品的物价上涨导致了相应的从生产者获取的税收收入的增加,说明生产者物价上涨会对政府收入带来不少的正向影响。 $\delta_2 = -1.1674628$ 系数为负,

说明居民消费水平指数(上年=100)对公共财政预算收入技术效率具有一定的负向影响,造成这一现象的原因可能是我国居民消费观念仍然不强,居民消费物价水平上升导致居民认为自身财富减少减少相应的消费转而进行储蓄导致相应的税收收入减少。

$\delta_3 = -0.40269191$ 系数为负,表明人口出生率(‰)对公共财政预算收入技术效率具有一定的负向影响,这很可能与我国的对部分消费品税物进行调整有关,为满足居民消费升级需要而对婴幼儿用品税率的下调有关。 $\delta_4 = 0.56168205$ 系数为正,表明城镇登记失业率(%)对公共财政预算收入技术效率具有正向影响,这很可能伴随我国经济社会的发展社会财富可能有一定的分化,社会财富向富有者聚集而富有者相比失业者具有更强的投资意识以及消费观念,导致不论是从消费税收收入或是生产税收收入上公共财政预算收入都有较长远的提升。 $\delta_5 = -0.45996316$ 系数为负,表明年末常住人口(万人)对公共财政预算收入技术效率具有一定的负向影响,这很可能是由于人口基数过大导致的本省(市、自治区)的经济水平不够高,导致相应的公共财政预算收入技术效率低下。

(4)由表 5.2 可见,全国 31 个省(市、自治区)公共财政预算收入技术效率平均值为 0.90369363,这个效率水平在技术效率水平上算是比较高的,但是还是有比较大的提升空间的。从各省横向比较,22 个省(市、自治区)的配置效率高于平均值,9 个省(市、自治区)的配置效率低于平均值。其中广东省居首,效率平均值为 0.987177684,是平均效率值最高的。而西藏自治区平均效率值最低,仅仅只有 0.505373816,具有很大的提升空间。其他平均效率值相对较低的省(市、自治区)有天津市、青海省、宁夏回族自治区,平均效率值分别为 0.68905999、0.608035864、0.579415653,这些地区都有很好的提升技术效率的潜力。从地区间纵向比较来看,绝大多数地区配置效率随时间变化整体方向呈正向增长趋势,但近年来有一个小的滑落。技术效率下滑主要集中于 2015、2016 这两年。

7.对技术效率研究的结论

从表 5.1 中可以得出统计结果,公共财政预算收入效率平均值为 0.90369363,具有一定的技术效率改进空间。尤其是技术效率不突出的几个省(市、自治区),具有很强的突破空间。

从上文表 5.2 看,西藏自治区平均效率值最低,仅仅只有 0.505373816,从原始数据上去分析其原因。我们可以发现西藏自治区历年的工业生产者出厂价格指数(上年=100)、居民消费水平指数(上年=100)、城镇登记失业率(%)与其他省(市、自治区)相差不大。而其年末常住人口(万人)处于较低水平,本应技术效率值比较低,但是人口出生率(‰)长期处于较高水平,导致本地区公共财政预算收入技术效率处于一个较低水平。

归咎其原因可能是由于西藏自治区仍处于不发达地区,人口出生率较高而社会总产值却十分低下导致税费等收入的公共财政预算收入的技术效率处于一个十分低下的水平。青海省和宁夏回族自治区的情况与西藏自治区的情况类似,在此就不多累赘。

而天津市平均效率值处于 0.68905999 的水平也比较低,但是天津市的产值比上面几个地区相对要高,居民消费水平指数(上年=100)、人口出生率(‰)、年末常住人口(万人)相对其他地方略低,公共财政预算收入技术效率本应较高,但工业生产者出厂价格指数(上年=100)与其他地区相比偏低,抵消了前述的影响。其次,天津市的城镇登记失业率(%)特别低,说明天津市贫富差距可能不大,而我国居民消费观念较富有者不高,资金由富有者的投资转化为普通居民的储蓄,偏好于储蓄导致公共财政预算收入技术效率偏低。

其次来观察其中技术效率平均值最优的广东省为 0.987177684,在 31 个省(市、自治区)中处于最高水平。归咎其原因:居民消费水平指数(上年=100)、人口出生率(‰)、年末常住人口(万人)处于一个较为均衡的位置。而工业生产者出厂价格指数(上年=100)处于一个很高的水平,我们可以认为广东省的生产物价水平很高,税收收入具有一个很高的水平。并且城镇登记失业率(%)也处于一个很高的水平,而且广东省的人均地区生产总值(元/人)处于一个特别高的水准,相较于其他省(市、自治区),我们可以认为广东省无论是普通的居民还是富裕家庭的收入放在其他省(市、自治区)都算是较为富裕,其投资意识要强于其他地区,而投资非储蓄可以促进该地区的公共财政预算收入的增长进而促进技术效率的提升。

再次河南省作为技术效率平均值第二高的地区,达到 0.98310175。从原始数据进行考察,河南省总体数据比较平稳,并无特别突出的项目。其工业生产者出厂价格指数(上年=100)较整体水平中等偏高,其人口出生率(‰)较整体水平中等偏低。而其居民消费水平指数(上年=100)、城镇登记失业率(%)、年末常住人口(万人)这三项比较平稳处于中等水平区域,因此河南省很强的工业水准以及其比较高的投资率导致其公共财政预算收入技术效率值处于很高的水平。

从(表 5.2)年份上看,以北京市为例,我们可以从 2006-2016 年明显的观测到公共财政预算收入技术效率呈一个逐年递增的趋势,至 2013 年到达一个顶峰,之后几年略有下滑。从原始数据进行分析,我们可以看到从 2006 至 2016 北京市的居民消费水平指数(上年=100)呈一个先降后升的过程,而居民消费水平指数(上年=100)在前面我们看到对于影响公共财政预算收入技术效率占了一个较大权重,说明消费品物价下滑,北京居民主观感觉自身的财富值上升,导致了居民更多的消费致使公共财政预算收入上扬。

最后,在某个地区和其他地区的一些外在因素相差不大的情况下。本文为地方政府

改善本地区的公共财政预算收入提供了一些新的思路。如在 GDP 或一些经济相关的因素相差不大的两个地区（省、市、自治区），其公共财政预算收入相差比较悬殊，可能就是技术效率的差距导致的。因此，在一些主观经济变量难以变动的情形下，我们可以尽可能的提升其技术效率来达到预期的效果。

因此，在数据影响多元化的今天我们应当尽可能多的去寻找更为全面的影响因素，去指导我们的经济生活，以更好地反映我们的真实社会现状。值得补充的是，本文也存在一些不足，由于数据现阶段挖掘难度较高，本文的一些数据跨度可能不够长。另外，一些变量指标未纳入本文也是本文的一个缺陷。但伴随着大数据时代的到来，我相信，我国经济和世界经济的研究即将迎来一个新的阶段。长路漫漫，任重而道远。

参考文献

- [1]白萍.影响我国财政收入的多元回归模型[J].统计与决策, 2005(5):92~94
- [2]陈洪灿.福建省财政收入计量模型研究[D].硕士学位论文, 福州大学,2003
- [3]成军.地方财政收入预测模型设计及实证分析[J].经济研究参考, 2003(88):27~34
- [4]丁文斌.北京市地方财政收入与 GDP 的协整关系分析[J].北京统计,2003,(8):48~51
- [5]樊孝菊,周伦.地方财政一般预算收入主要影响因素的实证分析[J].科技创业月刊, 2008 年第 10 期
- [6]何枫, 陈荣.基于 SFA 测度的企业效率对企业绩效与企业价值的影响效果研究[J].金融研究, 2008 年第 9 期
- [7]韩晶.中国高技术产业创新效率研究: 基于 SFA 方法的实证分析[J].科学研究, 2010, 28 (8) : 1148~1152
- [8]雷玉桃, 黄丽萍.中国工业用水效率及其影响因素的区域差异研究-基于 SFA 的省际面板数据[J],中国软科学 2015 年第 4 期
- [9]邬龙,张永安.基于 SFA 的区域战略性新兴产业创新效率分析-以北京医药和信息技术产业为例[J],2013 年 10 月
- [10]徐辉,李健.中国银行业成本效率实证研究-基于 SFA 测度方法的应用[J],北京理工大学学报(社会科学版)第 15 卷第 3 期

政府卫生支出对经济增长的影响

——基于规模和结构视角

王玉晓

摘要: 本文基于 1998-2015 年全国数据, 从规模和结构视角出发, 运用 lasso 回归对政府卫生支出与经济增长之间的影响关系进行研究。实证结果表明: 政府卫生支出的规模效应中, 政府卫生支出的总量对经济增长具有正向促进作用; 政府卫生支出的结构效应中, 医疗卫生服务支出、行政管理事务支出、人口与计划生育事务支出这三部分对经济增长均没有显著影响, 而医疗保障支出对经济增长表现出正向促进作用, 且影响系数与总量影响基本一致, 说明政府卫生支出对经济增长的影响主要由卫生保障支出产生; 固定资产投资、教育投入等辅助变量也对经济增长表现出不同程度的促进作用。基于此, 文章最后给出了相应的政策建议。

关键词: 卫生支出; lasso 回归; 规模效应; 结构效应; 经济增长

1. 引言

习近平总书记在多次讲话中提到“中国梦”, 并指出“国家富强、民族振兴和人民幸福”是中国梦的深刻内涵, 而经济发展是实现中国梦的基本前提, 是实现全面小康社会的重要条件, 而经济的又好又快发展也是我国经济发展的基本要求, 经济的发展是由很多因素所决定的, 如消费、投资和出口作为经济发展的三驾马车对经济的发展具有重要影响, 除此之外, 还有很多其他因素能够对经济增长产生影响, 习近平总书记在全国卫生与健康大会上强调“没有全民健康, 就没有全面小康”, 政府卫生支出作为国家对公民健康投入的重要指标, 是否会对全民健康、全面小康具有意义? 是否能够推动国家经济的增长?

国内外关于卫生支出与经济增长关系的研究有很多, 国外关于这方面研究的文献有: 如 Erkan Erdil, I. Hakan Yetkiner (2009) 采用 VAR 表示的大型宏观面板数据, 研究了实际人均 GDP 与实际人均医疗保健支出之间的格兰杰因果关系。研究结果验证了格兰杰因

果关系的主导类型是双向的,分析表明在低收入和中等收入国家,单向因果关系一般从收入到健康,而高收入国家则相反,在确定医疗保健支出的决定因素时,必须注意确定相关和独立变量;Badi H.Baltagi, Francesco Moscone 基于 30 个 OECD 国家的面板数据审查了卫生保健支出与收入之间的长期经济关系,研究表明保健是一种必需品,而不是奢侈品,弹性比以前的研究中估计的要小很多;Carrion-i-Silvestre, J.L. Carrion-i-Silvestre 在允许存在影响时间序列的水平和斜率的结构断裂基础上研究了实际人均卫生支出和人均实际 GDP 的平稳性问题,结果发现在对截面依赖进行解释后这些变量被描述为围绕一个破裂趋势发展的平稳过程,研究表明不论是私人卫生支出还是政府卫生支出基本都会对 GDP 产生不同程度的影响。国内关于此方面的研究大多仅集中于政府卫生支出规模对经济增长的影响,如钟晓敏、杨六妹(2016)以政府卫生支出等作为解释变量,建立双向固定效应模型研究对经济增长的影响表明政府卫生支出对经济增长具有不可忽略的促进作用^①;杨晓胜、刘海兰、安然(2014)通过建立内生经济增长模型证明卫生费用支出增长与经济增长是负相关^②。纵观国内外已有文献,大部分研究都仅局限于卫生支出总量、医疗保健支出与经济增长间的关系,且没有得到一致的结论,发现极少有文献是对政府卫生支出的规模、结构对经济增长的影响进行探讨,基于此,本文将采用 lasso 回归法从规模和结构两个视角探讨政府卫生支出对经济增长的影响。

2.研究方法

本文以政府卫生支出数据为样本,从卫生支出规模和卫生支出结构视角出发,采用 lasso 回归的方法研究政府卫生支出对经济增长影响。Lasso 法通过构造一个罚函数得到的模型,它可以将与被解释变量关系不显著或者关系显著性不强的解释变量的回归系数进行压缩,使一些绝对值较小的系数直接变为零,因此达到参数缩减和参数选择的作用。lasso 回归的算法既保留了一定程度的精确性,同时又简化了一步步迭代的过程,并且 lasso 回归可以避免变量间的多重共线性和内生性问题,基于 lasso 回归比较好的回归特性,本文的实证部分采用此方法进行研究。

3.指标选取与数据说明

本文考虑到对经济增长的影响因素有很多,如人口年龄结构、人口就业率、固定资产投资、教育投入等,本文主要研究政府卫生支出对经济增长的影响,为了保证研究的准确性和科学性,本文以政府卫生支出为主要研究变量,选取固定资产投资、教育投入、老年人口占比、人口就业率、少年人口占比等部分经济增长影响

^① 钟晓敏,杨六妹.公私医疗卫生支出与经济增长关系的实证分析[J].财经论丛,2016(3)

^② 杨晓胜,刘海兰,安然.卫生费用支出、人力资本与经济增长:基于联立方程的研究[J].中国卫生经济,2014(4)

指标作为辅助变量,从规模和结构两个视角,实证分析政府卫生支出对经济增长的影响。为了避免解释变量的增加所带来的被解释变量的方差增大问题,在进行lasso回归之前对样本数据进行取对数运算,保证方差的基本稳定,并且对变量的参数估计更加方便。本文的政府卫生支出结构的划分参考了《中国卫生与计划生育统计年鉴》将政府卫生支出划分为四个部分:政府医疗卫生服务支出、政府医疗保障支出、政府行政管理事务支出和政府人口与计划生育事务支出。本文选取1998-2015年所有变量的全国数据作为样本,数据来源于1999-2016年的《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》和《中国卫生与计划生育统计年鉴》。

4. 各指标经济现状的统计描述

首先对各解释变量与经济现状进行初步的统计描述,对变量间的关系进行初步分析,以便对变量间的关系有一个基本认识,各指标的基本统计特征如表4.1所示:

表 4.1 各变量的统计描述

变量	平均值	标准差	极大值	极小值	样本数
国内生产总值(亿元)	306,716.211	206,584.240	685,505.800	85,195.500	18
老年人口占比	0.082	0.012	0.105	0.067	18
少年人口占比	0.199	0.031	0.257	0.164	18
人口总量(亿人)	13.154	0.388	13.746	12.476	18
人口就业率	0.568	0.002	0.571	0.563	18
固定资产投资(万元)	193,868.727	177,347.415	561,999.800	28,406.170	18
教育投入(万元)	9,595.101	8,566.251	26,271.880	1,338.06	18
财政收入占GDP比重	0.178	0.034	0.222	0.116	18
城市化水平	0.450	0.072	0.561	0.334	18
政府医疗支出(亿元)	4,145.129	3,933.812	12,475.280	590.060	18
医疗卫生服务支出(亿元)	1,785.402	1,571.836	5,191.250	343.030	18
医疗保障支出(亿元)	1,780.079	1,888.179	5,822.990	176.750	18
行政管理事务支出(亿元)	180.223	172.854	625.940	19.900	18
人口与计划生育事务支出(亿元)	399.427	316.192	904.920	50.380	18

原数据中固定资产投资、教育投入、政府医疗支出总量、政府医疗服务支出、政府医疗保障支出、政府行政管理事务支出、政府人口与计划生育事务支出这七个指标绝对量均呈现逐年增长趋势,且1998-2015年这18年来的绝对量有一个大幅度的增加。从表4.1中可知,固定资产投资从1998年的28,406.170万元增长到2015年的561,999.800万元,教育投入从1,338.06万元增长到26,271.880万元,二者绝对量均增长了近19倍;政府医疗财政支出在1998年为590.060亿元,2015年增长到了12,475.280亿元,增长了20倍之多;从政府医疗财政支出的结构来看,和1998年相比,政府医疗财政的四部分支出中医疗保障支出和行政管理事务支出的增长均超过30倍,而另外两部分则只提高了14倍和16倍;到2015年政府人均医疗保障支出的规模已经超过了政府人均医疗卫生服务支出,均值达到了131.882元,与政府人均医疗卫生服务支出的均值132.833元相近,说明近年来政府卫生支出已经出现向政府医疗保障支出倾斜的趋势。原数据老年人口占比这一指标呈现出逐年增长趋势,少年人口占比呈现逐年降低的趋势,说明我国已经逐渐进入老龄化社会,青少年劳动力在逐渐减少,人口就业率呈现出先增长后降低的趋势,说明近年来我国人口就业市场不景气,这可能对经济发展产生不利影响。

5. 实证过程及结果分析

5.1 卫生支出对经济增长的总量效应

研究政府卫生支出对经济增长的总量效应中,将国内生产总值作为被解释变量,政府卫生支出规模以及其他辅助变量作为模型的解释变量,同时为了降低数据的波动性和减小异方差,先对所有变量取对数,然后进行lasso回归,总量效应的lasso回归模型如下:

$$\begin{aligned} \ln gdp = & \beta_0 + \beta_1 \ln aging + \beta_2 \ln young + \beta_3 \ln population + \beta_4 \ln employment \\ & + \beta_5 \ln investment + \beta_6 \ln education + \beta_7 \ln financial + \beta_8 \ln urban \\ & + \beta_9 \ln gov \end{aligned} \quad (5.1)$$

被解释变量gdp为经济发展状况;aging代表老年人口占比,用年末65岁以上人口占总人口的比例表示;young代表少年人口占比,用年末15岁以下人口占总人口的比例表示;population代表年末人口总量;employment代表就业率,用年内就业人口占年末总人口表示;investment代表全社会固定资产投资总额;education代表政府教育投入,用政府的教育经费总投入表示;financial代表政府年财政收入占GDP比重;urban为城市化水平,用城镇人口占总人口比例表示;gov为政府卫生支出。

Lasso回归剔除了城市化水平这一指标,将回归结果进行对数还原后其估计结果如表5.1所示:

表 5.1 总量效应的 lasso 回归实证估计结果

解释变量	被解释变量
	国内生产总值
政府医疗财政支出	0.844* (-2.555)
老年人口占比	0.947 (-0.205)
少年人口占比	0.490** (-3.583)
人口总量	0.299 (-0.876)
人口就业率	0.291* (-2.695)
固定资产投资	1.632*** (10.495)
教育投入	1.383** (3.85)
财政收入占 GDP 比重	1.041 (0.172)

注：① ‘***’、‘**’、‘*’ 分别表示在 0.001, 0.01, 0.05 的水平下显著；

②括号内数值为每个变量的 t 值。

由表 5.1 可知,政府医疗财政支出总量对经济增长的影响效应在 0.05 的水平下显著,且政府医疗财政支出的回归系数为正,说明政府医疗财政支出对经济增长具有正向促进作用,其次,政府卫生支出的回归系数为 0.844,说明政府卫生支出平均每增加 1%,经济产出将会增加 0.844%,结果表明经济的产出效应小于政府卫生的投入,近年来虽然政府卫生支出的规模在逐年增大,但是由于市场监管不严,导致医药价格也不断升高,以药养医现象仍然存在,致使居民没有太多额外的可支配收入投入到消费和投资中去,这可能是导致经济增长不明显的主要原因。

其他指标对经济增长的影响效应中,少年人口占比、人口就业率、固定资产投资、教育投入对经济增长均表现出显著的促进作用。少年人口占比、人口就业率的回归系数分别为 0.490、0.291,说明少年人口占比平均每增加 1%,经济增长的产出将会增加 0.490%,人口就业率平均每增加 1%,经济增长的产出将会增加 0.291%,少年人口占比和人口就业率对经济增长的促进作用较小;而固定资产投资、教育投入的回归系数分别为 1.632、1.383,表明二者的经济产出效应均大于投入效应,说明我国经济仍处于资本和劳动高投入、高消耗的粗放型增长方式,增长质量有待提高,而其余指标则对经济增长没有表现出显著的促进作用。

5.2 卫生支出对经济增长的结构效应

研究政府卫生支出对经济增长的结构效应中,将国内生产总值作为被解释变量,政府卫生支出结构各指标以及其他辅助变量作为模型的解释变量,对各变量取对数之后进行 lasso 回归,回归模型如下:

$$\begin{aligned} \ln gdp = & \beta_0 + \beta_1 \ln aging + \beta_2 \ln young + \beta_3 \ln polulation + \beta_4 \ln employment \\ & + \beta_5 \ln investment + \beta_6 \ln education + \beta_7 \ln financial + \beta_8 \ln urban \\ & + \beta_9 \ln ASE + \beta_{10} \ln AGE + \beta_{11} \ln AAE + \beta_{12} \ln APFPE \end{aligned} \quad (5.2)$$

解释变量中 ASE、AGE、AAE、APFPE 为政府卫生支出的四个构成部分，分别为政府医疗卫生服务支出（ASE）、政府医疗保障支出（AGE）、政府行政管理事务支出（AAE）、政府人口与计划生育事务支出（APFPE），其他指标含义与规模效应模型一致。

此次 lasso 回归剔除了政府医疗卫生服务支出、行政管理事务支出、人口与计划生育事务支出和城市化水平四个变量，将回归结果进行对数还原后 lasso 回归的估计结果如表 5.2 所示：

表 5.2 规模效应的 lasso 回归实证估计结果

解释变量	被解释变量
	国内生产总值
政府医疗保障支出	0.873* (-2.410)
老年人口占比	0.905 (-0.359)
少年人口占比	0.499 (-3.436)
人口总量	0.324 (-0.800)
人口就业率	0.262* (-2.861)
固定资产投资	1.609*** (10.287)
教育投入	1.361** (3.709)
财政收入占 GDP 比重	1.078 (0.315)

注：① ‘***’、‘**’、‘*’ 分别表示在 0.001, 0.01, 0.05 的水平下显著；

②括号内数值为每个变量的 t 值。

政府医疗卫生支出的四部分结构中，政府医疗卫生服务支出、政府行政管理事务支出、政府人口与计划生育事务支出在 lasso 回归过程中被剔除，说明这三个指标对经济增长没有显著影响，所以政府卫生支出对经济增长的影响主要由政府医疗保障支出产生。因为基本医疗卫生服务具有公益性，不以盈利为目的，所以医疗卫生服务支出不会产生经济效益；行政管理事务支出和人口与计划生育事务支出属于两项公共性事务支出，是政府为保证相关部门的各项组织活动所支付的费用，对经济增长基本不产生影响或影响很小，在回归中系数被压缩至零，所以这三部分支出对经济增长的影响被剔除。由表 5.2 可知，政府医疗卫生支出四部分结构中只有医疗保障支出在回归中被保留，并

对经济增长在 0.05 水平下有显著影响, 医疗保障支出的回归系数为 0.873 且为正, 说明医疗保障支出的投入平均每增加 1%, 对经济增长具有 0.873% 的正向促进作用, 医疗保障支出可以提高劳动力的健康水平, 促进劳动力的生产能力, 促进生产性产出的增加, 推动经济快速增长; 其次, 增加医疗保障支出的投入, 通过生产能力的增加提高了居民可支配收入, 进而推动居民消费支出增加, 促进经济增长。

其他解释变量对经济增长的估计结果与规模效应中基本一致, 各个变量对经济增长的显著水平与规模效应一致, 只是系数值有细微变动。少年人口可以推动婴幼儿食品、医疗器械、少儿保险等相关产业的出现和蓬勃发展, 进而促进经济的增长; 人口就业率的提高说明参与到经济生产中的劳动力增加, 经济生产的人口增加将会促进生产性经济的发展, 使生产性产出大幅度提高, 促进经济的快速发展; 固定资产投资作为拉动经济发展的重要因素之一, 在 lasso 回归中对经济增长的影响最显著, 使因为通过增加固定资产投资一部分资金要转入消费领域, 另一部分的生产性投资可以通过增加生产能力, 促进生产发展, 提高消费品的生产质量, 降低生产成本, 而且可以促进企业发展, 可以为社会带来更多就业机会, 提高全社会劳动者的收入水平, 为促进人们扩大消费支出提供条件; 教育投入的回归系数为 1.361, 仅次于固定资产投资, 说明教育投资对经济增长具有重要作用, 教育投资为劳动力提高自己的学习能力、创新能力和专业技能提供了条件, 劳动力素质和能力的提升有利于提高经济生产的速度和质量, 促进经济又好又快发展。

6. 研究结论与政策建议

6.1 研究结论

本文选取 1998-2015 年全国数据为样本, 从规模和结构两个视角研究了政府医疗卫生支出对经济增长的影响。从描述统计上来看, 政府医疗支出总规模和各部分结构的绝对量 18 年来均有一个大幅度提升。与 1998 年相比, 政府医疗财政的四部分支出中医疗保障支出和行政管理事务支出的增长均超过了 30 倍, 而政府医疗服务支出和人口与计划生育事务支出则只提高了 14 倍和 16 倍; 到 2015 年政府人均医疗保障支出的规模已经超过了政府人均医疗卫生服务支出, 人均医疗保障支出的均值也与人均医疗卫生服务相近, 说明近年来政府卫生支出向政府医疗保障支出倾斜。

本文实证结果表明: 政府卫生支出对经济增长具有促进作用, 政府医疗卫生服务支出、行政管理事务支出和人口与计划生育事务支出这三部分结构对经济增长均没有显著影响, 医疗保障支出对经济增长具有正向促进作用, 政府医疗支出对经济增长的影响效

应主要由医疗保障支出产生,近年来虽然政府医疗支出和医疗保障支出的规模大幅度增长,但是政府医疗保障支出对经济增长的产出效应仍然没有超过其投入。除此之外,固定资产投资、教育投入、少年人口占比、人口就业率均对经济增长具有不同程度的正向促进作用。

6.2 政策建议

基于以上分析与结论,本文给出以下政策建议:

首先,政府应该从规模和结构两个角度了解医疗卫生支出对经济增长的影响,将规模效应与结构效应相结合,不能只去盲目的增加医疗卫生支出规模,在适当增加政府医疗投入的同时,应将政府投入适当地向政府医疗保障支出倾斜,提高医疗保障支出对经济增长的正向促进作用。

其次,政府应该完善医疗保障制度,切实将医疗保障支出落实到需求者身上,通过增加对劳动力的医疗投入,提高劳动者健康水平,进而提高劳动力的生产能力,促进生产性产出的增加,推动经济快速增长;生产能力的增加同时可以提高居民的可支配收入,进而增大消费支出,促进经济的进一步增长。

最后,为了促进经济增长,相关部门还需增加对固定资产投资、教育投入的支出,发挥固定资产投资的消费驱动作用和教育投入对劳动力素质和技术的提升作用;鼓励对婴幼儿生育、少年人口培养保护的相关产业发展;采取有效措施提高国内人口就业率。

参考文献

- [1]郭平,刘乐帆,肖海翔.内生增长模型下政府卫生支出对经济增长的贡献分析[J].统计与决策,2011(7)
- [2]马小利,李阳.经济增长、卫生投入与健康投资效益:基于FAVAR模型的实证研究[J].中国卫生经济,2017(6)
- [3]沈炳珍,黄漓江.政府支出规模、经济波动于经济增长——基于省级面板数据的实证分析[J].经济经纬,2012(1)
- [4]童大龙,李加.地方政府财政支出与居民消费——基于总量与结构效应双重视角的实证分析[J].安徽理工大学学报,2015(4)
- [5]吴碧.我国财政支出对经济增长影响的研究[M].武汉:华中科技大学,2007
- [6]杨晓胜,刘海兰,安然.卫生费用支出、人力资本与经济增长:基于联立方程的研究[J].中国卫生经济,2014(4)

- [7]钟晓敏, 杨六妹. 公私医疗卫生支出与经济增长关系的实证分析[J]. 财经论丛, 2016 (3)
- [8]周歆霖. 我国政府医疗卫生支出研究[J]. 商情, 2014 (25)
- [9]Erkan Erdil, I. Hakan Yetkiner. The Granger-causality between health care expenditure and output: a panel data approach[J]. Applied Economics, 2009,41(4)
- [10]Badi H.Baltagi, Francesco Moscone. Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data[J]. Economic Modeling, 2010,27(4): 804-811

基于讨价还价模型特色小镇 PPP 项目风险分担比例研究

肖悦

摘要: PPP 模式作为一种新的融资模式,使得社会资本进入原本无法介入的领域,给我国基础设施的建设带来新的活力。由于 PPP 项目利益参与方众多,研究如何在利益方之间进行合理的风险分配,具有重大的现实意义。本文重点研究 PPP 模式发展特色小镇,通过建立政府部门与社会资本的讨价还价博弈模型,确定双方各自承担的风险比例,以期实现双方最优利益。并且得出政府和社会资本对风险收益期望越高,承担的风险比例也越大的相关结论。

关键词: PPP 模式;特色小镇;讨价还价;风险比例分担

1.引言

特色小镇是一个集产业、文化、旅游和社区于一体的新型聚落单位,是以产业为核心、项目为载体、生产生活生态相互融合的一个特别区域。自从特色小镇的概念提出以来,首先,特色小镇作为我国供给侧结构性改革的探索项目,有利于破解经济结构转化和动能转化的困境。其次,有利于促进大、中、小城市的协调发展,是实现产业扶贫的有效路径,更是推进经济转型升级的重大战略选择。打造特色小镇,应该说是颇具创想、极富前瞻的中国特色城市发展之路。特色小镇发展势头,从国家层面到地方政府呈现一片生机的景象。根据住建部、国家发改委、财政部三部委《关于开展特色小镇培育工作的通知》要求,到 2020 年,全国将培育 1000 个各具特色、富有活力的休闲旅游、商贸物流、现代制造、教育科技、传统文化、美丽宜居等特色小镇。但目前特色小镇的发展还面临着很多的现实问题。特色小镇作为一种将产业、文化、旅游、社区等多种要素有机结合的新型模式,除了具有传统房地产开发的一般特点外,还面临政府政策调整的风险、融资贷款模式不健全、市场不够成熟等问题。开发特色小镇伴随着巨大的风险。政府参与,政策、资金等方面的支持,能够有效的降低风险。因此,利用 PPP 模式发展特色小镇存在明显的优势。

本文作者:肖悦,江西财经大学旅游与城市管理学院研究生,研究方向:PPP 房地产经济

2. 特色小镇 PPP 模式分析

特色小镇作为我国精准扶贫,经济转型升级、供给侧结构性改革的一个创新探索,持续经营和稳定的资金来源是特色小镇发展的重点。从整个建设周期来看,主要分为四大阶段:资本金阶段、建设资金阶段、运营资金阶段、运营成熟阶段,各阶段中资本金阶段的融资相对最难。在不断的探索中,推动政府和社会资本合作,设立特色小镇建设基金,使得投资主体多元化,也就是说在融资过程中使用 PPP 模式是化解特色小镇融资困境的有力推手。王守清指出 PPP 模式是指政府部门通过与社会资本方建立合作关系来提供公共产品或服务的一种方式。杨敏利认为,特许权协议为基础,彼此之间形成一种同伴式的协议关系,并通过缔结协议来明确双方的权利义务,以确保合作的顺利完成。最终使合作各参与主体达到比预期单独行动更为有利的结果。

王守清指出 PPP 具有几大特征,伙伴关系,为第一问题。PPP 中政府部门与社会资本方的伙伴关系,核心问题是存在一个共同的目标。社会资本方是以此目标实现自身利益的追求,而政府部门则是以此目标实现公共福利和利益的追求^[3]。但这还不够,为了能够保持这种伙伴关系还需要双方为彼此考虑问题,还需要考虑其他两个特征:利益共享和风险分担。

共享利益指共享 PPP 的社会成果,还包括使作为参与者的社会资本方、民营企业或取得机构相对平和、长期稳定的投资回报^[3]。伙伴关系作为与市场经济规则兼容的 PPP 机制,利益与风险也有对应性,风险分担是利益共享之外伙伴关系的另一个基础。没有风险共担,无法形成一个健康发展的同伴关系。

近年来 PPP 模式取得一定的发展,但是合作中成功的例子并不多。数据表明 70% 的 PPP 模式在运作初期和建设过程中困难重重,这主要是因为 PPP 模式具有投资-收益周期长、项目运营难度大、成本高、地方政府资助力度有限、信息不对称带来经营风险、相关法律法规保障欠缺等问题。林峰指出特色小镇 PPP 项目具有投资数额巨大、持续时间长、内部结构复杂、涉及因素众多等特点。因此项目存在复杂的风险,政府和社会资本应重点协商 PPP 项目风险问题。开发特色小镇没有固定模式照搬照抄,面临的不确定性因素也多,而融资是制约特色小镇发展的关键因素之一。特色小镇的特殊性质使得投资者面临的风险因素更多,稍有不慎,就可能导致资金链断裂,难以回收成本。因此,运用 PPP 模式发展特色小镇需要特别重视风险的分担。

3. 特色小镇 PPP 项目的共性风险和承担主体

特色小镇 PPP 项目风险分配机制以风险最优分配原则为核心,对于可考虑的风险都应该分配给能够有能力承担的一方承受。同时遵守风险与收益对等原则和风险可控原

则。李皓、王洪强认为风险与收益对等原则要求，合同条款中应即关注合同主体对于风险管理成本和风险损失的承担，又尊重其获取与风险相匹配的收益水平的权利。如果风险管理成本大于与之对应的收益，风险转移不可能在自愿的情况下发生，参与主体得到与自身承担风险相对于的回报，才能促进参与主体的积极性。同时风险可控原则要求，为保证政府和社会资本合作关系的长期稳定，在项目协议中，分配给参与方自身财政能力，技术创新能力，控制管理能力相对等的风险，不应由一方单独去承担过高的风险压力。苏海红、王松江等认为项目设计、建设、财务和运营维护等商业风险由社会资本承担，法律、政策和最低需求等风险由政府承担，不可抗力等风险由政府和社会资本合理共担。

特色小镇 PPP 项目的共性风险主要是以下几个方面：政策风险、法律风险、设计风险、建设风险、财务风险、最低需求风险、运维风险和不可抗力风险等。在共性风险方面政策风险，法律风险由政府承担责任。设计风险由负责设计的一方承担，特色小镇 PPP 项目建造风险应主要由社会资本方承担，特色小镇 PPP 项目有地的获取风险由政府承担。而在融资上的风险应该由社会资本方承担，最低需求风险原则上由政府承担，政府可以通过与社会资本在 PPP 合同中商定协议价并保障最低需求量的方式承担最低需求风险。运维风险由社会资本方承担，不可抗力风险和其他风险包括建设过程发现文物、因第三方侵权等风险，应该由政府和社会资本合理共担。然而许多学者都对项目融资风险分担做过研究，认为风险分担最理想的效果是由对风险最可控的一方承担风险，并且承担方所付出的成本最低。但在现实情况下，这两个条件往往不能同时满足。特色小镇 PPP 项目存在许多不确定性风险因素，对于投资者而言，不同风险偏好会影响其投资决策行为，某些风险因素往往是由参建方共同承担。博弈论能够确定特色小镇 PPP 项目参建方分担的风险比例，对投资者项目决策具有一定参考价值。

4. 特色小镇 PPP 项目讨价还价博弈模型建立

4.1 风险分配讨价还价博弈模型过程描述

在实际项目中，姜华伟指出风险如何分担以及分担的比例主要靠各投资方通过谈判来决定。假设有参与主体，政府部门和社会资本方一同承担一项风险，双方承担的比例和为 100%。由于政府部门为强势一方，因此政府部门先提出要求，即政府部门提出双方承担的风险比例大小，社会资本方可以接受或者拒绝。第一阶段，政府部门向社会资本方出价如果社会资本方接受出价比例，谈判结束，如果社会资本方拒绝出价比例，同时进入第二阶段。第二阶段，社会资本方将向政府部门出价，如果政府部门接受社会资本方的出价比例，则谈判达成而完毕。但是如果政府部门再次拒绝出价比例，进入下一个阶段。政府部门再向社会资本方出价，以此类推当且仅当其中一方接受了另一方的出

价时谈判结束。危恒昌、王军武等认为轮流出价的讨价还价模型是从博弈的视角出发,为双方之间某一存在争论的问题进行的博弈。邵江鲁、周咏梅认为可利用轮流出价模型进行博弈分析,确定项目风险分担比例。

杨向多、马国强认为在实际的 PPP 项目中,政府和社会资本在谈判的过程中对信息的掌握承担直接关系着自身利益的大小。即如果一方的信息量明显优于一方,那么掌握信息多的一方在谈判中存在明显优势。Ariel Rubinstein 指出由讨价还价博弈论分析,该谈判过程根据参与人对其他参与人的了解程度可以分成完全信息博弈和不完全信息博弈。在实际特色小镇 PPP 项目中,项目的参与方之间的资源和信息的获取程度是不一样的,表现为明显的地位不对等。而在实际情况下政府处于强势的一方,因而更多的是不完全信息博弈。

4.2 风险分配讨价还价博弈模型假设

讨价还价模型假设条件如下所示:

- (1) 项目各风险都是相互之间独立的;
- (2) 公共部门(政府) P 和社会资本方 Q 都是理性人,大家都不希望谈判失败;
- (3) 在 PPP 项目风险分配中,强势的一方会利用自身优势,逼迫弱势对方接受额外的风险转移,减轻自身风险承担程度,政府相对社会资本方更加强势。因此,在出价中政府为先行一方;
- (4) 针对相对独立的风险(双方承担的风险比例和为 1)政府承担的风险比例为 $1-X_1$ ($0 \leq X_1 \leq 1$),则社会资本方承担的风险比例为 X_1 ,即双方对 X_1 展开讨价还价博弈;
- (5) 时间是有价值的,以此用 δ_i 表示贴现因子, $\delta_i \in (0,1)$ 。在实际的情况中,政府和社会资本的地位是不对等的。政府相对于社会资本方在信息和谈判成本支出上较少,即谈判回合越多对社会资本损失越大。

4.3 风险分配讨价还价博弈模型建立

在特色小镇 PPP 项目讨价还价模型中,由政府 P 先出价为 X_1 , Q 有两种选择接受或者拒绝,如果 Q 接受,则博弈结束。即 P 承担风险比例为 $1-X_1$, Q 承担风险比例为 X_1 。如果 Q 拒绝,进入下一个阶段的博弈。Q 新出价 X_2 ,同样 P 也有两种选择接受或拒绝,如果 P 接受,则博弈结束。即 Q 承担风险比例为 $\delta_p X_2$, P 承担风险比例为 $\delta_q(1-X_2)$ 。如果 P 拒绝报价,轮流出价博弈过程将继续进行下去,直至一方报价被另一方接受。

第一阶段政府提出自己承担的风险比例为 $1-X_1$,则社会资本方需要承担的风险比

例为 X_1 ，则 P_1 和 Q_1 承担的风险为：

$$\begin{aligned} P_1 &= 1 - X_1 \\ Q_1 &= X_1 \end{aligned} \quad (4.1)$$

其中， P_1 表示政府在第一回合需要承担的风险， Q_1 表示社会资本在第一回合需要承担的风险，如果社会资本考虑自身情况，拒绝政府在第一回合的报价，则进行第二回合的博弈。

第二阶段社会资本出价给政府承担的风险比例 $1-X_2$ ，自己承担的风险比例为 X_2 ，但因为谈判时间加长双方都面临损失，用 δ_i 表示贴现因子。则双方需要承担的风险为：

$$\begin{aligned} P_2 &= \delta_P(1 - X_2) \\ Q_2 &= \delta_Q X_2 \end{aligned} \quad (4.2)$$

如果政府拒绝社会资本方在第二回合的风险分担，则博弈进入到第二回合。

第三阶段政府继续给社会资本方出价，承担的风险为 X_3 ，则政府方承担的风险 $1-X_3$ 。双方需要承担的风险为：

$$\begin{aligned} P_3 &= \delta_P^2 (1 - X_3) \\ Q_3 &= \delta_Q^2 X_3 \end{aligned} \quad (4.3)$$

博弈一直循环下去直到，直到一方接受对方提出的风险比例分担方案。

4.4 模型求解

通过以上的分析可知，李林,刘志华同时指出讨价还价博弈模型不同于无限博弈模型，有一个可作为逆推归纳法起始点的最后回合。因此，按常规思，逆推归纳法无法适用于对本模型的求解。政府与社会资本唯一的纳什均衡解为：

$$\frac{\delta Q(1 - \delta P)}{1 - \delta P \delta Q} \quad (1 - \delta Q)/(1 - \delta P \delta Q) \quad (4.4)$$

政府选择的博弈均衡战略为在： $t=1, 3, 5\dots$ 时，出价 $1 - \delta Q / (1 - \delta P \delta Q)$ ， $t=2, 4, 6\dots$ 时，对于大于或等于 $\delta Q(1 - \delta P) / (1 - \delta P \delta Q)$ 的报价可接受。而对于社会资本来说，博弈均衡战略为在： $t=1, 3, 5\dots$ 时，对于大于或等于 $\delta Q(1 - \delta P) / (1 - \delta P \delta Q)$ 的报价接受，当 $t=2, 4, 6\dots$ 时，出价 $(1 - \delta Q) / (1 - \delta P \delta Q)$ 。

假设贴现因子为 $1/(1+K_{ji})$ ($i=P, Q$)， K_i 为特色小镇项目的风险收益率。将贴现因

子代入政府和社会资本唯一的纳什均衡，则政府需要承担的风险比例为 $K_P/(K_P+K_Q+K_P K_Q)$;

对于社会资本承担的风险比例为:

$(K_Q+K_P K_Q)/(K_P+K_Q+K_P K_Q)$ ，得出双方各自承担的风险比例。

5. 案例分析

社会资本和政府共同开发一项新的特色小镇项目，谈判采取讨价还价模型。假设政府部门预计自身的风险收益率为 15%，社会资本方预计自身的风险收益率为 35%，首轮出价由政府给出，双方进行博弈，直到有一方接受另一方的报价，谈判结束。

社会资本承担的风险比例为

$$(35\%+15\%\times 35\%)/(15\%+35\%+15\%\times 35\%) = 72.85\%$$

政府承担的风险比例为： $15\%/(15\%+35\%+15\%\times 35\%) = 27.15\%$ 。

由此可知，双方承担的风险比例与风险收益期望有关。期望越高，承担的风险比例越大。

6. 结论

特色小镇项目开发具有高风险，通过政府部门和社会资本的合作可以有效降低风险，充分利用各方优势，实现资源的有效分配。周鑫指出 PPP 模式成功突破引入社会资本方参与公共基础设施项目组织机构存在的许多限制，缓解政府财政压力，提供更加的公共服务质量。在 PPP 模式与政府项目结合的过程中同样存在许多问题，如本文研究的风险分配比例问题等。合理的风险分配比例可有效刺激政府和社会资本方积极合作，提高 PPP 项目的建设运营效率，促进 PPP 项目的成功推进。

本文通过考虑在不完全信息条件下项目参与方的非对称性情况下，建立政府和社会资本方讨价还价博弈模型，对双方之间的博弈进行分析，确定双方需要在项目中承担的风险比例，得出风险收益期望越高，承担的风险比例越高结论。

参考文献

- [1]姜华伟. PPP 项目融资的风险分担分析[J]. 现代国企研究,2018,(02):80~82
- [2]刘新平,王守清. 试论项目的风险分配原则和框架建筑经济[J].建筑经济, 2006,(2): 59~63
- [3]林峰. 特色小镇的 PPP 投融资模式[J]. 中国房地产,2017,(05):62~65
- [4]李皓,王洪强. 不完全信息条件下 PPP 项目公私共担型风险分配的博弈模型[J]. 价值工程,2016,35(14):112~115

- [5]李林,刘志华,章昆昌. 参与方地位非对称条件下 PPP 项目风险分配的博弈模型[J]. 系统工程理论与实践,2013,33(08):1940~1948
- [6]苏海红,王松江,高永林. 特色小镇 PPP 项目运作模式研究[J]. 项目管理技术,2017,15(06):13~17
- [7]邵江鲁,周咏梅. PPP 项目风险分担的动态博弈研究——基于不完全信息视角[J]. 金融与经济,2017,(09):64~70
- [8]吴国文.住房城乡建设部国家发展改革委财政部联合发文: 培育千个特色小镇实现首个百年目标[N].中国建设报, 2016:7~21
- [9]危恒昌,王军武,程康,李政. 城市基础设施 PPP 项目风险分担博弈模型研究[J]. 建筑经济,2017,38(04):71~75
- [10]杨敏利,党兴华,涂宴卿.基于投资者不同风险偏好的风险投资决策研究[J].科技管理研究, 2008,(8):194~196
- [11]杨向多,马国强. 基于博弈论的 PPP 项目风险分担研究[J]. 海南金融,2017(04):4~10
- [12]杨向多,马国强. 基于博弈论的 PPP 项目风险分担研究[J]. 海南金融,2017,(04):4~10
- [13]周鑫. PPP 项目融资风险分担博弈分析[J]. 合作经济与科技,2009,(14):78~79
- [14]Ariel Rubinstein. Perfect Equilibrium in a Bargaining Model [J].Econometrica , 1982, 50(1):97~109

“一带一路”背景下中国机电产品出口贸易潜力研究

章启明

摘要: 本文基于引力扩展模型对 2007—2016 年中国机电产品出口“一带一路”沿线 18 国（东盟 10 国、南亚 8 国）的影响因素进行实证分析并测算出口贸易潜力系数，得出以下几点结论：地理距离对贸易的阻碍是显著的，距离增加 1%，机电产品的出口流量将减少 0.8620%；进口国 GDP 增长比中国 GDP 增长对机电产品出口贡献更大；人均 GDP 的差额对出口流量有显著的正向影响；由于我国机电产品出口大部分为加工贸易，对汇率波动敏感，人民币贬值使得进口原材料、零部件的成本增加，企业生产成本上升产出水平下降，出口减少；“一带一路”倡议提出本身、机电行业的规模以及沿线 18 个国家的法治状况结果均不显著。出口贸易潜力系数的测度结果表明，近十年来，中国机电产品对印度的出口贸易潜力系数一直都小于 0.8，属于潜力巨大型，印度是我国机电产品潜在的和现实的最大出口国。

关键词: “一带一路”；机电产品；出口贸易潜力；引力模型

1. 引言

当前贸易保护主义愈演愈烈，逆全球化的趋势有所抬头。中国是全球化的受益者，应当坚持全球化。“一带一路”倡议推进了全球化，在全球化有所逆转的趋势下有其特殊的时代背景意义。2017 年，我国企业共对“一带一路”沿线的 59 个国家非金融类直接投资 143.6 亿美元；对外承包工程方面，我国企业在“一带一路”沿线的 61 个国家新签对外承包工程项目合同 7217 份，新签合同额 1443.2 亿美元。“一带一路”倡议正处于加速推进的过程，沿线各国的基础设施正不断完善，我国与各国的互联互通正不断加强，可以预见中国与沿线国家的经贸往来将更加频繁。

机电产品是中国货物贸易出口的重要组成部分。2016 年数据显示，中国货物贸易出口额超过了 2 万亿美元，达 20976.37 亿美元，其中机电产品出口金额超过 9000 亿美元，达 9841.73 亿美元，占比为 46.92%；同年机电产品出口“一带一路”沿线国家的金额只有 2350 亿美元，仅占 2016 年机电产品总出口值的 23.88%。尽管“一带一路”沿线国家众多，但是机电产品对这些国家的出口不到机电产品总出口的四分之一。

本文作者：章启明，江西财经大学国际经贸学院研究生，研究方向：货物贸易

本文分析“一带一路”背景下中国机电产品对沿线18国（东盟10国、南亚8国）出口的影响因素，测算出口贸易潜力系数，研究出口潜力的大小，为促进和改善机电产品对“一带一路”沿线国家的出口提供实证参考，具有一定的现实意义。

2.文献综述

2.1 机电产品出口影响因素相关研究

已有文献主要考察了物流、经济规模、收入、汇率、贸易壁垒等方面对机电产品出口影响。黄伟新，龚新蜀（2014）的实证结果表明国际物流绩效改善能够显著推动中国对丝绸之路经济带贸易伙伴的机电产品出口。冯伟，邵军（2013）的研究发现出口目的地市场规模及其购买力的提升、初始贸易额的增大、产品不可替代性的增强等均有助于中国机电产品出口贸易持续期的延伸。黄洁，尹雄艳，金丽（2015）对影响中国机电产品出口德国市场的因素进行了定量分析，发现德国的国民生产总值和两国的人均收入差距是排名前两位的因素。廖万红，刘志雄（2014）的认为中国机电产品出口遭受技术性壁垒和人民币汇率波动的影响。吴圆圆，李雨（2013）的研究发现中国的经济增长并没有较好地拉动机电产品出口增长。

2.2 贸易潜力相关研究

国外学者的研究如下，André C Jordaan（2015）探讨了2000-2012年南非对澳大利亚的出口，确定了具有出口潜力的部门并考虑了这些是否可靠及稳定。Tatiana Gubaidullina, Alexander Yakupov（2015）考察了俄罗斯经济在入市背景下的出口潜力问题，他们对俄罗斯商品的出口结构及其有效性趋势进行了科学分析，证实了其进口关税变化对俄罗斯地区出口潜力的影响。Radha Raghuramapatrani（2013）研究发现中国、印度作为贸易伙伴的长期贸易潜力尚未得到充分开发和利用，建立信任的政治倡议开始扩大了相互合作的领域。Surender Kumar, Prerna Prabhakar（2017）考察了自由贸易协定对印度贸易潜力的作用，研究表明印度的双边自由贸易协定及其与东盟集团的自由贸易协定有助于提高印度的出口和进口效率，然而对于印度的出口和进口效率而言，南亚自由贸易协定是不重要的。Yener Kandogan（2011）指出了个人对跨文化素养的偏好对国际贸易潜力的作用，个人喜欢学习具有地理上接近但文化差距较大的国家的语言，人口增长和交通技术的改善可以提高跨文化素养。

国内学者的研究如下，张萌，张宗毅（2015）研究了农机产品出口贸易流量的影响因素以及出口潜力，指出了主要的促进因素和限制因素，从总量层面来看，农机产品仍然有出口潜力。施锦芳，郑晨（2017）研究了中国轨道交通装备制造业出口贸易流量的主要影响因素，测算了对各样本国的出口潜力，研究发现在所选取的45个贸易伙伴国

中, 2010-2014年期间, 中国对其轨道交通装备出口“贸易过度”的国家有20个, “贸易适度”的国家有7个, “贸易不足”的国家有18个。卢小兰, 冯柳依(2017)从总量和分类层面分析中国与12个新兴市场国家农产品贸易的影响因素, 并测算其贸易潜力。中国与新兴市场国家双边农产品贸易总体上略微“贸易过度”, 但中国与许多新兴市场国家在4类分类农产品上表现为“贸易不足”, 新兴市场仍存在较大潜力。

2.3 贸易潜力测度相关研究

刘青峰、姜书竹(2002)利用引力模型分析了决定中国2000年双边贸易状况的主要因素, 并提出了用真实的双边贸易额(T)与模型拟合值(T*)的比值来衡量贸易潜力的方法; 他们将国家间的双边贸易潜力分为三种类型: 潜力再造型($T/T^* > 1.2$)、潜力开拓型($0.8 < T/T^* < 1.2$)和潜力巨大型($T/T^* < 0.8$)。国内学者对贸易潜力的研究多沿用此方法, 李亚波(2013)计算了中国和智利的双边贸易潜力, 两国双边贸易潜力值围绕1上下波动, 认为两国的双边贸易潜力尚未充分发挥, 仍有进一步扩大的空间。宋周莺, 车姝韵, 张薇(2017)测算了中国与“一带一路”沿线各国的贸易增长潜力, 研究结果表明贸易发展潜力大的主要是东南亚国家、俄罗斯、印度、沙特阿拉伯、阿联酋等。

在前人研究的基础上, 本文利用中国与“一带一路”沿线的18个国家(东盟10国、南亚8国)2007—2016年的相关数据建立面板数据模型, 实证分析不同因素对出口流量的影响, 并测算贸易潜力系数, 分析贸易潜力的大小。

3. 模型构建

3.1 引力扩展模型

对数形式有着很好的经济含义, 相关变量的系数即为弹性系数。另外对数形式可以使引力公式线性化, 减少数据中的异常点, 避免数据残差的非正态分布和异方差现象(张海森, 2011)。经典引力模型 $T_{ij} = A \cdot Y_i Y_j / D_{ij}$ 对数化后的一般形式为:

$$\ln T_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 \ln X_{ijt} + \mu_{ijt}$$

其中, T_{ijt} 表示t时期从出口国i流入进口国j的贸易流量, Y_{it} 和 Y_{jt} 分别表示t时期i国和j国的经济规模(本文用名义GDP表示), D_{ij} 表示两国首都之间的地理距离, X_{ijt} 表示t时期影响两国贸易流量的其他变量的向量集合, 包括行业规模、需求结构、汇率、法治状况等, β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 是待估参数, μ_{ijt} 是随机扰动项。

本文基于经典引力模型, 结合实际研究内容和数据的可获得性, 引入相关变量, 对前人的模型进行适当调整和扩展, 利用2007—2016年中国对18国的机电产品出口相关数据建立平衡面板模型:

$$\ln T_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 \ln PY_{it} + \beta_5 \ln DY_{ijt} + \beta_6 \ln Ex_{it} + \beta_7 \eta_t + \beta_8 R_{jt} + \mu_{ijt}$$

其中, PY_{it} 表示 t 时期中国机电行业规模, DY_{ijt} 表示 t 时期中国与“一带一路”沿线国家人均 GDP 差额的绝对值, Ex_{it} 表示 t 时期人民币兑美元汇率(直接标价法), η_t 表示 t 时期“一带一路”倡议是否提出, R_{jt} 表示出口国的法治状况。

3.2 变量选择

结合前文所述, 本文引入 GDP、距离、行业规模、人均收入差额、汇率、法治状况作为解释变量, 将“一带一路”倡议是否提出作为虚拟变量。各变量的具体含义、预期符号、理论说明见表 3.1。

表 3.1 解释变量的含义、预期符号与理论说明

解释变量	含义	预期符号	理论说明
	t 时期中国的名义 GDP	+	反映中国的出口能力, 其经济规模越大, 出口贸易流量越大
$\ln Y_{jt}$	t 时期中东欧国家的名义 GDP	+	反映“一带一路”沿线国家的进口需求, 其经济规模越大, 进口贸易流量越大
$\ln D_{ij}$	两国首都的地理距离	-	距离远近通过影响贸易成本而阻碍两国贸易。
$\ln PY_{it}$	t 期中国机电产品行业总产值	+	产出水平越高, 能够用于出口的越多; 有规模效应时生产成本低, 进一步促进出口。
$\ln DY_{ijt}$	t 时期两国人均 GDP 差额的绝对值	不确定	根据“需求相似理论”, 预期符号应该为负, 两国人均 GDP 越接近则需求结构越相似, 贸易额也越大。但“一带一路”沿线 18 国发展水平参差不齐, 是否符合“需求相似理论”还有待验证。
$\ln Ex_{it}$	t 期人民币兑美元汇率	+	人民币兑美元汇率降低, 表明人民币升值, 产品出口越小。
η_t	t 时期“一带一路”倡议是否提出	+	“一带一路”倡议的提出在某种程度上促进了区域经济一体化, 有利于生产要素和产品的流动。
R_{jt}	t 时期出口国的法治状况	+	法治状况越好, 表明合同执行、产权保护越好, 对企业进行贸易活动的激励越大。

注: 机电产品行业总产值的数据较难获取, 本文使用机电行业规模以上企业数量作为替代指标。

3.3 数据来源

本文研究所需要的变量数据来源情况：机电产品出口流量来自联合国商品贸易数据库（UN Comtrade），名义GDP、人均GDP和人民币对美元汇率来自国民账户主要汇总数据库（National Accounts Main Aggregates Database），两国首都之间的距离来自法国国际经济研究中心（CEPII），法治状况来自于全球治理指标（Worldwide Governance Indicators）公布的数据，行业规模的数据来自于中经网统计数据库。

4. 实证分析与贸易潜力系数测度

4.1 实证分析

对中国对“一带一路”沿线18国机电产品出口的相关数据使用经典引力模型进行计量分析，面板回归结果如下，可以发现各个解释变量的系数都是显著的，符号也与预期一致。

$$\ln T_{ijt} = -31.7176 + 0.9845 \ln Y_{it} + 1.2318 \ln Y_{jt} - 0.8666 \ln D_{ij}$$

$$(-3.46^{***}) \quad (3.27^{***}) \quad (32.71^{***}) \quad (-2.98^{***})$$

$R^2 = 0.8626$ ，括号内数值对应系数的t值。***表示系数在1%的显著性水平下显著。

表 4.1 中国机电产品出口沿线18国引力扩展模型回归结果

变量/回归结果	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
常数项	-25.5284** (-2.06)	-28.7726*** (-3.19)	-16.1212 (-0.88)	-33.0533** (-2.05)	-31.5567*** (-3.41)	-3.3872 (-0.13)
$\ln Y_{it}$	0.9378*** (3.05)	0.8343*** (2.80)	0.5762 (1.12)	1.0300* (1.90)	0.9826*** (3.25)	0.2321 (0.31)
$\ln Y_{jt}$	1.2317*** (32.67)	1.2459*** (33.62)	1.2319*** (32.71)	1.2318*** (32.62)	1.2308*** (32.09)	1.2600*** (32.87)
$\ln D_{ij}$	-0.8665*** (-2.97)	-0.9391*** (-3.29)	-0.8667*** (-2.97)	-0.8666*** (-2.97)	-0.8759*** (-2.94)	-0.8620*** (-2.97)
$\ln PY_{it}$	-0.4096 (-0.74)					-0.4476 (-0.83)
$\ln DY_{ijt}$		0.2107*** (3.09)				0.2642*** (3.43)

续表

变量/回归结果	(一)	(二)	(三)	(四)	(五)	(六)
$\ln Ex_{it}$			-1.8753 (-0.98)			-2.0333 (-1.06)
η_t				-0.0263 (-0.10)		0.0513 (0.20)
R_{jt}					0.0143 (0.15)	-0.1463 (-1.42)
R^2	0.8630	0.8697	0.8634	0.8626	0.8626	0.8726

注：括号内为对应系数的 t 值，***、**、*表示系数在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

在经典的引力模型中依次加入变量机电产品行业规模 py_{ij} 、人均 GDP 差额的绝对值 DY_{ij} 、汇率 Ex_{it} 、“一带一路”倡议是否提出 η_t ，沿线各国法治状况 R_{jt} 得到回归方程（一）、（二）、（三）、（四）、（五）和（六）， R^2 分别为 0.8630、0.8697、0.8634，0.8626、0.8626 和 0.8726，表明 6 个模型所选择的变量分别可以在 86.30%、86.97%、86.34%、86.26%、86.26%、87.26% 的程度上解释出口贸易流量的变异情况，模型有较好的拟合优度。

Y_{it} 的系数为正，与预期的符号一致，但结果并不显著，实证结果显示，我国 GDP 每增加 1%，机电产品的出口增加 0.2321%。

沿线各国 GDP 的增长对我国机电产品的出口具有显著正影响，沿线国家 GDP 每增加 1%，我国机电产品的出口将增加 1.2600%。

地理距离的负向影响是很显著的，距离每增加 1%，机电产品的出口流量将减少 1.1896%。

与预期符号相反，人均收入差额 DY_{ij} 对出口流量有显著正向影响，表明不符合“需求相似理论”。“需求相似理论”并不能解释所有国家间的贸易，按照中国人均收入，主要贸易伙伴应该是发展中国家或中等收入水平国家，实际上中国的主要贸易伙伴是美国、日本、欧盟、韩国等发达国家和地区。 $\ln DY_{ij}$ 的系数较小，说明人均 GDP 的差额不是影响出口的关键因素，中国与沿线国家人均 GDP 差额每增加 1%，机电产品的出口流量增加 0.2642%。

汇率 Ex_{it} 的符号是负的，这与预期的符号相反。可能的原因是我国机电产品贸易主

要是加工贸易。Ex 的上升，即人民币贬值，导致进口原材料、零部件的成本上升，企业生产成本增加，产出水平下降，出口减少。

η_1 的系数也与预期的不相符，考虑到“一带一路”的倡议于2013年提出，目前各项基础设施正处于完善的过程中，而且基础设施的互联互通需要前期的投入，因而在初期对出口的贡献为负。

R_{11} 的系数与预期相反，可能的解释是沿线国家执行了限制自由贸易的法律政策，如技术性贸易壁垒等。

虽然经典引力模型回归系数都是显著的，但影响机电产品出口的因素有很多，经典模型在解释力方面有所欠缺，本文将选取第6个回归结果作为贸易潜力系数测度的基础。

4.2 出口贸易潜力系数的测度

出口贸易潜力系数是实际出口值与模拟的理论出口值的商。有关贸易潜力大小的研究，盛斌（2004）把实际值低于模拟值的情况称为“不足贸易”，反之则称为“过度贸易”。刘青峰、姜书竹（2002）使用0.8和1.2两个分位值将贸易潜力的大小分为3类：出口贸易潜力系数不低于1.20的情况属于“潜力再造型”，此种情况下现有的出口贸易潜力已用完，在保持现有积极因素的同时，需要发展培育新的促进贸易发展的因素；出口贸易潜力系数在0.80~1.20之间时属于“潜力开拓型”，此种情况下出口潜力尚未充分发挥，具有进一步扩大出口的空间。出口贸易潜力系数不高于0.80时属于“潜力巨大型”，此种情况表明存在巨大的出口潜力，双方在扩大经贸合作领域的同时，需排除阻碍贸易增长的可能因素。

表 4.2 中国机电产品对“一带一路”沿线 18 国出口贸易潜力系数

国家	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
菲律宾	1.07	1.07	0.84	0.90	0.67	0.65	0.61	0.70	0.74	0.76
柬埔寨	2.07	2.32	1.85	2.13	3.53	3.02	3.34	2.08	2.38	2.27
老挝	2.44	3.05	3.43	2.30	2.36	3.69	7.50	7.18	3.53	2.63
马来西亚	2.60	2.51	2.37	2.39	1.79	1.88	1.90	1.84	1.73	1.62
缅甸	1.48	1.73	1.68	2.21	2.06	2.09	2.08	2.15	2.52	1.99
泰国	1.04	1.22	1.18	1.50	1.90	2.17	3.35	1.66	1.72	1.69
文莱	0.20	0.19	0.25	0.33	0.40	0.45	0.83	1.00	1.36	0.55
新加坡	4.16	4.41	4.11	3.44	2.61	2.49	2.13	2.16	2.44	2.18
印度尼西亚	0.61	0.80	0.57	0.68	0.60	0.59	0.53	0.49	0.43	0.41
越南	1.92	2.35	2.17	2.49	2.13	2.08	2.71	3.42	3.15	3.18
阿富汗	0.80	0.71	0.70	0.48	0.50	0.86	0.37	0.40	0.40	0.53
巴基斯坦	0.78	0.81	0.58	0.67	0.54	0.60	0.57	0.62	0.74	0.96
不丹	0.22	0.33	0.16	0.10	0.39	0.17	0.21	0.11	0.13	0.12

续表

国家	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
马尔代夫	1.21	0.90	1.25	1.86	2.17	0.99	1.36	2.10	2.63	7.38
孟加拉	0.51	0.60	0.49	0.78	0.55	0.43	0.44	0.53	0.57	0.63
尼泊尔	0.76	0.57	0.63	0.87	0.67	0.68	0.58	0.54	0.37	0.54
斯里兰卡	1.42	1.53	1.38	1.15	1.42	1.19	0.94	0.91	0.96	1.07
印度	0.38	0.44	0.38	0.39	0.31	0.25	0.20	0.19	0.19	0.22

表 4.2 是 2007-2016 年中国机电产品对“一带一路”沿线 18 国的出口贸易潜力系数测算结果, 2016 年机电产品的出口贸易潜力系数表明, 柬埔寨、老挝、马来西亚、缅甸、泰国、新加坡、越南、马尔代夫属于“潜力再造型”国家; 巴基斯坦、斯里兰卡属于“潜力开拓型”国家; 菲律宾、文莱、印度尼西亚、阿富汗、不丹、孟加拉、尼泊尔、印度则属于“潜力巨大型”国家。

总体来看, 近十年来, 印度一直属于“潜力巨大型”, 它是现实的和潜在的最大出口流向国; 经济体量较大的印度尼西亚则长期属于“潜力巨大型”; 作为发达国家的新加坡则一直属于“潜力再造型”。

5. 结论与政策建议

本文基于引力扩展模型对 2007—2016 年中国机电产品出口“一带一路”沿线 18 国（东盟 10 国、南亚 8 国）的影响因素进行实证分析并测算出口贸易潜力系数, 得出以下几点结论。

地理距离对贸易的阻碍是显著的, 距离增加 1%, 机电产品的出口流量将减少 0.8620%; 进口国 GDP 增长比中国 GDP 增长对机电产品出口贡献更大; 人均 GDP 的差额对出口流量有显著的正向影响; 由于我国机电产品出口大部分为加工贸易, 对汇率波动敏感, 人民币贬值使得进口原材料、零部件的成本增加, 企业生产成本上升产出水平下降, 出口减少; “一带一路”倡议提出本身、机电行业的规模以及沿线 18 个国家的法治状况结果均不显著。出口贸易潜力系数的测度结果表明, 近十年来, 中国机电产品对印度的出口贸易潜力系数一直都小于 0.8, 属于潜力巨大型, 印度是我国机电产品潜在的和现实的最大出口国。

为了扩大我国机电产品对“一带一路”沿线国家的出口流量, 首先要加强基础设施建设, 完善互联互通, 缩短贸易距离; 其次要关注那些经济增速比较快的国家, 实证结果表明, 进口国 GDP 的增长比我国自身 GDP 的增长对出口贡献更大; 最后要重点瞄准出口贸易潜力系数比较小, 出口潜力大的国家, 比如印度, 印度不但 GDP 增速快, 而且出口贸易潜力系数显示近十年来其一直属于“潜力巨大型”, 因此要把印度作为我国机电产品口的重点国家。

参考文献

- [1]冯伟,邵军.我国机电产品出口贸易联系持续期的影响因素研究[J].国际经贸探索,2013,(05):4-16
- [2]黄洁,尹雄艳,金丽.中国机电产品出口德国市场的影响因素分析——基于引力模型的实证分析[J].经济问题探索,2015,(04):152-159
- [3]黄伟新,龚新蜀.丝绸之路经济带国际物流绩效对中国机电产品出口影响的实证分析[J].国际贸易问题,2014,(10):56-66
- [4]廖万红,刘志雄.我国机电产品出口现状、问题及对策研究[J].中国商贸,2014,(06):117-120
- [5]刘青峰,姜书竹.从贸易引力模型看中国双边贸易安排[J].浙江社会科学,2002(6)
- [6]李亚波.中国与智利双边货物贸易的潜力研究——基于引力模型的实证分析[J].国际贸易问题,2013,(07):62-69
- [7]卢小兰,冯柳依.中国与新兴市场国家双边农产品贸易影响因素及潜力研究[J].价格月刊,2017,(07):42-48
- [8]盛斌,廖明中.中国的贸易流量与出口潜力:引力模型的研究[J].世界经济,2004(2)
- [9]施锦芳,郑晨.中国轨道交通装备制造业贸易结构与出口潜力的实证研究[J].宏观经济研究,2017,(03):101-117
- [10]宋周莺,车姝韵,张薇.我国与“一带一路”沿线国家贸易特征研究[J].中国科学院院刊,2017,(04):363-369
- [11]吴圆圆,李雨.我国机电产品出口与经济增长关系的实证研究[J].对外经贸,2013,(02):20-21+31
- [12]张萌,张宗毅.我国农机产品出口贸易流量及潜力——基于引力模型的实证分析[J].国际贸易问题,2015,(06):148-154
- [13]AndreCillie Jordaan.Determining South Africa's export potential to Australia: A panel data approach[J].South African Journal of Economic and Management Sciences.2015,Vol.18(No.3): 354-365
- [14]Kandogan, Yener.Determinants of individuals' preference for cross-cultural literacy:Role of international trade potential[J].Journal of World Business.2011,Vol.46(No.3): 328-336

[15]Raghuramapatruni, Radha.Indo-China Trade Potential: An Analysis of Revealed Comparative Advantage.[J].Journal of International Economics.2013,Vol.4(No.1): 4-25

[16]Surender Kumar,Prerna Prabhakar. India's Trade Potential and Free Trade Agreements: A Stochastic Frontier Gravity Approach[J].Global Economy Journal,2017,17(1)

[17]Tatiana Gubaidullina;Alexander Yakupov.Export Potential of the Russian Regions in the Context of WTO Accession[J].Procedia Economics and Finance.2015:274-279

产业经济与企业 管理

图书建议零售价对消费者福利的影响

邓云霞

摘要：本文通过构建简单的模型试图分析图书实施建议零售价的必要性以及实施建议零售价后对消费者的影响。本文的主要结论是：图书实施建议零售价后，其价格相对于零售商自由定价更低，因此，图书行业实施建议零售价改善了消费者福利。一方面是因为建议零售价阻止了图书行业纵向环节的重重价格加成，限制了加成幅度；另一方面，图书是政府管制的行业，部分环节垄断性较强，因此规定建议零售价虽然促使了部分垄断产生的社会损失问题，但是其管制价格也可控制在合理范围内。最后，本文模型分析虽然比较简单，但是也说明我国图书定价制度的合理性，表明图书实施建议零售价不仅没有提高价格，反而改善了消费者福利的，在此基础上，文章最后提出几点进一步促进我国图书行业发展的建议。

关键词：图书；建议零售价；消费者福利

1.引言

不同国家或地区根据国情和发展阶段对图书行业实施不同的定价策略，我国自发展市场经济以来，图书行业实施的是固定价格制度，即规定相关图书的零售价或折扣限制。零售市场不完全竞争，书店通常也可以打折销售，在此情况下图书标价仅是一种零售商零售定价的参考基准，属于最高建议零售价格。根据国际经验和反垄断经济学理论，建议零售价或者价格上线是不受反垄断制约的，一般认为，价格上限是一种相对有效的定价策略，限制部分竞争保护行业发展的同时维持了一定程度上的定价灵活性。

尽管图书零售行业竞争十分激烈，我国图书的价格却存在严重背离生产成本的现象，价格上涨幅度远远高于国民收入和商品零售价格的增长幅度。是什么原因导致了图书的高价格呢？图书行业实施建议零售价制度的原因又是什么？一个猜测是，图书是低弹性产品，出版商有合谋动机，实施建议零售价获取行业的垄断利润。政府在保护图书行业与社会福利损失之间进行权衡，但是保护政策(允许出版社实施建议零售价)真的可以提高消费者福利水平吗？这是一个有待论证的问题。

2. 相关理论

当前德国、法国等国家对图书行业规定的是转售价格维持制度，当时越来越多的声音反对其实行反垄断豁免政策，对于图书行业实施转售价格维持的理由主要有以下几个方面：

2.1 民族文化传播说

该说法虽然没有具体理论阐述，但是却广泛被人们接受。对图书固定价格制度实施保护行政的一个重要理由是图书是一种特殊的商品。该观点认为图书是民族文化的和精神产品的重要载体，为保护和传播民族文化，促进图书的生产和公众阅读，政府不仅要给作者、出版商和书店给予补贴，而且应对图书转售价格维持给予反垄断适用除外或豁免。

2.2 服务激励说

Telser在1960年提出实施建议零售价是消除零售商之间搭便车问题，通过建议零售价保证零售商获得部分利润以促进零售商提供更多的服务，支持图书实施建议零售价的学者认为这一理论同样适用。

2.3 不确定环境下充足存货说

Krishnan harish 和Winter A. Ralph (2007) 在Verticalcontrol of Price Inventory这篇文献中，考虑市场信息的不对称，认为实施建议零售价是缓和零售商之间横向外部性，促进零售商增加存货，继而促进产品的销售获得最大化利润。学者认为图书的销售具有较高的市场需求不确定性，在此情况下，图书经销商之间的价格竞争会导致经销商采购相对较低的数量和经销品种更少的数目，为保证经销商充分购买并销售尽可能多的图书，就需要转售价格维持来保证经销商有稳定的回报。

2.4 确保普遍销售说

这个说法是2006年德国在《图书转售价格维持法》中提出的，该观点认为图书是一种大众化的文化产品或精神产品，为确保公众方便的购买到图书和图书销售的多样化，需要通过实施转售价格维持来确保传统的小规模商业形式的发展，以保证图书销售网店的广泛分布。但是，这些观点都存在明显的不足之处。首先，支持图书行业实施建议零售价的解释停留在理论层面，缺少经验数据的分析论证；其次，支持图书实施建议零售价的理论大多考虑社会文化效应，忽视了实施建议零售价后社会经济福利的比较；此外，已有理论并不能很好的解释图书实施建议零售价现象，存在很多争议。

2.5 缓解竞争说

张志强在2013年分析我国电子书发展问题时提到，电子书行业的兴起，使得原本竞

争激烈的图书零售环节变得更加激烈了,这使得传统图书行业生存环境更差。因此,根据这个现状学者认为需要实施建议零售价保护传统图书行业。但是这个说法解释力度并不强,因为它不能说明建议零售价是保护传统图书行业的必要选择。

实际上,图书市场是实行建议零售价最普遍的领域。在很多国家的出版行业,出版商对图书采取建议零售价的形式,限制了图书零售商定价的行为策略。纵观世界各国图书定价制度的演变,可以发现,自1970年以来,越来越多的国家取消了对图书建议零售价格的保护性豁免政策,图书定价转向自由市场定价。我国对图书的定价采取的是建议零售价的形式,部分不低在于避免图书零售业过多的竞争,给予图书行业参与主体一定收益,从而促进图书行业有效供给和发展。但是,现实中,不少消费者提出,我国图书价格过高,图书价格严重背离生产成本,上涨幅度远远高于国民收入和商品零售价格的增长幅度。因此,本文研究的问题是:即图书价格高涨的原因,图书一定要实施建议零售价制度吗?图书的建议零售价对消费者福利又会产生什么影响?

文章由以下几个部分组成:第一部分引言,引出本文研究的主要问题,即图书一定要实施建议零售价制度吗?图书的建议零售价对消费者福利又会产生什么影响;第二部分根据相关文献总结出图书实施建议零售价的主要理论猜想;第三部分是文章主体部分,通过构建简单的模型研究图书建议零售价是否必要,以及建议零售价对消费者剩余的影响;第四部分是总结与建议。

3.比较均衡分析

3.1 没有建议零售价时图书的定价问题

行业所处的产业组织结构是影响商品价格的重要因素,这是因为,给定产品的生产成本,存在纵向交易关系的参与主体只有经过层层纵向流通环节后,才到达最终使用者手中,因此产业组织结构,尤其是纵向环节中参与者的竞争程度和以及纵向环节的数量决定了产品最终零售价。

图书行业大致包括生产环节、批发运输环节和图书零售环节,分别假设这三个环节中产生的费用为: C_1 , C_2 和 C_3 ;此外由于不同环节的竞争程度存在差异,因此不同环节对商品价格的加成程度有差异,假设这三个环节的利润加成程度分别为 α 、 θ 、 γ 。具体来说,图书出版商的价格为: $P_1 = C_1 + \alpha$;图书批发环节价格为 $P_2 = C_2 + \theta$;图书零售环节价格为: $P_3 = C_3 + \gamma$

因此纵向环节的经营成本和价格加成决定了图书的最终零售价格,二者是正向关系。

3.1.1 纵向分离结构与图书价格

假设图书经销的环节都具有一定的市场势力,图书的生产成本为 C ,零售价格为 P ,

批发价格为 P_w ，每个环节都有一个相等的利润加成 θ ，所以零售商支付给出版商的价格为 $p_w + n\theta$ ，假设图书市场的需求函数是 $D = 1 - P$ 。

书店的利润最大化决策是

$$\pi = \max[p_r - (p_w + n\theta)] \cdot (1 - p_r)$$

根据利润最大化一阶条件可得书店的价格、销售量和利润

$$p_r = \frac{1 + p_w + n\theta}{2} \quad D = \frac{1 - p_w - n\theta}{2} \quad \pi_r = \frac{1}{4} [1 - (p_w + n\theta)]^2$$

出版商利润最大化决策是

$$\Pi = \max(p_w - C) \cdot \left[\frac{1 - (p_w + n\theta)}{2} \right]$$

由此可得出出版社的价格和利润分别为

此时零售书店的利润是

$$p_w = \frac{1 + C - n\theta}{2} \quad \Pi = \frac{1}{8} (1 - C - n\theta)^2$$

$$\pi_r = \frac{1}{16} (1 - C - n\theta)^2$$

整个行业的利润是

3.1.2 纵向一体化结构与图书价格

$$\pi_r + \Pi = \frac{3}{16} (1 - C - n\theta)^2$$

假设市场中只有一家独立的纵向一体化图书经营企业，所有的纵向环节都在企业内部完成，且不存在内部化的成本。由于一体化没有纵向各个环节的成本加成和利润加成，因此利润最大化函数是：

$$\Pi = \max(p - C) \cdot (1 - p)$$

一阶求导实现利润最大化，可以得到最优反应的图书零售价，再将其代入需求函数和利润函数得到均衡市场需求量和均衡利润：

$$\Pi^* = \frac{1}{4} (1 - C)^2 \quad D^* = \frac{1 - C}{2} \quad p^* = \frac{1 + C}{2}$$

将上述两种纵向产业组织结构下的均衡结果进行比较,可以得到以下结论。

结论 1: 纵向结构影响图书零售价, 由于纵向环节之间存在价格加成问题, 因此纵向环节越多行业的联合利润越低, 价格加成幅度越大, 行业联合利润越低。

表 3.1 纵向分离和纵向一体化均衡结果对比

	纵向分离	纵向一体化
	$p_w = \frac{1+C-n\theta}{2}$	$p_w = C$
	$p_r = \frac{3+C+n\theta}{4}$	$p^* = \frac{1+C}{2}$
	$D = \frac{1-C-n\theta}{4}$	$D^* = \frac{1-C}{2}$
	$\pi_r = \frac{1}{16}(1-C-n\theta)^2$	$\pi_r = 0$
	$\Pi = \frac{1}{8}(1-C-n\theta)^2$	$I = \Pi^* = \frac{1}{4}(1-C)^2$
	$I = \pi_r + \Pi = \frac{3}{16}(1-C-n\theta)^2$	

结论 2: 纵向分离结构下不一定导致更高的零售价, 当 $C < 1+n\theta$ 时, 即生产成本足够小或者纵向层次多, 加成程度大时, 纵向分离导致的零售价才大于纵向一体化时的零售价, 此时分离结构下的市场需求更小。此外, 一体化对出版商是有利的, 但是分离导致整个行业利润减少是必然的。

接下来我们考虑的问题是, 是否通过建议零售价可以使得在分离结构下的图书行业实现接近于一一体化的利润, 即探讨实施建议零售价的必要性。

3.2 有建议零售价时图书的定价问题

假设有两个出版社 1 和 2, 二者是对称的关系, 单个出版商需求函数 $D_i = a - p_i + \delta p_j$, p_i 表示出版商 i 的图书最终零售价, 系数 δ 反应两个出版商的差别化程度, 且 $\delta \in [0, 1]$; 为简化分析, 假设出版商的生产成本和经销商的经销成本都为零。在纵向结构中, 出版商有绝对的垄断势力, 经销商只有同意出版商的合约才能经销图书, 否则不存在于市场。假设出版商实行两部收费, 费用由批发价格 w 和特许费 A 组成。需要说

明的是, 特许费的高低很大程度上受下游市场竞争的影响, 下游市场竞争越激烈, 上游垄断商的特许费越低。分别考虑有转售价格维持和没有转售价格维持两种情形。前一种情形下, 零售商可以自行设定图书的零售价, 但是出版商可以通过收取特许经营费拿走零售商的全部利润; 第二种情形时, 出版商不仅可以控制批发价格和特许费, 还可以控制零售价格, 因此图书零售商只能遵守出版社的价格要求。

3.2.1 零售商自由定价均衡

没有转售价格维持时, 每个图书零售商在批发价格 w 和特许费用 A 给定的情况下, 根据利润最大化目标来制定零售价格, 此时零售利润函数是

$$\pi_{c1}^r = (P - w)(a - P_1 + \delta P_2) - A$$

其中 π_{c1}^r 表示零售商从出版商 1 处订购并销售图书的利润, 一阶求导得出最优价格是

$$P_{r1} = \frac{a + w + \delta P_{c2}}{2}$$

在零售价格给定的情况下, 出版商 1 的利润最大化函数

$$\Pi_{c1}^P = P_1(a - P_1 + \delta P_2) + A = \left(\frac{a + \delta P_2}{2}\right)^2 - \frac{w^2}{4} + A$$

有特许合约时, 出版商 1 将批发价定在 $w = 0$ 的水平, 并赋予图书零售商制定最终零售价的权力, 避免纵向价格加成, 从而实现纵向一体利润最大化, 最后收取特许经营费拿走零售商的全部利润。由于两个出版商是对称的, 因此纳什均衡时二者价格相等都为

$$P_{c1}^r = P_{c2}^r = \frac{a}{2 - \delta} \quad \pi_{c1} = \pi_{c2} = 0$$

$$I = \Pi_1 + \Pi_2 = \frac{a^2}{4 - 4\delta + \delta^2} + A = \frac{(1 - C)^2}{4}$$

每个出版商、零售商和消费者总剩余分别为

$$\pi_c^P = \left(\frac{a + \delta P_2}{2}\right)^2 - \frac{w^2}{4} + A = \frac{a^2}{(2 - \delta)^2} + A = \frac{a^2}{4 - 4\delta + \delta^2} + A = \frac{(1 - C)^2}{8}$$

$$\pi_{ci}^r = \frac{a^2}{(2 - \delta)^2} - A_i$$

$$CS_c = \int_{\frac{a}{2-\delta}}^{\infty} (a - P + \delta P) dP$$

$$\pi_m^p = p_1(a - p_1 + \delta p_2) + p_2(a - p_2 + \delta p_1) + 2A$$

$$p_{m1}^r = p_{m2}^r = \frac{a}{2(1-\delta)}$$

3.2.2 建议零售价约束均衡

在最低转售价格维持的情况下，两个出版商联合制定集体利润最大化的图书最低零售价，强制规定图书零售价不得低于某一给定的价格水平，以谋求联合利润最大化

对 P_1 和 P_2 分别求偏导，联合利润最大化时

此时尽管零售商和出版商都是独立的企业，但是转售价格维持使他们实际到达了纵向一体化的合谋垄断利润。此时出版商、零售商利润以及消费者剩余如下

$$\pi_m^p = p_1(a - p_1 + \delta p_2) + A = \frac{a^2}{4-4\delta} + A$$

$$\pi_m^r = \frac{a^2}{4(1-\delta)} - A_i$$

$$CS_m = \int_{\frac{a}{2(1-\delta)}}^{\infty} (a - p + \delta p) dp$$

结论 3：当图书受建议零售价格约束时，其价格比零售商自由定价更低，特许通道费可实施的条件下，零售商利润都为零，行业实现一体化最优利润，消费者剩余增加。

结论 3 中图书实施建议零售价后价格反而降低的原因在于图书零售商之间存在竞争关系，零售价格提高引起了三个方面的变化：1、单个零售店需求的量减少；2、价格上升使得对方需求增加；3、价格上升使得单位商品收益增加。其中第二个结果会抑制零售商提高零售价。这个结果似乎与消费者认为图书价格过高的看法不一致。实际上，消费者认为图书价格高主要是依据其成本计算，但是作为文化产品，其价格原本就是很难衡量的。若一味强调成本定价必然会制约图书发展的积极性，因此一定程度上政府管制图书价格是合理的。

4. 结论

本文通过简单的模型试图分析图书实施建议零售价的必要性以及实施建议零售价后对消费者的影响。本文的主要结论是：图书实施建议零售价后，其价格相对于自由定价是更低的，因此，图书行业实施建议零售价改善了消费者福利。一方面是因为建议零

售价阻止了图书行业纵向环节的重重价格加成,限制了加成幅度;另一方面,图书是政府管制的行业,部分环节垄断性较强,因此规定建议零售价虽然促使了部分垄断产生的社会损失问题,但是其管制价格也可控制在合理范围内。最后,本文模型分析虽然比较简单,但是也说明我国图书定价制度的合理性,说明引入建议零售价不仅没有提高价格,反而是改善了消费者福利的。

此外本文还有一些方面是需要改进的,例如,即使图书建议零售价可以改善消费者福利,但是,这种方法一定是必要的吗?纵向约束中的特许通道费,排他交易、数量控制等是否可以实现同样的福利效果呢,这个问题本文未做进一步分析。再者,本文构建的模型比较简单,只是简单分析了纵向结构分离和一体化时,不同定价策略下的均衡结果。若引入零售商差异程度、消费者效用函数、以及出版社、零售商、消费者之间交叉影响程度,模型可能就更具有说服力。本文分析的都是静态均衡分析,但现实生活中出版社和零售商存在序贯博弈过程,因此动态分析也是一种改进的分析方式。

对现象的解释方面,我国图书价格持续走高是事实,这与图书本身的特征和属性是分不开的,此外居民收入水平和市场需求也是重要因素。本文模型告诉我们图书价格并没有过高,实际生活中图书的销售价格也往往低于建议零售价,即存在价格“虚高”现象。那么如何协调消费者与学者关于图书价格的矛盾可能是我们接下来的工作,例如,披露图书价格信息,构建完善的信息公开平台;减少政府对图书行业的过多干预,避免行业垄断程度加深;加强行业引导,协调图书网络时代的经营,防范电子图书引起了恶性价格竞争;放宽准入规则,引入竞争机制,满足不同收入水平,不同市场的需求;打击盗版,维护图书市场健康环境。

参考文献

- [1]曹明, 吴文华.图书价格形成的经济学分析.价格理论与实践.2004(3)
- [2]唐要家.行政性市场势力与图书纵向价格扭曲.产业经济评论, 2011(9)
- [3]王晨.中国出版业的产业竞争与政府规制.北京: 中国书籍出版社, 2009.
- [4]吴贇.当今世界两种图书价格制度比较研究.山东理工大学学报.2013 (7)
- [5]赵峰.图书价格虚高的成因及对策.价格理论与实践, 2003(5)
- [6]Butz,1996.Does the per se Rule Deter Vertical Price-fixing? Economic Inquire,34(4):770-780.
- [7]Acconciaw, Martinaz and Piccolo, 2008. Vertical Restraints Under Asymatric Information Economics, 2:378-401

-
- [8]Dearnley and Feather, 2002. The UK Bookselling Trade without Resale Price Maintenance an Overview of Change 1995-2001, *Publishing Research Quarterly*, 17:16-31
- [9]Deneckere, Marvel, and Peck, 1996. Demand Uncertainty Inventories, and Resale Price Maintenance, *Quarterly Journal of Economics*, 111(3):885-913
- [10]Krishnan Harish and Winter A. Ralph, 2007. Vertical Control of Price and Inventory, *American Economic Review*, 97(5):1840-1857
- [11]Francis Fishwick, 2008. Book Price in the UK Since the End of Resale Price Maintenance, *International Journal of the Economics of Business*, 15(3):359-377
- [12]Beck,2007.*Resale Price Maintenance for Books: Empirical Approaches to Welfare Assessment*, Herstellung and Verlag
- [13]Francis Fishwick, 2008. *The Economics of the Net Book Agreement*, London: the Publishers Association and the Book Sellers Association
- [14]Bittlingmayer, 1992. The Elasticity of Demand for Book, *Resale Price Maintenance and Theoretical Economics*, 148:588-606

资源配置效率与汽车行业产能过剩

刘熙

摘要：产能过剩作为市场经济体制下的一大难题，近年来备受国内外学者的关注。本文将研究视角聚焦于传统行业中的汽车产业，并将其分为上下游两端，运用 DEA 方法测度其产能利用率，并考察市场资源配置效率对其的作用，最后通过 Tobit 模型分析产能利用率的影响因素，通过中介效应分析其传导机制。实证结果发现：汽车行业各产业链的产能过剩问题均较为严重，而资源配置效率作为缓解产能过剩的重中之重，可以通过减少固定资产的比重来提升产能利用率；企业年龄、规模、R&D 支出、政府补贴等因素在不同产业链下对产能利用率具有不同的影响。企业应当根据自身的异质性采取不同的措施以提高资源配置效率与产能利用率，政府需要在市场调节失效的状况下提供适当的支持，帮助企业缓解产能过剩的同时谨防过度依赖。

关键词：产能过剩；资源配置效率；DEA；中介效应

1. 引言

近年来，在我国经济飞速增长的同时，在投资冲动与市场占领等多重因素的影响下，诸多行业都走上了扩大规模并进行价格竞争的道路，但随着产品市场需求的增势减弱，规模扩张与之而来的后果便是产能过剩。国务院、工业部等今年不断发布淘汰落后产能、化解产能过剩的相关部署，产能过剩作为市场经济的必然现象，已成为目前我国最主要的经济风险之一。而在汽车行业中，发改委于 2017 年召开汽车投资项目工作会议，要求各地完善汽车投资项目管理，禁止核准新建传统燃油汽车生产企业投资项目，严格控制现有汽车企业扩大传统燃油汽车产能。在新能源汽车市场火热的背景下，传统汽车行业库存堆积更为严重。那么，传统汽车应当如何破解当前产能过剩的困境？

2. 文献综述

由于产能过剩作为市场经济体制下的一大难题，因此，国内外学者均对其做了大量的研究。从产能过剩的形成机制看，林毅夫(2010)作为产能过剩市场主导说的代表，通过产业组织 SCP 研究范式认为，产能过剩是在信息不对称的限制下，企业间难以协调导

致在面对发展前景良好的行业时,出现了投资的“潮涌现象”,过热的投资导致了产能过剩。郭长林(2016)则在宏观经济 DSGE 研究范式下,将纵向产业结构嵌入到动态随机一般均衡框架中,发现财政政策扩张对上游企业的产能利用率有提升作用,而对下游企业会导致其生产成本上升,最终导致该部门压缩生产规模,产能利用率明显下降,造成产能过剩。

对于产能过剩的解决方法,韩国高(2013)认为,产能过剩严重的钢铁行业,尤其是其中的民营中小型企业亟待兼并重组,并且政府需要完善资本市场,促进产业结构的升级与调整,鼓励技术创新。当然,纯粹依靠市场作用的调节并不能解决产能过剩的问题,同时需要政府的参与。然而,政府干预程度的适当与否是难以衡量的,不当的政府干预反而有可能加剧产能过剩。尹明(2016)在对汽车产业产能过剩分经济类型研究之后,认为内资企业产能过剩最为严重,对于政府在产业发展中的积极作用不能忽视,但也要警惕政府的盲目扩张行为。马轶群(2017)使用协整法测算制造业的产能过剩程度后,发现政府干预会改变技术进步对产能利用率的影响,其作用路径符合平滑转移过程,在高于门槛值后,技术进步的作用会不断削弱。

不难发现,不论是产能过剩现象的形成还是处理,诸多文献的研究均离不开资源配置低效这一大难题。近年来越来越多的研究开始关注资源配置效率对产能利用率的影响,杨汝岱(2015)测算了中国制造业企业 TFP 的趋势,发现经济增长依赖于创新能力推动的技术进步,而对于资本要素配置的低效率则使其陷入“追加投资—低生产率—产能过剩”怪圈之中。张少华(2017)认为,产能过剩使得国民经济运行失衡,资源配置扭曲,对真正有效率的投资形成“挤出效应”。从长期来看,缓解产能过剩背后的逻辑是将已有的要素投入进行优化配置,并提高企业的生产效率与产品竞争力,这是缓解产能过剩的根本所在。

本文着眼于目前实证研究较少涉及的汽车行业,在合理测算其产能利用率后,考虑资源配置效率及相关控制变量的影响,并提出相应解决方案。以期为我国汽车行业的产能过剩问题进行剖析,完善本领域研究,为破解产能过剩难题提供理论支撑。

3.研究方法 with 模型构建

3.1 样本选择与数据来源

本文的研究样本为 2012~2016 年 A 股汽车行业上市公司,并根据其主营业务分为上游 14 家、下游 13 家企业。另外,为消除价格影响,本文将营业收入、营业成本及总产值用工业生产者价格指数进行平减,其余财务指标用固定资产投资价格指数进行平减,价格指数以 2012 年为基期。上市公司数据来源于同花顺数据中心,公司财务数据来源

于CSMAR数据库及WIND数据库,价格指数取自《中国统计年鉴》。

3.2 产能利用率与资源配置效率的测度

假定实际产出为 Y_0 ,对于给定的固定投入 F ,生产能力即潜在产出为 $Y(F)$,但实际产出受到可变投入 V 与技术水平 $TECH$ 的制约,即实际产出 $Y_0=Y(F,V,TECH)$ 。但现实中技术水平并没有确切的衡量方式,因此,本文借鉴Coelli(2002)的做法用企业的生产技术效率 te 代替, $te=Y_0/Y(F,V)$,设备利用率 $EU=Y(F,V)/Y(F)$,表示设备在受到可变投入 V 的制约下的生产能力效率,故产能利用率为:

$$CU = te \times EU = \frac{Y_0}{Y(F,V)} \times \frac{Y(F,V)}{Y(F)} = \frac{Y_0}{Y(F)} \quad (3.1)$$

其中,固定投入 F 年度平均固定资产净值表示,可变投入 V 用年度员工总数表示。对于式中的潜在产出 $Y(F)$ 与 $Y(F,V)$,采用DEA方法测算。

对于资源配置效率,本文在相关文献的基础上,借鉴黄海霞(2015)、刘晖(2015)等的方法,采用数据包络分析来测算,产出指标为企业营业总收入,投入指标为年度平均固定资产净值、年度员工总数及企业营业总成本;另外,为综合考虑投入冗余与产出不足,资源配置效率的DEA测度为投入导向,规模报酬可变。

3.3 实证模型构建

为了具体考察资源配置效率与技术创新效率对汽车产能利用率的影响程度,本文构建如下实证模型:

$$CU_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AE_{i,t} + \theta X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3.2)$$

其中, $CU_{i,t}$ 、 $AE_{i,t}$ 分别表示考察单元 i 在 t 时期的产能利用率、资源配置效率, $\mu_{i,t}$ 为残差项, $X_{i,t}$ 为控制变量集,包括:企业年龄(Age,研究期减去考察企业的上市年份);企业规模(Labor,企业年度员工总数);企业成长机会(Growth,总产值增长率);企业的R&D经费支出占企业总产值的比重(RD);企业固定资产净值占企业总产值的比重(AOI);政府支持,包括政府补贴(Subsidy)和用企业筹资活动中的现金流入表示的金融支持水平(Finance);企业所有制形式(Owner),若为国有制企业则为1,非国有制企业为0,国有企业。

4. 实证结果分析

4.1 资源配置效率及产能利用率测算分析

目前,我国并没有具体的对产能利用率合理范围的界定标准,因此,本文采用国际上的通用标准,产能利用率在79%~83%范围内即为产能利用率合理,超过83%为产能不足,低于79%即为产能过剩。根据前文提出的产能利用率的测算方法,本文测算了2012~2016年A股上市的27家汽车企业,具体的测算结果如表4.1所示。

表 4.1 2012~2016 年汽车行业各产业链产能利用率 (%)

	AE	2012	2013	2014	2015	2016	均值
上游	0.8547	72.85	69.19	69.62	73.42	65.20	70.06
下游	0.8317	47.98	45.81	54.15	55.13	50.70	50.75
均值	0.8432	60.42	57.50	61.89	64.28	57.95	60.41

由表 4.1 的结果可知,中国汽车行业的资源配置效率均较高,上下游分别达到 0.8547 和 0.8317。但在产业链的各个环节的产能利用率均明显低于合理水平,存在严重的产能过剩现象。改革开放以来我国经济均处在飞速发展的时期,居民生活水平明显提高,21 世纪初开始汽车销量便长期呈现出显著上涨的趋势,因此汽车销售市场慢慢趋于饱和,汽车需求的增速较前几年相比明显放缓,同时,近些年汽车经销商如雨后春笋般出现,许多经销商采取扩大规模的方式占领市场,但面对趋于饱和的市场,成效甚微。

上游企业的产能过剩问题与下游是相辅相成的。下游的产能无法完全释放同时也造成了上游企业制造的零部件难以销售到下游,形成了上下游汽车企业均生产过多,滞销普遍存在的现象。但在另一方面,上游零部件企业同时有较广阔的国外市场以释放产能,因此产能利用率相对较高。大规模售车的背后是中低端车型的供给过剩,而高端车型却产能不足,这都表明了不仅仅需要对资源进行优化配置,减少产能,同时技术创新是重中之重,提升汽车附加价值,进行价值链攀升,是破解汽车涵义产能过剩僵局的有效途径。

4.2 回归结果分析

由于被解释变量(产能利用率)均在 0%~100%之间,并考虑到其截断的特点,因此本文采用 Tobit 模型进行回归分析,同时,对于面板模型,固定效应的 Tobit 模型通常不能得到一致的估计值(董敏杰,2015),因此本文选择随机效应 Tobit 模型。具体回归结果如表 4.2 所示,其中核心解释变量与大多数控制变量均为显著。另外借鉴于春晖(2009)的方法,对模型进行修正,将部分控制变量合并。

表 4.2 Tobit 模型估计结果

变量	整体(全样本)		上游环节		下游环节	
	原始模型	修正模型	原始模型	修正模型	原始模型	修正模型
Constant	-0.3108 (-0.51)	-0.0289 (-3.86)	-4.3967*** (-3.86)	-4.6629*** (-4.98)	-1.0444 (-1.42)	-1.7736*** (-5.24)

续表

变量	整体(全样本)		上游环节		下游环节	
	原始模型	修正模型	原始模型	修正模型	原始模型	修正模型
AE	1.1357*** (10.22)	1.1371*** (12.39)	0.5202* (1.81)	0.5286* (1.86)	2.2934*** (6.66)	1.8968*** (7.69)
Age	0.5165*** (7.32)	0.5271*** (8.34)	0.4038*** (2.88)	0.3776*** (3.51)	1.0022*** (5.33)	0.8973*** (6.45)
Labor	0.4309*** (3.22)	0.4195*** (3.57)	0.3882*** (3.01)	0.3383*** (3.16)	-0.0209 (-0.26)	---
Owner	0.0373 (0.87)	---	-0.1569** (-2.58)	-0.1593** (-2.62)	0.1025 (1.51)	---
Growth	-1.768 (-1.62)	-0.1774* (-1.68)	-0.7674*** (-3.72)	-0.7770*** (-3.69)	-0.1146 (-0.55)	-0.3194** (-2.25)
RD	-3.3519* (-1.77)	-4.0810*** (-2.93)	-6.8101* (-1.74)	-9.6457*** (-2.83)	-9.5436*** (-3.46)	-9.0042*** (-4.05)
AOI	-0.0303 (-0.17)	---	-0.8605** (-2.50)	-0.8397** (-2.51)	0.7788** (2.63)	0.4830* (1.77)
Finance	0.0042 (0.64)	---	-0.0030 (-0.28)	---	0.0214** (2.30)	0.0205*** (2.74)
Subsidy	-0.0878*** (-5.23)	-0.0814*** (-5.52)	-0.0486 (-1.45)	---	-0.0351 (-0.95)	---

注：括号中的数值为 t 统计量，*、**、***分别表示显著性为 10%、5%、1%。

由表 4.2 的全样本修正回归模型可知，资源配置效率对产能利用率具有显著的正向作用，这与前文的分析一致，资源配置的优化能够提高汽车行业的产能利用率，缓解其结构性产能过剩各个产业链环节要优化资源配置，在减少投入冗余的同时，积极提升技术创新能力，实现价值链攀升，既能远离中低端汽车产能过剩，又能将市场范围开拓至高端汽车市场，将结构性产能过剩转变为各类市场的均衡状况。控制变量中，企业年龄、员工人数均对产能利用率起到显著的正向作用，而企业成长机会、R&D 费用和政府补贴对产能利用率的影响则是负向的。

在控制变量的显著性与作用方向上,汽车行业产业链各环节有所不同。根据表 4.2 中上、下游的修正回归模型,企业的所有制形式对上游企业作用为负,其原因可能是上游企业往往规模较大,且需要更多的经营自主性,国有企业所面临的预算约束确实会限制上游汽车企业的产能利用率,导致生产与销售的协调受阻,加剧产能过剩。R&D 费用越高对上下游企业均是负向作用,考虑到上游与中游企业的产品在国际上位于价值链末端以及研发投入作用的时滞性,因此该结论是合理的。固定资产净值占总产值的比重对上游企业为负向作用,但对下游企业作用为正,可能的原因是中游企业作为整车制造商,需要更大的固定资产投资进行生产,而上游企业一旦国外市场受阻,过多的固定资产会带来更大的库存成本,限制产能利用率。

4.3 中介效应分析

为分析资源配置效率对企业产能利用率的影响机制,本文选取固定资产占总产值的比重(AOI)作为中介变量,构建如下方程以进行中介效应分析,在此以上游企业为例,考虑修正模型下的控制变量,具体回归结果如表 4.3 所示。

$$CU_{i,t} = f(AE_{i,t}, X_{i,t}) \quad (4.1)$$

$$AOI_{i,t} = f(AE_{i,t}, X_{i,t}) \quad (4.2)$$

$$CU_{i,t} = f(AE_{i,t}, AOI_{i,t}, X_{i,t}) \quad (4.3)$$

由表 4-3 可知,模型 1 中,不考虑中介变量,产能利用率与资源配置效率之间具有明显的正相关关系,说明资源配置效率能够显著提升产能利用率。在模型 2 中,考虑中介变量(AOI)与资源配置效率的关系,结果显示在 1%的显著性水平下显著为负相关。在模型 3 中,综合考虑资源配置效率与固定资产占总产值的比重与企业产能利用率的关系,发现固定资产占比越高,企业产能利用率越低;资源配置效率仍然能够显著提升产能利用率,但其显著程度有所减弱。因此,结合前文的分析,本文得出结论:资源配置效率对产能利用率的提升路径是通过减少固定资产投资占总产值的比重来实现的。对于上游企业来说,过高的固定资产投资往往意味着该企业投资了过多的产能,且难以撤回的性质导致了其沉没成本过高,在市场需求饱和的状况下仍然只能维持生产,从而降低了产能利用率,加剧了零部件市场的产能过剩。因此,对于上游企业来说,要提高产能利用率,便需要从固定资产投资入手,减少其占总产值的比重,将更多的流转资产投入在技术提升、提高产品附加值上,减少投入冗余,缓解产能过剩使市场能够发挥其调节作用。

表 4.3 中介效应回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
Constant	-4.4810*** (-4.46)	-0.3318 (-1.01)	-4.6629*** (-4.98)
AE	1.0770*** (5.37)	-0.6496*** (-10.00)	0.5286* (1.86)
AOI	---	---	-0.8397** (-2.51)
Age	0.4456*** (3.96)	-0.0731* (-1.96)	0.3776*** (3.51)
Labor	0.1834* (1.94)	0.1961*** (6.92)	0.3383*** (3.16)
Owner	-0.1497** (-2.30)	-0.0163 (-0.75)	-0.1593** (-2.62)
Growth	-0.6000*** (-2.83)	-0.2257*** (-3.31)	-0.7770*** (-3.69)
RD	-11.2071*** (-3.10)	1.8530* (1.70)	-9.6457*** (-2.83)

5. 结论

本文研究了资源配置效率对于传统产业中的汽车企业产能利用率的影响，通过实证分析得到三个重要结论：第一，目前我国汽车行业在各产业链上均存在不同程度的产能过剩，这已成为亟待解决的问题之一，市场调节失效、政府干预过多，导致了传统车企产能过剩的尴尬现状。第二，资源配置对企业产能利用率的提升作用显著，这与理论相符，且本文发现其机制是通过减少固定资产投资占总产值的比重来提升产能利用率。第三，企业年龄、企业规模、R&D投入、政府的金融与补助支持在不同的产业链下对产能利用率均有不同方向及程度的影响。

针对上述分析，本文提出相关建议：首先，企业本身应当根据自身的营业特性（零部件生产、整车制造或是汽车销售）与主要市场（国内或是国外）的不同，进行不同方向的调整。下游企业需要深入考察汽车市场的需求状况，逐步减少产能或向国外市场释放产能，上游企业应当加快技术创新，提高产品技术含量，进行价值链的提升，发挥固

定资产、人力资本的大量投入下应有的作用,提高自身资源配置效率,避免过多冗余。其次,政府应当针对不同企业、不同汽车类型、不同地点与时间下进行有差别的支持,既要对企业提升产品价值、提高产能利用率提供适当的支持,但也应避免企业的过度依赖,盲目扩大生产。

参考文献

- [1]董敏杰,梁泳梅,张其仔.中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素[J].经济研究,2015(1):84-98
- [2]干春晖,郑若谷.中国工业生产绩效:1998-2007--基于细分行业的推广随机前沿生产函数的分析[J].财经研究,2009(6):97-108
- [3]郭长林.财政政策扩张、纵向产业结构与中国产能利用率[J].管理世界,2016(10):13-33
- [4]韩国高.行业市场结构与产能过剩研究--基于我国钢铁行业的分析[J].东北财经大学学报,2013(4):17-24
- [5]黄海霞,张治河.基于DEA模型的我国战略性新兴产业科技资源配置效率研究[J].中国软科学,2015(1):150-159
- [6]林毅夫,巫和懋,邢亦青.“潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J].经济研究,2010(10):4-19
- [7]刘晖,刘轶芳,乔晗等.我国战略性新兴产业技术创新效率研究[J].系统工程理论与实践,2015(9):2296-2303
- [8]马铁群.技术进步、政府干预与制造业产能过剩[J].中国科技论坛,2017(1):60-68
- [9]杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究[J].经济研究,2015(2):61-74
- [10]尹明.政府干预失灵诱发产能过剩与治理研究--以我国汽车产业为例[J].当代经济研究,2016(3):89-94
- [11]张少华,蒋伟杰.中国的产能过剩:程度测算与行业分布[J].经济研究,2017(1):89-102
- [12]Coelli, Tim, Grifell-Tatje, and Sergio Perelman. Capacity Utilisation and Profitability: a Decomposition of Short-Run Profit Efficiency[J]. International Journal Production Economics, 2002(79): 261-278

成渝经济区先进制造业的国际竞争力分析

吴春燕

摘要: 制造业是一个国家或地区工业化水平和综合国力的重要体现,先进制造业作为制造业的先进代表在国民经济中处于重要地位。为了正确认识我国成渝经济区先进制造业的国际竞争力发展状况,本文采用单指标和基于主成分分析方法的综合评价指标方法测算了成渝经济区先进制造业总体以及细分行业的国际竞争力,并且通过国际比较和年度变化详细分析了成渝经济区先进制造业的总体发展状况和竞争地位。在主成分分析时选取国际市场占有率、显示性比较优势指数、出口贡献率和出口增长优势指数四项指标将成渝经济区与长三角地区先进制造业国际竞争力进行对比,通过得分情况客观真实地评价出成渝地区的优势先进制造业产业,并为成渝经济区先进制造业的未来发展提出了相应的对策及建议。

关键词: 成渝经济区; 先进制造业; 国际竞争力; 指标评价

1. 引言

当今世界,一国的经济发展状况在很大程度上依赖于该国制造业的发展水平,发达国家综合国力强大的重要原因之一就是拥有世界一流水平的制造业。随着全球经济发展的不断推进,先进制造业作为广泛应用先进制造技术、采用先进制造模式、拥有先进市场网络组织的工业生产系统,具备资金技术密集、产业关联度高、对经济带动性强、附加值高等优点,是世界各国未来竞争的重点所在。

自2011年《成渝经济区区域规划》实施以来,成渝经济区作为西部地区重要的经济中心、全国重要的现代产业基地,已逐渐成长为我国西部地区综合实力最强、制造业产业基础最好的区域之一。通过研究成渝经济区先进制造业的国际竞争力水平,才能有效帮助成渝经济区科学合理构建先进制造业的发展体系,推动经济区的结构转型和发展。对此,本文通过成渝经济区与美国、德国、韩国、印度和中国的先进制造业国际竞争力来进行国际间的横向比较来衡量先进制造业的总体竞争实力。在细分行业测算时,

选择了我国先进制造业规模最大、创新水平最高、综合能力最强的长三角地区来进行对比,通过与其比较可以直观的看出成渝经济区先进制造业各个行业的国际竞争力的实际水平和比较优势,以此挑选出优势行业重点培养,推动成渝经济区整体先进制造业的效益增长和提升,实现区域经济的可持续发展。

2.成渝先进制造业国际竞争力比较分析

2.1 行业选取、数据来源与研究方法

2.1.1 行业选取和数据来源

本文以成渝经济区先进制造业为研究对象,结合部分省份在文件中公布的先进制造业具体产业以及数据的可得性,本文选取医药制造业、交通运输设备制造业(包括汽车制造业和铁路、船舶、航空航天和其他交通运输设备制造业)、通用设备制造业、专用设备制造业、电气机械及器材制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业,通信设备、计算机其他电子设备制造业列为先进制造业^①。

本文数据全都来源于联合国商品贸易统计数据库、世界银行数据库、国研网数据库、《中国贸易外经统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《重庆统计年鉴》、《四川统计年鉴》。鉴于我国国民经济行业分类标准与国际产业分类标准(联合国、国际货币基金组织、世界银行、经济合作与发展组织、欧洲共同体委员会等共同编制的“国民经济核算体系”(ICIS)及国际贸易分类标准(SITC)存在差异^②,为了方便数据收集比较,本文在数据处理时参照盛斌(2002)^③的分类方法,将先进制造业行业分类与国际贸易标准分类修订版3(SITC Rev.3)分类方法一一对应进行汇总。同时,根据数据获取途径和数据的可得性、完整性和科学性,样本区间为2006-2014年。

2.1.2 研究方法

本文主要采用单指标评价法和主成分分析法对成渝经济区先进制造业的国际竞争力进行分析^④。单指标评价时,本文选用的是显示性比较优势指数(RCA)和国际市场占有率指数(MS);主成分分析时,本文借鉴了于明远等(2014)^⑤对制造业国际竞争力评价,选取了显示性比较优势指数(RCA)、国际市场占有率(MS)、出口贡献率以及出口增长优势指数对成渝经济区先进制造业各个细分行业的国际竞争力进行评价。

^①曹东坡,于诚,徐保昌.高端服务业与先进制造业的协同机制与实证分析——基于长三角地区的研究[J].经济与管理研究,2014(03):76-86.

^②霍徐强.中国装备制造业国际竞争力实证分析[J].商业经济,2010(06):5-7.

^③盛斌,2002.中国对外贸易政策的政治经济学分析[M],上海三联书店,上海人民出版社.

^④李双双.中德装备制造业国际竞争力比较分析[D].东北财经大学,2016.

^⑤于明远,范爱军.中国制造业国际竞争力的实证分析——基于主成分分析法的综合评价[J].广东社会科学,2014(06):24-32.

2.2 成渝先进制造业国际竞争力指标评价

2.2.1 单指标评价法

在进行单指标分析时，为了综合衡量出成渝经济区先进制造业的国际竞争力，本文选取了美国、德国这两个传统制造业强国，韩国、印度这两个亚洲国家以及中国，根据他们的发展情况进行国际间的横向对比，以便判断成渝经济区先进制造业的实际国际竞争力。

(1) 显示性比较优势指数 (RCA)

表 2.1 显示的是 2006-2014 年成渝经济区先进制造业 RCA 指数和国际比较。表中结果显示，美国、德国、韩国和中国的 RCA 指数均大于 1，其中德国和韩国的 RCA 指数一直保持在 1.25 之上，显示了两国比较强的国际竞争力。美国的 RCA 指数自 2009 起便低于 1.25，说明美国的先进制造业国际竞争力已经处于中等比较优势，中国的 RCA 指数自 2008 年开始一直保持在 1.25 以上，表明中国先进制造业具有比较强的竞争优势，印度和我国成渝经济区 R 的 RCA 指数均小于 0.8，说明印度和成渝先进制造业的国际竞争力较弱，与先进制造业出口强国相比较，还存着相当大的差距。

表 2.1 2006-2014 年成渝经济区先进制造业 RCA 指数与国际比较

	美国	德国	韩国	印度	中国	成渝
2006	1.306	1.336	1.523	0.334	1.199	0.120
2007	1.265	1.293	1.523	0.348	1.211	0.122
2008	1.262	1.359	1.561	0.432	1.291	0.159
2009	1.075	1.319	1.590	0.458	1.319	0.165
2010	1.080	1.367	1.609	0.453	1.347	0.190
2011	1.087	1.465	1.601	0.464	1.373	0.271
2012	1.087	1.468	1.548	0.471	1.359	0.266
2013	1.067	1.467	1.590	0.473	1.356	0.331
2014	1.037	1.424	1.539	0.501	1.273	0.327

资料来源：根据联合国商品贸易数据库、国研网数据库整理所得。

结合图 2.1 我们可以看到，2006 年至 2014 年美国的 RCA 指数整体表现为下降趋势，2008 至 2009 年下降幅度比较大，在 2014 年达到 1.037 的历史最低水平；德国的 RCA 指数略有震荡，整体呈现出上升趋势；韩国和中国的 RCA 指数总体趋于平稳；我国成渝经济区和印度虽然 RCA 指数一直低于 0.8，但是从 2006 至 2014 年一直处于平稳上升

阶段, 表现为良好的增长态势。图中 RCA 指数的波动和变化也从侧面反映出了这些年各个国家和地区对产业结构的调整。

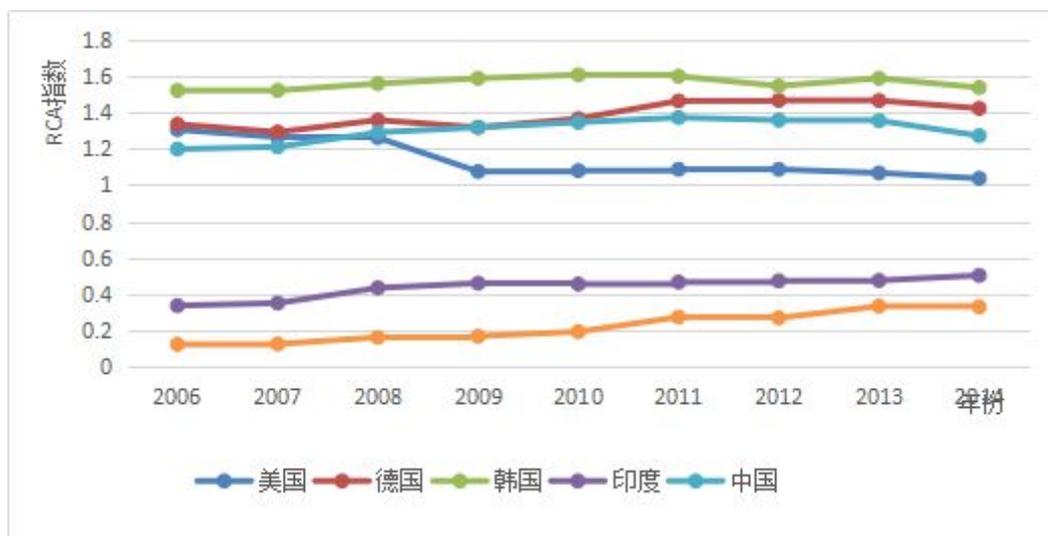


图 2.1 2006-2014 年成渝经济区及各国先进制造业 RCA 指数变化

(2) 国际市场占有率 (MS)

表 2.2 显示的是近 9 年来成渝经济区先进制造业的国际市场占有率以及国际比较。从表中数据可以看出, 美国的 MS 指数从 2006 年的 11.39% 下降到 2014 年的 9.05%, 降低了 2.34 个百分点, 国际市场占有率逐渐减少。德国和韩国的国际市场占有率比较稳定, 变化幅度不大。中国的 MS 指数在 2009 反超德国后, 一直保持着第一的国际市场占有率。成渝经济区和印度的国际市场占有率均处于较低水平, 但是成渝经济区的国际市场占有率一直处于平稳增长状态, 这表明成渝经济区的先进制造业具有不错的发展潜力。从另一方面看, 通过与中国先进制造业 MS 指数相比, 成渝地区的国际市场占有率远低于中国的国际市场占有率, 说明成渝地区先进制造业国际竞争力还较弱, 有很大的提升空间。

表 2.2 2006-2014 年成渝经济区先进制造业 MS 指数 (%) 与国际比较

	美国	德国	韩国	印度	中国	成渝
2006	11.39%	12.61%	4.17%	0.34%	9.77%	0.01%
2007	10.79%	12.61%	4.15%	0.37%	10.84%	0.01%
2008	10.45%	12.69%	4.19%	0.50%	11.76%	0.02%
2009	9.26%	12.13%	4.71%	0.68%	12.92%	0.03%

续表

	美国	德国	韩国	印度	中国	成渝
2010	9.19%	11.57%	5.00%	0.67%	14.15%	0.03%
2011	8.96%	12.08%	4.94%	0.78%	14.50%	0.07%
2012	9.35%	11.52%	4.72%	0.76%	15.50%	0.12%
2013	9.05%	11.45%	4.79%	0.86%	16.10%	0.17%
2014	9.08%	11.52%	4.77%	0.86%	16.11%	0.20%

资料来源：根据联合国商品贸易数据库、国研网数据库整理所得。

图 2.2 显示，美国的 MS 指数从 2006 年至 2010 年一直处于下降状态，在 2012 年略微反弹后继续下降，总体国际市场占有率在降低。德国的 MS 指数在 2008 年达到最高点后呈现小幅下降，整体保持高水平的国际市场占有率。韩国的 MS 指数出现先上升后下降现象。中国的 MS 指数至 2006 年开始一直保持斜线形上升趋势，并在 2009 年超过德国跃居首位，一直占有最高的国际市场占有率。成渝经济区和印度 MS 指数总体偏低，但一直处于上升状态。

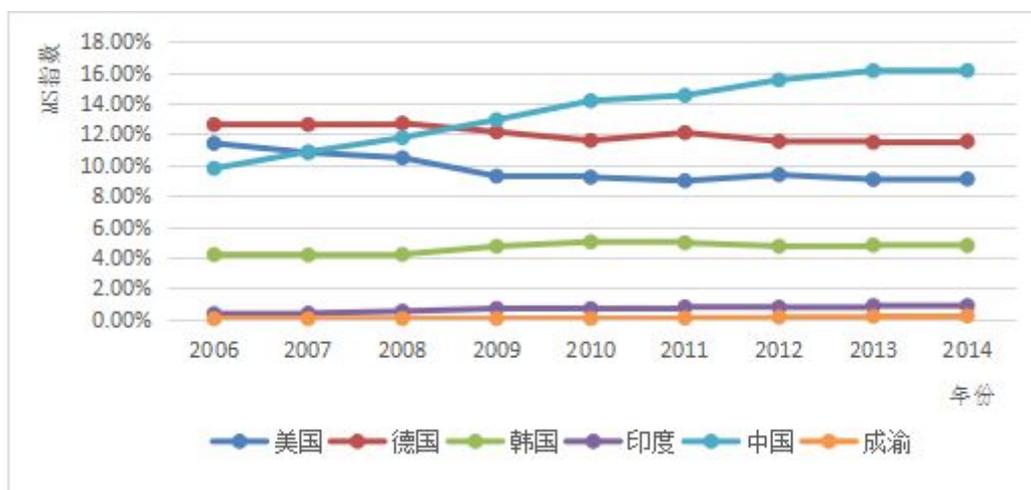


图 2.2 2006-2014 年成渝经济区先进制造业 MS 指数(%)变化

2.2.2 基于主成分分析法的综合评价

在进行综合分析时，本文借鉴于明远等人（2014）^①的研究成果，选取四个常用的贸易指标，利用主成分分析法综合评价成渝经济区先进制造业的国际竞争力。本文选取 2006-2014 年的贸易数据进行分析。为了综合衡量出成渝经济区先进制造业各个细分行业的国际竞争力，本文选取了长三角经济区进行对比分析，以便科学合理地判断出成渝

^① 同上。

经济区先进制造业的实际国际竞争力。

本文通过收集联合国商品贸易数据库和国研网数据库的相关数据进行处理, 汇总得出 2006-2014 年成渝经济区和长三角经济区先进制造业七个行业的国际竞争力指标的原始数据。运用 spss21.0 软件, 对成渝经济区和长三角经济区先进制造业的国际市场占有率、显示性比较优势指数、出口贡献率、出口增长优势指数四项国际竞争力指标进行主成分分析。接下来我们以 2006 年的成渝经济区先进制造业各行业为例, 计算出各个行业的国际竞争力得分情况。表 2.3 为 2006 年成渝经济区选取先进制造业各行业各指标原始数据。

表 2.3 2006 年成渝经济区选取先进制造业各行业各指标原始数据

	国际市场占有率	显示性比较优势指数	出口贡献率	出口增长优势指数
通用设备制造业	0.00005	0.0541	0.0036	0.451
专用设备制造业	0.00012	0.1482	0.0053	4.109
电气机械和器材制造业	0.00002	0.0215	0.0017	1.446
仪器仪表及文化办公用机械制造业	0.00002	0.0252	0.0010	1.207
交通运输制造业	0.00020	0.2387	0.0253	1.598
医药制造业	0.00008	0.0985	0.0026	0.927
计算机、通信和其他电子设备制造业	0.00013	0.1559	0.0115	1.309

用 spss21.0 软件对表 2.3 的原始数据进行标准化处理, 结果见表 2.4。

表 2.4 标准化处理后的数据

国际市场占有率	显示性比较优势指数	出口贡献率	出口增长优势指数
-0.58498	-0.64978	-0.42443	-0.95673
0.47665	0.52802	-0.22866	2.14823
-1.03996	-1.05782	-0.64322	-0.11216
-1.03996	-1.01151	-0.72383	-0.31503
1.68994	1.66076	2.07443	0.01686
-0.13000	-0.09405	-0.53958	-0.55270
0.62831	0.62439	0.48529	-0.22845

得到标准化系数的相关系数矩阵

表 2.5 相关系数矩阵

	国际市场占有率	显示性比较优势指数	出口贡献率	出口增长优势指数
国际市场占有率	1.000	0.999	0.907	0.331
显示性比较优势指数	0.999	1.000	0.894	0.355
出口贡献率	0.907	0.894	1.000	0.073
出口增长优势指数	0.331	0.355	0.073	1.000

运用 spss21.0 软件进行主成分分析，得到总方差解释表(如表 2.6)

通过测算特征根的贡献率，我们可以看到第一个主成分的特征根贡献率为 74.195%，第二个主成分的特征根贡献率为 23.842%，两者累计贡献率达到 98.036%，大于 85%，故本文选取前两个主成分以代表原始数据。

表 2.6 总方差解释

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative%	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.968	74.195	74.195	2.968	74.195	74.195
2	0.954	23.842	98.036	0.954	23.842	98.036
3	0.078	1.955	99.991			
4	0.000	0.009	100.000			

根据各自主成分得到的载荷向量除以各自主成分特征值的算术平方根，我们计算出了第一主成分和第二主成分的特征向量，具体见表 2.7。

表 2.7 主成分特征向量

主成分 (F1) 特征向量	主成分 (F2) 特征向量
0.576	-0.044
0.575	-0.015
0.536	-0.325
0.221	0.944

最后，通过将标准化系数矩阵的每一行分别去乘两个主成分的特征向量并加总就可以得到每一个主成分的得分（即各行业 F1 和 F2 的得分），紧接着再对 2 个主成分进行

加权求和, 权重是 F1 和 F2 各自的方差贡献率。根据以上方法, 2006 年成渝地区先进制造业各行业最终得分计算结果如表 2.8 所示。

表 2.8 2006 年成渝先进制造业各行业得分情况

	通用设备制造业	专用设备制造业	电气机械和器材制造业	仪器仪表及文化办公用机械制造业	交通运输制造业	医药制造业	计算机、通信和其他电子设备制造业
得分	-1.0277	1.1856	-1.1318	-1.2169	2.0794	-0.4819	0.5932

重复以上方法, 可计算出 2006 年-2014 年成渝经济区 (表 2.9) 和长三角经济区 (表 2.10) 先进制造业各个行业的国际竞争力综合得分情况。

表 2.9 2006-2014 年成渝经济区先进制造业各行业得分情况

	通用设备制造业	专用设备制造业	电气机械和器材制造业	仪器仪表及文化办公用机械制造业	交通运输制造业	医药制造业	计算机、通信和其他电子设备制造业
2006	-1.0277	1.1856	-1.1318	-1.2169	2.0794	-0.4819	0.5932
2007	-0.4911	-0.5094	-1.3152	-1.2161	2.1392	0.1660	1.0267
2008	0.2179	0.6382	-1.5556	-1.9287	1.3640	-0.6952	1.9594
2009	0.0401	0.0889	-1.8125	-1.4567	1.5803	-0.4624	2.0223
2010	-0.4731	-0.8472	-0.2388	-1.1368	0.5571	-1.2275	3.3663
2011	-0.8589	-0.6717	-0.8115	-0.9614	-0.2500	-0.8817	3.9353
2012	-0.8806	-0.1915	-0.3135	-1.0592	-0.6115	-0.7291	3.7854
2013	-0.6327	-0.8297	-0.8216	-1.0604	-0.5351	-0.3704	3.9499
2014	-0.6099	0.2598	-0.8004	-0.7289	-0.6084	-0.4326	2.9203

表 2.10 2006-2014 年长三角经济区先进制造业各行业得分情况

	通用设备制造业	专用设备制造业	电气机械和器材制造业	仪器仪表及文化办公用机械制造业	交通运输制造业	医药制造业	计算机、通信和其他电子设备制造业
2006	-0.2759	-0.6435	-0.3440	-0.6602	-0.2823	-0.8477	3.0536
2007	-0.3867	-0.4088	0.0486	-1.0943	0.1186	-1.1532	2.8758
2008	-0.4252	-0.7046	-0.3271	-0.6107	-0.1968	-0.8405	3.1049

续表

	通用设备制造业	专用设备制造业	电气机械和器材制造业	仪器仪表及文化办公用机械制造业	交通运输制造业	医药制造业	计算机、通信和其他电子设备制造业
2009	-0.5529	-0.6961	-0.3530	-0.5480	-0.2106	-0.8725	3.0331
2010	-0.8354	-0.1257	0.1041	-0.9490	-0.0889	-0.9342	2.8290
2011	-0.4970	-0.5205	-0.2363	-0.8340	-0.2064	-0.7582	3.0524
2012	-0.1492	-0.3301	-0.3667	-0.6778	-0.6592	-0.8056	2.9886
2013	-0.2455	-0.4274	-0.2955	-0.7638	-0.4527	-0.8565	3.1815
2014	-0.0969	-0.2741	-0.1592	-0.5899	-1.0296	-0.7290	2.8786

通过对成渝经济区和长三角地区先进制造业分行业的国际竞争力综合得分进行比较,结果显示,成渝经济区先进制造业历年国际竞争力综合得分整体低于长三角地区。分行业来看,通用设备制造业和专用设备制造业历年得分低于长三角地区;电气机械和器材制造业与仪器仪表制造业的国际竞争力低于长三角地区;成渝经济区计算机、通信和其他电子设备制造业的国际竞争力始终保持增长趋势,其竞争力得分于2010年超过长三角地区后,一直处于领先状态;交通运输制造业在2010年之前成渝经济区交通运输制造业国际竞争力高于长三角地区,之后便与长三角地区基本一致;医药制造业的国际竞争力大于长三角地区。

通过对以上数据的详细分析,我们可以得出,成渝地区先进制造业分行业中计算机、通信和其他电子设备制造业、交通运输制造业和医药制造业的国际竞争力大于长三角地区,尤其是计算机、通信和其他电子设备制造业具有很强的国际竞争力。因此,应该加大扶植这三个优势产业,立足现有优势,整合区内资源,加大研发投入,以其为主导产业促进产业化发展,加快形成区域增长极,推动成渝经济区先进制造业的整体国际竞争力。

3.政策建议

3.1 建立健全政策扶持体系,增强区域合作

稳步提升成渝经济区先进制造业的国际竞争力离不开政府的统筹规划和产业配套支持。根据成渝先进制造业实际的发展情况,川渝政府应该不断加强对相关产业的政策指导和统筹配置,形成政府、经济区、企业三方共同合作参与先进制造业产业建设的发展机制。与此同时,川渝经济区应该着力消除行政体制限制和区域资源障碍,建立健全政府协作机制,从成渝经济区整体出发,构筑科学合理的先进制造业发展体系。

3.2 实施技术创新战略, 提高企业自主研发能力

加快推进实施技术创新战略, 以国内外先进技术标准为本地区企业的生产标准, 使得本区域产品能够符合国际标准认证^①。在积极引进跨国公司在本地设立研发机构的同时, 也要推动区域内的优势企业去国外设立研发机构学习国外的先进技术, 实现技贸结合、合作发展, 提升本地企业的自主创新高度。

3.3 完善多层次人才培养机制

推动实施先进制造业专业技术人员培养计划, 建立从研发、生产、销售到管理的人才培养机制, 着重培养一批懂现代化经营管理的优秀人才, 打造和发展一批技艺精湛的技术工人。通过建立完善的人才激励机制和创新人才专项基金, 提高人才福利待遇, 防止人才流失, 并以技术入股等激励方式激发行业人才的科研创造力, 推进技术创新。

3.4 加大财政支持, 拓宽投融资渠道

通过设立重点产业专项基金扶持先进制造业优势产业的发展, 另外也可通过出口退税和融资优惠政策, 切实减轻企业的税收压力, 使得企业有充足的研发资金进行技术改革和创新。积极拓宽投融资渠道, 鼓励跨国公司和外地大企业集团参与建设先进制造业基地等重大项目。引导外商以独资、控股等方式投资成渝先进制造业。

3.5 加强品牌建设、推动先进制造业与现代服务业协同发展

立足于成渝经济区的优势产业, 加强培育扶植一批先进制造业名牌企业, 依托企业的品牌优势, 着力提高区域产品的市场知名度和国际竞争力。推动先进制造业与现代物流、产品设计、品牌策划等生产性服务业的相互融合、协调发展, 完善的生产性服务业能为先进制造业的发展提供良好的环境, 有利于先进制造业的进一步发展, 提升企业的经济效益。

参考文献

[1]曹东坡,于诚,徐保昌.高端服务业与先进制造业的协同机制与实证分析——基于长三角地区的研究[J].经济与管理研究,2014(03):76-86

[2]顾强.促进我国地方产业集群在全球价值链中加速升级[J].宏观经济研究,2007(04):16-20

[3]龚唯平,查伟伟,薛白.先进制造业的三维理论模型及其特征[J].学术研究,2008(06):74-79

^① 顾强.促进我国地方产业集群在全球价值链中加速升级[J].宏观经济研究,2007(04):16-20.

- [4]关于印发成渝经济区区域规划的通知(发改地区[2011]1124号)
http://www.ndrc.gov.cn/zcfb/zcfbghwb/201106/t20110602_807003.html
- [5]霍徐强.中国装备制造业国际竞争力实证分析[J].商业经济,2010(06):5-7
- [6]李双双.中德装备制造业国际竞争力比较分析[D].东北财经大学,2016
- [7]盛斌,2002.中国对外贸易政策的政治经济学分析[M],上海三联书店,上海人民出版社
- [8]于明远,范爱军.中国制造业国际竞争力的实证分析——基于主成分分析法的综合评价[J].广东社会科学,2014(06):24-32

二手车市场冲击和计划废弃作用下的市场定价问题

赵致远

摘要: 二手车市场在近些年以其价格优势凭借多样化的销售渠道不断的占领消费市场。因此在二手车市场迅猛发展的冲击压力之下, 新车品牌厂商必须不断的采取相应的市场策略以及品牌策略来保证其市场地位。因此, 本文基于消费者理论, 利用博弈论分析方法构建两阶段博弈模型分析了二手车市场以及中间商作用对于新车市场的冲击效应。并且通过模型结果以及数值模拟可以得出: 二手车市场的出现使得新车品牌厂商整体收益受损; 但是由于中间商的交易缓冲作用, 使得二手车市场不足以以其特有的价格优势完全占领原有的新车市场。因此, 相较于价格竞争, 原有的新车垄断厂商需要不断的通过采取合理的计划废弃方式以更具有技术附加价值的新车来进行市场竞争。本文通过模型分析弥补了国内当前对于二手车市场的研究中对于整体市场竞争的空白, 并且为消费者的理性选择以及厂商的竞争策略提供了系统的建议。

关键词: 二手车; 市场竞争; 计划废弃; 定价

1. 引言

随着社会主义市场经济经济的发展, 中国二手车市场的起源可从 1998 年, 国家贸易部发布《旧机动车交易管理办法》, 确定建立旧机动车交易中心, 实行分级审批制度起, 到 2005 年 10 月再次发布更加规范的《二手车流通管理办法》, 中国二手车市场开始向规范化发展的道路迈进。在我国经济迅速发展的同时, 人们对于大宗耐用品的需求也随之上升, 私家车首当其冲以其迅猛发展态势保有强势的增长势头。以此为带动因素, 中国二手车市场在近些年也随之活跃起来。

在二手产品市场的研究中, 其问题的出发点都主要集中在二手车市场内部特征上, 而落脚点都集中在了对于消费者福利或者社会福利之上。Coase (1972) 认为在第二阶段销售的耐用品会影响在第一阶段出售的产品的未来价值, 如果消费者普遍具有理性预期, 那么垄断价格会迅速下降到边际成本。所以 Coase (1972) 认为, 厂商会故意选择生产耐用度低的劣质耐用品。相反, 对于跨期销售的耐用品, Swan (1970) 关注于耐用品销售的分阶段性, 旨在通过最小化成本以及最大化收益来设定产出, 认为耐用品的价

格以及耐用度遵循“一劳永逸”(once-and-for-all)的原则。但是,七十年代许多其他学者对于 Swan (1970) 的结论的“稳健性”存在质疑。因为他所得出的耐用度的确定最终会回到社会最优水平。并且 Rust (1986) 认为,由于消费者通常倾向于延长耐用品的报废时间点,也就是消费者会尽可能将耐用品的价值利用完全。对于 Coase 猜想的第二阶段的存货(第一阶段未出售的耐用品), Bond 和 Samuelson (1984) 从垄断厂商的生产能力以及市场的竞争性库存的角度提出通过替换销售能够很好解决科斯遗留下来的问题。Waldman (1993) 与 Ellison 和 Fudenberg (2000) 更进一步指出,垄断商会采用计划废弃的方法,每隔一段时间将原来的耐用品作废停产,并另行推出新品或进行产品升级,结果由于新品推出的频率或产品升级的次数过多,可能会超过社会最适程度而形成浪费。

本文主要就二手车市场冲击下,其影响机理以及耐用度等市场行为的原因进行详述,既完善了国内二手车市场的空白研究部分,又在一定程度上有助于更深刻的理解二手车市场的本质。

2. 完全垄断下二手车市场冲击的理论模型分析

2.1 基本假定

在连续存在两个时期的市场中,包含两个垄断汽车厂商 S_A 和 S_B , 向各自强偏好消费者销售无差异汽车 A, B。假定市场上的交易成本为 0, 垄断厂商边际成本等于平均成本为 c ; 并且所有的销售必须经过中间商 R。垄断厂商对称收益为 $\pi_i = (p - c) * Q * (1 - k_n) (i \in A, B)$ 。

在第一期,根据 Tirole 效用函数,具有 θ 保留心理评价的消费者在购买质量为 q ($0 < q < 1$) 的汽车后所获得的效用为 $U = \theta * q - p$ 。在第二期,采用 Miller (1974) 的新车市场与二手车市场完全独立假设,认定垄断厂商无法将其垄断势力扩张到二手车市场。一阶段的新车消费者可以在二手车市场上进行出售得到 $(1 - k_u) * p_s$ 的货币价值 (p_s 为二手车的交易价格^①), 中间商获得佣金 $k_u * p_s$ 。

2.2 基础模型

2.2.1 无二手车市场下新车市场收益

在原始的双寡头垄断的新车市场情况下,考虑垄断市场结构, S_A 和 S_B 能够在价格

^① 我们假设这里的二手车价格不存在 Nicola Lacetera (2012) 等人认为的,由于二手车消费者在市场上具有“有限关注度”所导致的左数偏误(left digit bias),使得消费者在选择二手车已行驶里程数时最为关注其最左数,从而使得交易价格,尤其是临界范围内的极易受到其影响。例如,已行驶 48000 公里与 49000 公里的二手车交易价格为 3.8 万元以及 3.5 万元;但已行驶 51000 公里的二手车交易价格就为 2.5 万元,其价格受到已行驶公里数最左数的影响极大,存在一个“leaping frog”现象。因此,本文的二手车价格假设在其他条件不变的情况下,只与其二手车质量正相关。

上进行 Bertrand 价格竞争。在理性消费者在追求效用最大化的条件下, 根据激励相容原则, 我们可以得到在 A, B 两个市场上, 只要消费者效用满足: $\theta * (1 + q) > p^1$, 消费者将连续两个阶段持有汽车。

因此, 消费者心理保留需求满足 $\theta > \frac{p}{1+q}$, 市场需求 $D = 1 - \frac{p}{1+q}$;

新车厂商 i 的利润函数为

$$\pi_{S_i} = (p_i - c) * \left(1 - \frac{p}{1+q}\right) * (1 - k_u) \quad (i \in A, B, \text{下同}) \quad (2.1)$$

将 (1) 式对 p_i 求导, 则有:

$$1 - \frac{2p_i}{1+q} + \frac{c}{1+q} = 0 \quad (2.2)$$

根据一阶条件(2)式可以得到均衡价格的表达式为:

$$p_i = \frac{1+q+c}{2} \quad (2.3)$$

进一步的, 根据 (1) 式可以得到垄断厂商的收益为

$$\pi_{S_i} = \frac{(1+q-c)^2}{4(1+q)} * (1 - k_n) \quad (2.4)$$

两家垄断企业 A, B 的市场均衡条件为 $(p_i, p_i), (\pi_{S_i}, \pi_{S_i})$.

相对应的可以得到中间商的收益函数:

$$\pi_R = 2 * \frac{(1+q-c)^2}{4(1+q)} * k_n \quad (2.5)$$

2.2.2 有二手车市场存在情况下新品市场收益



图 2.1 存在二手车市场情况下消费者类型划分

① 费者在第一期买新车, 并且在第二期持有旧车:

$$\theta_1 + \theta_1 * q - p_n > 0 \quad (2.6)$$

② 费者在第一期买新车, 并在第一期末卖出旧车的效用:

$$\theta_2 - p_n + p_s * (1 - k_u) > 0 \quad (2.7)$$

③ 费者在第一期不买新车, 在第二期购买旧车

$$q * \theta_3 > p_s \quad (2.8)$$

④消费者在两期都不够买: 0

根据消费者的购买行为以及效用函数，我们可以得到区分四类型消费者的三个节点分别为：

$$\theta_1 = \frac{p_n}{1+q}, \theta_2 = p_n - (1 - k_u) * p \tag{2.9}$$

根据两阶段逆向归纳法，在第二期为了保证二手车市场的稳定性，不受到来自非 A 市场的外界供需的影响，我们需要保证二手车市场的供需严格内生于 A 市场。因此可以得到市场均衡条件：

$$\theta_1 - \theta_2 = \theta_2 - \theta_3 \tag{2.10}$$

根据等式 (7) (8) 可以解得二手车市场出清价格：

$$p_s = \frac{2 - \frac{1}{q}}{2 - 2k_u + \frac{1}{q}} * p_n \tag{2.11}$$

在第一期的新车市场，可得到厂商 A 的利润为：

$$\pi_{S_A} = (1 - \theta_1 + \theta_1 - \theta_2) * (p_n - c) * (1 - k_n) \tag{2.12}$$

同理可得到有二手车市场情况下的均衡价格为：

$$p_n = \frac{1+c}{2 - (1-k_u) * \frac{1 - \frac{1}{q}}{2 - 2k_u + \frac{1}{q}}} = \frac{1+c}{2-m} \tag{2.13}$$

有二手车市场情况下的新车均衡需求为：

$$1 - \theta_2 = \frac{1+mc-c}{2-m} \tag{2.14}$$

因此二手车价格为：

$$p_s = \frac{m}{1-k_u} * \frac{1+c}{2-m} \tag{2.15}$$

垄断厂商 A 的收益为：

$$\pi_{S_A} = \left(\frac{1+mc-c}{2-m}\right)^2 \tag{2.16}$$

对新车价格 P_n 与二手车价格 P_s 做比较静态分析得：

$$\frac{\partial p_n}{\partial m} = \frac{1+c}{(2-m)^2} > 0, \quad \frac{\partial m}{\partial h} = \frac{1-k_u}{2(1-k_u) + \frac{1}{q}} * \frac{1}{(1+h)^2} > 0, \quad \frac{\partial p_s}{\partial m} = \frac{2+2c}{(2-m)^2} \tag{2.17}$$

$$\frac{\partial m}{\partial(1-k_u)} = \left(1 - \frac{1}{q}\right) * \frac{\frac{1}{q}}{\left[2(1-k_u) + \frac{1}{q}\right]^2} < 0, \quad \frac{\partial m}{\partial q} = \frac{(3-2k_u)(1-k_u)}{q^2 * \left[2(1-k_u) + \frac{1}{q}\right]^2} > 0 \tag{2.18}$$

$$\frac{\partial p_s}{\partial(1-k_u)} = \frac{2}{(2-m)^2} * \frac{\partial m}{\partial(1-k_u)} * \frac{1}{1-k_u} + \frac{m}{(2-m) * (1-k_u)^2} < 0 \tag{2.19}$$

命题 1. 由于二手车市场的出现, 垄断厂商价格以及利润缩减, 中间商利润增多。

考虑在没有二手车市场的情况下, 当垄断厂商定价在任意 p' 处, 可以获得的垄断利润为:

$$\pi' = \left(1 - \frac{p'}{1+q}\right) * (p' - c) * (1 - k_n) \quad (2.20)$$

在当前有二手车市场, 垄断厂商定价在 p' 处, 可以获得的垄断利润为

$$\pi_{SA}' = [1 - p' + (1 - k_u) * p_s'] * (p' - c) * (1 - k_n) \quad (2.21)$$

由于:

$$\frac{p'}{1+q} < p' - (1 - k_u) * p_s' \quad (2.22)$$

$$\pi_{SA}' < \pi' \quad (2.23)$$

所以, 在任意定价下, 垄断厂商在有二手车市场情况下的收益小于无二手车市场情况下的收益。因此, 当二手车市场存在下, 被 A,B 垄断的双寡头市场演变为各自市场下的跨期竞争。垄断价格下降, 垄断厂商只能保证:

$$\begin{cases} \text{Max } \pi_n \\ \text{s.t. } c < \frac{h(2-m)}{m} - 1 \\ \pi_n < \pi_i \end{cases} \quad (2.24)$$

命题 2: 二手车市场存在情况下, ①新车价格、产商收益与二手车质量 (q) 负相关与其他变量正相关, 但厂商收益与中间商佣金 (k_u) 正相关; ②二手车价格和二手车质量 (q) 和中间商佣金 (k_u) 正相关。

对于消费者具有有限理性, 第一期消费者愿意购买新车的心理保留效用 θ_1 、 θ_2 与第二期的质量 q 无关。但是, 越高的旧车质量随之带来的是第二阶段保留意愿人数的增多, 因此, q 影响了在第一期购买新车的 $(1 - \theta_2)$ 需求量在第二期的是否出售旧车的重新分配。越高的 q 使得保留旧车的人数越多, 削减了旧车的出售量。

由于 $0 < \frac{\partial p_n}{\partial q} < \frac{\partial p_s}{\partial q}$, 所以, 在一般情况下, 其他相关变量给二手车价格带来的影响超过对新车价格的影响。虽然从静态分析当中可以明显得到当二手车的质量上升能倒逼回新车价格的上升, 但是, 每一单位新车价格的上升所带来的新车市场的销量亏损 $|\Delta(1 - \theta_2)| = |\Delta p_n| + (1 - k_u) * |\Delta p_s|$ 大于价格的增量 (富有弹性), 所以由销量带来

的利润亏损远大于价格上升所带来的收益差。

命题 3.存在二手车市场情况下，消费者福利增多

没有二手车市场情况下，消费者福利为：

$$CS_1 = \int_{\theta}^1 [\theta * (1 + q) - p] d\theta = \frac{1+q}{2} \left[1 - \left(\frac{1}{2} - \frac{ch}{2(1+q)} \right)^2 \right] - \frac{1+q-cq}{2} * \left[\frac{1}{2} + \frac{cq}{2(1+q)} \right] \tag{2.25}$$

在有二手车市场情况下，消费者福利为：

$$CS_2 = \int_{\theta_3}^{\theta_2} (q\theta - p_s) d\theta + \int_{\theta_2}^{\theta_1} [\theta - p_n + (1 - k_u)p_s] d\theta + \int_{\theta_1}^1 [\theta * (1 + q) - p] d\theta \tag{2.26}$$

由此可得：

$$CS_2 - CS_1 > 0 \tag{2.27}$$

3.完全垄断下计划废弃与中间商效应

3.1 放松假定

为了研究新车市场中通过产品升级的计划废弃下的中间商效应。假定第一期 A 厂商只能出售质量为 q_1 的新车，在第二期提供升级后质量为 q_2 的新车。垄断商可为旧车持有者提供 p_u 的升级价格。消费者还能够在第二阶段购买到质量为 $q_1\beta$ 的二手旧车（ β 为质量折旧）。两种产品的边际成本和平均成本相等分别为 c_1 和 c_2 。

在第二阶段，为了体现产品升级的差异性以及目的性，我们另外假设 A 厂商吸引到了来自市场 A 之外的总量为 1 的与原市场中消费者一样的属性禀赋外生消费者。

3.2 存在中间商的情况下进行产品升级

根据 Tirole（1998）所提到的消费者在短视情况下的特性所构成的子博弈均衡^①，我们将同一时期内的消费者不同选择进行对比，如下图将消费者类型进行划分：

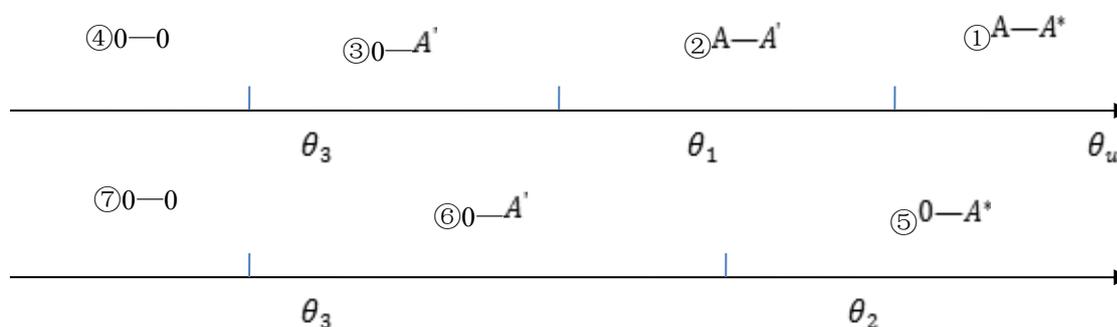


图 3.1 存在二手车中介产品升级情况下产品消费者类型划分

^① 根据 Tirole（1998）的观点，在消费者存在理性预期的情况下不可能存在子博弈均衡，所以，消费者只能够在一期或者持续持有相同的一件物品的时期内进行效用衡量，也就是跨期效用不可相加。因此，后续的消费者类型的划分只能够在前一期相同的行为下，对后续不同的购买行为效用进行比较，以此来划分消费类型。

① 费者在第一期购买新车效用大于不够买的效用:

$$\theta_1 * q - p_1 > 0 \quad (2.28)$$

② 费者在第一期都买新车情况下, 于第二期卖了旧车升级新车效用大于保留旧车:

$$\theta_u - p_2 + p_s * (1 - k_u) > \theta_u * q_1 \beta \quad (2.29)$$

③ 费者在第一期不够买情况下, 第二期购买二手车效用大于不买的效用:

$$\theta_3 * q_1 \beta - p_s > 0 \quad (2.30)$$

④ 在消费者在第二期购买升级后的产品大于购买二手车效用:

$$\theta_2 * q_2 - p_2 > \theta_2 * q_1 \beta - p_s \quad (2.31)$$

通过对比同时期内的消费者效用, 我们可以得到区分四类型消费者的四个节点分别为:

$$\theta_1 = \frac{p_1}{q_1}, \theta_2 = \frac{p_2 - p_s}{q_2 - q_1 \beta}, \theta_3 = \frac{p_s}{q_1 \beta}, \theta_u = \frac{p_2 - p_s(1 - k_u)}{q_2 - q_1 \beta} \quad (2.32)$$

通过类似于基础模型中的逆向归纳法, 分别得到二手车市场出清情况:

$$1 - \theta_u = \theta_1 - \theta_3 + \theta_2 - \theta_3 \quad (2.33)$$

以及垄断厂商 A 第二期收益:

$$\pi_2 = [(1 - \theta_2) * (p_2 - c_2) + (1 - \theta_u) * (p_2 - c_2)] * (1 - k_n) \quad (2.34)$$

垄断厂商 A 第一期收益:

$$\pi_1 = (1 - \theta_1) * (p_1 - c_1) * (1 - k_n) \quad (2.35)$$

通过等式 (21) (22) (23) 分别解得三类均衡价格和第二期垄断收益为:

$$\begin{cases} p_s = \frac{-\beta(c_1 q_2 - \beta q_1^2 + 2c_2 + q_1 q_2 - c_1 \beta q_1)}{2\beta q_1 - 4q_2 + \beta k_u q_1} \\ p_2 = \frac{2 - k_u}{4} p_s + \frac{c_2 + q_2 - \beta q_1}{2} \\ p_1 = \frac{c_1 + q_1}{2} \end{cases} \quad (2.36)$$

$$\pi_2 = \left[2 - \frac{4(c_2 + q_2 - \beta q_1) + p_2(2k_2 - 4)}{q_2 - \beta q_1} \right] * \frac{2(q_2 - \beta q_1) - 2c_2 + (2 - k_2)p_s}{4} \quad (2.37)$$

3.3 不存在二手车中间商的情况下进行产品升级

当中间商不存在的情况下, 消费者必须通过 A 厂商进行二手车的买卖。此外为了激励消费者进行产品升级, 厂商 A 既会为出售二手车的第一期消费者提供 p_s 的全额价值, 并且会为他们提供一个折扣的升级价格 $p_u < p_2$ 。

在这样的情况下, 愿意升级的需求量变为:

$$\theta_u < \theta_u' = \frac{p_u - p_s}{q_2 - q_1 \beta} \quad (2.38)$$

此时，第二期厂商 A 收益变为：

$$\pi_2' = [(1 - \theta_2) * (p_2 - c_2) + (1 - \theta_u) * (p_u - c_2)] * (1 - k_n) \quad (2.39)$$

同样通过逆向归纳法，可以分别解得：

$$p_s' = \frac{c_1 \beta q_2 + c_2 \beta q_1 + 2\beta p_u q_1 - c_1 \beta^2 q_1}{(4q_2 - \beta q_1)} \quad (2.40)$$

$$p_2' = \frac{\beta^2 q_1^2 - c_1 \beta^2 q_1 - 5\beta q_1 q_2 + 2p_u \beta q_1 + c_1 \beta q_2 + 4q_2^2 + 4c_2 q_2}{2(4q_2 - \beta q_1)} \quad (2.41)$$

命题 4：不存在二手车交易中间商的情况下，垄断厂商利润相比于有中间商情况下利润受损，中间商为二手车市场冲击的缓冲作用

从等式 (27) (28) 对比可以看到：

$$p_s' = \left\{ \frac{2q_1 \beta p_u}{(4q_2 - \beta q_1)}, M \right\}, \quad p_2' = \left\{ \frac{q_1 \beta p_u}{(4q_2 - \beta q_1)}, N \right\} \quad (2.42)$$

相较于存在二手车交易中间商存在情况下，垄断厂商对第一期消费者收取的升级价格 $p_u = p_2$ ，由于此时厂商 A 能将由中间商导致的外部性内部化，越低的升级价格 p_u 所带来的二手车价格 p_s 的缩减量是新车价格 p_2 的两倍。因此，厂商通过越低的升级价格激励消费者进行产品升级，使得第二期低升级价格带来的损失得到弥补：

$$\lim_{p_u \rightarrow p_u'} (1 - \theta_u) * (p_u' - c_2) = (1 - \theta_u) * (p_2 - c_2) \quad (2.43)$$

然而在新进入市场的第二期收益中，由于：

$$\begin{cases} |\Delta p_2| < |\Delta p_s|, \quad \theta_2 = \frac{p_2' - p_s'}{q_2 - q_1 \beta} \rightarrow \\ (p_2' - p_s') > (p_2 - p_s) \rightarrow \\ (1 - \theta_2') < (1 - \theta_2) \end{cases} \quad (2.44)$$

$$\pi_2' = \left[\lim_{p_u \rightarrow p_u'} (1 - \theta_u) * (p_u' - c_2) + (1 - \theta_2') * (p_2 - c_2) \right] * (1 - k_n) < \pi_2 \quad (2.45)$$

3.4 数值模拟与 Matlab 图示

由于参数以及第二期收益表达式的复杂性，为了研究计划废弃对于垄断商第二期收益的影响，我们进行数值替代^①借助 Matlab2014 可得：

^① 为了简化模型得到计划废弃下升级前后质量 q_1 、 q_2 对第二期收益 π_2 的效果，我们利用 Matlab2014 对其他参数进行赋值并进行编程。赋值分别为： $k_u = 0.6$ ； $\beta = 0.5$ ； $c_1 = 0.2$ ； $c_2 = 0.4$ ；并且在作者尝试了其他参数赋值后都有类似结果。

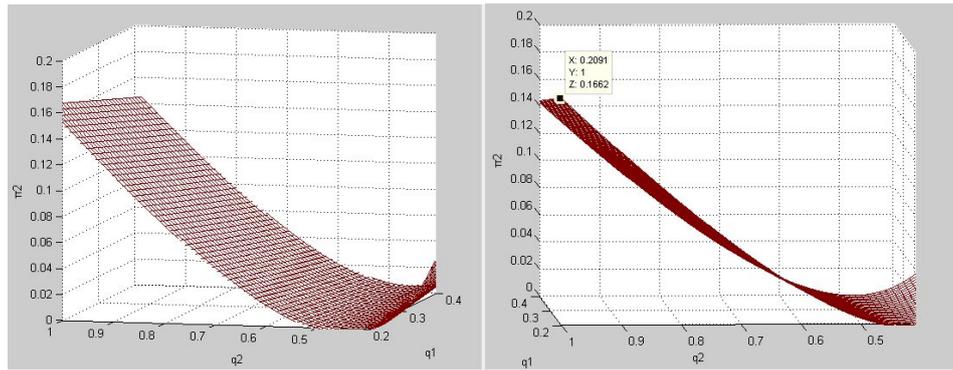


图 3.2 存在中介商情况下，计划废弃效果示意图

由图 3.2 可见，A 厂商第二期收益与两期质量呈斜坡式正相关，并且，当升级质量超过 0.6 时，升级质量为垄断厂商带来的收益幅度更大（图中表现为 Z 轴受 q_2 拉伸幅度更大）。根据上述分析，本文提出：

命题 5：计划废弃为垄断厂商带来的收益受升级质量效果尤为显著。

4. 结论

因此，在没有中间商存在情况下，由于厂商 A 为原市场消费者提供的升级折扣会损失从外生竞争来的消费者需求，虽然在一定程度上确实达到了通过计划废弃使得第一期消费者进行重新购买，但是，越大的折扣幅度越会损失新市场消费者。因为，在没有中间商的阻碍效用下，越多的第一期消费者选择去在第二期进行旧产品的淘汰和新产品的升级，在这样情况下，二手车的市场供给量会大幅上升，在必须保证二手车市场出清情况下，新进入市场的消费者中一定会有更多的人去购买二手车，失去了进行产品升级的真正意义，使得垄断厂商陷入自我困境。换句话而言，给予消费者越多机会能够进行二手车交易，那么垄断厂商收到的损失越大。如表 4.1 的定价方式所示，因此，在垄断厂商具有理性预期的条件下，从长期发展上为了更近一部占有市场份额，最多会为第一期消费者提供的折扣应该使得升级收益与原先相同。因此，在这样的悖论之下，无二手车中间商的情况下，一个处于发展阶段的具有一定垄断势力的厂商整体利润受损。

表 4.1 二手车市场冲击下新旧市场定价策略

市场情况	有手车市场/有中介	无二手车市场/无中介
一般情况	$\frac{1+c}{2-m}$	$\frac{1+h+c}{2}$
	$\frac{m}{1-k_u} * \frac{1+c}{2-m}$	

续表

市场情况		有二手车市场/有中介	无二手车市场/无中介
计划 废弃	p_1	$\frac{c_1 + q_1}{2}$	$\frac{c_1 + q_1}{2}$
	p_2	$\frac{2 - k_u}{4} p_s + \frac{c_2 + q_2 - \beta q_1}{2}$	$\frac{\beta^2 q_1^2 - c_1 \beta^2 q_1 - 5 \beta q_1 q_2 + 2 p_u \beta q_1 + c_1 \beta q_2 + 4 q_2^2 + 4 c_2 q_2}{2(4q_2 - \beta q_1)}$
	p_s	$\frac{-\beta(c_1 q_2 - \beta q_1^2 + 2c_2 + q_1 q_2 - c_1 \beta q_1)}{2\beta q_1 - 4q_2 + \beta k_u q_1}$	$\frac{c_1 \beta q_2 + c_2 \beta q_1 + 2\beta p_u q_1 - c_1 \beta^2 q_1}{(4q_2 - \beta q_1)}$
	p_u	$\frac{2 - k_u}{4} p_s + \frac{c_2 + q_2 - \beta q_1}{2}$	$(1 - \theta_u)' * (p_u' - c_2) = (1 - \theta_u) * (p_2 - c_2)$

参考文献

- [1]邱俊杰,阮允慧: 二手市场的博弈论解释,[J].商场现代化.2009,03: 170-171
- [2]Bulow, J. I.. An economic theory of planned obsolescence.[J].Quarterly Journal of Economics ,1986,101:729-49
- [3]Bond, Eric: "A Direct Test of the "Lemons" Model: The Market for Used Pickup Trucks," [J].American Economic Review, 1982,72(4): 836-40
- [4]Bond Eric Wand and Larry Samuelson,: Durable Good Monopolies with Rational Expectations and Replacement Sales, [J]The RAND Journal of Economics, 1984,15(03): 336-345
- [5]Coase: Durability and monopoly[J]. Journal of Laws and Economics, 1972,15:143-149
- [6]Rust, J:When is it optimal to kill off the market for used durable goods? [J]. Econometrica 1986,54:65-86
- [7]Swan, P.L: Durability of consumption goods. American Economic Review 1970,60:884-94
- [8]Sieper.E and Swan P. L: Monopoly and competition in the market for durable goods. Review of Economic Studies,1973,40:333-51

揭秘美敦力的“雄心壮志”

朱乐维

摘要：作为我国医疗器械行业反垄断第一案，美敦力一案不仅聚集了法学家的目光，也在经济学界造成了不小的轰动。美敦力凭借着自己的市场势力，通过纵向价格协议与下游经销商合谋，造成了其一家独大的局面。美敦力为何能一直和下游经销商合谋？不会有新的医疗器械厂商与它进行市场抢夺吗？这种的纵向价格控制可以预防吗？纵向价格协议究竟能否直接被判为“本身违法”呢？这些问题亟待解决。当前，我国反垄断法虽然对制造商进行纵向价格操控进行了规定，但条款过于抽象，可操作性不强。本文基于多期博弈环境，通过模型计算分析研究出了制造商是如何通过显性和隐性纵向价格协议操纵零售商与它合谋，共同达到排他垄断的目的。本文的贡献有三，一是通过博弈模型分析出上游在位厂商是如何进行显性价格操纵以达到垄断目的；二是在位厂商可以通过隐性价格合约与下游合谋，形成排他性均衡；三是证明了即使新进入市场的厂商市场势力不输原在位者，原在位者仍有可能与下游合谋，达到垄断排他的局面。

关键词：纵向价格协议；利润分成；排他性均衡

1.引言

2016年12月7日，国家发展改革委会依法对美敦力（上海管理有限公司）做出行政处罚罚款1.185亿元。经调查发现，至少从2014年起，美敦力就与平台商达成垄断协议，限定相关医疗器械产品的转售价格、投标价格，这些行为违反了《反垄断法》第十四条第一项、第二项的规定，且不符合《反垄断法》第十五条规定的豁免情形和豁免条件，国家发展改革委依法责令美敦力立即停止实施价格垄断行为，并处涉案产品销售额4%的罚款。这起案件也是我国医疗器械行业的反垄断第一案。

“美敦力”这个名字，对很多人来说可能是个陌生的名字。但对于糖尿病患者，它意味着市占率颇高的胰岛素泵；对于心内科医生，它意味着动脉支架、人工心脏瓣膜等重要医疗器械。美敦力在中国的核心产品包括心脏、血管产品（如心脏起搏器、血管支架等）、骨科耗材（如脊柱内固定系统等）、糖尿病产品（如胰岛素泵）等等。在中国，

到2050年,将有1/3的人口将超过65岁。老龄化问题使中国在2015年就已成为全世界第2大骨科市场。在我国,由于人口老龄化问题,心血管、脑血管和骨科产品的需求持续增长。此外,中国有超过3.5亿人是主动吸烟者。并且随着生活水平的不断提高,肥胖率和糖尿病也在持续增长。癌症、心脏病的外科手术的需求巨大。这使得美敦力在中国的市场势力不断增强,数据显示,美敦力2013—2015年在中国市场实现销售收入分别为36.80亿元、41.55亿元、48.49亿元人民币,增长率远超欧美市场。具有庞大消费群体的美敦力公司,市场势力自然也不容小觑。也正是由于其在中国几乎可以称为垄断的市场地位,使得它才有能力对市场进行纵向价格限制。

除了市场势力外,美敦力能完全掌控价格的原因还在于它与经销商的纵向合谋。在中国,美敦力拥有超过700家分销商。这些分销商搭建起美敦力与医院之间联系的桥梁。可以说,没有经销商的推波助澜,美敦力是无法获得如此庞大的销售量的。

美敦力就曾因为一次高调的“许诺”红遍医药圈。2016年6月15日,美敦力大中华区就高调组织年会并公布消息:将成为唯一为所有销售人员提供个人车辆的公司。也即,美敦力为了达到自己在医疗器械的垄断地位,主动允诺愿意与经销商进行一些利润分成。

那么,美敦力是如何与经销商勾结的呢?为什么经销商一直只与美敦力保持和合作?如果它还能与其他医疗器械厂商保持合作,不是能获得更多利润吗?基于此,笔者构建了纵向价格协议模型,通过博弈论方法,探讨分析了美敦力是如何与经销商“狼狈为奸”的。此外,笔者还提出了一种新的更为隐蔽的价格协议可能,以期反为反垄断有关部门做出相关的理论指导与建议。

2.文献综述

制造商进行纵向价格控制的目的一直是经济学界一个颇有争议的话题,有些经济学家认为制造商让利给零售商是为了使零售商提供更多的服务,让更多的消费者知晓自己的产品;而有些经济学家则认为制造商将利润分成给零售商是为了达成纵向合谋,造成一家独大的垄断排他局面。

Yamey(1954)以美国的糖厂为例,认为糖厂进行纵向价格控制的目的在于阻止潜在竞争者进入市场。虽然糖厂曾辩解说他们的动机是为了保证质量,防止假货蔓延。但是美国化学局从各个零售商处购买了500余家糖厂的糖均未发现次品,所以这一说法很难成立。Salop& Schffman(1983)认为制造商进行价格控制的目的在于,这一行为能使自己与零售商合谋,让大部分零售商只售卖本企业的产品,使得竞争企业无法实现规模经济,从而巩固自己的垄断地位。

Marvel & McCafferty (1984) 就认为制造商进行纵向价格控制是为了使零售商能更好地推广自己的产品, 他们发现, 一般是新产品或者如瓷器、计算机硬件等对质量要求很高的产业才主动与零售商进行分成, 目的在于使零售商能为自己的产品提供质量认证。一年后, 这两位作者又有更进一步的认识, 他们认为如果提供服务的成本是固定的, 并且制造商进行纵向价格控制这一行为前后的价格不会相差很大, 而制造商为了使零售商提供服务, 会降低批发价格让利给零售商。而在这种情况下, 实行利润分成必定是能提升社会福利的: 对于消费者而言, 他们不需要付更高的价格, 因为此时零售价并没有显著上升; 对于零售商而言, 由于制造商的让利, 使得他们的利润不会受到损害, 并且他们能提供比未实行利润分成时更多的服务。Telser (1985) 认为在制造商看来, 制造商进行纵向价格控制实际上可以提升零售商的忠诚度, 因为零售商的利润与制造商的利润息息相关的话, 那么零售商一定会更卖力地贩卖制造商的商品, 从而获得双赢的局面。

不难看出, 前人对纵向价格控制这一行为的影响众说纷纭, 但一般都是一期博弈的影响。在现实中, 制造商与零售商进行的都是多期甚至是无限期博弈, 如果将纵向价格控制放到 n 期博弈的环境中, 结果是否也会有所不同呢? 基于此, 笔者设定了多期博弈环境, 分析得出不论新进入者的市场势力大小如何, 制造商总是可以通过纵向价格控制达到自己排除阻止新进入者进入的垄断局面。

3. 基本模型

假设市场中有 n 个零售商 ($n \geq 2$, n 的数值是固定的, 即不会有新的零售商进入也不会有已存在于市场的零售商退出), 零售商所面临的是完全竞争市场。有两个制造商, 一个已进入市场, 另一个想要进入市场。我们设已进入市场的制造商为 M , 想要进入市场的制造商为 E 。制造商进行 n 次博弈, 折现因子设为 δ 。

局中人的博弈时序如下:

第零期, 市场中有一个或两个制造商。如果有一个制造商, 那么市场状态我们设为 M ; 如果有两个制造商, 市场状态我们设为 C 。

第一期, 在位制造商设定批发价格为 w , 并且在位制造商允诺会给零售商提供一份利润分成, 设为 L_i^* 。

第二期, 零售商进行伯川德竞争, 竞争结果是其利润为零。

第三期, 新进入者也向零售商允诺, 愿意支付一笔利润分成给零售商, 设为 L_e^* 。

第四期, 所有零售商同时选择拒绝或者同意新进入者提供的合约。

第五期, 如果没有零售商同意与新进入者签约, 那么接下来的一期又会回到第零期的 M 状态。如果至少有一个零售商愿意与新进入者合作, 那么对于新进入者又有两种

选择，一是新进入者支付一笔进入市场的固定费，我们设为 C_e ，然后进入市场，市场状态变为第零期的 C 状态；如果新进入者不愿意支付这笔固定费，那么市场状态依然是第零期的 M 状态。

我们假设如果市场中只有一个在位制造商，那么此时制造商的垄断利润为 π_i^M 。当新进入者成功地进入市场后，之前在位制造商的利润为 π_i^C ，新进入者的利润为 π_e^C 。显然， $\pi_i^C < \pi_i^M$ 。

通过以上假设，我们可以立刻得出推论 1：当新进入者进入市场后，在位制造商是不会给零售商利润分成的。

这是因为制造商给零售商利润分成的一个暗含前提是制造商能一直保持垄断地位，也即零售商所获得的分成是来自于制造商的垄断利润的。为了阻止新进入者的进入，制造商会在每一期给零售商一笔利润分成，当作自己能维持垄断局面而奖励零售商的一笔报酬。而当新进入者进入市场后，制造商的垄断地位也就不复存在了，自然没有必要再给零售商这样一笔利润分成。故，当新进入者进入市场后，在位制造商不会给零售商利润分成。

而基于推论 1，我们又可以迅速得出推论 2：存在着这样一个均衡，在这个均衡里，新进入者能够进入市场，而它只会给每个零售商 $L_e^r = 0$ 的利润分成。

这一推论我们可以通过绘制一张博弈矩阵来证明：

表 3.1 零售商博弈矩阵

	接受新进入者	不接受新进入者
接受新进入者	(L_e^r, L_e^r)	$(L_e^r, 0)$
不接受新进入者	$(0, L_e^r)$	(L_i^r, L_i^r)

通过博弈矩阵，我们发现，在给定一家零售商接受了新进入者的合约，允许新进入者能进入市场时，那么对于另一个零售商而言，其最优策略里是包含着“接受新进入者的”。而对于新进入者而言，不论其他零售商拒绝自己的合约与否，给每个零售商的利润分成是一样的。对于零售商而言，自己能接受的最低的分成就 0（此时，接受与否对于零售商而言无差异）。因此，存在着这样的均衡，在这个均衡中，新进入者能进入市场，而它只会给每个零售商 $L_e^r = 0$ 的利润分成。

接下来，我们就从零售商的角度来分析在位制造商与新进入者的博弈。

对于一个零售商而言, 如果它不与新进入者合作, 那么在让在位制造商获得垄断地位的 n 期博弈中, 它所能获得利润分成贴现至第一期为:

$$\delta L_i^r + \delta L_i^{r^2} + \delta L_i^{r^3} + \cdots \delta L_i^{r^n} = \frac{\delta L_i^r}{1-\delta} \quad (3.1)$$

因此, 在新进入者进入时, 如果 $\frac{\delta L_i^r}{1-\delta} \geq L_i^r$, 那么零售商是不会和新进入者合作的。

将此情况推广至 n 个零售商。对于所有的零售商而言, 最有可能“背叛”在位制造商, 转而与新进入者签约的零售商是那个获得在位者利润分成最小的那个。那么, 如果在位者给这个零售商的一笔笔利润分成当中最大的那一笔也大于了新进入者在进入市场的那一期给零售商的利润分成的话, 零售商是一定不会与新进入者合作的。

对于新进入者而言, 它所能给零售商最大的利润分成是它进入市场后的所有利润。我们设新进入者能给零售商最大的利润分成为 \overline{L}_E , 这笔最大的利润分成贴现至一期为:

$$\delta \pi_e^c + \delta \pi_e^{c^2} + \delta \pi_e^{c^3} + \cdots \delta \pi_e^{c^n} - \delta C_e = \frac{\delta \pi_e^c}{1-\delta} - \delta C_e \quad (3.2)$$

而对于在位者而言, 它为了使零售商背叛自己的几率最低, 势必会平均地进行利润分配。而在位者能给零售商最大的利润分成是它处于垄断地位获得的利润 π_i^M 与新进入者进入后的利润 π_i^c 的差。也即, 制造商能接受的最大利润分成是使得它所获得的利润在新进入者是否进入都能无差异。我们设每一个零售商能从制造商处获得的最大利润分成为 \overline{L}_M , 这笔最大的利润分成贴现至一期为:

$$\frac{1}{n} [\delta (\pi_i^M - \pi_i^c) + \delta (\pi_i^M - \pi_i^c)^2 + \delta (\pi_i^M - \pi_i^c)^3 + \cdots \delta (\pi_i^M - \pi_i^c)^n] = \frac{\delta (\pi_i^M - \pi_i^c)}{n(1-\delta)} \quad (3.3)$$

所以, 对于零售商而言, 当满足 $\overline{L}_M \geq \overline{L}_E$ 时, 零售商一定会选择与制造商合谋, 不与新进入者签约, 从而阻止新进入者的进入。我们将条件表示如下:

$$\frac{\delta (\pi_i^M - \pi_i^c)}{n(1-\delta)} \geq \frac{\delta \pi_e^c}{1-\delta} - \delta C_e \quad (3.4)$$

化简可得:

$$\frac{(\pi_i^M - \pi_i^c)}{n(1-\delta)} \geq \frac{\pi_e^c}{1-\delta} - C_e \quad (3.5)$$

此时, 在位者的垄断利润满足 $\pi_i^M \geq nC_e(\delta - 1) + n\pi_e^c + \pi_i^c$

因此, 我们可以得到结论 1:

当在位制造商的垄断利润满足 $\pi_i^M \geq nC_e(\delta - 1) + n\pi_e^c + \pi_i^c$ 时, 排他性均衡一定会存在, 零售商一定会与制造商合谋, 共同阻止新进入者的进入。

4. 模型拓展 1: 一种更为隐蔽的价格协议

在上一个部分, 我们讨论了制造商是如何通过显性合约, 明确提出与零售商进行利润分成来达到垄断排他的局面。在这个部分, 我们将讨论一种更为隐蔽的价格协议: 制

造商固定零售价格和批发价格，而这一部分恰好是零售商的利润。而这一纵向价格限制更为隐秘，也不容易被相关监察部门发现。

我们设在位制造商和新进入者的成本分别为 c_M 和 c_E ， $c_M \geq c_E$ ，设消费者需求量为 $q(P)$ ，即商品的价格与需求量息息相关。我们再假设新进入者进入该市场的进入成本为 C_e 。

当制造商不进行纵向价格控制时，零售商由于进行的是伯川德竞争，其利润为 0；而当制造商进行纵向价格控制时，单个零售商的利润就变成了零售价格与批发价格之差与销量的乘积。

因此，制造商能通过控制零售价格给零售商最大的利润分成就是其垄断利润，也就是制造商的垄断利润贴现至一期的值，即

$$\overline{L}_M = \delta \pi_i^M + \delta \pi_i^{M^2} + \delta \pi_i^{M^3} + \dots + \delta \pi_i^{M^n} \frac{\delta \pi_i^M}{n(1-\delta)} \quad (4.1)$$

对于新进入者而言，如果它能够进入市场，那么它将与制造商进行产品差异化的伯川德竞争。由于新进入者的成本低于零售商的成本，价格竞争的最终结果将会是市场零售价等于在位者的成本 c_M ，而在位者与新进入者的成本差与销量的乘积即为新进入者的利润。因此，新进入者能进入市场，势必要分给零售商的最大利润分成 \overline{L}_E ，也将会是它的利润贴现至第一期，即

$$\overline{L}_E = [\delta(c_M - c_E) + \delta^2(c_M - c_E)^2 + \delta^3(c_M - c_E)^3 + \dots + \delta^n(c_M - c_E)^n] q(c_M) - \delta C_e \quad (4.2)$$

当 $\overline{L}_M \geq \overline{L}_E$ 时，零售商一定会选择与制造商合作，合谋阻止新进入者的进入。

即满足：

$$\frac{\delta \pi_i^M}{n(1-\delta)} \geq \frac{\delta(c_M - c_E)q(c_M)}{1-\delta} - \delta C_e \quad (4.3)$$

化简后为：

$$\pi_i^M \geq n(c_M - c_E)q(c_M) - n(1-\delta)C_e \quad (4.4)$$

由此，我们可以得出结论 2：

结论 2：当在位制造商的垄断利润满足 $\pi_i^M \geq n(c_M - c_E)q(c_M) - n(1-\delta)C_e$ 时，在位者可以与零售商进行合谋，共同阻止新进入者的进入；反之，新进入者会进入市场。

5. 模型拓展 2：当新进入者拥有相当的市场势力时

前面两个部分，我们在模型设定时都暗含着“在位制造商的市场势力要大于新进入者”的条件。那么，如果新进入者也拥有与在位者相当的市场势力，甚至它的市场势力要高过在位者，在位者是否仍然能“勾结”下游零售商将已进入市场的竞争对手排挤出去呢？

答案是肯定的。

为了方便描述,在这部分,我们简称前文的“新进入者”为制造商 E,原在位垄断者为制造商 M。当新进入者进入市场,成功与零售商合谋排挤出原在位者时,我们设它的利润为 π_e^M 。

在这部分,我们假设 E 已经进入了市场,同时,这两位制造商都能与下游零售商进行交易。对于 E 而言,如果它想要将 M 排挤出市场,它给予零售商的利润分成应该要大于等于 M 给零售商的。但这时,由于 E 已经进入市场, M 与它进行价格竞争的结果就是利润为 0,所以对于 M 而言,将自己所有的预期利润“押宝”给一个零售商,让它继续与自己进行交易,与自己与 E 进行伯川德竞争是无差异的。那么,对于 M 而言,它能给零售商最大的利润分成就是它的全部预期利润 π_i^C 。那么,如果 E 想要将 M 排挤出市场,它所给零售商的利润分成必须等于 π_i^C 。而此时, E 如果想与零售商合谋,达到排他均衡,它能给每个零售商最大的利润分成 \overline{L}_E 要满足以下条件:

$$\frac{1}{n}(\pi_e^M + \delta\pi_e^M + \delta^2\pi_e^M + \delta^3\pi_e^M + \dots + \delta^{n-1}\pi_e^M) = \frac{\pi_e^M}{1-\delta} \geq \pi_i^C \quad (5.1)$$

如果 $\pi_e^M - \pi_e^C \geq n\pi_i^C$, 即 E 的垄断与竞争利润差大于 M 所能给的最大利润分成,则新进入者 E 是有动机也有能力将原在位者 M 排挤出市场的。

于是,我们可以得到推论 3: 当新进入者的垄断利润满足 $\pi_e^M \geq \pi_e^C + n\pi_i^C$ 时,新进入者拥有比原在位者更大的市场势力,它有能力与零售商合谋,反将在位者排挤出市场。

基于推论 3 的情况,如果当新进入者有市场势力并尚未进入市场时,若此时在位者想利用利润分成阻止新进入者进入,它所能给零售商最大的利润分成应是垄断利润与非垄断利润之差,即

$$\overline{L}_M = \frac{1}{n}[\delta(\pi_i^M - \pi_i^C) + \delta^2(\pi_i^M - \pi_i^C)^2 + \delta^3(\pi_i^M - \pi_i^C)^3 + \dots + \delta^{n-1}(\pi_i^M - \pi_i^C)^{n-1}] = \frac{\delta(\pi_i^M - \pi_i^C)}{n(1-\delta)} \quad (5.2)$$

此时新进入者如果想进入市场,不仅要将它自己的预期利润与零售商分享,还需要弥补本应由原在位者继续付给零售商的利润分成,即:

$$\overline{L}_E = [\delta(\pi_e^M - n\pi_i^C) + \delta^2(\pi_e^M - n\pi_i^C)^2 + \delta^3(\pi_e^M - n\pi_i^C)^3 + \dots + \delta^{n-1}(\pi_e^M - n\pi_i^C)^{n-1}] - \delta C_e \quad (5.3)$$

化简可得:

$$\overline{L}_E = \frac{\delta(\pi_e^M - n\pi_i^C)}{1-\delta} - \delta C_e \quad (5.4)$$

如果满足 $\overline{L}_M \geq \overline{L}_E$, 则在位制造商的垄断利润满足下述不等式:

$$\pi_i^M \geq n(\delta - 1)\delta C_e + \pi_i^C - n^2\delta\pi_i^C + n\delta\pi_e^M \quad (5.5)$$

又因为 $\pi_e^M \geq \pi_e^C + n\pi_i^C$, 从而该条件变为:

$$\pi_i^M \geq n^2\pi_i^C + n\pi_e^C + n(\delta - 1)C_e \quad (5.6)$$

即当在位者的垄断利润满足上述不等式时，在位者仍然可以与下游零售商合谋，共同阻止新进入者的进入。

于是，我们得到结论 3：

结论 3：当在位制造商的利润满足 $\pi_i^M \geq n^2\pi_i^C + n\pi_e^C + n(\delta - 1)C_e$ 时，及时新进入者拥有比在位者更大的市场势力，在为制造商仍然可以与下游零售商合谋，造成垄断排他的局面。

6. 总结与政策建议

6.1 总结

本文通过设定数学模型，并采用博弈论研究方法，得出了不论新进入者是否有与在位制造商相当的市场势力，原在位制造商都能通过纵向价格协议使零售商与自己进行利润分成，而这些利润分成使零售商与制造商达成纵向合谋关系，共同阻止新进入者进入市场。这些结论也回答了本文摘要中前人的疑惑：为何经销商能对美敦力这么“忠心耿耿”。原因是美敦力凭借着自己先进入市场的优势，不论其他医疗器械厂商的能力有多高，美敦力都有能力与下游经销商合谋，使他们拒绝与其他医疗器械厂家合作，从而巩固了美敦力公司在我国医疗器械的垄断局面。

6.2 政策建议

本文的拓展模型 1 提出了一个大胆设想：有些有市场势力的制造商并不会明目张胆地与经销商进行明显的价格协议，而会通过控制经销商的利润（其实也就相当于给制造商提供利润分成）来诱使经销商与自己合谋，达成垄断局面。而这种隐性的价格协议正是今后反垄断相关机构需要严查的部分。随着我国反垄断监控的完善，不少制造商开始进行“暗箱操作”，它们并不会将自己的狼子野心公然地写在合同上，而是通过控制零售商利润等隐性价格控制手段达到自己垄断的目的。

既然厂商的手段如此层出不穷，这种的纵向价格控制是可以预防吗？答案是肯定的。本文的模型能够为反垄断当局提供了一个“纵向垄断价格协议”框架，如果同时满足以下这些情况，那么制造商很可能就是在用纵向价格协议达到垄断市场的目的：

- (1) 如果随着新进入者的进入，在位制造商的利润和进入成本会因竞争而减少。
- (2) 新进入者进入后，零售商便无法从原在位制造商处得到利润分成。
- (3) 上游厂商不希望下游再进入新的零售商（这样它便不用再多支付利润分成费用）。

那么，纵向价格协议可以“一刀切”，直接判定为“本身违法”吗？答案当然是肯定的。市场中的确存在制造商通过纵向价格协议使零售商提高服务的。因此，在反垄断执法机构对纵向价格协议进行督查时，也应分清制造商实行纵向价格协议目的是什么。如果是为了提高零售商服务，当然是应该予以豁免；而如果是本文所述的为了垄断的目的，则应明令禁止。

参考文献

- [1]东美.纵向价格垄断协议的调查分析与法律适用——以美敦力案为视角[J].中国价格监管与反垄断,2017(1):38-41
- [2]罗凯中.从美敦力案看我国反垄断法实施机制的完善[J].广西政法管理干部学院学报,2017,32(3):91-95
- [3]张靖.论对纵向垄断协议的规制[J].湖南师范大学社会科学学报,2008,37(6):82-85
- [4]周景天,ZHOUIing-tian.转售价格维持行为的反垄断法适用冲突研究——以格力案和美敦力案为例[J].天津商业大学学报,2017(4):60-66
- [5]Abito J M, Wright J. Exclusive dealing with imperfect downstream competition [J]. International Journal of Industrial Organization, 2008, 26(1):227-246
- [6]Gans J S, King S P. Exclusionary contracts and competition for large buyers[J]. International Journal of Industrial Organization, 2002, 20(9):1363-1381
- [7]Klein B, Murphy K M. Vertical Restraints as Contract Enforcement Mechanisms[J]. Journal of Law & Economics, 1988, 31(2):265-297
- [8]Kitamura H, Tamura W, Nakamura N. Exclusive Dealing with an Active Entrant: A Laboratory Experiment[J]. Social Science Electronic Publishing, 2018
- [9]Landeo C M, Spier K E. Stipulated Damages as a Rent-Extraction Mechanism: Experimental Evidence[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 172(2)
- [10]Marvel H P, Mccafferty S. The Welfare Effects of Resale Price Maintenance[J]. Journal of Law & Economics, 1985, 28(2):363-379
- [11]Marvel H P, Mccafferty S. Resale Price Maintenance and Quality Certification [J]. 1984, Rand Journal of Economics, 15 (3) :346-359
- [12] Salop S C, Scheffman D T. Raising Rivals' Costs[J]. American Economic Review, 1983, 73(2):267-271
- [13]Simpson J, Wickelgren A L. Naked Exclusion, Efficient Breach, and Downstream Competition[J]. American Economic Review, 2007, 97(4):1305-1320
- [14]Telser L G. Cooperation, Competition, and Efficiency[J]. Journal of Law & Economics, 1985, 28(2):271-295
- [15]Yamey B S. The economics of resale price maintenance[J]. Social Science Electronic Publishing, 1954(3-4):178-180

财 务 与 会 计

内部控制与企业绩效相关性研究

——基于 A 股上市公司的经验数据

曾琼

摘要: 随着国民经济的发展和企业规模的进一步扩大,因内部控制失效而导致企业绩效受到严重损失的事件时有发生。同时自 2006 年以来,相关管理监督部门颁布了一系列与内部控制相关的政策和文件,特别是 2008 年《企业内部控制基本规范》的出台再一次将有关健全内部控制的讨论推向高潮。完善内部控制目的是为了实现在企业价值最大化,以保证企业在持续经营的同时促进绩效的提升,然而,较高水平的内部控制是否真的可以改善企业绩效还缺乏相应实证证据。为了验证内部控制与企业绩效之间的相关性,本文通过参考相关文献,通过实证研究方法,选取 2012-2014 年沪深交易所 A 股的 2352 家上市公司作为研究对象,以内部控制指数变量来衡量企业内部控制水平,选择总资产收益率来衡量企业绩效,此外,通过对内部控制与企业绩效之间的相关性进行实证研究,得出完善的内部控制确实可以较大程度的改善企业绩效的结论。

关键词: 内部控制; 企业绩效

1. 文献回顾

1.1 国外研究现状

国外有关内部控制的研究绝大部分是先在进行理论研究的基础上,通过构建参数模型进行实证研究后得出结论。其中行为研究早期的代表人物是 Ashton,他与 Kramer 通过研究实验对象对案例的反应,得出结果为工作经验对内部控制评价的影响是重大的。调查问卷研究早期的代表人物是 Gibbins 和 Wolf (1982),他们通过问卷调查法调查审计师对他们行为影响的变量的评价,研究结果表明环境因素的变化贯穿整个审计过程,并得出评价内部控制最重要的四个因素。

在内部控制与企业绩效相关理论研究方面:Whisenant 等(2003)从企业内部控制缺陷的角度,采用实证研究的方法对上市公司数据进行分析,实证结果表明,如果内部控制存在的缺陷越严重,那么其股票市场价格下降的机率就越高。Prawitt 等(2009)采用内部控制综合指数作为衡量内部控制的指标,实证结果表明内部控制质量越高,越有利

于提高企业绩效,两者正相关。Ashbaugh等(2009)研究发现,企业管理者对内部控制的质量有着关键性作用,管理水平越高,代表内部控制越有效,越有利于提高企业的绩效水平。Muraleetharan.P(2011)则是通过问卷调查的方法,选择斯里兰卡贾夫纳地区的企业作为研究对象,调查表明内部控制水平越高,企业绩效越理想。

1.2 国内研究现状

国内学者从多个角度就内部控制与企业绩效相关性问题进行研究:

王凡林等(2012)以COSO框架为基础,采用内部控制包含的五要素来量化内部控制水平,研究结果显示,内部控制与公司绩效呈显著正相关。同样,朱传宝,孔涵(2014)从内部控制五要素与内部控制总体两个方面一起设定指标衡量企业内部控制水平高低,研究发现,内部控制五要素和内部控制总体的有效程度与公司绩效正相关。

王珍义、李元霞、伍少红(2014)选取纺织行业的数据进行研究,结果表明内部控制与企业绩效显著正相关。丁文亚(2014)则是选取中小板企业作为实证研究对象,通过建立相关回归模型,研究结果发现如果企业存在财务报告重述、被出具非标审计意见或者公司有违规行为等情况,就表明存在内部控制缺陷,那么相应的这些企业的绩效也会比较低。

2. 研究设计

2.1 研究假设

内部控制是指企业内部设计和执行的一系列政策和程序,以合理保证财务报告的真实可靠,提高企业经营的效率和效果。有效的内部控制可以弥补企业契约关系的漏洞,降低企业的委托代理成本,其设计初衷就是为了更好的实现企业经营目标,提高企业绩效。在前文的文献回顾中,已有众多国内外学者发现:有效的内部控制能够提高公司绩效。因此本文通过量化上市公司内部控制,采用实证研究的方法,对有关文献进行回顾梳理,选择DIB指数作为量化内部控制指标,采用ROA这一指标衡量绩效水平,并将相关控制变量引入模型中进行多元回归分析。据此本文认为,有效的内部控制有助于提高企业绩效,相反,无效的内部控制会降低企业绩效甚至导致企业经营失败。鉴于此,本文提出如下假设:

H1: 上市公司内部控制有效性水平越高,企业绩效越好。

2.2 数据来源与样本选取

2.2.1 数据来源

本文研究所采用的财务数据均来自于CSMAR数据库,内部控制指数数据来自于DIB内部控制与风险管理数据库,并利用Excel2010和Stata12进行数据整理和回归分析。

2.2.2 样本选取

本文为探讨内部控制与企业绩效相关性问题,选择了2012年至2014年沪深A股上市公司的有关数据作为研究样本,并对样本做以下程序筛选:

(1) 剔除金融业上市公司。一方面,金融行业不属于实体经济的范围,是为实体经济服务的;另一方面,金融行业企业的计价模式不同于一般企业,金融资产大多按照公允价值计价,其他行业企业的资产大多按照历史成本计价。因此剔除掉金融行业数据更有利于探讨内部控制与企业绩效相关性问题。

(2) 剔除ST和*ST企业。这类企业说明其连续两年以上亏损或经营业绩较差,存在较大的财务风险,该类样本不具有代表性,应将其剔除。

(3) 剔除2012年、2013年、2014年三年间相关财务数据和内部控制指数数据存在缺失的上市公司。

(4) 根据上述程序对有关样本进行筛选,最终选取2352家样本公司的6821项有效数据。

2.3 变量定义与模型建立

2.3.1 变量定义

(1) 被解释变量

本文主要研究内部控制与企业绩效的相关性,即企业内部控制水平的高低是否对绩效产生影响,因此选择企业绩效作为模型的被解释变量。通过对有关文献的回顾梳理,本文选取总资产收益率(ROA)这一指标来量化公司绩效水平。ROA越大,说明公司的总资产利用率很高,效率相对较高,从而在一定程度上可以代表企业绩效。

(2) 解释变量

本文选择内部控制指数(IC)这一指标来衡量企业内部控制,IC越高,表明企业内部控制水平越高。

(3) 控制变量

由于影响企业绩效水平的因素很多,在探讨内部控制与企业绩效相关性时不能仅对二者之间的关系进行分析,需要尽可能控制住其他因素对企业绩效的影响,因此为了更客观有效的反映内部控制与企业绩效的相关性,本文在借鉴相关学者的研究成果后,选择以下几个因素作为控制变量:

企业规模(Size): 期末总资产的自然对数。企业绩效在很大程度上会受到企业规模的影响,通常情况下,规模越大的企业,由于规模经济其成本就会越低。同时由于规模较大,管理者会更加注重提高管理水平,有利于企业绩效的提高。因此,本文选取样

本公司 2012 年至 2014 年期末总资产，并对其取自然对数，预计企业规模与企业绩效正相关。

企业负债水平 (Lev): 资产负债率。为总负债与总资产的比率。资产负债率数值越大，说明企业财务风险相对较高，会直接影响公司绩效水平。因此本文采用资产负债率这一指标来衡量企业负债水平，并预计资产负债率与企业绩效负相关。

企业成长能力 (Growth): 营业收入增长率。有关学者指出企业成长能力越强，公司绩效水平越理想。因此本文采用营业收入增长率这一指标来衡量公司的成长能力，并预计营业收入增长率与公司绩效正相关。

高管薪酬 (MC): 前 3 名高管薪酬总额的自然对数。由于委托代理关系的存在，上市公司出现所有权与经营权相分离的情形，为降低企业代理成本，与高管薪酬相关的激励机制显得尤为重要。提高高管薪酬水平，可以激发高管的创造性和积极性，从而改善企业绩效。因此本文预计高管薪酬与企业绩效呈正相关关系。

2.3.2 模型建立

通过对国内外有关文献的回顾梳理，在借鉴现有研究成果的基础上，并根据前文提出的假设以及有关解释变量、被解释变量、控制变量的设定，本文建立以下多元回归模型：

$$ROA = \beta_0 + \beta_1 IC + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Growth + \beta_5 MC + YearDummies + IndustryDummies + \varepsilon$$

(2-1)

其中， β_0 为截距项， β_1 - β_5 为各变量的系数， ε 为残差项。ROA 为被解释变量，IC 为解释变量。Size、Lev、Growth、MC 为控制变量。

3. 实证结果分析

3.1 描述性统计分析

本文通过对样本数据进行处理，运用 Stata12 软件对上述因变量、自变量、控制变量进行描述性统计分析，如表 3.1 所示：

表 3.1 描述统计量

变量	平均值	方差	中间值	最小值	最大值
Roa	0.040	0.190	0.040	-1.560	10.03
IC	660.4	82.79	676.6	352.0	808.4
Size	21.96	1.310	21.78	15.58	28.51
Lev	0.440	0.270	0.430	-0.190	10.08
Growth	0.140	0.310	0.0900	-0.380	1.260
MC	14.14	0.680	14.12	11.21	17.24

表 3.1 显示：对于企业绩效（Roa），极大值等于 10.03，极小值等于-1.56，均值等于 0.4，表明不同上市公司之间的总资产收益率差异较大；在内部控制（IC）方面，极大值为 808.4，极小值为 352，均值为 660.4，标准差较大等于 82.79，可以明显看出不同企业之间内部控制水平差距较大，且整体水平不高；企业规模（Size）的极大值等于 28.51，极小值等于 15.58，均值等于 21.96，表明不同企业的规模存在一定差异；企业负债水平（Lev）极大值等于 10.08，极小值等于-0.19，但均值与中位数相差不大，表明极大值与极小值属于个别现象，且标准差等于 0.27，样本间差异较小；企业成长能力（Growth）极大值等于 1.26，极小值等于-0.38，表明上市公司之间成长能力存在一定的差距；前 3 名高管薪酬之和（MC）的极大值等于 17.24，极小值等于 11.21，标准差等于 0.68，但均值与中位数非常接近，可以看出不同公司之间高管薪酬有着较大差异。

3.2 相关性分析

本文通过 Stata 软件对因变量、自变量以及控制变量进行相关性检验，检验结果如表 3.2 所示：

表 3.2 相关性分析

	Roa	Ic	Size	Lev	Growth	Mc
Roa	1					
IC	0.102***	1				
Size	-0.049***	0.239***	1			
	Roa	Ic	Size	Lev	Growth	Mc
Lev	-0.156***	-0.111***	0.362***	1		
Growth	0.055***	0.203***	0.014	0.004	1	
MC	0.051***	0.233***	0.462***	0.053***	0.046***	1

注：（*表示相关系数在 0.1 水平上显著，**表示在 0.05 水平上显著，***表示在 0.01 水平上显著）

由表 3.2 的分析结果可以看出，被解释变量与所有变量之间的相关系数绝对值较小（均小于 0.5），总资产收益率（Roa）在 0.01 水平上与企业内部控制显著正相关，说明内部控制水平越高，越能够提高企业绩效，这验证了前文设定的假设。此外，总资产收益率（Roa）在 0.01 水平上与企业规模（Size）负相关，有待在后文做进一步多元回归分析；在 0.01 水平上与资产负债率（Lev）显著负相关，可以看出企业负债水平越高，越容易降低公司绩效；在 0.01 水平上与企业成长能力（Growth）正相关，表明企业成

长能力越强、发展前景越好，企业绩效就越好；在 0.01 水平上与前 3 名高管薪酬之和（MC）正相关，可以看出高管薪酬越高，越能够激励高管创造价值，使高管目标与企业目标保持一致，更能够提高企业绩效。

3.3 多元回归分析

根据前文所建立的内部控制与企业绩效的模型（2-1），利用 Stata 分析软件将选取的 2012 年-2014 年样本数据进行多元回归分析。同时将上市公司所处行业、以及年份作为类别变量进行控制，以减小回归误差。回归结果如表 3.3 所示：

表 3.3 内部控制与企业绩效回归结果

	系数	T值	P> t
IC	0.000***	3.600	0.000
Size	-0.008	-1.16	0.245
Lev	-0.091***	-3.19	0.001
Growth	0.021**	2.330	0.020
MC	0.017***	2.850	0.004
_cons	-0.112	-1.14	0.256
年度	控制		
行业	控制		
N	6821		
Adj R-squared	0.04		
F	30.15		

根据表 3.3 的多元回归结果可以得出： R^2 等于 0.04，说明模型的拟合效果较为理想。同时，模型的 F 值等于 30.15，内部控制指数（IC）的系数等于 0，低于 0.05，说明内部控制指数（IC）在 1%的水平上与企业绩效显著正相关，即内部控制越有效，越有利于提高公司绩效，这验证了原假设，接受假设 1。同时可以根据表 3-3 得出控制变量与企业绩效的关系：企业规模（Size）对公司绩效影响不是很显著，表明企业规模只在一定程度上会影响绩效水平；资产负债率（Lev）与公司绩效显著负相关，即财务风险越大，越不利于提高公司绩效；企业成长能力（Growth）与企业绩效显著正相关，验证前文假设；高管薪酬（MC）对企业绩效的影响呈显著正相关，说明高管激励机制有利于提高总资产收益率水平。

4 结论与局限

4.1 结论

本文选取 2012 年至 2014 年沪深交易所 A 股 2352 家上市公司作为研究对象,对内部控制与企业绩效相关性问题进行实证分析。实证结果表明:本文提出的假设 H1 成立,即内部控制与企业绩效呈显著正相关关系,内部控制的水平越高越有利于实现企业目标。而内控制度的不合理或合理的内部控制并未得到有效执行都可能会对企业绩效产生不利影响,因此完善内控制度、提高内控水平对上市公司来说极其关键。

4.2 局限

(1) 样本不够全面。本文选取 2012 年至 2014 年沪深 A 股上市公司的数据作为样本,并不能够反映总体企业的真实情况,且三年数据时间段较短,说服力相对较弱。

(2) 控制变量选取较少。影响企业绩效的因素有很多,本文在阅读了大量的文献后选取部分控制变量,很难对所有影响因素进行控制,因此回归模型还需进一步完善。

(3) 绩效指标的局限性。本文选择总资产收益率这一指标来衡量企业绩效,属于单一的财务指标,并没有考虑非财务指标对企业绩效的影响,因此在衡量企业绩效方面还需进一步完善。

参考文献

[1]丁文亚.内部控制有效性对公司绩效影响的实证研究[D].石家庄:河北经贸大学,2014

[2]黄长发.企业内部控制有效性的影响因素分析[J].经济视角,2014:53-55

[3]慕正英.以内部控制为基础的企业绩效评价体系探析[J].中国管理信息化,2013(8):63-64

[4]田利君.社会责任、内部控制与企业绩效--来自民航运输业的证据[J].中国注册会计师,2012(12):48-55

[5]王珍义,李元霞,伍少红.纺织上市公司内部控制、高管薪酬与精英绩效--基于中国 A 股市场的实证分析[J].武汉纺织大学学报,2014:1-7

[6]王凡林,杨周南.IT 治理、内部控制与公司绩效关系研究[J].财政研究,2012(06):63-67

[7]叶梓.内部控制与企业绩效的实证研究[D].北京:北京交通大学,2011:6-7

[8]张颖,郑洪涛.我国企业内部控制有效性及其影响因素的调查与分析[J].审计研究,2010:75-81

[9]朱传宝,孔涵.内部控制有效性与公司绩效的相关性研究--来自沪深两市70家非周期上市公司的数据[J].经济与管理评论,2014:126-131

[10]Whisenant J S,Sankaraguruswamy S,Raghunandan K.Market Reactions to Disclosure of Reportable events[J].Auditing: A Journal of Practice & Theory,2003,22(1): 181-194

[11]Prawitt D F,Smith J L,Wood D A. Internal Audit Quality and Earnings Management[J].The Accounting Review,2009,84(4): 1255-1280

[12]Ashbaugh-Skaife H,Collins D W,La Fond R.The effect of SOX Internal Control Deficiencies on Firm Risk and Cost of Equity[J].Journal of Accounting Research,2009,47(1): 1-43

[13]Muraleetharan P.Internal Control and Impact of Financial Performance of the Organizations (Special Reference Public and Private Organizations in Jaffna District)[J].2011(5): 1-44

浅析我国“无现金社会”发展

吕尚

摘要：随着互联网的普及和移动支付的发展，人们的支付方式悄然变化，支付宝、微信支付等移动支付方式正逐渐代替现金支付，一部手机走天下早已不再是天方夜谭。本文首先介绍世界各国无现金发展情况，再分析我国之所以能发展无现金社会的原因以及无现金社会的优劣势，最后给出我国无现金社会发展的建议。

关键词：无现金社会；移动支付；网络安全

1.引言

2016年一项针对中国百万网友的调查显示，近四成网友认为一周不用现金很正常，“兜里没钱”也见怪不怪；2017年支付宝喊出5年内推进中国进入“无现金社会”的口号。刷银行卡、信用卡、支付宝、微信支付、Apple Pay等等都在慢慢取代人们现金支付的方式，无现金的电子支付已经成为互联网时代技术改变生产、生活的一种必然趋势。相较于西方资本主义的“去现金化”是以银行卡支付为主的推进方式，我国的“去现金化”是以移动支付为主导。是什么原因导致了近年来我国“无现金社会”的流行？“无现金社会”又有哪些优劣势？我国“无现金社会”的发展又要注意哪些方面？

2.无现金社会

2.1“无现金社会”概念

“无现金社会”是指能用现金支付的地方都能用上移动支付，让“无现金”成为新的主流支付方式，代替现金支付方式，而不是“消灭现金”，其本质是让支付不再受到现金的约束，人们不带现金也能畅通无阻。

无现金社会意味着：更方便（吃喝玩乐行、政务金融医疗）、更安全（没有假币问题，不怕丢钱包，减少抢夺偷盗犯罪）、更高效（少排队、不用点钞，加速经贸资金流转，社会信用体系更完善）、更普惠（信用将等于财富，只要个人信用良好，都能获得公平金融和公共服务）、更环保（节约货币造成成本、减少碳排放，减少货币交易中的细菌传播机会）。

本文作者：吕尚，江西财经大学深圳研究院研究生，研究方向：审计理论与实务

2.2“无现金社会”全球形势

2.2.1 欧洲

(1) 丹麦

2012年,在丹麦通过银行卡完成的交易额占整个交易额的84.2%;2014年初,丹麦中央银行决定停止印刷纸币;2015年5月,丹麦政府为实现无纸币化公布了一系列方案,最引人注目的就属废除法律要求商店接受物理现金的一项规定;2016年1月起,服装零售店、餐馆以及加油站进入无现金时代;现如今,该国基本已经实现无纸币化交易。

(2) 瑞典

2016年11月18日,瑞典央行称将考虑在两年内作出是否发行“电子克朗”(ekrona)的决定。瑞典央行有信心经过两年的评估阶段后禁止流通实物现金,成为第一个完全使用“数字现金”的社会。早在1661年,瑞典成为欧洲历史上第一个发行纸币的国家;现如今,从“纸币发行先驱”到“无纸币化”社会的过渡,瑞典又一次走在世界前列。

现今的瑞典,人们越来越不习惯使用现金,电子支付技术的不断革新令现金支付不断被边缘化,整个社会都在推动电子化交易,“无纸币化”发展迅速。据瑞典中央银行统计,瑞典十大银行在全国共有,400个营业网点,截至2016年,其中852个网点已全面取消现金业务服务。瑞典斯安银行(SEB)在全国有168个网点,其中136个已取消现金业务。

(3) 芬兰

在芬兰,信用卡已经是非常成熟的支付方式。据芬兰旅游局长Paavo Virkkunen介绍,除了信用卡,芬兰当地用户也有多种移动APP的移动支付方式。目前,芬兰用卡支付超过了现金支付,包括卡和移动支付的占比达到75%。

(4) 英国

2015年,英国超过一半的支出是非现金形式支付。2016年1月2日,英国央行表示在研究考虑是否由央行来发行数字货币,英国央行首席经济学家安迪·霍尔丹表示,改用数字货币将是“伟大的技术大跃进”。

2.2.2 亚洲

(1) 印度

放眼亚洲,作为一个中低收入国家,印度仍有巨量人口处于正规金融体系之外,其对现金的依赖程度非常高。2016年11月8日,印度总理纳伦德拉·莫迪宣布,将立即废除面额为500卢比和1000卢比的纸币。此举导致流通中现金减少了86%。此外,被废纸币必须在12月30日之前存入银行,并且取款受到限制。

根据印度财政部的 2016-2017 年度经济调查, 废钞政策有四个方面的目标: “遏制腐败、假钞、使用高面额纸币进行恐怖活动, 以及‘黑钱’(未向税务部门报税的收入)的积累。” 这些目标很受印度人的欢迎, 他们异常平静地接受了这一剧变, 希望恶棍们能得到应有的惩罚。

(2) 韩国

韩国上也正着眼于实现“无现金社会”。因硬币的铸造成本太大, 2016年12月初, 韩国央行宣布废除硬币, 将加大力度减少流通中的硬币, 推出“找零硬币交通卡充值”行动。商店中将配备交通充值机, 现金消费的硬币找零将通过向消费者交通卡充值的方式进行, 预计将在 2020 年前实现无硬币社会。

有一个现象是, 在韩国如果一个店只收现金而不接受电子支付的话, 韩国政府会专门安排税务官员到店了解经营情况, 因为收现金很容易出现偷税漏税行为, 政府不信任纯现金收款的方式。

2.3 我国“无现金社会”现状

毕马威 2016 年发布的《全球消费与融合调查报告》显示, 66%的全球受访者表示愿意使用移动支付方式, 而这一比率在中国更高达 84%。^①根据艾瑞咨询数据, 2016 年中国第三方支付机构完成移动支付交易金额达 38 万亿元人民币, 约为美国的 50 倍。截至 2016 年底, 中国网民规模达 7.31 亿人, 当年新增网民 4299 万人, 其中手机网民规模达 6.95 亿, 较 2015 年底增加了 550 万人。2010 年以来, 中国第三方支付市场的交易规模的年均增速一直保持在 50%以上。

不仅如此, 支付宝 2017 年 3 月宣布, 计划用 5 年时间, 推动中国进入无现金社会。在随后的两会上, 全国政协委员、杭州市副市长谢双成提交提案, 建议积极推进“无现金社会”建设。全国政协委员梅兴保也表示, 随着二维码支付业务的逐步规范, 商业银行、支付机构、银行卡清算组织等市场主体正跃跃欲试, 为老百姓带来更优质的支付体验, 中国正全面迈向无现金社会。

3. 我国无现金社会成为大势所趋的原因

3.1 包括第三方支付在内的移动互联网技术的进步

我国的无现金社会正由第三方支付迅猛推动。2016 年, 我国第三方互联网支付交易规模达 19.3 万亿元, 增长 62.2%; 第三方移动支付交易规模 39.6 万亿元, 增长 216.4%。

“支付宝”成为我国规模最大的第三方支付平台, 超过 3 亿用户在“支付宝”平台

^① 刘馨蔚, 移动支付春潮汹涌[J]. 中国对外贸易, 2013.

上实名注册,其单日移动支付数量超4500万笔。2017年2月28日,支付宝上线“收钱码”,用户可面对面发起电子收款(转账),同时,没有安装支付宝的用户也可通过扫描特殊二维码,填写信息完成转账,实现了移动支付“零门槛”,支付宝表示,希望用5年时间推动中国基本进入无现金社会,“收钱码”是第一步。在阿里巴巴总部所在地杭州,目前已经基本实现“无现金”,98%出租车、95%的超市便利店和超过80%的餐饮门店、休闲娱乐场所支持非现金支付。2017年6月,中国北方首个无现金城市落户天津,此前,武汉、福州也相继加入无现金城市行列,可以预见,无现金社会正加速到来。

3.2 年轻消费群体的移动支付习惯

移动支付的兴起大致经过了3个阶段。首先是通过扫描二维码来支付的方式改变了部分人们的支付方式。接着有越来越多的线下商家接受这种支付方式。第三是阿里巴巴和腾讯两大企业在场景应用方面做了很多铺垫,包括购物,公共出行交通和水电煤支付等。现如今的人们,很少有人去银行去邮政代缴日常必须费用了,取而代之的是通过支付宝或者微信支付等,动动手指尖就能解决这些日常琐事,移动支付的便捷性受到了越来越多人的青睐。

3.3 我国的城市化进程

2015年我国城镇人口达到了7.7亿人,城镇化率为56.10%;2016年,城镇常住人口79298万人,比上年末增加2182万人,乡村常住人口58973万人,减少1373万人,城镇人口占总人口比重(城镇化率)为57.35%,预计2020年我国的城镇化率达到约60%。我国城市化进程的加速给移动支付奠定了巨大的人群基础。由于我国地域辽阔,经济发展区域不平衡,人口金融素养不一,网络普及和应用程度不同,城市人口成为使用移动支付的主要人群,城市化进程的加速进一步推动了无现金社会的发展。

4.“无现金社会”的优劣势

4.1 无现金社会的优势

4.1.1 安全、便捷、高效

“无现金”交易不涉及假币问题,无关真实钱包大小,大大减少现金抢夺、偷盗、逃税、腐败犯罪等社会安全问题。比如手机银行业务方面,手机服务商和各银行都在积极布局安全措施。数字手机做为移动终端时,交易双方之外的第三者很难发现发向I-mode地面网络中心的电波,不仅如此,专线网广泛使用于基地局和各银行之间,这就更加提高了网络交易的安全性。另外,银行在保护网页安全方面也会有相应措施,为了把通信内容密码化,银行通常在内部网设定SSL和安全插座层。同时,面对客户时,银行还要求客户设定ID号、登陆密码、支付密码和确认密码加大安全系数;客户遭遇密

码被盗时银行提供补偿保险服务,这些都有效地减少了手机银行的操作风险。无现金社会里,社会信用体系更完善,不用点钞,不用找零,可加速资金流动。由于非接触 IC 卡在使用中只需接近读写器就可瞬间完成支付,故缩短了交易中的等待时间。

4.1.2 信息更对称

“无现金社会”中的互联网金融支付体系在很大程度上解决了金融市场信息不对称的难题。投资者可以通过信用体系查询以及投资者评价系统等多渠道,获取发行股票、债券和商业票据的公司的财务信息,能较清晰地甄别不同风险等级的证券,使投资决策更为准确,从而降低了逆向选择和道德风险。无现金交易将表现为交易者信用记录的变化,每一次日常交易,都能为自己积累更多的信用,信用就是财富,只要个人信用记录越好,就能获得越多的公平金融服务和公共服务。

4.1.3 节约社会资源、环保

无论是实物货币(如古时的金、银、铜币),还是当今的信用货币(如硬币和纸币),都必须依附于某种有形的物体之上;纸币时代,每年都会出现很多残币,不得不收回甚至销毁,这是一种资源浪费。“无现金社会”改变了货币存在的形式,本质就是资源节约型社会。它可以节约造币成本(包括钞票防伪技术成本和印制成本)、现钞管理成本,比如公交公司每天收入乘客的大量零钱,需要多位点钞员分拣;美国花在现金管理方面的费用每年高达 1100 亿美元,如果从纸币社会进入无现金社会,上述的支出都可以大大降低。

据预测,如果将纸币体系转变为完全的数字化货币体系,各国每年可节省的管理成本占 GDP 的 1%。此外,传统金融机构和影子银行在增加某项金融服务(即某一金融服务的对象数量增加)的同时,无须扩大机构的物质规模或增加分支机构(或无须明显地扩大/增加),从而降低了其生产经营的成本,发挥规模经济优势。

4.2“无现金社会”的劣势

4.2.1 电子货币的发行“非中央银行化”冲击了货币政策的执行

由于货币范围的模糊,影子银行的资金流动可以不受法定准备金政策和利率政策的约束,削弱了央行制定、实施货币政策的自主性。

央行的货币政策,大致分为调整利率的价格政策和调整货币供应量的数量政策类。央行调整货币供应量,一般通过调整基础货币和货币乘数两个手段进行,其主要媒介是存款性金融机构,影响的主要是银行存款。而在无现金社会中,真实的购买力隐藏在消费金融产品而非银行存款中,便会导致央行的数量型工具在特定情境下失去效果。

4.2.2 金融市场的波动加剧,增加了金融监管的难度

电子货币以其方便、快捷、超时空等特点,通过计算机网络,可以在瞬间将巨额资金从地球的一端传到另一端,大量资金突发性的转移无疑会加剧金融市场的波动,加上网络快速传递的特性,会使波动迅速蔓延。^①这对于金融监管体系和互联网技术不完善的国家或者地区而言,无疑是个巨大的挑战。

4.2.3 “无现金社会”给弱势人群带来不便利

比如识字困难群众、老弱病残人群、不发达地区的人们,他们可能没有能力在银行开户转账,或不使用银行卡。许多老年人不会上网,不会用手机银行,不会使用移动支付、智能手机,即使有银行卡的也经常忘记银行卡密码。所以,这部分人群必须去银行窗口,他们似乎无法脱离现金社会。即便是基本可实现“无现金社会”的丹麦,也存在上述问题。“无现金社会”可能让这些“弱势群体”感觉被排斥在社会体系之外。

5.“无现金社会”发展的建议

5.1 国家层面上统一认识和推广

各国经验表明,推动无现金社会需要从国家层面统一认识,正确认识无现金社会利弊,强化推广,而不是某个运营商或企业能独揽的。就我国目前来说,在推进无现金社会发展进程中,从国家层面有一个正确的引导具有较为强烈的现实意义。首先,我国无现金社会区域发展差异巨大,非现金支付在区域之间发展面临严重的选择问题,如果发展不平衡,将影响经济健康运行。其次,与大多数国家从政府和金融机构推动不同,我国的无现金社会发展正由高速发展的第三方支付引领,运营商在产品种类和小额支付上具有巨大优势,但难以让公众对其产生足够的信心,一旦出现问题,得不到国家层面的应有保障。

5.2 出台相应的法律法规

从瑞典、丹麦到印度、韩国,均是从政府法案、央行计划等提出实施推进无现金社会,不仅如此,金融监管等各方面的法律也在不断发展和完善中,如韩国设有专门的《电子金融交易法案》规定所有从事电子金融交易的公司均需获得许可证,并接受金融监管委员会的监督,并在保障交易安全方面出台了《电子商务消费者保护法案》,现在各国也在根据发展情况来对某些规定进行细化,体现制度建设的灵活性。^②我国在推动向无现金社会迈进的过程中,政府需要出台数字支付相关政策和措施,为实现无现金社会提供法律法规保障。同时鉴于我国非现金支付近年来不断暴露的诈骗、经营等风险,有必

^①董忠云,中国网络银行风险监管问题研究[D].长沙:中南大学,2002

^②刘刚,电子商务支付体系构建与应用研究[D].武汉:武汉大学,2011

要在法律法规基础上建立起非现金支付监管规定,在不断完善非现金支付监管法律框架下,明确非现金支付各类风险保障权,完善非现金支付的法律基础环境,保护各方的合法权益。

5.3 大力发展监管科技

综合利用大数据、人工智能等技术大幅提升监管效率,提高监管能力和覆盖范围。就现阶段来看,在对部分金融机构的监管中,已经出现了基于系统对接和公开数据挖掘的风险预警体系,这属于监管科技的初步应用。

随着更多数据信息的接入和人工智能、区块链等技术的应用,监管科技还应有更多的表现形式,比如推动金融业务对区块链技术的应用速度,充分利用区块链的不可篡改特性,降低违规行为发生概率等等。

同时,实施分类监管策略,细分不同业态、不同机构甚至不同业务的潜在风险概率,针对性实施不同的监管策略。这里,可以借鉴第三方支付行业的监管经验,为兼顾账户实名制要求和便捷支付的效率要求,监管机构对个人银行账户和支付账户实施了分类管理,账户开立时要求越严格,账户功能便越齐全。

5.4 积极构建发展无现金社会的良好环境

借鉴经验,在各国推进无现金社会过程中,构建一个良好的无现金社会发展环境十分重要。一是构建良好的非现金支付环境。非现金支付设施普及化,在改善支付环境上下功夫,促使支付方式自觉转变。二是出台相关优惠政策和鼓励措施,使运营商、商户和公众等各方积极参与,特别是现金使用率较高的群体。支持银行和支付机构加大开发和推广数字支付产品的力度。三是加强消费者宣传教育,提升消费者对无现金社会的认知度、适应度、接受度和使用率。

参考文献

- [1]丁冬,小议“无现金社会”[J].上海人大,2017,09(028):45
- [2]聂国春,一部手机走天下[N].中国消费者报,2017-11-02(1)
- [3]盛人云,“无现金社会”并不意味着消灭现金[N].上海金融报,2017-03-07(B02)
- [4]袁源,“无现金社会”真那么美吗[N].国际金融报,2017-01-16(015)
- [5]周琦,双面“无现金社会”[J].中国经济周刊,2018(1):80-81

参仙源财务造假案例分析

彭丰

摘要：尽管近年来我国资本市场逐渐趋于完善，但上市公司财务造假案件却频频发生。财务报表作为企业生产经营的晴雨表，直接关系到企业的融资和筹资，因此财务报表造假必然会导致资本市场的资源不合理配置，从而损害投资者的利益。一直以来，三板市场无论是在体量还是企业规模上都无法与主板市场相比，因此其不是证监会的关注重点，但新三板下隐匿的财务造假，却反映出新三板市场长期以来发展的不规范。为了维护证券市场的秩序以及构建成熟稳定的资本市场，本文选取新三板财务造假第一股“参仙源”进行研究，通过对参仙源的财务造假的动因和手段进行分析，并在此基础上提出对三板市场健康有序的发展的建议。

关键词：参仙源；财务造假；新三板

1.引言

上市公司财务报表作为投资者与筹资者沟通的桥梁，其真实性直接影响着企业价值，由于投资者与筹资者之间的信息不对称，筹资者为了实现自身利益而操纵财务报表造假的丑闻从未间断过。财务造假事件的频发不仅会扰乱资本市场对于资源的合理配置，同时也会影响实体经济的健康发展，因此剖析财务造假的动机、造假的手段显得尤为重要。本文的研究旨在提醒监管部门关注重视新三板的财务造假，因为相对于主板市场，三板企业无论是在估值、体量、规模上都相对较小，容易被忽视的和遗忘，而参仙源的造假案，只是新三板的冰山一角，反映出新三板长期以来发展的不规范，不健全。通过研究参仙源财务造假，深度剖析其造假动机和手段，分析新三板挂牌制度的存在的问题，在此基础上总结归纳并提出一些宏观可行性建议。

2.参仙源财务造假案例简介

2014年参仙源通过国金证券正式在新三板挂牌交易，2015年7月因其涉嫌信息披露违法，被证监会立案调查，针对参仙源信息披露违法违规行为，2016年6月30日证券监督管理委员会公告了对参仙源的行政处罚决定书。也正是由于这封来自证券监督委员

会的行政处罚决定书，让参仙源坐实了新三板首个公开财务造假案件的名声。参仙源在新三板挂牌后，具体经历时间及事件如下：

表 2.1 参仙源挂牌后主要事件

2014年12月9日	参仙源在新三板挂牌，发行股票，募集资金2.4亿元人民币，用于补充公司流动资金
2015年3月6日	参仙源披露2014年年度报告
2015年3月19日	参仙源发布变更持续督导主办券商公告
2015年4月29日	参仙源发布股票发行认购公告，募集资金约3.5亿元人民币，用于补充流动资金
2015年6月16日	参仙源发布股票发行认购公告，募集资金约3.1亿元人民币，用于补充流动资金
2015年6月18日	参仙源发布股票解除禁售公告，解除限售数量总额为3.6亿股，占公司总股本的比例是35.92%
2015年7月20日	参仙源发布停牌公告
2015年7月21日	参仙源发布关于公司接受证监会调查的公告
2016年6月30日	证监会发布了《行政处罚决定书》的公告，参仙源公司虚增利润、少记成本共导致增加1.29亿人民币利润。对参仙源警告处以60万元的罚款，对直接负责人处以30万元罚款，根据情节严重对其他高管处以5万、10万不等罚款。

3.参仙源财务造假的动因及手段

3.1 参仙源财务造假的动因

参仙源财务造假带有强烈的主观目的性，而其敢于财务造假的动机主要从以下三方面分析。

3.1.1 压力分析

首先，参仙源公司有到期偿还债务的需求，此前参仙源公司为北京碧水投资有限公司提供了上亿的借款担保，作为担保人，尽管碧水投资偿还了部分金额，但仍需偿还剩余贷款的本金和利息，为此参仙源负有连带保证责任。此外，参仙源为补充流动资金向浦发银行丹东分行分别贷款3600万元人民币和3900万人民币，贷款期限为2013.12.3—2014.12.2，其中已偿还了1500万元人民币，仍有本金6000万元人民币和利息183.72万元人民币需要偿还。

其次，在销售压力方面，参仙源公司对大客户关联方的依赖越发明显。2014年关联

方参仙源酒业在公司总营业收入中占到约 80%。关联方的采购额直接决定了参仙源公司的销售收入，从而影响到公司的业绩。

最后，在生产经营方面，仙源公司的野山参产品结构过于单一。参仙源公司的野山参产品还停留在初加工阶段，开发水平处于低端，产品附加值不高，毛利率水平较低。因此，参仙源公司在生产经营方面存在压力。

3.1.2 机会分析

此前，我们知道参仙源面临着资金短缺的风险，因此，相对于在主板市场上市，在新三板挂牌不失为一个很好的融资渠道。从上市准入来看，三板挂牌条件放宽很多，上市公司财务要求不明确，只要求持续经营。从时间效率方面，新三板挂牌方便，新三板的挂牌流程不复杂，时间短。从保荐机构进场到最终审批文件，顺利进入新三板市场上市，一般只有四到六个月。从成本费用角度，公司在新三板挂牌的挂牌成本较低，而且还有议价空间。

此外，挂牌新三板会为融资带来许多便利，可以定向增发普通股，有门槛低，效率高的特点；可以非公开发行优先股，发行优先股不但能解决融资问题，而且优先股股东的决策权受到限制，保证创始人或者管理团队对公司控制权不会因增发股份而被摊薄，这些都有利于公司缓解资金压力。

3.1.3 借口分析

从 2013 年起，参仙源酒业是参仙源公司最大的销售客户，同时参仙源酒业与参仙源公司是关联方，于此公司给出的理由是稀缺资源优先供应给关联方。而相比于 2013 年，2014 年公司营业收入大幅减少，公司给出的理由有两个，一是公司从发展战略角度考虑，故意放缓了野山参的销售，好囤积稀缺资源，限制采挖数量以便以后能卖出更高的价钱。还有就是参仙源公司剥离持有的辽宁碧水实业发展有限公司的全部股权转让给碧水投资。综合以上两点，参仙源公司解释了为什么 2014 年参仙源公司的营业收入下降。然而事实并非如此，其间存在诸多逻辑不通，矛盾之处。

3.2 参仙源财务造假的手段

3.2.1 当期费用资本化

参仙源通过仲某同、佳业山货庄联系货源购买野山参，支付金额 55,382,210 元，然后参仙源公司通过虚构协议，将外购野山参的成本 55,382,210 元在会计记账上计入了“管理费用”，以人参抚育费的名义支付给佳业山货庄和仲某同等人，后该笔“管理费用”被调整至“生产性生物资产”科目。最终销售时，仙源没有对外购野山参的成本进行结转，因此少计成本 55,382,210 元，虚增利润 55,382,210 元。

3.2.2 虚构关联方收入和利润

关联方交易是本文阐述参仙源在此次造假案例中的主要操作方式。在该案例中,参仙源在低价购进和信息不对称的掩饰下,以远高于原来的价格销售,牟取不正当收益。根据本文对2013年期间该公司的调研,参仙源主要与相关联的酒业行业进行野山参的交易,整支原价790元,成品参1900元收购了大量的原材料,利用消费者对信息难以获取的契机加工成成品后以高于成本价两倍的价格广泛地向消费者倾销。从参仙源提供的2013年《公开转让说明书》中的数据能很明显的反映上述不公平的销售价格现象,当年,公司主营业务收入为141,582,800元,成本显示仅仅只有11,236,681.71元,收入与成本比是12:1。而更为离谱的是,参仙源公司不仅利用成本低廉与价格的制定优势,还采取了虚报信息的方式,将倾销给市场的外购山参描述成纯正的野山参以牟取更高的不合法利润。根据公开市场上野山参的市场公允价格计量,参仙源销售给参仙源酒业的野山参能够实际确认为收入的金额仅有67,839,473元。至此,参仙源通过此项关联方交易虚增利润73,729,327元。

4. 参仙源财务造假案件的思考

4.1 对企业自身的思考

参仙源实际控制人于成波拥有多家公司的股份,是碧水投资集团的董事,碧水投资控股集团拥有参仙源、酒业、生物、酒店、物业等多家公司。企业集团内部没有引进机构投资者或者战略合作者,一股独大淋漓尽致的表现在刚刚起步发展还不成熟的参仙源身上。参仙源公司在决策方面完全取决于于成波董事长,董事长的眼光决定了公司的投资战略,董事长的道德素质决定了企业的财务健康状况。一股独大的现象在中小企业中尤为普遍,控股股东一股独大,公司的高管都是控股股东的亲信。内部治理不规范,股东大会成为了控股股东的决断会,董事会则成了家庭聚会,因此很难形成有效的法人治理结构。这样更加有利于大股东以不当的关联交易,内部交易或者虚假财务报表,达到配股目的,使大股东从股市攫取大量资金。

4.2 对中介机构的思考

参仙源财务造假案件并没有对主办券商做出惩罚,泰君安声称参仙源是在2014年5月更换的主办券商,被发现的财务造假年份是2013年,当时的主办券商是国金证券,因此免遭处罚。细数被发现暴露出的财务造假公司,相关中介机构都一并遭到处罚。由于券商的保荐机制与后续的持续督导职责,牢牢将企业与券商的利益捆绑在一起,因此,内幕交易、利益输送就更为简便。同时,会计师事务所审计费用来自于企业,企业掌握主动权,决定是否聘用会计师事务所,一旦会计师事务所查出公司财务造假等方面的问

题,在审计报告上出具无法表示意见,那么企业很有可能会拒付审计费用,直接导致会计师事务所付出人力时间最终收不到钱,因此会计师事务所很可能与企业达成某种交易,出具无保留审计报告。因此,会计师事务所作为中介机构,独立性不强。

4.3 对监管机构的思考

相比参仙源财务造假盈利金额,证监会给予参仙源公司的财务处罚太轻了,造假成本太低,容易变相鼓励企业财务造假。对比国外,以安然为代表,财务造假的处罚力度可谓之强,从安然企业处罚中可以看出,安然公司除被处以5亿美元罚款外,直接造假者、首席执行官被判刑25年左右,罚款5000万美元左右。相较于中国的违规成本,以参仙源为例,参仙源通过造假赚取1个多亿,证监会给予的处罚总共加起来才100万元人名币,造假赚取得收益是造假成本的100多倍,相当于鼓励了财务造假,不利于资本市场有序正常发展。

5. 结论

5.1 针对企业财务造假的对策

完善公司治理结构最直接的体现就是对公司管理层的治理。按照公司法的规定,董事会有权决策公司的战略策略,监事会负责公司组织成员的监管。然而实际情况不容乐观,董事会往往没有实权,监事会在大多数情况下也没有起到其应有的作用。因此,完善公司内部结构对上市公司前景非常重要,本文就公司内部治理做出以下几点建议。

(1) 弱化大股东的权利。

公司治理问题存在的核心是股权相对集中,股东有条件使自己利益最大化,而投资者由于股份占比少、信息不对称等原因而无可奈何。弱化大股东的权利,降低大股东持股比例,可以通过引入机构投资者,解决企业长期融资需求,稳定企业的发展,也可考虑发行债转股,轻企业还债压力;同时可以从加大对大股东的监管角度,完善企业内部控制制度;也可以强化公司信息披露的义务,要求证监会必须对每个上市公司提交的信息披露进行审查,以及上市公司还应当披露内部控制报告。

(2) 引入独立董事制度。

独立董事具有扎实的专业基础和实战管理经验,能够监督经理层,准确预测分析市场行情,保护中小投资者的利益,而且独立董事的任职资格大多为社会名流或行业专家,凭借其独立性和专业性,能够审时夺度,无形中能提升公司的形象。

5.2 针对中介机构的对策

(1) 加强保荐人的职业道德教育。

自从保荐制度推行以来,由于保荐人要求的专业素养比较高,加之保荐人考试之难,

造成保荐人一票难求。同时,我国目前的保荐人制度还不成熟、缺乏经验。因此,强化保荐人的权利与义务,提高从业人员的素质,确保保荐业务的质量,培养和管理有素质的保荐人是一个漫长系统且很有必要的过程。

(2) 增强会计师事务所的独立性。

一直以来,会计师事务所都存在着独立性不强,审计范围受制于企业的问题,针对这些问题,我认为可以减轻会计师事务所与企业之间的雇佣关系,会计师事务所收入不再完全受命于企业,而是由注册会计师协会根据上市公司的经营规模、业务的复杂程度决定佣金,或是注册会计师协会通过招标的方式来聘请会计师事务所,这样会计师事务所就避免受制于大股东的威力,较好地当担中介的职能。

5.3 针对监管机构的对策

(1) 加大处罚力度。

针对财务造假的企业,不能单单仅用财务造假的金额来与企业的规模,营业收入、公司的影响力对比,进行判决处罚的力度,我认为处罚带来正向激励的前提是造假者所遭受的惩罚要远远大于财务造假所带来的好处,违法成本上升,造假者才会有所忌惮。如果造假企业甚至面临倒闭破产的风险,就会在资本市场中形成杀鸡儆猴的作用,断那些希望通过财务造假来赚取不正当利益的人的念头。

(2) 完善新三板退市制度。

对违规操作并产生恶劣影响上市公司摘牌的规定是新三板退市的要求之一,但在具体执行的过程中往往因为诸多因素而无法完全的实施,其中就包括监管层的权力大小,同时具体的摘牌要求较为模糊。所以,为了改变类似的情形,完善多层次市场的资本市场,监管层应当制定相应的退市标准,根据摘牌的程序、时间要点、具体情形,按照规定具体严格执行,同时退市标准应具有良好的可操作性,增加公开透明,避免寻租腐败的现象发生。

参考文献

[1]曹靖廉.浅谈财务造假的原因和手段,《时代金融》,2014,(01): 265

[2]陈爽.我国上市公司财务造假案例研究[D].对外经济贸易大学,2006

[3]高官长.浅谈我国会计造假的原因及对策分析[J].财经界(学术版),2015

[4]彭玲.我国农业上市公司财务造假分析与对策研究[D].重庆理工大学,2014.

[5]王雪青.新三板公司参仙源被立案调查或涉财务造假[N].上海证券报,2016,

集团内部优质资产整合暨产业并购路径探索

——以三花智控为例

任娜

摘要: 随着资本市场的发展, 产业并购活动风起云涌, 而目的各异的并购行为产生的效果和问题也不尽相同。本文着重关注集团内部并购行为(同一控制下的合并)并选取三花智控并购三花汽零为例, 分析并购活动背后的原因和利益考量。从集团战略角度阐述此次并购的目的, 然后分析相较于被并购方单独上市方案本方案的优点, 紧接着是对并购中对价支付方式的讨论及选择以及由此产生的对中小股东利益的影响进行研究。经研究得出三花汽零的上市决策中之所以采用三花智控吸收合并的方式是因为可以减少同业竞争并谋求协同效应; 而在支付合并对价时选择增发换股的方式是可以节约现金流、享受税收优惠并同时增大大股东持股比例使后续利益分配中的优势扩大。其次, 三花智控在增发获取大股东最大利益的同时考虑到中小股东利益, 不仅没有损害其厉害, 反而使中小股东在此次合并方案中获益。

关键词: 产业并购; 协同效应; 增发换股; 中小股东利益

1. 引言

并购重组是资本市场上经久不衰的话题, 同时也是企业转型, 结构调整优化的重要方式。近年来, 中国并购市场快速发展, 根据清科研究中心的数据统计, 2008年到2016年, 并购的交易数量及交易总额总体上都呈明显的上升趋势。且并购交易数额在2016年达到1.6万亿元, 相较于2015年的1.04万亿元增幅超过了50%, 诚然, 上市公司通过兼并重组使得资源整合流动、主营业务更加丰富、产业链更加完整, 甚至使自身业务向更代表经济发展趋势的方向转移, 从而保障了企业源源不断的发展动力。但随着一波波的并购浪潮推进, 并购重组中产生的问题也日益显现。站在上市公司的角度, 其不仅要为并购活动中的自身收益做考量, 还要关注到中小股东与大股东的利益冲突。前者可能涉及到企业的总体战略布局和发展规划; 后者则要考虑大股东的利益输送和中小股东的利益保护问题。因此, 企业在并购重组中应将协调好各方利益和创造企业价值作为双向目标。

本文作者: 任娜, 江西财经大学会计学院研究生, 研究方向: 财务管理

2. 案例介绍

三花智控此次收购活动是指三花智控通过向浙江三花绿能实业集团有限公司(以下简称“三花绿能”)发行股份,购买其持有的三花汽零 100%股权,并通过询价的方式向符合条件的不超过 10 名(含 10 名)特定对象非公开发行股份募集配套资金,用于三花汽零的项目建设和支付本次交易中介机构费用。交易双方为三花智控和三花绿能,标的资产为三花汽零。值得注意的是,三花智控和三花绿能同为三花控股集团有限公司(以下简称“三花控股”)的子公司。

2.1 行业背景介绍

近十几年来,世界汽车产业不断发展,全球汽车总量急速增长。根据中国汽车工业协会统计,2016 年中国汽车产销分别完成 2811.9 万辆和 2802.8 万辆,比去年上期分别增加了 14.5%和 13.7%,连续八年蝉联全球第一。新能源汽车近年来取得快速发展,过去 3 年的汽车销量直线上升。到 2016 年,全球新能源汽车销售总量达到 71.6 万辆。其中纯电动汽车占 62%,混合动力汽车占 38%。2016 年中国新能源乘用车共销售 33.6 万辆,同比增长 76.8%,未来新能源汽车将呈持续增长趋势。

2.2 并购双方简介

2.2.1 并购方

三花智控是由三花不二工机有限公司(以下简称“三花不二工机”)整体变更设立。2001 年 10 月,三花不二工机全体股东共同签署《发起人协议书》。股东会决定由三花不二工机全体股东浙江三花集团有限公司、浙江中大集团股份有限公司、张亚波、日本国东方贸易株式会社、任金土、王剑敏作为发起人,将三花不二工机整体变更设立为股份有限公司。2001 年 12 月经浙江省工商行政管理局核准,三花智控整体变更完成,注册资本为 8,300 万元。设立后,根据国家相关规定,2004 年 3 月经浙江省工商行政管理局核准,三花智控企业类型变更登记为中外合资股份有限公司(外资比例低于 25%),注册资本仍为 8,300 万元。公司于 2005 年上市,自上市以来,控股股东未发生变化,仍为三花控股,公司实际控制人为张道才先生、张亚波先生和张少波先生父子三人。父子三人合计控制三花智控 57.49%的股权。

公司主营业务为生产销售制冷空调冰箱之元器件及部件、咖啡机洗碗机洗衣机之元器件及部件,最近三年上述主营业务未发生变更。公司是全球制冷控制元器件的领军企业,“三花”牌制冷自控元器件已成为世界知名品牌之一,并获得国内外知名大公司的高度评价,是世界及国内的众多知名空调厂家的战略合作伙伴。经过 20 多年的发展,公司已在全球制冷空调自控元器件市场中确立了行业领先地位。

2.2.2 被并购方

三花绿能成立于2001年，前身为浙江三花钱江实业有限公司，由浙江三花集团有限公司（后更名为三花控股集团有限公司）和浙江三花科技有限公司共同出资设立。其中三花集团出资5400万元，三花科技出资600万元。期间十多年公司历经几次股权变更、增资、转让和公司名称变更。2016年4月，红丝名称变更为浙江三花绿能实业集团有限公司。三花绿能作为三花控股的子公司，主要充实实业投资管理业务。三花绿能控制的子公司除了三花汽零，还要其他几个子公司，如杭州通产机械有限公司，主要从事非标谁被、检漏仪的生产、销售和贸易。

2.3 并购过程

三花智控拟向三花绿能发行股份，购买其持有的三花汽零100%股权，协商确定交易价格为215,000.00万元。发行价格为9.62元/股，发行数量为223,492,723股，拟向不超过10名特定投资者以询价的方式发行股份募集配套资金不超过132,231.00万元，非公开发行数量将根据最终发行价格确定。纵观本次三花智控发行股份购买资产并募集配套资金暨关联交易的逐步推进并最终实现，可以分为四个阶段，如表2.1所示。

表 2.1 并购流程表

阶段	主要事项
筹划阶段	三花智控股票停牌筹划重大事项，完成对三花汽零股东全部权益价值评估、与三花绿能签订发行股份购买资产及盈利补偿等协议，形成本次发行股份购买资产交易的几把呢方案并获董事会、监事会会议审核通过。
审查阶段	三花智控股票复牌交易，证监会受理关于本次交易的行政许可审查，三花指控按证监会的反馈意见对方案进行修改和说明，并再次递交证监会并购重组审核委员会审核。
核准阶段	本次交易获证监会并购重组审核委员会审核通过，核准三花指控向三花绿能发行230,686,695股股份购买相关资产，核准三花智控非公开发行股份募集配套资金不超过132,231万元。
发行阶段	完成过户手续，确定本科发行股份购买资产新增股份的发i下那个价格为9.32元/股，发行A股数量为230,686,695股，以非公开发行方式向8名特定投资者发行A股股票88,154,000股，发行价格15.00元/股，募集资金总额为人名币1,322,310,000.00元，确定上市日为2017年9月20日。

3. 案例分析

3.1 上市的目的——集团布局

3.1.1 整合优质资产

根据三花绿能 2016 年审计报告,三花绿能拥有三花汽零、杭州蒙华投资管理等多家公司的 100% 股权,以及杭州通产机械有限公司的 70% 股权,但是第五届董事会第二十二次会议的材料显示,三花绿能控股子公司中只有三花汽零的业务定位较为明确,并且根据三花汽零 2015-2016 年度审计报告,三花汽零 2016 年度合并净利润为 133,514,563.17 元,总资产净利率(合并报表口径)达 1161%,可见三花汽零的盈利能力也是非常好的。

据此,分析三花控股从整体集团布局,希望将三花汽零这项优质资产从三花绿能整合到三花智控,并借助上市公司的平台获得更大的发展。众所周知在上市公司的平台中三花汽零将获得公众更多的关注,筹资、融资的渠道更广,而政策条例和公众关注也将进一步规范三花汽零的各项制度和业务,极大降低了三花汽零投融资和运营的风险。

3.1.2 降低上市门槛

三花智控的控股母公司三花控股本身并不是上市公司,与许多其他的上市公司类似,通过将集团控股的子公司进行产业重组整合,以其中某一个或几个子公司单独上市,因此本次三花智控并购三花汽零,其实质是集团母公司三花控股对其控股子公司进行的产业重组整合,不同的是三花汽零是在三花智控上市后才逐步发展成熟的集团汽零产业,生产技术的不断完善,又加上近年新能源汽车产业的不断发展,极大地带动了三花汽零的业务。站在三花控股的角度,本次并购意味着将三花汽零这项优质资产进行变现并获取收益,这就类似于目前市场上风投机构对创业项目进行风险投资,最后通过推动创业项目上市获取投资收益。这其中,三花绿能所扮演的角色就好比项目孵化器,三花控股所扮演的角色就好比风投机构,三花智控则是三花汽零上市的平台,三花汽零通过被并购入三花智控而大大降低了其上市的门槛。

3.2 并购的目的——协同效应

三花集团将旗下的优质资产整合上市,利用资本市场优势谋取更大的发展。而处于研发和初创阶段的产业则使用有限公司的形式经营以观效益。这种策略下,三花汽零发展前景良好时三花控股仍有两种选择:其一是让三花汽零单独上市;其二是用已经上市的三花智控合并三花汽零。在三花汽零有条件独立上市的情况下,我们认为三花集团真正选择让三花智控采取合并方案的主要原因是协同效应。

协同效应是两家公司合并后的经营效益超过它们独立运作时所期望取得的效益之和的部分,是指由于竞争力增强,导致现金流量超过两家公司各自预期达到的水平。简单

来说,就是通过资源整合产生的“1+1>2”的效应,这种效应在企业合并中尤为明显。而协同效应的影响是广泛的,主要有三个方面

管理上的协同效应,指的是两个管理能力不等的公司合并之后,公司绩效将会收益于具有先进管理经验公司的影响,综合管理效率得到提高,合并公司整体绩效将会高于两个单独部分的相加之和

经营上的协同效应,也称为营运经济,它主要是由于经济上的互补性、规模经济或范围经济,使得两个或两个以上的公司合并成一个公司之后,造成收益增加或成本节约的效应;

财务协同效应,认为公司并购起因于财务方面的目的,主要包括收购公司一方未充分利用债务能力的税收优势、成长机会和财务资源的互补性(内部资本市场)以及收购公司双方债务的“共同保险”效应。

此外,企业合并还会因为共享资源、关联关系、企业群性质等等在无形资源、核心能力等方面产生协同效应,此处不再赘述。

3.3 并购的出价方式——增发换股

如前所述,基于集团整体发展战略及上市公司的考虑。三花智控对汽零公司的收购势在必行。在收购方案的选择中,传统上有三种方法。一是使用现金及现金等价物(资产)购买;二是向被收购方定向发行股份收购;三是一二方式的组合。相比于后两种方法,定向增发(即换股方式)存在明显的优点,这也是三花智控选择增发的原因。

3.3.1 增发对现金流的节约作用

众所周知,企业现金流量在很大程度上决定着企业的生存和发展能力。即使企业有盈利能力,但若现金周转不畅、调度不灵,也将严重影响企业正常的生产经营,而偿债能力的弱化会直接影响企业的信誉,最终影响企业的生存。三花智控通过增发股份的方式为企业节约了大量的现金流,用以发展或后续投资都是有益无害的。

3.3.2 增发与税收优惠政策

财税[2009]59号文规定,满足特定条件的股权收购使用特殊税务处理,即被收购企业的股东以被收购股权的原有计税基础确定收购股权的计税基础。换句话说,也就是特殊税务处理中被收购企业股东在交易完成时暂不进行企业所得税处理。结合案例,三花智控采用增发的方式用自身股份支付100%的对价(高于85%),收购了三花汽零100%股权(高于75%),且收购前后不改变实质性经营活动并具有商业实质,符合上述条件,可以享受特殊税务处理带来的优惠。同时注意到,三花汽零的实际控制人也是三花集团,与收购方为同一控制下,故税收层面上的收益最终也是为实际母公司考虑。

3.4 中小股东的利益考虑

虽然增发换股的形式收购有诸多好处,大股东从自身利益出发设计方案也无可厚非。然而一个好的方案是综合考虑各方利益后的权衡结果,为一己之私而置中小股东利益不顾不仅是发展上的短视,也是证券监管机构所不允许的。此外,当评估的汽零公司价值一定时,增发的定价越高,折合的股数越少,对少数股东权利比例的稀释程度越低,对中小股东越有利。另一方面,合并时,汽零公司的收益也是一定的,若增发的股数越少,计算出的EPS就越大。总而言之,以增发形式合并(取得)实际控制人为大股东的其他子公司时,增发定价越高,越有利于中小股东的利益。

三花智控选取的最终增发价格9.32元/股即为定价基准日前60日均价的90%,即在价格的选择仅仅维持在法律法规规定的最低限额之上。这表明管理层考虑的首先是大股东的利益并在最大程度上维护了大股东的利益。但是,值得关注的是,根据评估机构得出的数据,按照增发古树为技术计算初的每股收益为0.49元,较2016年高出0.01元。这表明虽然增发定价时最大限度地考虑大股东利益,但实际结果并未损害到中小股东利益,由此看来,三花智控在利益协同上做的十分出色。

4. 总结与建议

经过上述分析,我们看到在三花智控增发合并三花汽零这一案例中,首先出于集团战略安排需要将集团内部发展前景与盈利能力较好的优质资产上市而选择了三花汽零为对象。接下来在三花汽零的上市决策中采用三花智控吸收合并的方式以减少同业竞争并谋求协同效应;而在支付合并对价时选择增发换股的方式以节约现金流、享受税收优惠并同时增大大股东持股比例使后续利益分配中的优势扩大。最后,在增发获取大股东最大利益的同时考虑到中小股东利益,不仅没有损害其利益,反而使中小股东在此次合并方案中获益,这在“大股东治理”的普遍背景下尤其显得难能可贵。综上,三花智控(或三花集团)在此次并购中的各个方面处理均考虑充分,协调好各方利益并得到中小股东、证监会等致认可,是一次非常成功的并购活动,三花并购案例成功的同时,也给了其他企业尤其是上市公司值得借鉴之处。

4.1 利用合并方式整合优质资产

无论从集团发展的角度或是资产本身收益的考虑,都希望优质资产能够依托金融市场取得更大的效益。从三花的案例中我们可以看到在优质资产上市决策中,上市公司或是上层集团公司可以选择合并方式达到优质资产上市的目的并同时产生协同效应。同时,相较于优质资产单独上市的选择,并购资产还不需要满足苛刻的条件,在资产规模和收益率不达标时也不失为一种便利的选择。

4.2 利用权益支付享受税收优惠

尽管收购中支付对价的方式多种多样,但利用股权收购无疑在扩大大股东股权比例和所得税负方面都具有优势。而股权收购中的税收优惠关键是在收购时构建符合特殊性税务处理的条件,使企业股权收购适用特殊性税务处理,即75%的股权收购比例和85%的股权支付比例是关键。换言之,在满足上述条件时,更宜采用股权支付(增发)形式进行收购。

4.3 保护中小股东利益

如前所述,利益增发方式的权益收购固然由诸多益处,然而随之而来的问题是对中小股东权益的潜在威胁和侵犯。虽然中小股东持股比例较低,但其利益仍然应当被保护,上市公司进行决策时不能以损害中小股东利益为代价。这不仅是法律法规所要求的,更是一个企业形象的真正维护。所以,无论是从遵纪守法,还是从企业声誉、长远发展的角度考虑,企业经营决策中都要衡量好各方利益,特别是照顾到中小股东利益,真正做到“有钱共赚、有利共分”。

参考文献

- [1]勾玮娜.资产收购型定向增发与大股东利益攫取--基于桂冠电力的案例研究[D].北京:北京交通大学,2014
- [2]黄鑫.申银万国并购宏源证券协同效应研究[D].北京:中国财政科学研究院,2016
- [3]郭春光.上市公司定向增发股权收购所得税筹划研究[J].财会通讯,2012(12):141-142
- [4]范佳锴.企业并购协同效应分析基于申银万国并购宏源证券券的案例[D].南京:南京大学,2016
- [5]郭松.企业并购的资本协同效应研究--以谷歌并购摩托罗拉移动为例[D].青岛:中国海洋大学,2014
- [6]焦守滨,杨子娇.定向增发收购大股东资产动机分析--基于隧道股份的案例研究.财经界,2011(060):48-50
- [7]梁元吴.并购重组对上市公司市值管理的影响--以蓝色光标为例[D].河南:河南财经政法大学,2016

上市公司的财务危机实时预警系统研究

魏露露

摘要: 企业财务状况历来都是各个利益相关者关注的重中之重。只有拥有健康财务状况,健全财务制度和正常的持续经营,才能吸引更多的投资者。财务状况好的企业,在市场中的知名度也比较高,信誉良好,有利于进行各式融资活动,因为人们对它有足够的信任。反之,一个陷入财务困境或面临财务危机的企业不但会失去原有的支持者,也会失去部分潜在的观望者,使企业后续发展的路途比较坎坷。财务危机预警机制可以增强上市公司的危机防范意识,能一眼识破各种潜在危险,将之处理掉。安全防范意识要求公司上至管理层,下到员工,都要保持高度的警醒。财务危机实时预警系统利用不一定都真实存在的信息元素将公司内部的各元素如客户、公司内部系统等进行整合,进行有效的危机防范。因此,建立上市公司财务危机的预警系统能够保证上市公司财务运行顺畅以及维护投资者利益等。

关键词: 财务危机; 实时预警; 财务状况; 上市公司

1.上市公司财务危机实时预警的基本前提

1.1上市公司实时驱动的概念和特征

实时驱动型上市公司创新运用互联网思维,将信息的传递方式由传统的桌面财务转变为运用财务信息实时报告系统软件的网络财务。网络具有快速、及时的传播特性,能够用实时信息有力地促进公司经营,精准反映公司的财务状况,增强公司的决策、控制和预警能力。所以上市公司在实施驱动方面应该积极探索,努力创新,着力打造新型信息传递蓝海。这类公司通过网络建立虚拟的系统来获得竞争优势,利用不一定都真实存在的信息元素将公司内部的各元素如客户、公司内部系统等进行整合,在第一时间公布结果,满足所有相关者的需求。

此外这类公司必须熟练掌握各种技巧和先进经验,保持优越的竞争灵活性,以期在全球经济中提高它的市场份额。最后,它还将和合作伙伴作为核心,这样才能在纷繁复杂的竞争环境中争得一席之地,只有在深入的了解对方的需求的基础上,才能实现最大程度的双赢。

本文作者:魏露露,江西财经大学会计学院研究生,研究方向:公司理财

2.上市公司财务危机实时预警的模式

2.1 Z模型

2.1.1 Z 模型公式

只要将公司的各个财务比率输入模型中,它会自动计算,由此来判定上市公司是否会面临财务失败或破产。这就减少了很多复杂的计算步骤,也节省了公司的时间等隐性成本。下面就分析享誉世界的奥特曼创建于20世纪60年代中期的Z模型。他使用了30多家失败公司和30多家成功公司的财务数据,而且选20多个财务比率进行对比,筛选出公司成败的两个最值函数剔除掉,经过这样多次重复,每次都能剔除掉差距较大的比率,直到仅剩5个比率时才停止。他提出了影响后世的Z记分模型:

$$Z=1.2X_1+1.4X_2+3.3X_3+0.6X_4+0.999X_5 \quad (2.1)$$

其中:Z是判别函数值;X₁-X₅是他选的5个比率,分别是:

X₁=营运资金/资产总额

因为营运资金表示资金的流动性和变现能力,所以当上市公司的X₁呈下降趋势时,这个公司的财务状况表现为持续不断的恶化。

X₂=留存收益/资产总额

它反映了上市公司的累积获利能力,X₂越大,证明上市公司有足够的资金进行偿还,所以这时公司的信誉良好。

X₃=息税前利润/资产总额

说明上市公司的盈利能力很强,经营业绩是处于一种良性发展状态。

X₄=股东的权益资产/负债总额

反映了上市公司的价值和承担的债务之间的关系,X₄越大说明对资金的利用率比较差。

X₅=销售收入/资产总额

它反映了上市公司的资产总额的周转速度,X₅越大说明资金利用率越高,生产经营活动顺畅。

Z记分临界值是衡量上市公司会否破产的关键点:当Z记分位1.81到2.99时被称为“未知区域”或“灰色区域”,若超过上限,上市公司归属于不会破产范围,是安全的;若低于下限,那么上市公司属于破产类即随时可能面临倒闭的危险。由此可见,奥特曼的Z模型并不是用于长期的预测,说明这一模型还不很成熟,之后很多人进行了改进。但几乎所有的多元线性模型都奉他为鼻祖,是在他的研究基础之下改进的。当然,上市公司应从实际出发,找出符合自身要求和发展的多变量预测模型。

2.1.2Z 模型的上市公司的经营状况

实行质量成本控制,可以降低质量成本与责任成本,促使各责任单位加强对质量成本的控制,从而保障质量成本控制能够顺利完成。

安全边际率=现有或预计销售额-保本销售额

资产安全率=资产变现率-资产负债率

正常情况下,安全边际率和资产安全率都大于零时,说明企业各方面的运营情况都很不错,可以考虑进一步发展;如果资产安全率和安全边际率都小于零时,表明上市公司随时可能面临崩塌危机。

2.1.3Z 模型内部监督稽核制度

上市公司的会计制度如果起不到内部控制的功能,或不能实施内部稽核制度,会导致上市公司内部人员出现无视法律的不良行为^[1]。公司应培养诚实、有能力的职员,建设权责分明的组织和适当的交易处理程,独立的审计等内容。上市公司应该做到预防和应对并重,防范风险、建立多元的内部控制体系,不至于在状况发生时措手不及。

2.1.4Z 模型的定性因素的重要性

定性因素和定量因素都能反映上市公司财务状况,但是在财务预警分析中人们可能更偏向于依赖定量模型,而现实中定性因素的准确率更高。实际上,没有任何的财务比率数据能全面反映复杂的公司财务如经营成果,上市公司的财务状况如经营状况只能在财务报表中间接地表现出来。可以透过上市公司的外在特征与财务特点判断上市公司的财务状况,如:财务预测在较长时间会失效。

2.2F分数模型的分析

2.2.1F 分数模型公式分析

$$F=-0.1774+1.1091X_1+0.1074X_2+1.9271X_3+0.0302X_4+0.4961X_5 \quad (2.2)$$

$X_1=(\text{期末流动资产}-\text{期末流动负债})/\text{期末总资产}$

$X_2=\text{期末留存收益}/\text{期末总资产}$

$X_3=(\text{税后纯收益}+\text{折旧})/\text{平均总负债}$

$X_4=\text{期末股东权益的市场价值}/\text{期末总负债}$

$X_5=(\text{税后纯收益}+\text{利息}+\text{折旧})/\text{平均总资产}$

利用财务分析理论,采集多家上市公司的会计数据库的资料进行分析,最终得出了这个结果。区间 $[-0.0501, 0.1049]$ 为不确定区域,如果在这个区域中,决策者需要进一步分析,因为F分数模型只能起到预示预警作用,是一种辅助工具。但0.0274是能否持续经营的关键点,若F分数位于0.0274左侧,那么很可能要面临破产的危机;若F

分数位于 0.0274 右侧,那么公司可以持续经营。

2.2.2F 分数模型结果的缺点

现存的财务预警模型主要致力于财务定量数据的使用,虽然可以预测财务危机的存在性,但却只是一个参考,没办法切实的提出解决问题的可行方案。所以,管理层应重视公司的经营管理活动,而不是过分依赖于这种分数模型。但可以根据 F 分数模型指出的财务危机预测结果,找寻财务危机发生的深层原因及行之有效的解决方案,改善公司的经营管理水平^[2]。

2.2.3F 分数模型预警结果的改善

相信随着社会的不断发展,更多的实证研究会得到证实,F 分数模型的理论及实证研究也会进一步的优化,为财务危机预警创造更为广阔的平台。

2.2.4F 分数模型对体系分析的评价

F 分数模型也有自身的弊端,结果可能存在一定的片面性,要在理论分析、实证研究综合基础之上建立正确的预测,需要得益于多方面信息的综合评判。综合业绩评价体系是指设计一套全方位、系统化的指标体系对公司的经营业绩进行客观公正的评价。从理论研究和业绩评价实践看,综合业绩评价体系涉及了对财务、价值、平衡等多方面的评价,总体来看还是比较全面的。

2.2.5F 分数模型适用范围的局限

F 分数模型并不适用于所有的企业,因为它所使用的数据基本上都是来自公司的年报,以他的适用范围也并不是无限制,不是完全自由的。

2.3分部门模式

分部门财务预警体系是一种以采购、生产、营销、财务、人事、开发研究等为一体,而设立的子系统体系。建立上市公司财务分部门预警模式(子系统)的方法是依上市公司营运活动分别设定各部门检查要点的警戒值,将它的实际值与警戒值作对比,发现问题,研究对策并付诸实施。

通常来说,各部门应当重点盘查:营销部门的产品销售利润、产品销售收入、应收账款回收率、推销费用控制和产成品存货周转率;财务部门的资金规划及运行、利息费用支出、内部资金增长、财务杠杆和经营杠杆的运用;科研部门的开发进度控制、开发费用支出控制以及行政部门的行政费用收支的缩减改进^[3]。

3.上市公司财务危机实时预警机制的构成

3.1财务预警分析的概述

财务预警组织机构是在上市公司组织的整体控制之外单独设立的。它不仅包括上市

公司经营者、内部具有专业的最新经营管理能力和内部掌握最高端最前沿高科技的技术人员，还外聘了部分熟悉管理咨询业务的知名专家。财务预警机构是由例如财务部等部门来担任的，是直接对公司高级领导负责的，所以不会直接干涉上市公司的日常生产经营活动的。但存在部门间职能的覆盖。面对快速变化的激烈竞争环境，公司员工只有在第一时间掌握市场信息，才能先人一步，抢占先机。也能避免命令下达者发布和实际存在偏差的不正确指令，减少公司信息传递缓慢带来的损失。

3.2 财务信息的获取与共享

建立在对大量资料系统分析的基础上的财务预警分析系统不仅能够提前预知未来可能发生的危险，对每一个细节都能敏捷捕捉，而且能够快速做出应对。财务预警分析系统涵盖了内部数据，外部市场信息，甚至延伸到全球范围的相关外部信息。这个系统应是实时的、开放性的，可以提供从各个方面获取的上市公司会计核算报告系统的信息，也可对会计资料的认真阅读、分析和评价，以及发现上市公司潜在的财务危机并及时进行消除财务危机。在信息全球化的今天，地球村的信息资源应该要实现共享。

3.3 财务危机分析机制

财务分析机制把重心放在研究这种危机存在的根本原因，以及带来的损失，由此制定相应的措施。不至于在危机发生时慌乱无措。因为人员之间存在的一些相关性会影响到分析结果的客观公正性，所以这项机制的工作人员一定要洁身自好，不受利诱的诱惑，保持高度的独立性。预警分析系统主要对评价指标和临界点进行分析。评价指标是初期对于与运营状况所进行的测试指标。

3.4 财务危机的应对策略

在明确财务危机之后，应该及时采取防控措施，化解危机，把财务危机的损失降到最小。而且只有获取了合乎实际的管理咨询系统，实时掌握市场新态势，取得最新鲜的经营数据，才能保证上市公司财务预警制度的有效运作。上市公司的经营管理者可以把现实经营中的数据结果与财务指标的数据比对，发现差异，找出症结所在，采取相应措施，以防财务状况恶化。当实际数据与指标数据有出入时，那么上市公司财务状况出了差错，经营管理者应及时对实际经营情况进行研究，寻找问题，解决问题，把损失降到最小，确保财务的正常化，做到实时应对。在日常财务预警工作中，各预警管理人员要做到及时发现、灵活应对、处变不惊，对紧急情况及时处理。当然这也需要预先考虑到情况，给予他们一定的应急自主决定权。

4. 上市公司财务危机实时预警案例

我国的房地产商有很多都是负债经营，例如鄂尔多斯的崩盘现象就是其中之一。全

国房价飙升，尤其北上广深等地房价更是高的惊人。也有部分地方房产过剩，严重高于社会公众承受范围，导致大量闲置房屋出现，不利于经济的发展。中央一直在调控房价但效果不甚明显，加快房地产税的立法并加快税源的改革，让房价回归一个正常的范围内，均衡市场供需关系，实现房地产业的正常化迫在眉睫。

5.上市公司财务危机实时预警系统注意事项

5.1安全防范意识

财务危机预警机制需要有很强的危机防范意识，能一眼识破各种潜在危险，将之处理掉。安全防范意识要求公司上至管理层，下到员工，都要保持高度的警醒。员工要对情况的变化有灵敏的反应，管理层要做到临危不变，带领员工冷静应对，不能自乱阵脚。无论是小规模财务危机，还是全球范围内爆发的财务危机，都需要过硬的安全防范意识作为强有力的后盾。这就对上市公司的全体员工进行专业的培训，具备认识与控制各种财务危机的能力。

5.2完善信息系统

上市公司财务预警机制不能单独的完成任务，需以被投资上市公司会计信息系统和相关经营信息收集与分析系统这两大主要辅助系统为基础，所以也可以理解为财务预警机制是对前者获取的丰富信息的二次加工。通过对最初数据信息的整理归类、分析，为用户提供更直观、更简洁明了的决策有用信息。这就要求提供的原始信息必须及时跟上变化复杂的市场环境，获取第一手新鲜的信息，并能对信息的真实性和可靠性作出理性的判断，有选择性的取舍，尽可能减轻使用者的工作难度和忧虑。

5.3正确处理财务危机预警系统和其他管理体系的关系

5.3.1 目的不同

财务危机预警系统的目的正如它的称谓一样是预警，区别于上市公司其他经营管理系统的目的，但需要、上市公司财务信息的辅佐。及时的预警可以将危险扼杀于摇篮中，减少后续的应对过程。

5.3.2 主动与被动的关系

财务危机预警系统是利用财务信息对上市公司生产经营各环节的综合监控，作出的应对性的警示。财务信息是上市公司经营业绩的晴雨表，可以间接反映上市公司在采取相应措施的情况下经营业绩的好坏。因此，财务危机预警系统通过经营业务反映出来上市公司实质性的经营决策和管理方案等重要资料，经营业务通过财务危机预警系统反应出来一种形式上的结果。因此，他们的关系也可以形容为上市公司的经营业绩对财务信息起决定作用，财务信息在一定条件下可以反作用于实际经营情况。

5.3.3 财务预警和行政的关系

财务危机预警系统具备通过法律手段发挥监控的作用。因此，行政手段是财务危机预警系统可以实现的强有力保障。

参考文献

- [1]范秋娟.企业财务危机预警系统浅议[J].山东经济战略研究.2015,(8):55~73
- [2]廖正华, 郑少锋, 高德山.我国上市公司财务危机预警系统构架新探[J].中国管理信息化.2009,(11):105~160
- [3]杨玉娥.上市公司财务危机预警系统的建立[J].新西部.2009,(12):98~106

关联方交易、股权性质与审计收费

吴顺兰

摘要: 关联方交易在现代上市公司很常用的手段,它也是现代经济中的一种特殊现象,因为关联方交易能够减少信息不对称,降低交易成本,所以很受上市公司的欢迎,但由于其复杂性和隐蔽性,关联方交易也常被上市公司用来进行利润操纵和利益输送,损害中小股东和广大投资者的利益,近年来,关联方交易舞弊事件层出不穷,注册会计师因没有识别关联方交易舞弊导致审计失败的案例也有很多,因此注册会计师是否在审计过程中识别了关联方交易并体现在了审计收费中,这是值得我们探讨的问题。本文的研究样本选取了2011-2015年我国A股非金融上市公司的数据,实证检验了关联方交易、与审计收费的关系以及不同股权性质下两者关系的变化。研究结果表明,关联方交易与审计收费显著正相关;进一步考虑不同股权性质的影响,发现与国有上市公司相比,关联方交易与审计收费的关系在非国有上市公司中更加显著。

关键词: 关联方交易; 股权性质; 审计收费

1. 研究背景

审计收费一直是实证研究中的一个经久不衰的话题,审计收费的高低不仅体现了注册会计师的价值,还反映了注册会计师的独立性,对审计收费的研究也能有利于注册会计师行业的健康发展。2001年,证监会6号文件的发布,规定上市公司必须披露审计费用,这一规定,明确了审计费用的同时,也为我国对审计费用的研究提供了来自证券市场的经验证据。

关联方交易在现代上市公司很常用的手段,它也是现代经济中的一种特殊现象,一方面,关联方交易使得企业能够避免信息不对称、降低交易成本、达到规模经济效应进而提高企业竞争能力,因此得到了各国法律的承认,并在实践中的被广泛运用;另一方面,关联方交易也为上市公司达到粉饰财务报表、利润操纵、避税的目的以及为控股股东“掏空”上市公司提供了渠道,当前我国上市公司关联方交易问题仍然很严重,控股股东通过关联方交易“掏空”上市公司或者上市公司利用关联交易进行盈余管理欺骗投资

本文作者: 吴顺兰, 江西财经大学会计学院研究生, 研究方向: 审计理论与实务

者的现象层出不穷。关联交易往往是内部交易，隐蔽性很强，很难被察觉，这使得注册会计师的审计难度和审计风险大大增加。这种关联方交易导致的审计难度和审计风险是否会体现在审计收费上呢？同时，进一步提出问题，注册会计师是否会对不同股权性质的企业的关联方交易采取不同的审计收费？

本文对关联方交易和审计收费的衡量主要参考主流文献的方法，以关联方交易规模、审计费用数据为经济考核指标，通过实证检验，分析关联方交易与审计收费的关系，在此基础上，对样本按股权性质分组回归来进一步分析股权性质对关联方交易与审计收费关系的影响。

2.文献综述

关于关联方交易经济后果的研究较多，Denis、McConnell（2003）认为关联方交易是控股股东“掏空”上市公司的一种可行性手段。贺建刚、刘峰（2004）研究也发现上市公司存大股东利用关联交易进行“掏空”行为。郑国坚（2009）的研究也支持了“掏空”理论，并发现关联方交易与盈余管理程度正相关，关联方交易也会对公司业绩产生影响，Y Chen、CH Chen、W Chen(2009)的研究发现关联方交易程度与上市公司业绩呈现负相关关系，尤其关联方交易金额在销售、贷款、抵押担保和租赁等方面越高时，上市公司的业绩表现越不稳定。除了利用关联方交易对上市公司进行“掏空”，还有为了达到某些“明线要求”而利用关联方交易进行利润操纵，Jian and Wong（2004，2006）指出，为了达到中国股市严格的保持上市地位的要求，上市公司有动力通过关联方交易实现盈余管理，以达到证监会的盈利要求，黄兴李、沈维涛（2006）的研究也证实了这一点。

自从Simunic在1980年提出审计费用的经典模型以来，各国学者对审计收费影响因素进行了各种深入的研究，到现如今已经该方面的研究已趋于成熟。影响审计收费的因素有很多，如企业规模、公司治理、事务所特征、业务复杂程度以及审计风险等等，Simunis（1980）提出审计风险显著影响审计收费，李维安等（2005）认为盈余管理提高了审计风险，朱艳春和伍利娜（2009）研究发现注册会计师能够识别审计风险并体现在审计收费上，陈汉文等（2013）的研究也证实了这一点。

3.研究设计

3.1 研究假设

3.1.1 关联方交易与审计收费的理论关系与研究假设

我国上市公司的股权结构不同于国外企业那么分散，反而大多呈现金字塔结构，因为大多数都是从国有企业改制而来，这种金字塔股权结构很容易使大股东与中小股东之间产生代理冲突，一方面大股东具有内部信息优势，中小股东很难监管到大股东的异常

行为, Jensen and Meckling 在 1976 年的研究表明大股东会通过不正常的关联方交易谋求自身利益, 损害中小股东的利益。另一方面, 上市公司需要进行增发、配股或者融资时, 往往财务数据必须得达到一定的指标, 为了使上市公司达到要求, 大股东会利用不公允关联交易改变财务数据, 欺骗利益相关者。同时, 我国关于关联方交易及其披露的法律法规还不完善, 还不能有效杜绝非公允关联交易, 再加上关联方交易大多具有隐蔽性和方式多样性的特点, 这样给上市公司的非正常关联交易提供了客观条件。

这种利用关联交易进行盈余操纵的行为同时也在一定程度上增加了注册会计师对上市公司的审计风险(周福源, 2012)。从审计的角度看, 注册会计师需要对上市公司披露的关联方交易信息的真实性和公允性负责, 帮助投资者识别非公允关联方交易, 关联方交易金额越大, 不公允关联交易存在的可能性越高, 在审计过程中不得不扩大测试范围来识别这一风险, 这样注册会计师的工作量会大大增加, 相应的工作难度和审计成本也会有所提高。另一方面, 我国从 2006 年起要求执行风险导向审计模式, 市场上由于关联交易导致审计失败的例子有很多, 这使得注册会计师的风险意识大大增加, 在审计过程中也会特别考虑可能会面临的诉讼风险。综上所述, 注册会计师的审计成本和面临的审计风险会因为关联方交易而增加, 考虑到成本以及风险两方面的因素, 审计费用也会随之增加。鉴于此, 我们提出本文假设一:

H₁: 在其他条件不变的情况下, 关联方交易与审计收费显著正相关。

3.1.2 股权性质对关联方交易与审计收费的影响

国有企业相比于非国有企业, 在融资方面的约束没有那么强, 且如果发生经营困难也容易得到国家和政府的支持, 刘峰等(2004)的研究也发现与非国有控股股东相比监管部门更偏向保护国有控股股东的利益。而非国有企业如果要进行债券融资和股权融资会受到严格的条件限制, 所以非国有上市公司进行非公允关联交易的动机更大, 因此, 我们认为, 注册会计师会更加关注非国有企业的关联方交易行为, 会花费更多的精力识别非国有企业的非公允关联交易, 进一步的审计收费也会提高。基于上述理论分析, 我们提出假设二:

H₂: 非国有上市公司中关联方交易与审计收费的关系比在国有上市公司中更显著。

3.2 模型与变量定义

3.2.1 研究模型

借鉴已有研究, 本文构建下列模型:

$$LNFEE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GLF_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 LEV_{i,t} + \alpha_5 SHEREL_{i,t} + \alpha_6 GROWTH_{i,t} + \alpha_7 LNV_{i,t} + \alpha_8 AR_{i,t} + \alpha_9 LOSS_{i,t} + \alpha_{10} BIG4_{i,t} + \alpha_{11} OP_{i,t} + \text{YearDummies} + \text{IndustryDummies} + \varepsilon$$

上述模型中, $LNEFF$ 为被解释变量, 用上市公司审计费用自然对数来衡量, GLF 为解释变量, 用上市公司年度关联交易金额占总资产的比例来衡量。该模型用于检验本文假设 H_1 , 若模型中 α_1 的系数显著为正, 则假设 H_1 成立, 即支持了关联方交易金额越大, 审计收费越高。进一步的, 按股权性质将样本分为国有上市公司和非国有上市公司两组, 通过比较两组的 α_1 的系数来检验假设 H_2 。

3.2.2 变量设计

(1) 审计收费

审计费用是被解释变量, 参考已有研究, 本文采用上市公司年报中披露的境内审计费用取自然对数 ($LNFE$) 来衡量。

(2) 关联方交易

关联方交易是解释变量, 参考马建威和李伟(2013)以及王进朝和王振德(2017)的做法, 关联方交易通过上市公司年报中披露的关联方交易金额与该公司资产总额的比率来衡量。

(3) 股权性质

本文将股权性质分为国有企业和非国有企业, 当上市公司公司为国有控股企业时, 定义股权性质 (SOE) = 1, 否则股权性质 (SOE) = 0。

(4) 控制变量

借鉴已有研究, 本文控制了可能对审计收费产生影响的某些因素, 具体控制变量见下表。各变量具体定义和计算方法见表 3.1。

表 3.1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
审计收费	$LNFE$	上市公司年报中披露的境内审计费用的自然对数
关联方交易	GLF	上市公司年报中披露的关联方交易金额总额占该公司期末资产总额的比例
总资产净利润率	ROA	当年净利润/总资产平均余额
财务杠杆	LEV	年末负债总额/年末资产总额
公司规模	$SIZE$	年末资产总额的自然对数
公司成长性	$GROWTH$	年度主营业务收入增长率
第一大股东持股比例	$SHERE1$	公司当年第一大股东持股数/年末总股数
财务风险	LNV	年末存货总额/年末资产总额
	AR	上市公司年末应收账款净额/年末资产总额

续表

变量名称	变量符号	变量定义
事务所类型	<i>BIG4</i>	若所聘会计事务所为“四大”，则取值为1，否则为0
审计意见类型	<i>OP</i>	若当年度出具的是标准非保留审计意见，则为1，否则为0
是否亏损	<i>LOSS</i>	若上市公司上年度发生亏损，则取值为1，否则为0
年度	<i>Year</i>	年度虚拟变量
行业	<i>Industry</i>	行业虚拟变量

3.2.3 样本选择及数据来源

本文首先选取了2011~2015年我国A股上市公司的数据，以此做为基础样本，并做了如下处理：剔除金融业、保险业和证券业公司；剔除当年ST或PT公司。最终得到5996条有效观测值。为了缓和极端值造成的偏误，我们对所有涉及的连续变量在1%和99%分位做了Winsorize的缩尾处理。本文数据均来自于国泰君安数据库，并以Excel2007和Stata12.0等工具进行数据处理和分析。

4. 实证结果与分析

4.1 主回归

表 4.1 主测试

	全部样本	非国有样本(SOE=0)	国有样本(SOE=1)
变量	<i>LNFEET</i>	<i>LNFEET</i>	<i>LNFEET</i>
<i>GLF</i>	0.0463** (2.33)	0.1203*** (4.34)	0.0077 (0.28)
<i>SIZE</i>	0.4277*** (69.11)	0.3621*** (38.66)	0.4678*** (55.21)
<i>LNV</i>	-0.0667 (-1.34)	-0.1226* (-1.90)	0.0068 (0.09)
<i>AR</i>	0.2002** (2.89)	0.0493 (0.55)	0.2311** (2.19)
<i>LEV</i>	-0.0886** (-2.14)	0.0446 (0.79)	-0.1351** (-2.26)
<i>GROWTH</i>	-0.001 (-0.22)	-0.0102 (-1.47)	0.0046 (0.72)
<i>SHEREI</i>	-0.0024*** (-6.05)	-0.002*** (-3.79)	-0.0024*** (-4.34)

续表

	全部样本	非国有样本(SOE=0)	国有样本(SOE=1)
变量	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>	<i>LNFE</i>
<i>ROA</i>	-0.1597 (-1.01)	0.5645*** (2.89)	-0.9720*** (-3.96)
<i>Loss</i>	0.0353* (1.46)	0.1088*** (3.26)	-0.0465 (-1.38)
<i>BIG4</i>	0.7024*** (31.63)	0.6875*** (16.76)	0.6854*** (24.89)
<i>OP</i>	-0.0907** (-2.06)	-0.0605 (-1.09)	-0.1055 (-1.60)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
Constant	4.2446*** (31.35)	5.5516*** (27.76)	3.4326*** (18.13)
<i>N</i>	5996	2676	3320
R-squared	0.6856	0.5725	0.7226
Adj R-squared	0.6837	0.5669	0.7197
F 值	371.26***	101.03***	251.68***

括号中为 t 值；*、**、***分别代表 10%、5%、1%水平上显著。

表 4.1 报告了全样本情况下以及不同股权性质组下关联方交易与审计收费的实证结果。从模型的回归结果可看出，F 值都通过了显著性检验，经调整后的 R^2 均超过 56%，模型的拟合性很好。其中，第 1 列是全样本回归结果，检验了关联方交易 (*GLF*) 与审计收费 (*LNFE*) 之间的关系。在控制其他影响审计费用的因素后，关联方交易 (*GLF*) 与审计收费 (*LNFE*) 的回归系数为 0.0463，对应的 t 值为 2.33，从表中可以看出关联方交易 (*GLF*) 与审计收费 (*LNFE*) 在 5% 的水平上显著正相关，该回归结果验证了假设 H1。

控制变量方面，公司规模 (*SIZE*)、应收账款占资产总额比例 (*AR*) 以及事务所类型 (*BIG4*) 均与审计收费显著正相关，说明公司规模、应收账款以及事务所类型能够显著影响审计收费。是否亏损 (*LOSS*) 与审计收费显著正相关，说明上市公司如果上年度发生亏损，则本年度更有动机进行虚假信息披露，注册会计师在审计时会考虑这方面的风险，进而提高审计收费。第一大股东持股比例 (*SHERE1*) 和审计意见类型 (*OP*) 均与审计收费呈现显著负相关的关系，说明注册会计师对股权集中度高的企业或者上年亏

损的企业抱着谨慎的态度,而公司成长性 (*GROWTH*)、存货占资产总额比例 (*LNV*)以及 *ROA* 与审计收费之间并无显著的相关关系。

表 4.1 中的第二列和第三列是按股权性质 (*SOE*) 将样本分为国有上市公司和非国有上市公司两组并回归的结果。从表中可以看出,非国有企业样本组下,关联方交易 (*GLF*) 与审计收费 (*LNFEET*) 的 *t* 值为 4.34, 回归系数为 0.1203, 非国有上市公司样本组的关联方交易 (*GLF*) 与审计收费 (*LNFEET*) 在 1% 的水平上呈显著正相关关系,而在国有上市公司的样本组中,关联方交易 (*GLF*) 审计收费 (*LNFEET*) 的回归系数为正数但并不显著,说明与国有上市公司相比,注册会计师更关注非国有上市公司的关联方交易并体现在了审计收费中,这个回归结果证明了假设 H_2 。

4.2 稳健性测试

为了提高研究结果的可靠性,本节进行了稳健性测试,把关联方交易金额的自然对数 (*LNRPT*) 作为关联方交易的替代度量,再重新做回归分析。总样本回归结果显示,*LNRPT* 与 *LNFEET* 的 *t* 值为 3.82, 回归系数为 0.0121, *LNRPT* 与 *LNFEET* 在 1% 的水平上显著正相关,说明关联方交易金额越大,审计收费越高,验证了假设 H_1 ; 将样本按股权性质进行分组回归,回归结果显示,在非国有上市公司组中, *LNRPT* 与 *LNFEET* 的 *t* 值为 4.64, 回归系数为 0.0177, *LNRPT* 与 *LNFEET* 在 1% 的水平上显著正相关,而在国有上市公司样本组, *LNRPT* 与 *LNFEET* 的 *t* 值为 2.06, 回归系数为 0.0107, *LNRPT* 与 *LNFEET* 在 5% 的水平上显著正相关,说明非国有上市公司中关联方交易与审计收费的关系比在国有上市公司中更显著,验证了本文的假设 H_2 。上述回归分析的结果均与前文基本一致,所以本文的研究结论是稳健的。

5. 研究结论

本文以 2011-2015 年度我国 A 股非金融上市公司为研究样本,对样本进行基础处理后得到 5996 个观测值,实证分析了关联方交易与审计收费之间的关系以及不同股权性质对关联方交易与审计收费关系的影响,得到了以下结论:关联方交易与审计收费显著正相关,即在其他条件不变的情况下,关联方交易金额越大,审计收费越高。一方面,关联方交易金额越大,意味着审计师的工作量越大,为了识别其中的不正常关联交易所需耗用的审计时间越多,审计成本越高;另一方面,关联交易金额越大,其对经营利润等财务指标的影响越大,其中包含的不公允关联交易越多,注册会计师面临的审计风险越高,基于审计成本和审计风险的考虑,当关联方金额越大时,注册会计师所收取审计费用也会更高;另一方面,非国有上市公司的关联方交易行为会得到注册会计师更多的关注,非国有上市公司相比于国有上市公司受到更多限制,面临更严格的融资约束,获

取政府支持也没有国有上市公司容易,因而非国有上市公司进行非公允关联交易的动机更强烈,注册会计师在对非国有上市公司进行审计时所面临审计风险更高,从而提高审计收费。

参考文献

- [1]蔡春,谢柳芳,马可哪呐. 高管审计背景、盈余管理与异常审计收费[J]. 会计研究, 2015 (3): 72~79
- [2]伍利娜. 盈余管理对审计费用影响分析—来自中国上市公司首次审计费用披露的证据 [J]. 会计研究, 2003 (12): 39~44
- [3]王翠琳,马玲. 我国上市公司关联方交易现状分析—以 2009-2015 年沪市 A 股上市公司为例[J]. 江苏商论, 2017 (3): 60~64
- [4]赵莉萍. 显失公允关联方交易中的审计风险控制[J]. 财会月刊, 2009 (12): 46~48
- [5]Ayoib, C. and Keith A. Houghton. Audit fee premiums of big eight firms : evidence from the market for medium-size UK. auditees [J]. Journal of International Accounting & Taxation, 1996, 5: 87~92.
- [6]Johoso. Related Party Transactions and Earnings Management SSRN[J]. Working Paper, 2010, 5 (3): 103~104
- [7]Nicholas Dopuch, Mahendra Gupta, Dana. Simunic, Michael T. Production Efficiency and the Pricing of Audit Services [J]. Contemporary Accounting Research, 2003, 20: 47~77

“八项规定”与企业投资效率——基于 DID 模型

张栩铭

摘要:本文以 2010-2015 年我国 A 股上市公司为研究对象, 研究“八项规定”实施前后对企业投资效率的影响。研究结论表明, 我国上市公司普遍都存在投资效率低下的问题; 在“八项规定”实施后, 对企业的投资效率的提升有显著作用; 与民营企业相比较而言, 对于国有企业的提升作用更为明显。

关键词:投资效率; “八项规定”; 双重差分模型

1. 研究意义

随着近代公司制度的发展, 公司所有权和管理权的两权分立程度的不断加深, 产生的委托代理问题一直困扰着公司所有者。企业所有者所最求的企业价值最大化并不能符合管理层的预期目标, 这其中就会产生一系列问题, 而企业的投资效率低下就是代理问题的一种体现方式。追究代理问题的根本原因还是欠缺监管机制, 但目前我国上市公司的年报中信息披露还不够充分, 内部控制还不够健全, 因此难以从企业内部对管理层实施有效监督, 所以长期以来, 我国就形成了强势的外部行政管制机制。

2012 年 12 月 4 日, 习近平总书记主持召开会议, 会议通过了改进工作作风、密切联系群众的“八项规定”, 其中明确要求党员同志以及领导干部制止铺张浪费、提倡节俭。很大程度上遏制了我国上市公司滥用职权、以权谋私的机会主义, 就是一种强势的外部行政管理机制。

本文以“八项规定”的推出为背景, 深入探究“八项规定”对过度投资的抑制作用; 另外根据企业的产权性质区分为国有和民营企业, 使用 DID 模型做了更进一步的研究, 文章最后对企业的监管机制提出了有效建议。

2. 文献综述

从已有文献看, 政府干预企业投资的动因主要有两个: 一是政府公共治理的需要。财政分权之后, 地方政府在承担促进地区经济发展职责的同时, 还肩负着一系列社会公共治理目标。而上述目标的实现, 在很大程度上依赖于政府对微观经济活动的干预(谭

劲松等, 2009)。二是官员实现个人利益的需要。以财政收入和GDP为主要政绩考核指标所导致的政府官员“晋升锦标赛”(周黎安, 2007), 使得干预辖区内企业的投资活动成为政府官员实现其政治责任的主要途径, 也是政府官员积累政治资本的主要工具之一(徐业坤等, 2013)。

政府干预企业投资的路径主要包括: 一是产权机制, 在具体方式上主要有三种: 产权控制、股权投资和产权保护。通过对国有企业产权的直接控制和行使, 政府部门可以更加直接的影响企业投资决策(郝颖、刘星, 2011); 二是行业管制。管制行业与政府之间存在密切的利益联盟关系, 政府以及政府官员为实现自身政治利益, 会通过价格管制、特许经营权等管制方式来实现其政治目的(Shleifer & Vishny, 1994), 进而影响企业的投资行为; 三是资本市场干预。相对于一般性的行业管制而言, 资本市场干预主要表现为政府对银行贷款以及对企业IPO的行政干预, 进而影响企业投融资决策(于富生、王成方, 2012); 四是财税政策。政府为了促进地方经济发展或实现其他目的, 会通过税收优惠或补贴政策, 来改变某些产业或企业的收益状况。财税优惠政策成为政府部门对企业进行利益诱导的主要方式之一, 进而会影响企业的投融资决策行为(汪秋明等, 2014)。

3. 研究设计

3.1 研究假设

3.1.1 八项规定与企业投资效率理论关系与研究假设

2012年12月4日, 习近平总书记在中央政治局会议了“八项规定”。“八项规定”明确要求各机关单位减少进行与本单位工作无关的活动, 促使各机关单位回归各自的职能。“八项规定”在颁布之后就取得了显著的效果, 王霞等(2015)酒类上市公司为样本, 检验了“八项规定”出台前后酒类企业的绩效变化情况, 研究表明“八项规定”取得了明显的成效, 国家在扼制“三公消费”方面取得了喜人的成果。

笔者认为, “八项规定”的出台改变了原来的依靠“拉关系式”的社会资源配置方式, 企业会显著减少陪官员、跑关系、讲人情、政府公关等不必要的活动, 剔除不必要的业务招待, 减少无效的招待支出, 降低企业运行成本和代理成本, 将企业管理者有限的精力更加关注企业的长远发展, 投资行为会更加趋于理性化, 从而提高企业的投资效率和长期竞争力。因此, 本文提出假设:

H1: “八项规定”出台, 抑制了在职消费, 并对企业的投资效率有促进效应。

3.1.2 八项规定分别对国有企业和民营企业的影响

在我国, 企业根据控制人的不同大致分为国有企业和民营企业, 这两者都是我国的

重要的经济组成部分。“八项规定”对两者所产生的影响途径存在差异：

“八项规定”对民营企业的影响是由于在“八项规定”颁布之前，民营企业对政府官员的种种寻租行为。跟国有企业相比，民营企业经营风险更高，面临的不确定性更大，更难获得贷款和更多的政府税收优惠政策的倾斜。因此，民营企业家为了生意不得不与官员保持着千丝万缕的关系，不得大量的非生产时间“对外办公”（魏下海等，2015），向官员寻租。在“八项规定”之后，官员的行为受到约束，民营企业因为寻租所导致的交易费用降低，更多的资源将会通过市场机制进行分配，资源将会得到充分的利用，因此民营企业的投资效率提高，民营企业的价值提升（颜恩点等，2016）。

“八项规定”对国有企业作用的途径较民营企业更为明显，这跟杨蓉（2016）通过实证研究的结果是一样的。国有企业管理层通常由国家任命，管理层通常拥有对企业的实际控制权。高管们主观上，为了今后的政治生涯更加好，便会彰显个人在企业管理中的成绩，盲目扩大投资不断地扩大企业规模，进行“帝国”的营造。与此同时，客观上由于国有企业在我国经济中起到支撑作用，社会同样也希望国有企业通过投资不断扩大规模，实现更多的就业等。因此，主观和客观两个方面都会促使国有管理层不断进行投资扩大企业规模。“八项规定”要求国有企业高管做到缩减开支，是强有力的政策手段，对目前国企管理层所存在的在职消费问题予以干预，达到缩减企业不必要的交易费用目标上，使得国有企业的投资效率提高。

因为“八项规定”对国有和民营企业的作用途径不尽相同，但总体来说，“八项规定”主要的对象是国有企业，因此提出以下假设：

H2：“八项规定”对国有企业的投资效率的促进相较于民营企业更强。

3.2 模型与变量定义

3.2.1 研究模型

Richardson(2006)的预期投资支出模型则提供了一个较好度量特定年度特定公司的资源配置效率的方法，本文亦参照Richardson(2006)模型来度量上市公司投资效率，模型（1）如下。

$$Invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Growth_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Size_{i,t-1} + \beta_4 Cash_{i,t-1} + \beta_5 Ret_{i,t-1} + \beta_6 Invest_{i,t-1} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

表3.1 Richardson模型变量描述

变量名称	变量标识	变量说明
新增投资额	<i>Invest</i>	新增投资额=购建固定资产、无形资产及其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他资产和其他长期资产收回的现金净额
投资机会	<i>Growth</i>	托宾 Q=公司市场价值/公司资产价值
资产负债率	<i>Lev</i>	资产总额/负债总额
公司规模	<i>Size</i>	$Ln(1+总资产)$
公司现金规模	<i>Cash</i>	(货币资金+交易性金融资产)/资产总额
年度股票收益率	<i>Ret</i>	考虑现金股利的股票年度个股回报率
公司年龄	<i>Age</i>	$Ln(截止到期初上市年份+1)$

本文对模型(1)的所有A股公司样本进行了控制年度、控制行业回归，回归的残差大于0表示过度投资正向越大，即表示投资过度程度越大；回归的残差小于0表示投资不足，负向越大即表明投资不足的程度越高。因为过度投资和投资不足都是投资效率低下的一种表现，所以本文对模型回归后的残差取绝对值，以 $|Overinv(Underinv)|$ 表示。模型(2)如下所示。

$$\begin{aligned}
 |Overinv(Underinv)| &= \beta_0 + \beta_1 Eight + \beta_2 ROE_{i,t} + \beta_3 IC_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 GLCCG_{i,t} + \beta_7 DS_{i,t} \\
 &+ \beta_8 SAME_{i,t} + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (3.2)$$

以上模型(2)借鉴了杨蓉(2016)的模型和其他前人的研究，是上市公司企业投资效率和“八项规定”关系的计量模型。其中，解释变量 $Eight_{i,t}$ 表示样本是“八项规定”出台前还是出台后的衡量指标；若样本数据出于2013-2015年，则取“1”，否则取“0”。其他变量跟模型2一致，此处不在赘余。模型(3)如下。

$$\begin{aligned}
 |Overinv(Underinv)|_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 Eight + \beta_2 d_i + \beta_3 (Eight \times d_i) + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 IC_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} \\
 &+ \beta_8 DS_{i,t} + \beta_9 SAME_{i,t} + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (3.3)$$

本文更进一步进行了DID模型分析。本文以“八项规定”为政策，因为“八项规定”是在中共中央政治局会议上提出，故“八项规定”更多的针对的是国有企业高管层的约

束，而对民营企业高管层就没有约束。所有就以国有企业作为受到政策影响的群体，而以民营企业作为没有受到政策影响的群体。

以 $|Overinv(Underinv)|_{it}$ 代表企业*i*在*t*时期的投资效率；*Eight*代表实验期虚拟变量（“八项规定”实施后 *Eight*=1，“八项规定”实施前 *Eight*=0）；*di*为实验组虚拟变量（国有企业 *di*=1；非国有企业 *di*=0）。对于个体*i*在*t*时期，我们建立基于 DID 的“八项规定”实证研究模型如下：

3.2.2 变量设计

表 3.2 过度在职消费与投资效率的变量描述

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量	投资效率	$ Overinv(Underinv) $	模型（1）残差的绝对值
解释变量	“八项规定”	<i>Eig_{it}</i>	中央“八项规定”实施后取 1；否则取 0
	产权性质	<i>di</i>	若 <i>i</i> 公司为国有企业， <i>di</i> =1；若 <i>i</i> 公司为民营企业， <i>di</i> =0
控制变量	内部控制	<i>IC</i>	Ln（内控指数）
	净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润/净资产平均余额
	公司规模	<i>Size</i>	LN（1+总资产）
	资产负债率	<i>Lev</i>	资产总额/负债总额
	管理层持股	<i>GLCCG</i>	管理层持股/总股本
	董事会规模	<i>DS</i>	公司董事个数
	董事长总经理两权合一	<i>SAME</i>	董事长和总经理为同一人是为 1，否则为 0
	年份	<i>YEAR</i>	年份虚拟变量
行业	<i>Ind</i>	行业虚拟变量	

3.3 样本选择及数据来源

本文以 2008~2015 年我国 A 股上市公司为研究样本，并做了以下相应处理：剔除金融类行业上市公司数据；剔除 ST 和 PT 上市公司数据。最终得到公司年度观测样本 7256 个。文章的实证分析采用 Excel 和 Stata12.0 完成。

本文对所有连续变量进行了 1%分位和 99%分位的 Winsorize 处理，以消除极端值对研究结果的影响。公司财务指标数据来自 CSMAR 数据库。

4.实证结果与分析

4.1 主回归

表 4.1 模型 (2) 回归结果

变量	投资效率
常数项	0.05*** (0.00)
Eight	-0.01*** (0.00)
ROE	0.028*** (0.00)
IC	0.001** (0.01)
Size	0.001*** (0.00)
Lev	-0.022*** (0.00)
GLCCG	0.056*** (0.00)
DS	0.001 (-0.36)
SAME	0.006*** (0.00)

表 4.1 的 (1) 可以看出, 在全样本情况下, Eight 在 1% 水平下显著为负, 说明“八项规定”的实施与企业的投资效率是显著的负相关, 即“八项规定”实施之后对企业的投资效率低下有明显的抑制作用。

表 4.2 模型 (3) 回归结果

	民营企业		国有企业		Differences		Differences in Differences
	“八 项规 定”前 (1)	“八 项规 定”后 (2)	“八 项规 定”前 (3)	“八 项规 定”后 (4)	(5) = (3) - (1)	(6) = (4) - (2)	(7) = (6)-(5)
Overinv(Underinv)	0.051	0.041	0.042	0.028	-0.009*** (0.000)	-0.013*** (0.000)	-0.004*** (0.008)

在区分通过对全样本根据企业性质分为国有企业（实验组）和民营企业（控制组）之后，进行 DID 分析，结果如上表。如表中所示，可以发现“八项规定”实施前国有企业和民营企业的一重差分值为-0.009，而在“八项规定”实施后国有企业和民营企业的一重差分值为-0.013。双重差分值为-0.004，说明“八项规定”的实施确实对国有企业的投资效率的抑制起到应有的作用。

另外，相同企业性质在“八项规定”实施前后进行对比，都明显的发现了投资效率有降低，分别降低了 0.01（民营企业）和 0.014（国有企业）。说明“八项规定”对国有和民营都起到了作用。

4.2 稳健性测试

为保证本文实证结论的可靠性，进行了稳健性检验：在采用 Richardson(2006)模型计算企业过度投资时由于模型的固有缺陷，会导致模型计算的结果在 0 附近的比较多。本文借鉴辛清泉(2007)所采用的的稳健性测试方法，将 Richardson(2006)投资效率模型残差值大于 25 分位数作为投资效率的替代变量度量值再次进行了回归检验，分析结果无异。

5. 研究结论

本文以2010年至2015年我国上市全部A股为样本，研究“八项规定”的实施对企业投资效率的影响。研究表明，“八项规定”对高管过度在职消费产生了抑制作用，并对企业的投资效率提升有促进作用；与民营企业相比，“八项规定”对国有企业的投资效率促进作用更强。

参考文献

- [1]郝颖,刘星.政府干预、资本投向与结构效率[J].管理科学学报.2011.4:52-73
- [2]谭劲松,郑国坚,彭松.地方政府公共治理与国有控股上市公司控制权转移[J].管理世界,2009, (10): 135-151
- [3]汪秋明,韩庆潇,杨晨.战略性新兴产业中的政府补贴与企业行为：基于政府规制下的动态博弈分析视角[J].财经研究,2014,40 (7) :43-53
- [4]王霞,王竞达.“八项规定”对酒类上市公司财务绩效的影响研究[J].经济与管理研究,2015,(1):139-144
- [5]魏下海,董志强,金钊.腐败与企业生命力：寻租和抽租影响开工率的经验研究[J].世界经济,2015, (1) :105-125
- [6]辛清泉,林斌,王彦超.政府控制、经理薪酬与资本投资[J].经济研究,2007,42(8):110-122

- [7]徐业坤,钱先航,李维安.政治不确定性,政治关联与民营企业投资[J].管理世界,2013(5):116-130
- [8]颜恩点.寻租、制度变革与公司价值——基于“八项规定六项禁令”的实证检验[J].上海财经大学学报,2016,(5):66-78
- [9]杨蓉.“八项规定”、高管控制权和在职消费[J].华东师范大学学报,2016,48(1):138-148
- [10]于富生,王成方.国有股权与IPO抑价:政府定价管制视角[J].金融研究,2012,(9):155-167
- [11]周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007,(7):36-50
- [12]Richardson S. Over-investment of free cash flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2-3) :159-189

现代金融与证券市场

机构投资者持股对股市波动的影响

——区分牛熊市的实证

何伟

摘要：机构投资者行为对股票市场稳定性的影响一直备受关注。机构投资者在中国股票市场是否能发挥“市场稳定器”作用？本文针对以上问题以2008-2017年证券投资基金的持股数据为例，通过加入代表牛熊市的虚拟变量建立非平衡面板回归模型，对机构投资者能否发挥稳定股市的作用进行实证研究。研究表明，全样本时期，机构投资者不仅没有起到稳定股市的作用，而且助长了股票市场的波动。在牛市背景下，机构投资者对股票波动率影响更大。分阶段的研究结果显示，2013年以前，不管是牛市还是熊市，机构投资者对股市的大涨大跌起到了助推作用。2013年以后，没有发现机构投资者在熊市中对股票波动率产生作用，但是在牛市依然是导致股市波动的重要因素。最后根据研究结果提出了对机构投资者的加强内部治理的建议。

关键词：机构投资者持股；股市波动；非平衡面板；牛熊市

1.引言

2017年以来，随着中国职业年金入市获得实质性进展、养老金跑步入市以及国家队增持等诸多政策的实施，中国股市的机构化程度正在加速推进，中国股市正在逐渐进入“机构化时代”。截止2017年12月底，我国境内共有基金管理公司132家，共有基金4690支，基金资产净值达到116118亿元。机构投资者的迅速壮大，改变了我国“散户化”的市场结构，机构投资者占市值的比例不断上升。机构投资者的快速发展，一方面能够带动市场资金的迅速发展增加，另一方面是希望机构投资者能够对证券市场起到稳定的作用，同时监督市场的发展。但是机构投资者在分流和转化储蓄资金，促进投资基金市场迅速扩大的同时，其投资行为也对股票市场也具有消极影响，不仅助长了股市的投机氛围，而且在机构投资者的投机行为影响股票市场稳定性的同时，也影响了机构投资者在我国证券市场的地位和作用，进而限制了其自身的发展。机构投资者是否能够发挥“市场稳定器”的作用值得我们深思。

本文作者：何伟，江西财经大学统计学院研究生，研究方向：金融风险管理

2. 文献综述

机构投资者对股市波动影响的相关文献研究大概可以分为三种：

第一是机构投资者持股降低了股票市场的波动，有助于稳定市场。盛军锋、邓勇和汤大杰（2008）从市场整体的角度利用 GARCH 模型和条件波动方程检验了机构投资者的市场影响。检验结果表明，机构投资者进入市场在一定程度上发挥了减小市场波动、稳定市场的作用。邓学斌（2009）利用 GARCH 模型研究社保基金和 QFII 对市场的影响，发现机构投资者能够显著抑制我国股票市场的波动并且降低股票收益率。童元松（2016）采取 SVAR 模型研究了机构投资者规模对股市波动率的影响。研究表明，机构投资者持股行为可以显著的降低股市波动性，但是对流动性具有一定的负面影响，并且在牛市中更为明显。

第二是机构投资者持股不仅没有稳定市场，反而加剧了股价的波动。李娜和曹崇延（2008）通过对 2002-2007 年的基金持股数据的研究发现，基金持股比例的提高助长了股票市场的波动。胡金焱和亓彬（2011）采用了 2004-2010 年的基金的数据，利用脉冲分析和面板数据分析的方法对机构持股与股市波动关系进行分析得出基金持股加剧了股市波动，并且在大盘下行期间加剧作用更为明显。

第三是机构投资者与股市稳定之间的关系不确定。宋晓萍（2013）从作用机理方面对我国机构投资者和证券市场稳定性进行了研究，并将证券市场的稳定性具体化为股票价格的波动，但是结论并不显著，表明机构投资者对我国证券市场稳定性两方面的影响不相上下。张文远、孟楠丁和张天培（2017）以基金指数变化代表投资者情绪波动，实证检验其投资行为对我国股市波动的时变性及杠杆效应。研究结果表明，机构投资者处于不同的情绪下对股市波动会产生不同的影响。当机构投资者处在情绪高涨时，由于投资者过度自信心理的存在，其投资行为明显加剧股市波动。而当机构投资者处在情绪下降时，其投资行为对股市波动的负向杠杆效应不如情绪高涨时明显。

3. 研究设计

3.1 牛熊市划分

本文研究不同市场状态下机构投资者持股行为对股票市场波动的影响，因此如何区分牛市和熊市是首先需要解决的问题。本文以上证综合指数为划分依据，借鉴 Pagan 和 Sossounov（2003）牛熊市的判定方法，对我国 2008 年 1 月至 2017 年 10 月的中国股票市场牛熊市按照波峰波谷理论进行划分。

首先，对上证综指的波谷和波峰进行判定。以样本期当月内上证综指日收盘价的平均值为月股票数据。比较当月股票价格与前后 3 个月股票价格的大小，若当月股票价格

为窗口时期股票价格的最大值则判定为波峰；若当月股票价格为窗口时期股票价格的最小值则判定为波谷；其次，要求波峰和波谷交替出现。若波峰连续出现则取其最大值，若波谷连续出现则取其最小值。最后，限定其他的条件：①为避免虚假的牛市和熊市出现，本文限定波峰和波谷交替出现的周期的不得少于4个月。②鉴于我国股票市场容易出现短时间内股票价格暴涨暴跌的特性，若周期内股票价格涨跌幅度超过20%，则不受单个熊市和牛市不得少于4个月的条件限制。

参考薛文忠（2012）做法，对于一个季度内既出现牛市又出现熊市的情况，若出现2个月牛市行情，则该季度被划分牛市，若出现2个月熊市行情，则该季度被划分为熊市。经过周期转换，按季度划分的牛熊市周期更替情况如表3.1。

表 3.1 沪市牛熊市更替情况（2008.Q1-2017.Q3）

周期	市场环境	月度划分时间段	季度划分的时间段
1	熊市	2008.01-2018.11	2008q1-2008q4
	牛市	2008.12-2009.12	2009q1-2009q4
2	熊市	2010.01-2010.7	2010q1-2010q2
	牛市	2010.09-2011.04	2010q3-2011q1
3	熊市	2011.05-2014.03	2011q2-2014q1
	牛市	2014.04-2015.06	2014q2-2015q2
4	熊市	2015.07-2016.02	2015q3-2016q1
	牛市	2016.03-2017.09	2016q2-2017q3

3.2 变量选取

①股票价格的波动率（ σ ）

由于公开的机构投资者持股数据只有季度数据，因此在研究机构投资者对股票市场波动的影响时也只能用季度频率的指标来衡量。将股票*i*在*t*季度内的波动率 σ_{it} 定义为股票*i*季度*t*内日收益率的标准差。即：

$$\sigma_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (r_{im} - \bar{r}_m)}{n-1}} \quad (3.1)$$

其中 $r_{im} = \ln \frac{p_{im}}{p_{im-1}}$ 。 p_{im} 为公司 i 在交易日 m 的股票收盘价, r_{im} 为公司 i 在交易日 m 的

对数收益率, n 为该季度内的交易日个数。

②机构投资者持股比例 ($hold$):

定义机构投资者持股数据为每个季度末机构投资者持股总市值占该上市公司流通股的比例, 用 $hold_{it}$ 表示。其计算公式为 $hold = VALUE_{it}^{INST} / VALUE_{it}^{TRAD}$, 其中 $VALUE_{it}^{INST}$ 表示在 t 季度末所有机构投资者持有的第 i 家上市公司的股票市值, $VALUE_{it}^{TRAD}$ 表示在 t 季度末第 i 家上市公司流通股市值。

③市场行情虚拟变量 ($BULL$):

本文研究的是不同的市场环境下机构投资者持股对股票市场波动性的影响, 因此设定市场行情虚拟变量 $BULL_t$, 若 t 时期股票市场为牛市行情, 则 $BULL_t = 1$; 若为熊市, 则 $BULL_t = 0$ 。

影响股票波动率的因素众多, 包括宏观经济因素如金融政策的变动、流动性的冲击等; 以及微观因素如投资者结构的构成、上市公司的体量和质量等。本文在现有文献研究的研究基础上加入了对股票波动影响较大的因素作为控制变量, 包括: 公司规模、换手率、市场波动和滞后一期的股票收益率等。

具体变量定义和描述如表 3.2 所示。

表 3.2 变量定义和描述

	变量	符号	定义
因变量	股价波动率	σ	股票收益率的季度标准差
自变量	机构持股数据	Hold	机构投资者持股股数占流通股比例
	市场行情	T	虚拟变量, 牛市为 1, 熊市为 0
控制变量	公司规模	Size	流通股总市值
	换手率	Turnover	季度换手率
	市场波动率	σ^m	上证综指季度内各交易日收益率的标准差
	滞后一期的股票收益率	R	股票上季度收益的季度收益率

3.3 模型构建

相关学者在研究机构投资者与股票市场波动性相关关系时, 经常采用季度数据的横截面分析模型, 但由于横截面数据存在非平稳性, 且忽略了时间维度, 因此季度数据的

横截面分析模型所得出的结论并不可靠。本文采用时间跨度的非平衡面板模型，可以有效降低数据的非平稳性，从而降低变量的相关性。

根据以上设置的变量，考虑不同的市场行情下股票收益波动可能不同，同时，鉴于不同的市场行情下机构投资者在对股票波动也有可能造成有不同的影响，故在模型中引入了代表市场行情的虚拟变量 T 和机构投资者持股比例与虚拟变量的交叉项 $hold_{i,t} * T_t$ ，建立如下的计量经济模型。

$$\sigma_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Hold_{i,t} + \beta_2 T_t + \beta_3 Hold_{i,t} * T_t + \beta_4 \ln size_{i,t} + \beta_5 Turnover_{i,t} + \beta_6 \sigma_t^m + \beta_7 R_{i,t-1} + \varepsilon \quad (3.2)$$

其中 β_1 和 β_3 是本节重点关注的参数。若 β_3 的系数为正，则表明对于熊市来说，在牛市行情下机构投资者持股对公司股票价格的波动影响较大；若为负值，则表明在熊市条件下，机构投资者持股对上市公司的股票价格波动影响较大。具体市加剧市场波动还是稳定市场，要结合持股比例系数和持股比例与虚拟变量的交叉项系数之和决定。

4. 实证分析

4.1 数据与描述性统计

4.1.1 数据来源

本章研究对象为保证研究区间涵盖完整的牛熊市周期，样本区间从 2008 年 1 季度至 2017 年 3 季度，以我国 A 股市场中基金持股比例超过 10% 的股票为研究对象。其中，机构投资者持股比例数据以及公司流通股市值的数据来自和讯网，其他公司财务数据来自锐思 (resset) 金融数据库。选择基金持股比例超过 10% 的股票而非基金持有的全部股票进行研究的主要原因是，基金持股比例过低的股票其主要持有者是个人投资者，机构投资者持股难以对其产生有效的影响，不利于我们分析机构投资者持股与股票价格波动之间的关系。

在选取样本的过程中，对其做了如下处理：(1) 本文的研究对象是投资证券以获得投资收益的机构投资者，而一些机构投资者例如保险公司和券商是作为控股股东持有某上市公司的股票，这不在我们研究之类予以剔除 (2) 剔除数据记录缺失或不完整的上市公司股票。最后，共获得 39 个季度共 4340 个数据。

4.1.2 描述性统计

表 4.1 主要变量简单描述性统计

变量	最大值	最小值	均值	牛市均值	熊市均值
持股比例 (%)	52.44000	10.00000	16.9900929	16.3396584	17.496802
股票波动率	0.081493	0.008071	0.03082076	0.02921076	0.0320750

表 4.1 给出主要变量的简单描述性统计。样本数据中持股比例最大的 52.44%，最低的是 10%。股票波动的最大值是 0.081493，股票波动的最小值是 0.008071。区分牛熊市，我们发现熊市机构投资者的持股比例高于牛市的机构投资者，并且熊市的波动也略大于牛市，但是两者非常接近。从简单的描述性统计中我们无法得出确切的结论。

表 4.2 变量相关系数

	σ	<i>hold</i>	<i>turnover</i>	$\ln size$	R_{t-1}	σ^m
σ	1.00	0.03	0.45	-0.11	0.23	0.60
<i>hold</i>	0.03	1.00	-0.16	0.06	0.02	0.08
<i>turnover</i>	0.45	-0.16	1.00	-0.05	0.20	0.16
$\ln size$	-0.11	0.06	-0.05	1.00	0.00	0.06
R_{t-1}	0.23	0.02	0.20	0.00	1.00	0.12
σ^m	0.60	0.08	0.16	0.06	0.12	1.00

表 4.2 给出了变量的相关系数。可以看出，股票波动 σ 与机构投资者持股比例以及公司股票流通股换手率呈正相关，且相关系数分别为 0.03 和 0.45；股票波动与上市公司流通股市值呈负相关，与上一季度的收益呈正相关。此外，个股股票收益波动与市场收益波动的相关系数为 0.60，说明两者高度正相关，符合经济理论的结论，初步验证了所用样本具有高度的代表性。

4.2 实证结果分析

4.2.1 面板回归

为了检验机构投资者持股对股票价格波动的影响，本文采用面板数据对方程进行回归分析，并通过 Hausman 检验确定使用固定效应或随机效应模型。模型的 Hausman 检验的结果显著，故采用固定效应模型。从表 4.3 中可以看出。对于控制变量，个股股价波动率与市场波动率和换手率高度正相关，符合经济规律。个股股价的波动与前期股票的收益率呈正相关关系，这表明机构投资这采用了追涨杀跌的投资策略。

表 4.3 面板数据回归结果

解释变量	模型		
Hausman	0.0000		
检验结果	拒绝原假设		

续表

解释变量	模型	T 值	p 值
模型选取	固定效应	T 值	p 值
截距	-0.004233	-1.44	0.150
Hold	0.000059	2.69	0.007
T	-0.005416	-8.57	0.000
Hold*T	0.000153	4.58	0.000
LnSize	0.001272	5.92	0.000
Turnover	0.000083	25.71	0.000
σ^m	0.832066	42.69	0.000
R	0.000855	2.30	0.021
\bar{R}^2	0.5270		
F-static	591.28		
观测数	4340		

从解释变量的系数来看，在控制了可能影响股票价格波动率的影响的因素后，机构投资者持股比例的系数为正并且显著，因此判断在熊市行情下机构投资者持股行为加剧了股价波动。机构投资者持股比例与市场行情虚拟变量 $hold * T$ 的交叉系数为正，且在 1% 的水平下显著，说明机构投资者持股行为在牛市行情下也加剧了股票市场的波动，并且影响比熊市大的多。以上结果表明机构投资者不仅没发挥稳定股市的作用，而且加剧了股票市场的波动。在牛市背景下，机构投资者对股票收益波动率的影响更为显著。

4.2.3 分阶段检验

考虑到样本期内中国宏观经济环境的变化，股票市场也经历了数次暴涨暴跌，股票投资者以及持有机构资产的投资者对股票市场的认识发生了变化。也就是说样，不同时期机构投资者对股票市场的影响可能随着这些因素的变化而不同，同时为了保证实证结果的丰富性和稳健性，本文将样本区间划分为两个阶段。具体的来说，第一阶段为 2008 年至 2012 年，这一阶段虽然受到 2008 年的金融危机的影响但宏观经济依然保持高速增长。第二阶段为 2013 年至 2017 年，这一时期我国经济的增速放缓，已经由高速增长阶段转为中高速增长阶段。

检验结果表明，两个阶段的 Hausman 检验结果均显示固定效应模型的表现优于随机效应模型。表 4.4 给出了分阶段的面板回归结果。

表 4.4 分阶段的面板回归结果

解释变量	2008Q1-2012Q4	2013Q1-2017Q3
Hausman	0.000	0.000
检验结果	拒绝原假设	拒绝原假设
模型选取	固定效应	固定效应
截距	0.026568***	-0.019048***
Hold	0.000013**	0.000058
T	-0.000573	-0.012008***
Hold*T	0.000092**	0.000209***
LnSize	-0.001104***	0.003052***
Turnover	0.000061***	0.000074***
σ^m	0.812907***	0.669019**
R	0.001349***	0.000074
\bar{R}^2	0.5873	0.5268
F-static	280.15	353.58
观测数	2177	2163

注：***，**，*分别代表显著性水平为 1%,5%和 10%。

在控制变量中，市场价格波动指数变量 σ^m 的系数估计值为正，且在 1% 的显著性水平下显著，这意味着上市公司股价波动率与市场价格指数波动率正相关，这一结论与经济规律相符。第一阶段中滞后一期的股票收益率 $R_{i,t-1}$ 与股票波动呈正相关，说明在暴涨暴跌的市场环境中，投资者采取了追涨杀跌的策略，忽视了股价变化对上市公司杠杆水平的影响。第二阶段中滞后一期的股票收益率对股市波动影响并不显著。

在控制了流通市值、市场价格指数波动率等变量的影响下，我们发现在 2013 年以前，不管是牛市还是熊市，机构投资者对股市的大涨大跌起到了助推作用。2013 年以后，尚未发现机构投资者在熊市中对股票波动性产生影响的证据，但是在牛市依然导致是致股市波动的中重要因素。

4.3 稳健性检验

本文检验了机构投资者在不同的市场行情下对股票波动性的影响。在数据选取方面选取了超过 10% 的股票作为样本进行面板数据回归。为了保证稳健性，本文采用了 2012 年以后机构投资者持股比例高于 0.01% 样本数据进行了稳健性检验，结论基本不变。检验结果如表 4.5。

表 4.5 稳健性检验回归结果

解释变量	模型		
Hausman	0.000		
检验	拒绝原假设		
模型选取	固定效应	T 值	p 值
截距	-0.0339723	-40.71	0.000
Hold	0.0000795	5.97	0.000
T	-0.0093131	-66.89	0.000
Hold*T	0.0000707	3.99	0.000
LnSize	0.0059828	60.47	0.000
Turnover	0.0000374	69.61	0.000
σ^m	0.7551076	92.14	0.000
R	-0.0016543	-9.72	0.000
\bar{R}^2	0.3811		
F-static	6943.32		
观测数	26919		

5. 结论和建议

本文利用非平衡面板数据, 区分牛熊市, 对中国机构投资者持股是稳定了市场还是加剧了波动进行研究, 研究结果如下:

(1) 整个样本期来看, 机构投资者并没对股市起到稳定作用, 而是加剧了股票市场的波动。在牛市背景下, 机构投资者对该股票波动率影响更大。

(2) 分阶段的考察发现, 2013 年以前, 不管是牛市还是熊市, 机构投资者对股市的大涨大跌起到了助推作用。2013 年以后, 没有发现机构投资者在熊市中对股票波动性产生作用, 但是在牛市依然是导致股市波动的中重要因素。

本文的研究结果表明机构投资者对股票市场的波动性产生了推波助澜的作用, 对此我们应加强对机构投资者的监管和引导。第一, 加强内部治理结构。从源头上防范虚假信息等违规行为的产生, 建立独立董事竞聘制度。引入独立董事制度可以帮助机构投资者建立有效的董事会制约体制, 防止基金经理对股东利益的损害, 改善基金经理为了个人利益而进行短期交易的行为。同时发展基金管理人的外部竞争市场, 加强内部控制建设。第二, 建立合理的业绩评价指标。在金融创新的背景下, 建立合理的机构投资者业绩评价指标, 改变目前基金经理的业绩指标着眼于短期收益的现状, 减少其对交易佣金和自营收入的过度依赖, 发挥声誉压力对基金经理长期投资行为的激励, 鼓励机构进行价值投资。

参考文献

- [1]曹崇延,李娜.我国证券投资基金持股与股价波动的关系——基于动态面板数据模型的实证研究[J].西安电子科技大学学报(社会科学版),2008,(03):98-102
- [2]邓学斌.机构投资者与股价波动——以社保基金和 QFII 资金为例[J].海南金融,2009,(02):8-11
- [3]胡金焱,亓彬.证券投资基金与 A 股市场波动性——基于 2004-2010 年宏微观数据的实证分析[J].经济学动态,2011,(02):63-66
- [4]盛军锋,邓勇,汤大杰.中国机构投资者的市场稳定性影响研究[J].金融研究,2008,(09):143-151
- [5]宋晓萍.机构投资者对我国证券市场稳定的影响研究[J].上海金融,2013,(08):96-98
- [6]童元松.机构投资者行为对股市的影响研究[D].苏州大学,2016
- [7]薛文忠.机构投资者对股票市场波动的影响[D].东北财经大学,2012
- [8]张文远,孟楠丁,张天培.我国机构投资对股票市场波动影响研究——基于投资者情绪视角[J].北京工业大学学报(社会科学版),2017,17(01):60-66
- [9]Pagan A R, Sossounov K A. A Simple Framework for Analyzing Bull and Bear Markets[J]. 2001, 18(1):23--46

风险投资、派驻董事与高管主动离职

胡嘉丽

摘要: 高管集体离职现象一直是 A 股市场里的焦点。纵观资本市场, 突发性的 高管集体离职, 无论对上市公司的经营管理还是二级市场的股价表现, 都有明显的负面影响。尤其是高管辞职套现行为涉及股市长远发展问题, 如果长期不处理, 很有可能会导致十分严重的社会问题。如果风险投资及其派驻的董事(简称 VC 董事)能够从内部缓解高管主动离职套现现象, 则说明有风险投资参与的企业治理水平更好。具体而言, 风险投资参与公司治理的路径有两条: 一是参加股东大会, 二是派人进入董事会。基于上述分析, 本文以 2004~2016 年间在中小板和创业板上市的公司为研究对象进行实证检验风险投资和 VC 董事对高管主动离职的影响。结果表明: 第一, 风险投资能够抑制董事长主动离职率, 但是对总经理离职没有影响。第二, VC 董事也能够抑制董事长主动离职率, 但是对总经理离职没有影响。第三, 非国有背景的风险投资与董事长主动离职呈现显著负相关关系, 国有背景的风险投资与董事长主动离职无关。

关键词: 风险投资; 高管主动离职; VC 董事

1. 引言

1.1 研究背景

曾以明星姿态登陆创业板的掌趣科技(300315), 是近两年以来大股东减持、套现的典型。根据东方财富客户端显示, 2016 年掌趣科技主要股东套现金额近 30 亿元, 两年时间里, 大股东及管理层一共“卷走”60 多亿, 十几位管理层陆续辞职。高管人员进行辞职套现获得了巨额收益, 却将风险转移了其他人, 严重损害了员工和投资者利益。这些辞职套现的现象在 A 股市场经常发生, 著名经济学家成思危也曾表示高管辞职套现现象不利于股市、资本市场的健康发展, 若不尽早解决将会导致很严重的问题。

高管离职套现问题已经变得日益严峻, 而风险投资机构拥有丰富的市场资源、专业的管理团队和社会关系网, 它所带来的一系列增值服务会提高高管人员对公司的忠诚度从而减少主动离职。基于上述分析, 本文将以风险投资的治理作用作为切入点去研究风

险投资、派驻董事对高管主动离职的影响，以期发现风险投资及其派驻的董事能够抑制高管离职套现行为。

1.2 文献综述

纵观国内研究成果，我们能够发现研究风险投资董事与高管主动离职之间相关关系的文献很少。另外，由于区分高管主动离职还是被动离职的现实信息很难获取，多数学者并没有对高管离职类型进行分类研究，一般都是只区分正常变更和非正常变更，笼统地把主动离职和被动离联合二为一进行研究。何滔和崔毅（2014）发现不同的PE基金类型对高管离职的影响也不同，具体而言外资基金最为显著地降低了创业板公司高管主动离职的概率，同时国资基金和民营基金也能抑制高管主动离职，唯独券商直投资基金对高管主动离职没有显著的影响。辛清泉，梁政山和郭磊（2013）研究国有上市公司数据发现非控股股东派驻董事在董事会席位越多，总经理变更对企业业绩的敏感性越强。张天舒，黄俊和吴承根（2013）认为高管主动离职会减少股东财富市值，从而引起市场显著的负面反应。相反，对于高管非主动离职公司，累计超额报酬的均值和中位数均不显著异于零，市场无显著反应。梅春和赵晓菊（2016）研究了薪酬差异与高管主动离职率的关系，发现垂直薪酬差异和平行薪酬差异越高，则副总经理主动离职率越高。

2.理论分析与假设推导

Hochberg（2012）发现较之非风险投资支持的公司，风险投资支持的公司有更独立的董事会结构。特别是被投资公司上市时，风险投资能够充分发挥对管理层的监督作用。风险投资支持的公司治理结构会受到更程度的监控（Campbell, Frye, 2009），提高被投资公司的治理水平（蔡地，陈振龙，陈志军，2014），完善公司治理机制（赵玮，温军，2015）。同时何滔和崔毅（2014）指出PE基金能够提高高管忠诚度，从而抑制高管主动离职。那么风险投资对被投资公司的治理作用是否能充分发挥，从而抑制高管主动离职呢？由此，提出本文第一个假设：

H1：风险投资的参与会抑制被投资企业的高管主动离职。

Engel et al.,（2002）提到风险投资在委托代理问题中发挥着积极的监督作用。作为被投资企业的股东之一，风险投资会积极参与公司董事会治理活动，如撤换创始人和高管成员、提高独立董事比例、派驻外部非执行董事来进行管理和监督。袁蓉丽，文雯和汪利（2014）发现风险投资通过增加外部非独立董事的席位来改善董事会结构，相应地董事会的规模也会扩大。陆正飞和胡诗阳（2015）提出非执行董事不同于独立董事的聘任机制，非执行董事大多是由大股东，上级单位或者具有一定影响力的中小股东直接委派，代表背后股东的利益，不受制于管理层，在对管理层的监督方面，非执行董事的动机更

强,并且受到的掣肘更少。那么VC董事作为非执行董事的一种,他们对被投企业的监督作用是否更强呢?由此,提出本文第二个假设:

H2: 风险投资派驻的董事会抑制被投资企业的高管主动离职。

钱萃和张玮(2007)认为国有创业投资机构并没有完全市场化,由于缺乏经验和专业人才往往会出现一些投资失误,这有可能使得国有背景创业投资难以发挥其监督职能。张学勇和廖理(2011)也发现国有VC支持的公司IPO抑价率高于外资VC支持的公司。吴超鹏等(2012)以2002~2009年间A股上市公司作为样本发现国有风险投资机构在改善外部融资环境,缓解投资不足的问题上不如非国有风险投资机构。那么在高管主动离职这一事件上,国有背景VC和非国有背景VC是否存在差别呢?由此,提出本文第三个假设:

H3: 相比于国有背景VC,非国有背景VC对高管离职的影响程度更深。

3. 研究设计

3.1 数据来源

本文以2004年1月1日至2016年12月31日间中小板和创业板的上市公司为研究样本。高管离职的数据来自于CSMAR数据库的公司研究系列“董事长与总经理变更文件”。如果一个会计年度内发生多次高管主动离职,只保留第一次主动离职的数据。风险投资机构的基本信息以及风险机构对IPO公司的参与情况由笔者手工收集所得。主要参考了三份文件:《首次公开发行股票并在创业板上市招股说明书》、《上市公司关于设立以来股本演变情况的说明及其董事、监事、高级管理人员的确认意见》和《中国风险投资年鉴》,前两份文件来自于巨潮资讯网,后一份文件是由中国风险投资研究院出版。

公司特征变量、财务数据和高管特征变量是公开透明的数据,因此能够直接从CSMAR数据库和RESSET金融研究数据库下载。在参考众多文献之后本文对初始搜集的数据按照如下原则进行筛选:(1)只保留正常上市的非金融行业公司;(2)剔除未披露或信息披露不全、资料残缺、数据异常的样本;(3)删除资产负债率大于1的公司。最后对连续变量在1%和99%水平上进行winsorize缩尾处理,得到8423条数据。

3.2 变量选取

目前研究高管离职(Turnover)的文献中,大部分将研究重点放在“核心高管”即董事长和总经理离职上。因此本文中的高管离职特指董事长和总经理离职,剔除高管正常变更而只研究非正常变更(蒋荣,刘星,2012;周林洁,邱汛,2012),再将非正常变更进一步区分为主动离职和被动离职。参考曹廷求和张光利(2012)的做法将高管离职原因是“辞职”和“个人”的作为高管主动离职。具体变量定义如下。

表 3.1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
A 栏: 被解释变量		
高管离职	Turnover_chair	若发生董事长离职取值为 1, 否则为 0
	Turnover_chair_act	若发生董事长主动离职取值为 1, 否则为 0
	Turnover_ceo	若发生总经理离职取值为 1, 否则为 0
	Turnover_ceo_act	若发生总经理主动离职取值为 1, 否则为 0
B 栏: 解释变量		
风险投资是否参与被投资企业	vc_dummy	若风险投资介入企业取值为 1, 否则为 0
风险投资是否派出董事	vc_dir_dummy	若风险投资派出董事取值为 1, 否则为 0
风险投资是否国有	vc_statdummy	若风险投资具备国有背景取值为 1, 否则为 0
C 栏: 控制变量		
企业业绩	roa_med	对资产收益率进行行业中位数调整所得
任职年限	Lnchair_jobyear	董事长任职年数取对数
	Lnceo_jobyear	总经理任职年数取对数
年龄	Lnchair_age	董事长年龄取对数
	Lnceo_age	总经理年龄取对数
工资薪酬	LnWage	高管前三名薪酬总额取对数
成长性	Growth	营业收入增长率
杠杆率	Lev	负债总额/资产总额
董事会规模	Firm_dir	董事会人数
独立董事比例	Indep	独立董事占董事会人数的比例
两职合一	Dual	若董事长与总经理为同一人取值为 1, 否则为 0
股权集中度	LnFirstshare	第一大股东所持股份占总股份的比例取对数
公司规模	LnSize	公司总资产取对数
年度	Year	设置 12 个年度虚拟变量控制年度效应
行业	Ind	设置 14 个行业虚拟变量控制行业效应

3.3 模型设定

3.3.1 风险投资机构对高管离职的影响

$$\text{Turnover1} = \alpha_1 \text{vc_dummy} + \alpha_2 \text{roa_med} + \alpha_3 \text{Lnchair_jobyear} + \alpha_4 \text{Lnchair_age} + \sum \alpha_n \text{controls} + \text{Ind} + \text{Year} + \varepsilon \quad (3.1)$$

$$\text{Turnover2} = \beta_1 \text{vc_dummy} + \beta_2 \text{roa_med} + \beta_3 \text{Lnceo_jobyear} + \beta_4 \text{Lnceo_age} + \sum \beta_n \text{controls} + \text{Ind} + \text{Year} + \varepsilon \quad (3.2)$$

模型 (3.1) 中 Turnover1 表示董事长离职, 董事长主动离职。模型 (3.2) 中 Turnover2 表示总经理离职, 总经理主动离职。模型 (3.1) (3.2) 用来检验 H1, 风险投资与对董事长离职和总经理离职的影响。如果 vc_dummy 的系数在方程 (3.1) (3.2) 显著为正,

则说明风险投资的参与会增加高管离职率；如果 vc_dummy 的系数在方程 (3.1) (3.2) 显著为负，则说明风险投资的参与会降低高管离职率。

3.3.2 风险投资董事对高管离职的影响

$$\text{Turnover1} = \gamma_1 vc_dir_dummy + \gamma_2 roa_med + \gamma_3 Lnchair_jobyear + \gamma_4 Lnchair_age + \sum \gamma_n controls + Ind + Year + \varepsilon \quad (3.3)$$

$$\text{Turnover2} = \delta_1 vc_dir_dummy + \delta_2 roa_med + \delta_3 Lnceo_jobyear + \delta_4 Lnceo_age + \sum \delta_n controls + Ind + Year + \varepsilon \quad (3.4)$$

模型 (3.3) (3.4) 中 Turnover1 和 Turnover2 定义如上。模型 (3.3) (3.4) 用来检验 H2，如果 vc_dir_dummy 的系数在方程 (3.3) (3.4) 显著为正，则说明 VC 董事会增加高管离职率；如果 vc_dir_dummy 的系数在方程 (3.3) (3.4) 显著为负，则说明 VC 董事会降低高管离职率。以上四个回归模型均为 Logit 模型且样本量为全样本，即所有中小板和创业板上市公司。

4. 实证结果分析

4.1 描述性统计

表 4.1 是本文主要变量的描述性统计结果，样本总量 8423 个，涵盖了 1375 家在中小板和创业板上市的企业。 vc_dummy 的均值为 0.214，基本与上市当年风险投资参与所占比例 45.67% 相符。因为上市当年参与的风险投资机构在随后的年份中会逐渐退出，所以全样本均值较小。全样本中 vc_dir_dummy 均值为 0.166 可以粗略看出，风险投资派出董事人数一样会随着年份的增加而退出，而且大部分 VC 董事比风险投资退出得早。

表 4.1 描述性统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
A栏：被解释变量					
Turnover_chair	0.0370	0.189	0	1	8423
Turnover_chair_act	0.0110	0.102	0	1	8423
Turnover_ceo	0.0760	0.265	0	1	8423
Turnover_ceo_act	0.0220	0.145	0	1	8423
B栏：解释变量					
vc_dummy	0.214	0.410	0	1	8423
vc_dir_dummy	0.166	0.372	0	1	8423
vc_statdummy	0.165	0.371	0	1	8423
C栏：控制变量					
roa_med	-0.00200	0.0590	-1.001	0.922	8423
Lnchair_jobyear	1.633	0.610	-3.820	2.893	8423
Lnceo_jobyear	1.426	0.710	-5.207	2.945	8423

续表

变量名	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
Lnchair_age	51.96	7.480	28	86	8423
Lnceo_age	48.26	6.675	26	79	8423
LnWage	14.01	0.673	11.00	16.89	8423
Growth	8.233	649.7	-8.359	59000	8423
Lev	0.321	0.166	0.0970	0.598	8423
Firm_dir	9.728	2.505	2	25	8423
Indep	38.62	7.228	28.57	50	8423
LnFirstshare	3.460	0.439	1.423	4.460	8423
Dual	1.627	0.484	1	2	8423
LnSize	21.33	0.879	18.52	25.70	8423

4.2 实证结果

表 4.2 中的模型 (1) 到模型 (4) 分别表示风险投资对董事长和总经理离职的影响。从模型 (2) 可以看出 vc_dummy 的系数为 -0.953, 说明风险投资会抑制董事长主动离职且在 5% 的水平上显著。H1 得证。从模型 (3) 和模型 (4) 的回归结果我们可以看到风险投资对总经理离职、总经理主动离职都没有显著性影响。除此之外, 股权集中度的系数为 -0.853 且在 1% 水平上显著, 这说明第一大股东持股比例越高, 董事长越不可能主动离职。

表 4.2 风险投资机构对高管主动离职的影响

	(1) 董事长离职	(2) 董事长主动离职	(3) 总经理离职	(4) 总经理主动离职
vc_dummy	-0.695*** (-3.70)	-0.953** (-2.54)	0.132 (1.22)	-0.004 (-0.02)
roa_med	-0.228 (-0.23)	-3.549*** (-2.63)	-0.583 (-0.80)	-1.893 (-1.64)
$Lnchair_jobyear$	-0.183* (-1.77)	-0.145 (-0.83)		
$Lnceo_jobyear$			-1.346*** (-18.34)	-1.001*** (-10.27)
$Lnchair_age$	0.047*** (5.92)	0.018 (1.20)		
$Lnceo_age$			0.050*** (7.69)	0.015 (1.32)
$LnWage$	-0.043 (-0.32)	0.120 (0.49)	-0.013 (-0.13)	-0.045 (-0.26)
$Growth$	0.000	0.000	-0.012**	-0.004

续表

	(1) 董事长离职	(2) 董事长主动离职	(3) 总经理离职	(4) 总经理主动离职
	(0.52)	(0.16)	(-2.07)	(-0.56)
Lev	0.820*	0.532	-0.231	0.333
	(1.80)	(0.65)	(-0.69)	(0.56)
Firm_dir	0.254***	0.082**	0.050***	-0.065*
	(12.08)	(1.97)	(2.92)	(-1.94)
Indep	0.002	-0.021	0.008	-0.036***
	(0.23)	(-1.35)	(1.36)	(-3.10)
Dual	-0.050	-0.015	1.080***	0.431***
	(-0.40)	(-0.07)	(9.86)	(2.61)
LnFirstshare	-0.178	-0.853***	0.182	0.235
	(-1.08)	(-2.78)	(1.48)	(1.07)
LnSize	-0.257**	-0.365*	-0.068	-0.003
	(-2.18)	(-1.71)	(-0.77)	(-0.02)
_cons	-2.150	4.869	-5.552**	-3.149
	(-0.77)	(1.01)	(-2.56)	(-0.87)
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8405	8405	8401	8401
pseudo R²	0.096	0.070	0.146	0.101

注：系数下方括号内的数值表示相对应的t统计量，*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上统计显著。

表 4.3 中的模型（1）到模型（4）分别表示风险投资董事对董事长和总经理离职的影响。我们可以看到模型（1）和模型（2）中 *vc_dir_dummy* 的系数分别为-0.400 和-0.665，在 5%和 10%的水平上统计显著，另外两个模型中 *vc_dir_dummy* 均无显著性。这表明风险投资董事能够抑制董事长主动离职而对总经理离职没有影响。H2 得证。

表 4.3 VC 董事对高管主动离职的影响

	(1) 董事长离职	(2) 董事长主动离职	(3) 总经理离职	(4) 总经理主动离职
vc_dir_dummy	-0.400**	-0.665*	0.159	0.095
	(-2.16)	(-1.78)	(1.33)	(0.44)
roa_med	-0.056	-3.805***	-0.543	-1.937*
	(-0.05)	(-2.86)	(-0.75)	(-1.68)
Lnchair_jobyear	-0.158	-0.108		
	(-1.52)	(-0.61)		
Lnceo_jobyear			-1.348***	-1.003***
			(-18.36)	(-10.29)

续表

	(1) 董事长离职	(2) 董事长主动离职	(3) 总经理离职	(4) 总经理主动离职
Lnchair_age	0.047*** (5.89)	0.017 (1.17)		
Lnceo_age			0.050*** (7.70)	0.015 (1.33)
LnWage	-0.035 (-0.27)	0.123 (0.51)	-0.016 (-0.17)	-0.049 (-0.29)
Growth	0.000 (0.52)	0.000 (0.15)	-0.012** (-2.06)	-0.004 (-0.57)
Lev	0.828* (1.82)	0.515 (0.63)	-0.230 (-0.68)	0.359 (0.61)
Firm_dir	0.258*** (12.28)	0.087** (2.09)	0.049*** (2.81)	-0.066** (-1.97)
Indep	0.002 (0.28)	-0.021 (-1.32)	0.009 (1.40)	-0.035*** (-3.01)
Dual	-0.054 (-0.43)	-0.016 (-0.07)	1.086*** (9.89)	0.441*** (2.66)
LnFirstshare	-0.158 (-0.95)	-0.846*** (-2.76)	0.187 (1.51)	0.241 (1.09)
LnSize	-0.233** (-1.98)	-0.326 (-1.55)	-0.070 (-0.79)	0.004 (0.02)
_cons	-2.950 (-1.07)	3.868 (0.81)	-5.498** (-2.54)	-3.343 (-0.93)
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8405	8405	8401	8401
pseudo R²	0.091	0.065	0.146	0.101

注：系数下方括号内的数值表示相对应的t统计量，*、**、*** 分别表示在10%，5%，1%的水平上统计显著。

表 4.4 是在仅有风险投资的子样本中所做的倾向评分匹配法 (PSM) 的结果, 能够排除风险投资家的“选择作用”和内生性问题对实证研究结果造成的偏差, 限于篇幅, 匹配过程在此省略。从下表的核匹配中, 我们可以看到子样本中董事长主动离职 ATT 值为-0.006 且在 5%水平上显著; 非国有背景 VC 样本中董事长的主动离职 ATT 值为-0.005 且在 10%水平上显著; 而国有 VC 样本中董事长主动离职无显著性。这说明非国有风投能够抑制董事长主动离职, 国有风投对董事长主动离职没有影响。H3 得证。

表 4.4 不同性质风险投资对高管离职的平均处理效应

	子样本		国有风投		非国有风投	
	ATT	t 值	ATT	t 值	ATT	t 值
核匹配						
Turnover_ceo	0.005	0.698	0.011	0.513	0.001	0.156
Turnover_chair	-0.018	-4.13***	-0.04	-2.418**	-0.018	-3.437***
Turnover_ceo_act	-0.002	-0.363	0.002	0.275	0.003	0.528
Turnover_chair_act	-0.006	-2.504**	-0.001	-0.066	-0.005	-1.835*

注：系数下方括号内的数值表示相对应的t统计量，*、**、*** 分别表示在10%，5%，1%的水平上统计显著。

5.结论

本文以风险投资的治理作用作为切入点去研究风险投资、派驻董事对高管主动离职的影响，实证结论如下：第一，风险投资能够抑制董事长主动离职率，但是对总经理离职没有影响。第二，VC 董事也能够抑制董事长主动离职率，但是对总经理离职没有影响。第三，非国有背景的风险投资与董事长主动离职呈现显著负相关关系，国有背景的风险投资与董事长主动离职无关。之所以风险投资只对董事长离职率有影响而对总经理离职无影响，可能的原因在于风险投资发展到当前，对于公司控制权之争从来没有停止。控制权配置是公司治理的核心与关键，与控制权相关的利益分配就成为了各方关注的焦点（党兴华，贺利平，王雷，2008）。若风险投资在经济利益和战略规划上与创始人发生冲突和争议，被投企业的控制权便成为创业家与风险投资家争夺的目标。而总经理作为职业经理人的一种，有着较强的专业技能和丰富的管理经验，若总经理是外聘而来，则与总经理离职相关性更高的应该是个人能力和业绩因素。

参考文献

- [1]蔡地，陈振龙，陈志军.创业投资的治理作用:基于代理成本视角的实证分析[J].管理科学，2014:52~62
- [2]曹廷求，张光利.上市公司高管辞职的动机和效果检验[J].经济研究 2012(6):74~88
- [3]党兴华，贺利平，王雷.基于典型相关的风险企业控制权结构与企业成长能力的实证研究[J].软科学，2008(4):140~143+148
- [4]何滔，崔毅.PE 对创业板公司高管主动离职的影响[J].证券市场导报，2014(9):27~36+72
- [5]靳明，王娟.风险投资介入中小企业公司治理的机理与效果研究[J].财经论丛，

2010(06):88~94

[6]蒋荣,刘星.控制权私利、公司业绩与CEO变更—兼评上市公司内部治理机制的效率[J].财经研究,2010(10):134~144

[7]陆正飞,胡诗阳.股东—经理代理冲突与非执行董事的治理作用—来自中国A股市场的经验证据[J].管理世界,2015(01):137~146

[8]钱萃,张炜.我国创业投资的回报率及其影响因素[J].经济研究,2007(05):79~91.

[9]吴超鹏,叶小杰,吴世农.媒体监督、政治关联与高管变更—中国的经验证据[J].经济管理,2012(02):68~76

[10]辛清泉,梁政山,郭磊.非控股股东派驻董事与国有企业总经理变更研究[J].证券市场导报,2013(04):47~51

[11]袁蓉丽,文雯,汪利.风险投资和IPO公司董事会治理—基于倾向评分匹配法的分析[J].中国软科学,2014(05):123~133

[12]张天舒,黄俊,吴承根.公司高管主动离职影响因素及其财富效应的研究[J].财贸经济,2013(1):56~63,136

[13]Campbell II, Terry L. & Frye, Melissa B. "Venture capitalist monitoring: Evidence from governance structures," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2009, 49(2): 265~282

[14]Hochberg, Yael V..Venture Capital and Corporate Governance in the Newly Public Firm[J],2012,16(2):429~480

[15]ENGEL E,GORDON E,HAYES R. The Role of Performance Measures and Monitoring in Annual Governance Decisions in Entrepreneurial Firms[J]. *Journal of Accounting Research*.2002,40(2):485~518

人民币汇率与股价之间的相关性研究

刘奇伟

摘要：随着我国金融市场的不断发展，人民币汇率与股价之间的变动关系也变的更加紧密。在外汇市场中，汇率定义为两种货币之间的兑换比率，而股票市场中的股票价格作为实体经济的晴雨表，两者之间必然具有某些内在逻辑。本文通过单位根检验、Granger 因果关系检验、协整检验、向量自回归模型和方差分解，分析人民币汇率与股价之间的相关性。结果表明，人民币汇率与股价之间具有弱的负相关性；从长期看人民币汇率与股价存在协整关系，并且人民币汇率是股价的 Granger 原因，而股价不是人民币汇率的 Granger 原因。进一步，从汇率与各板块指数的关系来看，房地产业、金融保险业、交通运输仓储业、采掘业和制造业这五大板块指数对数与人民币汇率之间存在长期协整关系，并且人民币汇率是这些板块指数的 Granger 原因。

关键词：人民币汇率；股价；相关性；板块指数

1.引言

在开放经济条件下，汇率对经济影响十分显著。汇率定义为两种货币之间兑换比率，通常被当做连接国内外商品市场和金融市场的纽带。而股票价格指数则被称作反映实体经济的“晴雨表”，即能够迅速且有效的体现实体经济发展及其变化。外汇市场和股票市场作为中国金融市场的重要组成部分，市场之间必然存在一定的联系。而反映两个市场走势的指标，即汇率和股价，它们之间是否存在明显的内在逻辑关系，我们并不得知。实际上，通过对两个指标之间的相互关系进行分析，可以进一步说明外汇市场与股票市场之间的具体联系。因此，关于外汇市场与股票市场之间的内在联系，也就是说，外汇市场与股票市场之间到底是如何运行的，即股价如何影响汇率或汇率波动如何股价，我们需要深入且详细的探讨。这不仅可以帮助决策制定者和宏观经济管理者提供调控市场经济运行的基本工具，而且也可以指引投资者的投资更加趋于理性。

2.文献综述

对于汇率与股价两者之间关系的研究，国内外都已取得比较丰硕的成果。在理论方面，Dornbusch and Fisher(1980)提出流量导向模型（flow-oriented model）。他们认为汇率

变动会对国家贸易收支和该国产品竞争力发生影响,进而影响一国宏观经济和公司业绩,使得该国股价发生变化,随着资本市场不断丰富完善,股价与汇率变化将会在资本流动上显现,而不是在资本账户上。这份研究报告所处国际经济大环境不同,相对目前国际发展形势,虽然有些滞后,但其研究逻辑还是有很大借鉴之处。时隔三年,Branson(1983)and Frankel(1983)提出存量导向模型(stock-oriented model)。他们认为一国汇率的高低是由市场对该国货币供求关系的影响,一国的股价上涨会吸引外国资本流入,这样就会导致本币需求增加,本国货币将面临升值;反之,当本国股价处在不断下跌的趋势中,外国资本将会大量出逃,这样就会导致本币供给增加,本国货币将面临贬值。这份研究报告我们可明显看到外汇市场与股票市场之间内在联动关系,股价变化随着国际资本流动会导致汇率变化。Bahmani--Okooce等(1992)通过对美国外汇市场和股票市场的研究发现,这两者之间存在双向因果关系。而叶永刚等(2006)发现人民币汇率与中美贸易不存在因果关系。林怡人(2011)发现人民币汇率与上证指数之间存在双向Granger因果关系。以上三篇是通过研究两者的因果关系来分析问题,后面又有一些学者对汇率与股价的理论传导机制进行分析。Granger Clive WJ等(2000)通过分析几个亚洲国家外汇市场与股票市场之间变化关系,发现汇率与股价之间变化关系会受投资组合渠道影响。Hibiki和Koyama(2011)通过分析汇率波动与利率平价失效之间关系,发现汇率变动会通过影响利率进而影响股价。Tsai(2012)通过研究股价与汇率之间的关系发现,股价变化会通过影响投资者的投资组合进而影响汇率的变化。Granger Clive WJ、Hibiki和Koyama这两篇文章揭示的是汇率影响股价的传导机制,而Tsai这篇文章分析的是股价变化对汇率的影响及传导机制。

3.实证分析

3.1 变量确定

本文在开放经济模型下,从经常项目、资本和金融项目两个层面分析人民币汇率与股价之间变化关系,由于中国金融市场不断发展,国内学者对其逻辑变化早已深入研究。黄金老(2001)利用戈登模型和利率平价理论,分析利率中介传导机制下汇率与股价之间变化关系。汤艳(2007)增加基础货币供应量,分析汇率与股价之间变化关系。江春等(2015)分别从资本冲击、成本冲击与需求冲击三个层面分析汇率预期对股价影响机理原理。

本文在分析外汇市场与股票市场之间变化关系时,把人民币对美元汇率(HL)和全部A股综合股价指数(ADEX)作为因变量,将进口总量(IM)、出口总量(EX)、短期国际资本流动量(CFDI)、利率(I)和广义货币供应量(M2)作为自变量,对它们进行模型构建,所得到的结果如下。

表 3.1 t 统计量

自变量	HL	ADEX
IM	-0.01304	0.32075
EX	-0.05062	0.87503
CFDI	1.41370	1.03702
I	1.01932	-0.05724
M2	1.95201	0.72185

从上表 3.1 可看出,人民币对美元汇率和全部 A 股综合指数对这五个中间传导变量的 t 统计量结果都不显著。所以,我们不应将这五个中间变量放入模型构建中,而应将它们视为结论解释中影响因素分析。

3.2 相关性检验

通过观察汇率与上证指数十几年的走势,我们可看出汇率出现下跌的时候,伴随上证指数出现上涨;当汇率出现上涨的时候,上证指数却是下跌。人民币对美元汇率与全部 A 股综合指数是否存在相关性,以及存在相关性强弱程度如何,这需要我们进一步对其进行实证分析。

表 3.2 HL 与 ADEX 的相关性

	ADEX	HL
ADEX	1.00000	-0.31357
HL	-0.31357	1.00000

由上表 3.2 可看出全部 A 股综合指数 (ADEX) 和人民币对美元汇率 (HL) 相关系数为-0.31357,这说明 HL 和 ADEX 具有反向的关系,即在直接标价法下本国货币升值国内股价伴随上涨。

3.3 平稳性检验

一般来说,金融变量绝大多数都属于非平稳性变量。所以,我们在分析 HL 与 ADEX 的关系时,需要预先对它们进行平稳性检验。因此,本文采用标准的单位根检验对这两个金融变量进行检验。

表 3.3 序列的 ADF 检验

变量	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
ADEX	-1.33213	-2.58254	-1.94333	-1.61512	不平稳
ADEX 的一阶差分	-2.98224	-2.58254	-1.94333	-1.61512	平稳
HL	-1.51982	-2.58254	-1.94333	-1.61512	不平稳
HL 的一阶差分	-5.92147	-2.58254	-1.94333	-1.61512	平稳

由上表 3.3 可看出, ADEX 这个变量是不平稳的, 而差分后的 ADEX 是平稳的; 同样, HL 这个变量是不平稳的, 而差分后的 HL 是平稳的。

3.4 协整检验

通过前面平稳性检验可知, ADEX 和 HL 都是一阶单整时间序列, 这就满足协整检验条件。由于本文只有两个变量, 所以我将使用 EG 两步法对这两个金融变量进行协整检验。

表 3.4 残差 E 的 ADF 检验

序列	ADF 检验	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
E	-3.48673	-3.44391	-2.86746	-2.56992	平稳

由上表 3.4 可看出, 残差序列的单位根检验值小于 1%显著性水平下临界值, 这说明该残差序列是平稳的。通过 EG 两步法原理我们可知, ADEX 和 HL 存在动态平衡关系, 这说明 ADEX 和 HL 之间具有协整关系。

3.5 因果关系检验

协整检验说明 ADEX 和 HL 具有协整关系。要想研究 ADEX 和 HL 之间的因果关系, 还要进一步通过 Granger 检验分析两者之间的情况。

表 3.5 HL 与 ADEX 的 Granger 因果关系检验

检验假设	F 统计量	P 值
HL 不是 ADEX 的 Granger 原因	1127.98	3.91E-181
ADEX 不是 HL 的 Granger 原因	1.37	0.25

由上表 3.5 可看出, HL 不是 ADEX 的 Granger 原因的 P 值为 3.91E-181, 这说明 HL 是 ADEX 的 Granger 原因; 而 ADEX 不是 HL 的 Granger 原因的 P 值为 0.25, 这说明 ADEX 不是 HL 的 Granger 原因。

3.6 向量自回归模型

用向量自回归模型对 HL 和 ADEX 进行进一步分析, 得到 HL 和 ADEX 的向量自回归模型, 其结果如下表所示。

表 3.6 向量自回归模型估计结果

	ADEX	HL
ADEX(-1)	1.409477 (0.00032) [6254.6248]	0.001123 (0.00093) [1.3503]
ADEX(-2)	-0.609525 (0.00032) [-31115.4735]	0.000269 (0.00094) [1.3493]
HL(-1)	0.316734 (0.00340) [34.3495]	1.380687 (0.00986) [200.8181]
HL(-2)	-0.164171 (0.00341) [-34.1040]	-0.580665 (0.00991) [-98.9861]
C	7.01E-08 (1.7E-08) [4.2301]	5.69E-08 (4.8E-08) [1.1842]
R-squared	0.991654	0.986732
Adj.R-squared	0.982674	0.983627
Sum sq.resids	1.17E-13	9.85E-13
S.E.equation	1.57E-08	4.55E-08
F-statistic	1423.328	6345.345
Log likelihood	7947.206	7435.772
Akaike AIC	-33.09253	-30.96155
Schwarz SC	-33.04905	-30.91807
Mean dependent	0.000300	-9.87E-05
S.D.dependent	0.005390	0.000105
Determinant resid covariance(dof adj.)		4.91E-31
Determinant resid covariance		4.81E-31
Log likelihood		15392.15
Akaike information criterion		-64.09229
Schwarz criterion		-64.00534

人民币汇率和股价之间向量自回归模型的标准方程式有两个，上表给出了每个方程的系数、标准差、t 统计量以及向量误差的整体评价。由上表可知道模型的系数值比较显著，而且实际 R 平方和调整 R 平方都比较接近 1，同时模型的对数极大似然值很大，为 15392.15，而 AIC 为-64.09229，SC 为-64.00534，这两者都比较小，整体模型拟合比较好。

3.7 方差分解

本节运用方差分解技术对人民币汇率和股价之间的相互作用机制以及相互之间影响程度进行动态的模拟分析。方差分解给出在不同预期上，变量自身变化对变量误差的贡献度以及其他变量变化对该变量误差贡献度。

表 3.7 不同预测期 ADEX 的误差分解

预测期	标准差	HL 贡献度	ADEX 贡献度
1	1.71E-08	0.97095	99.02905
2	5.48E-08	3.72553	96.27446
3	1.20E-07	7.10505	92.89494
4	2.18E-07	10.64774	89.35226
5	3.55E-07	14.10990	85.89100
6	5.37E-07	17.37022	82.62978
7	7.69E-07	20.38449	79.61551
8	1.06E-06	23.14259	76.85641
9	1.40E-06	25.65885	74.34115
10	1.82E-06	27.95037	72.04963

表 3.8 不同预测期 HL 的误差分解

预测期	标准差	HL 贡献度	ADEX 贡献度
1	1.12E-08	0.97095	99.02905
2	3.22E-08	3.72553	96.27446
3	6.33E-07	7.10505	92.89494
4	1.04E-07	10.64774	89.35226
5	3.55E-07	14.10990	85.89100
6	5.37E-07	17.37022	82.62978
7	7.69E-07	20.38449	79.61551
8	1.06E-06	23.14259	76.85641
9	1.40E-06	25.65885	74.34115
10	1.82E-06	27.95037	72.04963

从表 3.7 可看出, 从第 1 期到第 10 期 ADEX 的预测性标准差的变化由自身的原因来解释。详细来说, 在第一期, ADEX 的预测标准差为 99.03% 的比率自由身来解释, 而 HL 对 ADEX 的预测标准差的贡献度为 1.17%; 在第二期, ADEX 的预测标准差为 96.27% 的比率自由身来解释, 而 HL 对 ADEX 的预测标准差的贡献度为 3.73%; 在第五期, HL 对 ADEX 的预测标准差中的贡献率上升到了 14.11%, 而 ADEX 的自身贡献率下降到了 85.89%; 在第十期, HL 对 ADEX 的预测标准差中的贡献率上升到了 27.95%, 而 ADEX 的自身贡献率下降到了 72.05%。从表 3.8 可以同样看出, ADEX 对 HL 的预测标注差的贡献率随着预测周期的延长而逐渐上升, 这表明 ADEX 和 HL 之间的反应快速而且强烈, 它们之间的关联性非常强。

3.8 汇率与各板块指数的实证研究

为了使实证部分更具全面性, 本文将进一步分析汇率与各板块指数的关系。通常, 使用单位根检验时, 取对数后的时间序列变量都是单整阶数。接下来, 我将采用协整检验分析汇率与各板块指数之间的协整关系。

表 3.9 汇率和各板块的协整检验

	特征值	迹统计量	协整秩 H0
汇率和房地产指数	0.023142	17.22146	None**
	0.009283	4.905628	At most 1**
汇率与金融保险指数	0.025024	18.82619	None**
	0.010394	5.496001	At most 1**
汇率与交通运输仓储指数	0.024494	16.39403	None**
	0.006348	3.349882	At most 1**
汇率和采掘业指数	0.026365	18.96477	None**
	0.009985	5.177990	At most 1**
汇率和制造业指数	0.026183	18.98945	None**
	0.009519	5.030799	At most 1**
汇率和社会服务业指数	0.011222	10.53395	None
	0.008703	4.597998	At most 1**
汇率和建筑业指数	0.010820	9.549739	None
	0.007250	3.827223	At most 1**
汇率和信息技术指数	0.013771	11.93415	None
	0.008783	4.640407	At most 1**
汇率和电煤水指数	0.012592	10.06970	None
	0.006451	3.404481	At most 1
汇率和批发零售指数	0.008058	8.245483	None
	0.007556	3.989653	At most 1**
汇率和传播与文化指数	0.012844	11.72681	None
	0.009323	4.927091	At most 1**
汇率和综合类指数	0.011826	9.366372	None
	0.008153	4.651328	At most 1**
汇率和农林牧业指数	0.008019	8.183675	None
	0.007349	3.942195	At most 1**

注: 20.04 和 6.65 为 1%水平下的临界值, 15.41 和 3.76 为 5%水平下的临界值, **是 5%水平下显著。

协整检验结果显示,房地产业、金融保险业、交通运输仓储业、采掘业和制造业这五大板块与汇率存在长期的协整关系,而另八大板块与汇率不存在显著的协整关系。接下来我将进一步对房地产业、金融保险业、交通运输仓储业、采掘业和制造业这五大板块指数对数与汇率的关系建立误差修正模型,分析其中的 Granger 因果关系。

表 3.10 HL 与 LFDC 的误差修正模型

解释变量	被解释变量			
	D(HL)		D(LFDC)	
	系数	T 统计量	系数	T 统计量
常数项	-0.0012	-4.62699***	0.048	4.37082***
ECM_{t-1}	-0.0131	-1.32448	-0.1258	-3.04049***
$D(HL_{t-1})$	-0.0489	-1.10407	-0.0013	-0.0071
$D(HL_{t-2})$	-0.0597	-1.34879	0.3970	2.14067**
$D(LFDC_{t-1})$	-0.0003	-0.2636	-0.0160	-0.36605
$D(LFDC_{t-1})$	-0.0109	-1.05142	-0.0479	-1.09800

注: C 常是数项, ECM_{t-1} 是误差修正项, D () 是一阶差分, HL 表示汇率, LFDC 为房地产指数对数形式, **、*** 分别表示是 1%、5% 水平下拒绝原假设。

从上表 3.10 我们可以看出,只有 ECM_{t-1} 所对应的 D(LFDC) 下的 T 统计量显著,并且 HL 与 FDC 指数具有负向关系。所以,从长期看 HL 是 LFDC 指数的 Granger 原因,而 FDC 指数不是 HL 的 Granger 原因。这是因为房地产行业是资本关注度比较高的行业,人民币升值会导致大量国际资本流入本国,这样就会推动房地产需求,人民币升值使得房地产的市场价值也越来越高。

4. 结论与政策建议

本文在开放经济模型下,从经常项目、资本和金融项目两个层面分析人民币汇率与股价之间变化关系。根据前面分析,本文得出结论如下。

1. 本文分析我国股票市场和外汇市场之间的相关性,结果表明股票市场和外汇市场之间存在负相关性,这说明在直接标价法下人民币升值我国的股价伴随上涨。

2. 根据 Granger 因果关系检验发现,股票市场是外汇市场的 Granger 原因,外汇市场不是股票市场的 Granger 原因,外汇市场与股票市场符合流量导向模型。这可从宏微观两个角度进行解释:从微观角度分析,当本币升值使市场可用资金增加,在货币需求不变情况下,市场利率就会下降,这样就会影响上市公司现金流,进而影响上市公司股价;

从宏观角度分析,当本币升值国际资本为了追逐超额收益开始进入我国股票市场,在股票不变情况下我国股价就会上升,由于这些资本能够获得超额收益,使得大量国际资本涌入我国股票市场,进一步推动国内股价。

3.人民币汇率和股价具有长期稳定的均衡关系。通过对人民币汇率和股价进行协整关系检验我们发现,人民币汇率与股价具有长期均衡关系,由于经济全球化快速发展,国际资本流动性也不断加强,中国外汇市场与股票市场之间联动性也越来越强。

4.从汇率与各板块的实证结果我们可以看出,房地产业、金融保险业、交通运输仓储业、采掘业和制造业这五大板块与汇率存在长期的协整关系,而另八大板块与汇率并不存在显著的协整关系。

5.长期来看,汇率的波动会影响房地产业、金融保险业、交通运输仓储业、采掘业和制造业这五大板块指数的市场表现。这是因为资本流动性加强,大量国际资本通过各种方式进入中国市场,由于房地产业以及金融保险业都是那种具有良好流通性的行业,从而这些行业板块就成为国际资本的最爱。

在外汇市场中,汇率定义为两种货币之间的兑换比率,而股票市场中的股票价格作为实体经济的晴雨表,两者之间必然具有某些内在逻辑。如果人民币汇率与股价处在一种剧烈波动的状态中,那么我国的金融市场风险就会加大,这样就会逆制我国经济的健康发展,所以对中国外汇市场和股票市场进行监管,这样对于防范金融风险、维护金融市场稳定、做到切实保护投资者合法权益具有重要的理论和现实意义。政府应当加大国际资本监管,限制国际热钱大量流入与流出,逐渐实现我国金融市场自由化。另外,政府应该加大对投资者的教育投入,使投资者更加注重上市公司业绩,形成以价值投资为核心的理念。

参考文献

- [1]黄金老.论金融脆弱性[J].金融研究,2001(03):41-49
- [2]江春,司登奎,李小林,赵艳平.人民币汇率预期影响股价的微观机理及经验证据[J].世界经济研究,2015,(12):12-23
- [3]林怡人.人民币汇率与股价关系的实证研究[J].知识经济,2011,(06):57-64
- [4]汤艳.人民币升值对我国股市的影响.财会月刊,2007,(11)
- [5]叶永刚,胡利琴,黄斌.人民币实际有效汇率和对外贸易收支的关系——中美和中日双边贸易收支的实证研究[J].金融研究,2006,(04):1-11
- [6]Branson W H. Macroeconomic Determinants of Real Exchange Rate Risk[J]. Nber

Working Papers, 1983, 26(3):20-21

[7]Dornbusch R, Fischer S. Exchange Rates and the Current Account[J]. American Economic Review, 1980, 70(5):960-971

[8]Granger W. ,Huang B. ,Yang C. .A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu[J]. Quarterly Review of Economics and Finance,2000,40(3)

[9]Hibiki Ichiue,Kentaro Koyama. Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity[J]. Journal of International Money and Finance, 2011,30(7)

[10]Tsai I.C. .The Relationship between Stock Price Index and Exchange Rate in Asian Markets:a Quantile Regression Approach[J].Journal of International Financial Markets,Institutions and Money,2012(22):609-621

企业投资的政治周期研究：基于政治资源的再分配

刘政

摘要：国内外研究发现当政府官员更替时，企业为了规避政治不确定性的风险，会选择减少投资，因此企业的投资有政治周期。本文认为除了这一渠道，还存在另外一种原因，即政治资源的再分配。当官员发生更替时，企业以往建立的政治关系将会消失，这个时候企业将失去之前所获取的政治资源，这会使企业被动减少投资。本文的研究核心就是验证这一渠道的存在。本文研究对象为A股上市企业。经过实证分析，本文发现：在政府换届时，由于政治资源的再分配，与政府有政治关联的企业相对没有政治关联的企业，企业投资会下降更多。与此同时，在政府换届时，由于政治资源的再分配，与政府有政治关联且有融资约束的企业相对其他企业而言，企业投资会下降更多。本文验证了政治资源再分配渠道的存在，丰富了政治经济学的相关理论，同时有助于我们理解我国企业的投资行为。

关键词：企业投资；政治关联；周期性；政府换届

1.引言

改革开放以来，中国经济持续高速增长。在这个过程中，企业投资起到了重要的作用。在我国国内生产总值构成中，投资一直占有重要地位。而这个投资支出部分，相当多的部分来自企业投资。近年来我国进入新的发展阶段，国家进行供给侧结构性改革。在这种大环境下，研究企业投资行为不但丰富金融学相关理论，同时还具有现实意义。

国内外研究发现，企业投资具有一定的政治周期，即随着政府官员的周期性调整，企业的投资发生周期性变化。文献中的研究都是从政治不确定性，包括官员更替带来的政策不确定性，来解释企业投资的政治周期性。他们认为，当政治不确定性增加时，企业面临政策的不确定性增加，而应对的措施便是等待，减少当期投资，等政治不确定性消失后，投资恢复正常。这是一种风险规避的预防性措施，应对政治的不确定性。

但本文认为，政府官员调整对企业投资影响还存在另外一种渠道，即政治资源的再分配。由于政治和司法、税收、产权保护和金融资源可得性都有着千丝万缕的关系，政

治资源对企业来说绝对是最重要的资源之一。丰富政治资源可以使企业更便捷、更低成本的筹集资金。大量研究文献显示,具有政治关联的企业,会更容易获取资源,比如银行贷款和税收优惠等。在政府官员调整期间,那些之前建立了政治关联的企业,其政治关联随着政府换届会被削弱甚至消失,政治资源会重新分配,而分配过程需要时间,因此在这段调整期间,之前具有优势的企业不再具有优势,比如贷款不再更易获得,那么势必导致企业被动减少投资。

这样企业投资的政治周期有两种产生渠道:政策不确定性和政治资源的再分配。这两种渠道有本质的不同。第一种是企业主动应对不确定性的行为,第二种是企业被动接受的结果,是政治资源减少带来的无法避免的结果。这种影响应该主要发生在积极建立政治关联,高度依赖政治资源的企业。

本文将在实证上验证政治资源再分配渠道的存在性。论文的创新主要有两方面。第一,本文提出一个关于企业投资政治周期的新的渠道,即政治资源的再分配过程。并且我们通过严格的实证检验它的存在性。这在理论上是一个创新。第二,以往关于政治关联的研究主要集中在对企业的微观影响,我们发现它也通过政治周期对企业投资产生影响,从而这也产生宏观影响。本文创新的研究了政治资源禀赋对企业投资的影响,对现有的政企关系对企业长期绩效做出了一定的补充。

2.文献回顾及研究假设

国内外关于政治不确定性与企业投资的研究主要关注企业在面临政治不确定时如何做出反应。而政治不确定性的一个直接度量是政府的换届。在政府官员调整期间,企业面临的政策不确定增加,而应对政策不确定性增加的措施是等待,减少当期投资,等政府官员调整完成,不确定性消失后,投资回复正常。Julio, and Yook (2012)研究发现企业投资,在政府选举年份大约比非选举年要低。贾倩等(2013)和徐业坤等(2013)发现,地方书记更替的年份,民营企业的投资支出相对于其他年份下降。

另一方面,企业与政府的某种形式的关联,可能会给企业带来帮助,毕竟政府作为企业的一个重要的利益相关者,在税收、政府的产业政策、政府法规等多方面对企业有直接的影响。政治资源对企业来说绝对是最重要的资源之一。国内外大量的研究文献证明了这一点。江飞涛等(2000)研究发现,我国经济政策的实施手段各方面都有政府与企业的关联,包括目录指导、市场准入、项目审批与核准等。罗党论等(2009)则研究发现企业的政治关联能给企业带来声誉担保,从而更容易获得银行贷款。Wu, et al(2012)研究发现政治关联企业有税收优惠。

综上所述,政治关联能够对企业经营等方面带来巨大的帮助,尤其在于融资的易得

性。那么官员更替，新的政治生态尚未形成，以往的资源分配格局打破，这期间必然会影响到企业的投资。从而这种政治资源的再分配过程也会导致企业投资的政治周期。因此，我们提出以下假设：

假设 1：在政府换届时，由于政治资源的重新分配，与政府有政治关联的企业相对没有政治关联的企业，企业投资会下降更多。

我们知道，影响一个企业的投资因素有很多，包括投资项目的市场前景及其风险预测、投资的成本效益分析等等。而一个重要因素是融资约束。另一方面，有政治关联的企业，会从政府那里得到支持，从而更容易获得外部融资。因此，同样的缺乏内部融资的企业，有政治关联的企业有更多的外部融资的渠道。而对有比较充裕的内部资金的企业，这种政治关联带来的缓解投资融资约束问题的优势就不是那么明显。因此，我们提出以下假设：

假设 2：在政府换届时，由于政治资源的重新分配，与政府有政治关联并且有融资约束的企业相对其他企业，企业投资会下降更多。

3.研究方法和模型设定

3.1 数据来源与样本选择

我们的主要数据包括三部分：政府换届、政治关联、和企业财务数据。我们手工收集了全国地级及以上城市2009年到2016年市委书记换届数据。政治关联数据来自国泰安数据库，而企业实际控制人的类型数据来自万德数据库。其它财务数据等都来自国泰安数据库和万德数据库。

我们的初步样本包括全部的在 A 板的上市公司。我们先删除金融行业公司和财务数据缺失的公司。再删除公司注册在一线城市和主要二线城市的公司。这里的一线城市包括北京、上海、广州和深圳，二线城市包括天津、重庆、成都、杭州、武汉、合肥、南京。最后的样本为 9285 个企业-年观测值。

3.2 研究模型

假设1认为，在政府换届时，与政府有政治关联的企业相对没有政治关联的企业投资会下降更多。为了实证检验这个假设，我们按照政府是否换届和企业是否有政治关联两个维度，将企业--年样本分成四组：在换届年的有政治关联企业、在换届年的没有政治关联的企业、在非换届年的有政治关联的企业、和在非换届年的没有政治关联的企业。我们将采用下列多元回归模型比较这四组企业的投资水平

$$Invest_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 H_{i,t} + \beta_2 P_{i,t} + \beta_3 H_{i,t} * P_{i,t} + \text{controls} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

$Invest_{i,t+1}$ 是企业 i 在 t+1 年的投资量，我们用企业下一年的固定资产净值减当年的

固定资产净值,再除当年的总资产来衡量。我们这里考察的是政府换届年后的企业投资,而徐业坤等(2013)等考察的是政府换届当年的企业投资。这里的差别在于企业投资决策到实际投资实施有一定的时间滞后,比如一年。而由于政府换届有一定的规律,一般是每四年一次换届。因此,在企业在预计到下一年政府可能会换届时,企业预计到有政治不确定性,从而决定减少投资,等待不确定性消失后,再决定是否投资。这样,等到来年投资决策实施时,正好政府换届发生。这样用同一年的企业投资数量与政府换届变量,正好符合徐业坤等(2013)他们提出的政治不确定性规避的假设。而我们用比政府换届下一年的投资,是由于换届年政府换届发生后,政治资源重新分配,企业原来有的政治资源消失,从而在做投资策略时决定减少投资,而这个投资决定的实施正好在政府换届的下一年。

回归模型中 $H_{i,t}$ 是政府实际换届的虚拟变量,如果企业 i 所在地区在 t 年发生政府换届,则等于1,要不然等于0。 $P_{i,t}$ 是企业 i 在 t 年是否有政治关联的虚拟变量,有政治关联时等于1,要不然等于0。这里 *controls* 包括控制变量: Tobin Q、资产负债率、自由现金流、大股东占款、第一大股东持股比例、行业固定效应和年度固定效应。

如果文献中提到的企业投资政治周期存在,这里我们应该观察到显著负的 β_1 ,即换届年的企业投资下降。如果我们的假设1成立,我们应该有显著正的 β_3 ,即有政治关联的企业受到换届的影响会相对更大。

假设2认为,在政府换届时,与政府有政治关联并且有融资困难的企业相对其他企业,企业投资会进一步下降更多。为了实证检验这个假设,我们利用 Whited and Wu (2006) 开发的 WW 指数。我们先计算 WW 指数,再根据这个 WW 指数把公司分成两类,并设立虚拟变量 IWW ,如果公司的 WW 低,即是没用融资困难的公司, $IWW=0$; 否则公司为有融资困难的公司, $IWW=1$ 。

有了融资困难度的度量,我们可以分样本分析。即有融资困难的公司和没有融资困难的公司两个分样本,我们分别用模型(1)进行回归。我们应该观察到对有融资困难的样本组,政府换届与政治关联交叉变量的系数为负数并且绝对值更大些。而对没有融资困难的样本组,政府换届与政治关联交叉变量的系数不一定显著为负数。

为了进一步统计检验这两组样本间政府换届与政治关联交叉变量的系数差别是否显著,我们对全样本用下列回归模型:

$$\beta_6 IWW_{i,t} * H_{i,t} + \beta_7 IWW_{i,t} * H_{i,t} * P_{i,t} + \text{controls} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

如果假设2成立,我们应该观察到显著负的 β_7 。

4. 实证结果

我们首先回归分析模型（1）来检验假设 1。回归系数报告在表 4.1 中。表 4.1 中的模型一中，我们控制了除了年度和行业的固定效应在内的所有控制变量。我们可以看见，政府换届虚拟变量的系数尽管为正，但不显著。这说明对那些没有政治关联的企业，他们没有投资的政治周期。而政治关联变量的系数显著为正，表明有政治关联的企业会有更多的企业投资。而我们的关键解释变量政治关联与政府换届的交叉变量的系数为负且显著。表明有政治关联的企业在政府换届的后一年会企业投资的减少量要大于那些没有政治关联的企业在政府换届的后一年会企业投资的减少量。由于政府换届导致政治资源的重新分配，原来有政治关联的企业需要重新建立政治关联，从而投资量的相对下降。这验证了我们前面的假设 1。表 4.1 中的模型二中加入了全部控制变量，这里 $H*P$ 的系数还是显著为负，进一步验证了我们的假设 1。

表 4.1 政府换届与企业投资

解释变量	模型一	模型二
H	0.007 (0.75)	0.009 (0.94)
P	0.010* (1.66)	0.004 (0.75)
H*P	-0.018* (-1.69)	-0.019* (-1.74)
控制变量	部分	全部
样本量	9285	9285
Adj-R2	0.006	0.018

为了检验假设 2，即有融资困难的政治关联企业是否比其它企业在政府换届后投资会进一步下降，我们先把样本分成没有融资困难的企业样本和有融资困难的企业样本，并分别用模型（1）进行回归。结果报告在表 4.2 的第二、三列。我们可以看出，对没有融资困难的企业样本， $H*P$ 的系数不显著。而在有融资困难的企业样本， $H*P$ 的系数显著的负，表明有融资困难的情况下，有政治关联的企业在政府换届的后一年企业投资的减少量大于那些没有政治关联的企业在政府换届的后一年会企业投资的减少量。为了进一步统计检验这两者之间的差是否显著，我们对全样本回归了模型（2），回归结果在表

4.2 中的第 4 列。可以看出, $IWW*H*P$ 的系数为显著的负数。表明有融资困难的政治关联企业, 比没有融资困难的政治关联企业, 在政府换届年后的企业投资下降量要多。这与我们的假设 2 相一致。

表 4.2 企业融资约束、政府换届与企业投资

解释变量	没有融资困难	融资困难	全样本
H	0.001 (0.23)	0.013 (0.71)	0.003 (0.25)
P	-0.002 (-0.61)	0.008 (0.70)	-0.004 (-0.54)
iww			-0.014 (-1.38)
Iww*H			0.011 (0.59)
Iww*P			0.018 (1.57)
H*P	0.001 (0.13)	-0.038* (-1.76)	0.000 (0.03)
Iww*H*P			-0.041* (-1.90)
控制变量	控制了	控制了	控制了
样本量	4935	4350	9285
Adj_R2	0.044	0.057	0.018

前面的回归分析, 验证了假设 1 和假设 2。为了检验结果的稳健性, 我们还做了一些稳健性检验。第一个检验是去掉这些国有企业而只用民营企业样本, 重复上面的分析。这个样本比较接近徐业坤等(2013)等研究中国上市公司政治关联问题用的样本。第二个稳健性检验用全部的民营上市公司, 而不管公司是哪类城市。这两个稳健性检验的结果与前面的结果基本一致, 支持我们前面的两个假设。

5. 结论及建议

现实中存在企业投资的政治周期。而文献中对此现象的解释从政治不确定性的角度进行的。本文研究发现, 政府官员调整对企业投资影响还存在政治资源再分配的渠道。

实证检验发现, 在我国上市公司中, 那些之前有政治关联的企业在地方政府换届时的投资下降幅度高于那些之前没有政治关联的企业的投资下降幅度, 这说明企业投资的政治周期有可能是由政治资源的再分配导致的。我们进一步的分样本回归分析发现, 在

那些有融资困难的样本中,那些之前有政治关联的企业在地方政府换届时的投资下降幅度远高于那些之前没有政治关联的企业投资下降幅度。而在那些没有融资困难的样本中,那些之前有政治关联的企业在地方政府换届时的投资下降幅度与那些之前没有政治关联的企业投资下降幅度没有显著差别,并且在这两个分样本回归中的差别之差在统计上显著。这些实证发现支持第二种渠道的存在,即企业投资的政治周期是由政治资源的再分配导致的。

企业投资是关乎经济发展的重要部分,如何有效引导保证企业高效的投资行为是政府的工作。本文研究发现,政府换届会导致企业投资的周期性,并且这种周期性的来源有两个。因此,政府政策应该尽量减少这种影响,应该这两个渠道着手。从第一个渠道看,政府应该保持政府政策的一贯性,不能随着政府主要领导的换届而改变政府政策。从第二个渠道看,政府应该减少企业的政治关联带来的政治资源的程度,严格政企分开,加强政府廉洁工作。特别是我国目前的经济改革,向以政府为资源配置为主改为以市场为配置资源的主体的大环境下,这种截断企业获得政治资源的渠道,更为重要。

参考文献

- [1] 贾倩、孔祥、孙铮.《政策不确定性与企业投资行为--基于省级地方官员变更的实证检验》[J].《财经研究》,2013年第39期
- [2] 江飞涛,李晓萍.《直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷》[J].《中国工业经济》,2010年第9期:第26-36页
- [3] 罗党论、唐清泉.《政治关系、社会资本与政策资源获取:来自中国民营上市公司的经验证据》[J].《世界经济》,2009年第7期:第84-96页
- [4] 徐业坤,李维安.《政绩推动、政治关联与民营企业投资扩张》[J].《社会科学文摘》,2016,V36(5):5-22
- [5] 徐业坤、钱先航、李维安.《政治不确定性、政治关联与民营企业投资》[J].《管理世界》,2013年第5期
- [6] Julio, B., and Yook, Y., 2012, "Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles" [J]. *Journal of Finance*, Vol. 67(1), pp 45 - 83
- [7] Whited, T., and Wu, G. 2006. Financial constraints risk. *Review of Financial Studies*.19, 531-559
- Wu, L., Y. Wang, W. Luo, and P. Gillis, 2012, State Ownership, Tax Status and Size Effect of Effective Tax Rate in China, *Accounting and Business Research*. 42(2): 97-114

WTI 原油价格的随机动态模型研究

闵凌波

摘要: 石油是一种特殊的商品, 其价格对世界各国的经济有着十分重要的影响。研究表明, 原油价格与经济增长之间存在着负向的协整关系, 历史上几次重大经济衰退都和高油价有关。随着我国经济的快速发展, 对能源的需求越来越大。然而, 国内石油产量增长缓慢, 且储量少, 但工业发展对石油的需求增长过快, 这导致国内石油市场严重依赖于国际石油市场, 对我国工业发展和整体经济平稳发展有着严重的潜在安全危机。通过对原油价格波动的研究, 对原油价格波动进行提前预测, 从而采取应对措施是保障能源安全的重要方法之一。

本文对原油价格波动特征进行了研究, 采用随机动态模型来模拟原油价格, 并利用极大似然估计对模型的参数进行估计。最后, 通过比较模型的拟合效果选出最优模型对原油价格进行预测分析。

关键词: 石油价格; 均值回复性; 季节性; 随机动态模型

1. 引言

1.1 研究背景和意义

石油被称为“黑金”、“工业血液”, 是当今世界各国竞相争夺的重要战略资源, 也是世界上贸易额最大的商品。石油及其产品已经渗透到了现代社会的各个角落, 对现代社会的实体经济有着巨大的影响。

我国自 20 世纪末开始就已经是原油产品净进口国, 根据国家统计局的数据资料可以得到, 我国的原油进口量已从 2007 年的 1.6 亿吨增长到 2016 年的 3.8 亿吨, 增加了近两倍。随着我国经济的高速发展, 对能源的需求越来越大。然而, 国内石油产量增长缓慢, 且储量少, 但工业发展对石油的需求增长过快, 这导致国内石油市场严重依赖于国际石油市场, 对我国工业发展和整体经济平稳发展有着严重的潜在安全危机。石油价格的波动将直接对实体经济产生巨大的冲击。因此, 对原油价格波动的研究具有重要的现实意义。

通过深入分析原油价格的波动特征,构建原油定价模型,提高原油价格预测的精度,对企业生产运作与投资、国家经济发展和安全具有非常重要的现实意义。虽然学术界与业界已经对有关于原油价格的内容展开了广泛的研究和分析,但是由于原油市场的非线性、不稳定性、突变性等特点,绝大多数现有预测模型的预测效果远远不能满足实际的需要。本文将通过分析原油价格波动的特征,构建随机动态模型进行价格模拟,为原油价格预测模型的发展做出贡献。

1.2 文献综述

通过整理国内外相关文献可以发现:20世纪70年代以来,国内外学者对原油的定价模型主要可以分为三类:传统模型、古典模型和现代模型。20世纪90年代之前,传统模型占据主要地位,但随着科技的发展和计算水平与数据质量的提升,20世纪以来,古典模型和现代模型的数量迅速增长。

传统模型是基于传统基本的微观经济学理论而产生的模型,在原油定价中主要是通过原油的需求和供给进行建模,根据市场假说或者战略选择等对原油价格进行预测。Dee等(2007)对原油价格构建了一个传统模型,其中每个地区的需求是由收入、国内价格水平、汇率以及技术水平构成的函数估计出的,利用OPEC组织的生产和非OPEC组织的生产构造供给函数。他们对该模型进行了样本外的预测,发现该模型虽然能很好地拟合2000~2005年的季度价格,但是却不能准确地预测未来。

古典模型和传统模型一样能准确拟合近期的价格波动,但是与传统模型相比在参数选择以及经济含义上有所区别。古典模型主要包括随机动态模型、ARMA模型、协整模型和VAR模型等。David and Moya(2003)通过ARMA模型,对Brent原油价格进行了预测。Cunado and Perez de Gracia(2005)利用协整研究了石油价格、经济水平以及通货膨胀之间的关系;Sadorsky(1999)通过GARCH模型发现石油价格和石油价格波动率都会影响实际股票收益率。

现代模型主要包括人工智能和数据挖掘(AI&DM)。随着科技的进步,现代模型开始被应用于研究石油价格。与传统和古典模型不同,人工智能和数据挖掘没有任何预先定义功能的限制。Al-Fattah(2012, 2013)构建了两个预测石油价格波动率的模型,一个是WTI期货价格波动率,还有一个是WTI现货价格波动率。结果显示他构建的模型能很好地拟合1994年1月至2012年4月的历史数据,并且能准确地捕捉到油价波动的动态和方向。

2.建模的理论基础

2.1 随机动态模型的相关理论

随机过程是一组随机变量，可以用参数集来表示，即 $X = \{X_t\}_{t \in T}$ ，其中在每一参数点 t 确定一个随机变量 X_t 。参数 t 可以取离散整数值，也可以取连续值。取离散整数值的随机过程为离散随机过程，取连续值的随机过程为连续随机过程。在实际应用中，很多都定义参数 t 为时间，因此，一般将参数 t 称为时间。

伊藤过程就是将维纳过程一般化，其直接把布朗运动记作随机干扰项，将布朗运动一般化。

随机微分方程（SDE）形如：

$$dX_t = b(t, X_t)dt + \sigma(t, X_t)dB_t \quad (2.1)$$

其积分形式：

$$X_t = X_0 + \int_0^t b(t, X_t)dt + \int_0^t \sigma(t, X_t)dB_t \quad (2.2)$$

方程（2.1）的解 X_t 称为伊藤过程，或称为扩散过程。通过设定条件，随机微分方程的解可以是唯一的。

2.2 均值回复过程

在商品市场中，商品价格的一个重要属性就是均值回复性，即价格随着时间的推移常常趋于某个长期平均水平，而该平均水平往往由成本和需求水平决定。用表现均值回复的随机微分方程被广泛应用于金融研究中，该类随机微分方程遵循伊藤过程，模型表示为

$$dS_t = \alpha^* (L^* - S_t) dt + \sigma^* dW_t \quad (2.3)$$

在上式中： W_t 为标准维纳过程； α^* 被称为均值回复率，表示均值回复的速度； L^* 为长期平均值，价格围绕其上下波动； σ^* 为漂移项，即价格的波动率。根据参数种类的选择不同，模型也会不同。参数 α^* ， L^* ， σ^* 可以是常数也可以是关于时间的函数，或者也可以是随机变量。

该过程表示：当价格 S_t 低于长期平均值 L^* 时， $L^* - S_t$ 为大于零的数，此时价格有向上增长的支撑力；相应的，当价格 S_t 高于长期平均值 L^* 时， $L^* - S_t$ 为小于零的数，此时价格有下跌的趋势。在此过程中，参数 α^* 控制这种回复的时间， α^* 越大，价格回复到长期均值的速度就越快。

接下来介绍几种具体的均值回复随机模型：

（1）Ornstein-Uhlenbeck 过程

O-U 过程是最基本的均值回复过程, 其随机动态模型为:

$$dS_t = \alpha (L - S_t) dt + \sigma dW_t \quad (2.4)$$

其中: W_t 服从标准维纳过程, 参数 α , L , σ 均为大于零的常数。

(2) Cox-Ingersoll-Ross 模型

由于 O-U 过程并不能排除负值情况, 因此在 O-U 过程的基础上稍作修改得到 Cox-Ingersoll-Ross 模型, 形式为:

$$dS_t = \alpha (L - S_t) dt + \sigma \sqrt{S_t} dW_t \quad (2.5)$$

其中: W_t 遵循标准维纳过程, 参数 α , L , σ 均为大于零的常数。

(3) Schwartz-Ross 模型

Schwartz-Ross 模型经常被用于模拟商品价格, 随机动态方程为:

$$dS_t = \alpha (L - \ln S_t) dt + \sigma S_t dW_t \quad (2.6)$$

其中: W_t 遵循标准维纳过程, 参数 α , L , σ 均为大于零的常数。在模型 (2.6) 中, S_t 围绕长期均值 $\hat{L} = e^L$ 上下波动。根据伊藤引理, 假设 $X_t = \ln S_t$, 式 (2.6) 可以改写为:

$$dX_t = \alpha \left(L - \frac{\sigma^2}{\gamma} - X_t \right) dt + \sigma dW_t \quad (2.7)$$

(4) Dixit-Pindyck 模型

与 Schwartz-Ross 模型相比, 另一个更为直观的模拟商品价格的均值回复模型是 Dixit-Pindyck 模型, 其用 S_t 来替换 $\ln S_t$, 形式为:

$$dS_t = \alpha (L - S_t) dt + \sigma S_t dW_t \quad (2.8)$$

其中: W_t 遵循为标准维纳过程, 参数 α , L , σ 均为大于零的常数。

2.3 模型选择

根据 Xu (2004), 本文采用 O-U 过程、CIR 模型以及 Dixit-Pindyck 模型作为基准模型, 针对原油价格提出了以下四个模型。

2.3.1 单因素模型

用随机微分方程表示广义的单因素模型, 形式为:

$$dS_t = \alpha(t, S_t) dt + \sigma(t, S_t) dW_t \quad (2.9)$$

其中: W_t 服从标准维纳过程, 参数 α 和 σ 是关于 t 和 S_t 的函数。参数 α 和 σ 的函数形式不同, 得到的单因素模型也不同。

本文提出加入季节因素的单因素模型如下:

首先, 将价格分为季节影响项 $f(t)$ 和非季节影响项 X_t , 即:

$$S_t = f(t) + X_t$$

$$f(t) = bt + \sum_{i=1}^N \beta_i \cos\left(\frac{2\pi it}{p}\right) + \eta_i \sin\left(\frac{2\pi it}{p}\right) \quad (2.10)$$

其中 X_t 是均值回复过程, 可以表示为:

$$\begin{aligned} dX_t &= \alpha(L - X_t)dt + \sigma(t)X_t^r dW_t \\ \sigma(t) &= \exp\left(c + \sum_{j=1}^K \lambda_j \cos\left(\frac{2\pi jt}{P}\right) + \omega_j \sin\left(\frac{2\pi jt}{P}\right)\right) \end{aligned} \quad (2.11)$$

其中, W_t 为维纳过程,; b 、 β_i 、 η_i 、 α 、 L 、 c 、 λ_j 和 ω_j 均为常数; N 和 K 为正整数; P 表示每年的交易天数。当 $r=0$ 时, 得出模型 1-A; 当 $r=1/2$ 时, 得到模型 1-B; 当 $r=1$ 时, 得到模型 1-C。

在模型 1 中, 为了保证输入的值大于零的数, 将波动项 $\sigma(t)$ 设定为指数形式。在 $\sigma(t)$ 和 $f(t)$ 中利用正弦函数和余弦函数来模拟价格因季节因素的影响而呈现周期性的行为特征, 当 N 和 K 的值取 1 时, 周期为 P , 此时三角函数表示的是年度季节性; 当 $N=2$ 和 $K=2$ 时, 周期为 $P/2$, 三角函数可以描述半年度的季节性。

2.3.2 双因素模型

广义的双因素模型用随机微分方程可以表示为:

$$\begin{cases} dX_t = \mu_1(t, X_t, Y_t)dt + \sigma_1(t, X_t, Y_t)dW_t^1 \\ dY_t = \mu_2(t, X_t, Y_t)dt + \sigma_2(t, X_t, Y_t)dW_t^2 \end{cases} \quad (2.12)$$

其中: W_t^i 为标准维纳过程, $\mu_i(t, X_t, Y_t)$ 和 $\sigma_i(t, X_t, Y_t)$ 是关于 t , X_t 和 Y_t 的函数 (其中 $i=1$ 或 2)。

在双因素模型中, 有两个随机变量 X_t 和 Y_t , 这两个随机变量可以是两个关联资产的价格, 例如天然气价格和电力价格; 也可以是资产价格和该资产的其他参数, 例如两个变量可以表示为资产价格和其便利收益率。

(1) 无季节因素的双因素模型

该模型可以表示为:

$$\begin{cases} dS_t = \alpha(L_t - S_t)dt + \sigma S_t^r dW_t^1 \\ dL_t = \mu(\gamma - L_t)dt + \tau L_t^r dW_t^2 \end{cases} \quad (2.13)$$

其中: α , σ , μ , γ 和 τ 均为常数, $r=0, 1/2$ 或 1 。为了使运算简便, 本文假定 W_t^1 和 W_t^2 是不相关的。

当 $r=0$ 时, 将模型称为模型 2-A; 当 $r=1/2$ 时, 将模型称为模型 2-B; 当 $r=1$ 时, 将模型称为模型 2-C。

(2) 加入季节因素的双因素模型

与加入季节因素的单因素模型类似, 将价格分为季节因素 $f(t)$ 和非季节项 X_t , 但不同的是, 其中 X_t 为双因素的均值回复过程。具体的公式如下:

$$\begin{aligned}
& S_t = f(t) + X_t \\
& f(t) = bt + \sum_{i=1}^N \beta_i \cos\left(\frac{2\pi it}{P}\right) + \eta_i \sin\left(\frac{2\pi it}{P}\right) \\
& \begin{cases} dX_t = \alpha(L_t - X_t)dt + \sigma(t)X_t^r dW_t^1 \\ dL_t = \mu(\gamma - L_t)dt + \tau L_t^r dW_t^2 \end{cases} \\
& \sigma(t) = \exp\left(c + \sum_{j=1}^K \lambda_j \cos\left(\frac{2\pi jt}{P}\right) + \omega_j \sin\left(\frac{2\pi jt}{P}\right)\right)
\end{aligned} \tag{2.14}$$

其中, W_t 为维纳过程; b 、 β_i 、 η_i 、 α 、 c 、 λ_j 和 ω_j 均为常数; N 和 K 为正整数; P 表示每年的交易天数。当 $r=0$ 时, 得出模型 3-A; 当 $r=1/2$ 时, 得到模型 3-B; 当 $r=1$ 时, 得到模型 3-C。

2.4 极大似然估计法 (MLE)

极大似然法被广泛应用于随机过程中的参数估计, 它的基本思想是: 在总体中随机抽取 n 组样本观测值, 当从模型中抽取该 n 组样本观测值的概率最大时得到的参数估计值是最合理的。当样本总数趋于无穷的时候, 极大似然估计函数达到最小方差, 且是无偏的。

设 X 是一个连续型的随机变量, 其概率密度函数为 $f(\theta, X)$, 其中 $\{X_t\}_{t=1}^n$ 是已知的样本, $\theta = \{\theta_1, \dots, \theta_k\}$ 是需要估计的未知参数, 则其对数似然函数可以表示为:

$$\mathcal{L}(\theta, \{X_t\}_{t=1}^n) = \sum_{t=1}^n \ln f(\theta, X_t) \tag{2.15}$$

通过最大化 $\mathcal{L}(\cdot)$ 可以得出极大似然估计量 $\hat{\theta}$, 即:

$$\hat{\theta} = \operatorname{argmax} L(\theta, \{X_t\}_{t=1}^n) \tag{2.16}$$

本文提出的模型均可归类于仿射跳跃-扩散过程, 因此根据 Xu (2004), $\{X_t\}_{t \geq 0}$ 是一个随机过程, 则 X_t 上 X_T ($T > t$) 条件的特征函数可以近似表示为:

$$\varphi^\theta(s, t, T, X_t) = E^\theta[\exp(is \cdot X_T) | X_t] = \varphi^\theta(is, t, T, X_t) \tag{2.17}$$

概率密度函数为:

$$f(\theta, X_T | X_t) = \frac{1}{(2\pi)^n} \int e^{-is \cdot X_T} \varphi^\theta(s, t, T, X_t) ds \tag{2.18}$$

3. 实证结果

3.1 数据来源

进入 21 世纪以来, 原油价格迅速上涨。2008 年, WTI 原油的年平均价格达到 99.56 美元/桶, 是 2001 年的 3.84 倍, 之后受金融危机的冲击, 国际原油价格出现大幅回落, 2009 年 1 月 21 日 WTI 原油价格下跌至 33.2 美元, 为 2004 年 4 月以来新低。2010 年开始, 国际原油价格开始震荡整理, 进入调整时期。

本文选取国际原油市场的基准油价，西德克萨斯州轻质原油（WTI）现货价格和期货价格数据作为研究对象，选取数据样本区间为2010年1月4日至2016年12月30日，选用WTI日度数据，每年交易日为251天；期货选取每日66个期货合约的交易价格。本文数据均来源于EIA数据库。

3.2 原油价格特征检验

石油是一种特殊的商品，其价格并不是孤立运动的，原油现货价格受大量的基本因素驱动，包括供需变化、地缘政治、突发事件等。通过统计分析本文总结出原油价格的以下两个基本特征：

3.2.1 均值回复性检验

图3.1展示了2010年1月4日至2016年12月30日的原油现货价格变动趋势。

图中表现出了一些能源商品价格均有的属性，例如随机波动性和非负性，除此之外，还有一个重要的特性就是其价格曲线呈现均值回复。当价格上下波动频繁时，从长期来看应该遵循价值规律，价格围绕价值上下波动。从图中可以看出，当原油价格上下波动时，价格有向均衡水平运动的趋势，并且其市场均衡水平应该是原油价格的长期均值。原油价格的均值回复与市场对一些事件（如导致市场新增未预期到的供求失衡的事件）的反应相关，而均值回复的速度则取决于供求能够多快地回复到均衡状态或事件的影响消散。长期均值的价格主要受生产的成本和需求的正常水平的影响。

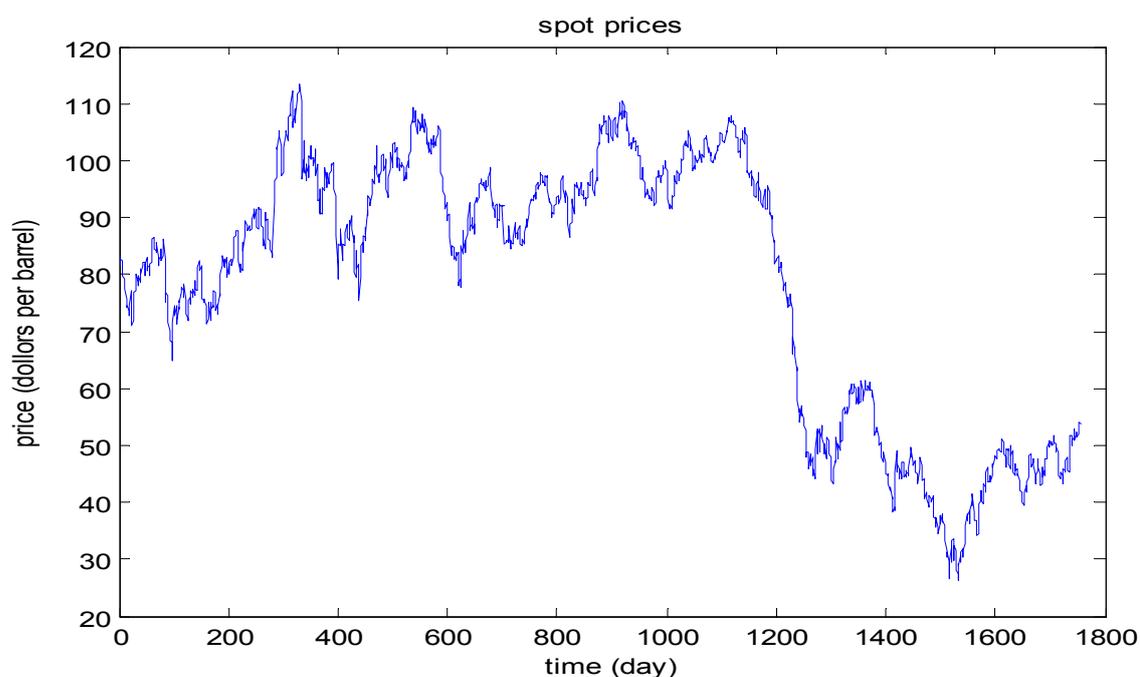


图 3.1 原油现货价格

3.2.2 季节性检验

作为工业的血液，原油在生产和生活的方方面面都起着关键性作用。由于不同的季节，生产节奏和生活需求不同，对原油的使用需求差别较大，而原油供给进行产量调节成本较大，因此原油供给随季节的变化并不明显。价格受供求影响，供给和需求的季节性造成供求关系也呈现季节性特征。图 3.2 整理了近 31 年（1986 年至 2016 年）的每日的平均价格，从图中可以看出油价在夏季和冬季出现两个高峰，这与原油的需求高峰相对应，夏季是汽油消费高峰，冬季则是取暖油需求高峰。因此，从长期趋势看，原油价格走势存在明显的季节性特征。



图 3.2 1986 年~2016 年每日平均价格

注：每个点代表 31 年同一天的平均价格

3.3 参数估计

3.3.1 加入季节因素的单因素模型的参数估计

通过对模型 1 进行极大似然估计，可以得到的各参数的估计值。由于模型 1 将价格分为季节影响项和非季节影响项，且季节项的表达式对于模型 1-A、1-B 和 1-C 都是一样的。对季节影响项进行极大似然估计得到表 3.1 的参数估计结果。

表 3.1 模型 1 季节项的参数估计结果

参数	参数值
b	0.0002
β_1	0.0105
β_2	0.0006
η_1	-0.0141
η_2	-0.0064

数据来源：EIA 数据库，Matlab 软件计算

由 $f(t)$ 的公式可知，线性项 bt 用来捕捉价格的趋势，而正弦函数和余弦函数确保了价格随着季节的波动而上下波动。由表 3.1 中的参数估计结果可知， b 为大于 0 的正数，这说明在单因素模型中，季节项侧重捕捉价格的上升趋势。

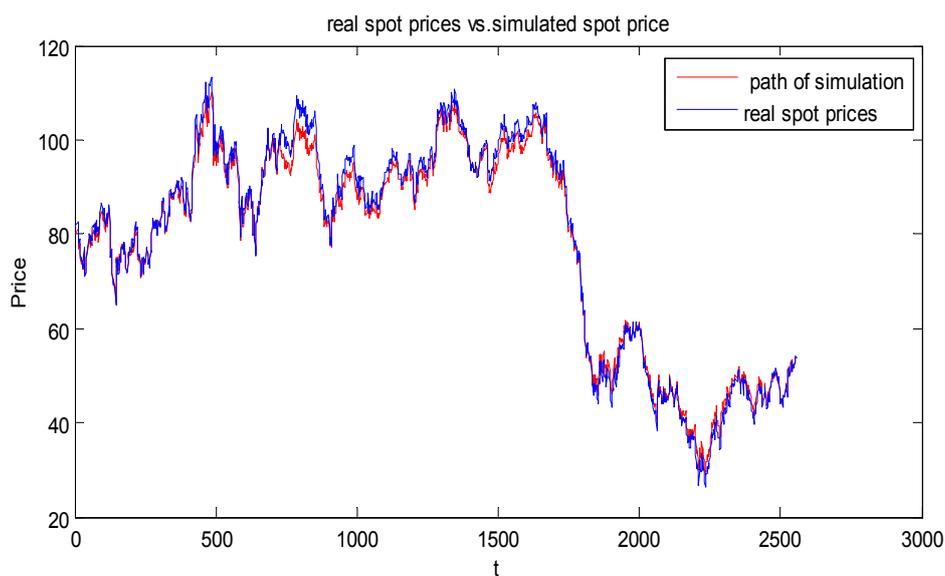


图 3.3 模型 1 的拟合效果

通过绘制图 3.3 中可以直观的看出模型 1 的拟合效果，从图中可以看出虽然在有些时段存在误差，但总体来看模拟效果是很好的。

在对季节项的参数估计之后，紧接着本文对模型 1-A、1-B、1-C 中非季节项的参数分别进行了估计，表 3.2 展示了三个模型的参数估计结果。

表 3.2 模型 1 非季节项的参数估计结果

	模型 1-A	模型 1-B	模型 1-C
α	0.0007	0.0025	0.0059
L	26.6691	48.8716	45.3956
c	0.3732	-1.5456	-3.1932
λ_1	-0.0587	0.1133	0.4259
λ_2	-0.0037	0.0631	0.1614
ω_1	-0.0010	0.0417	0.1737
ω_2	0.0111	0.1395	0.4022

数据来源: EIA 数据库, Matlab 软件计算

参数 α 反映了状态变量 X_t 的均值回复速度,参数L反映了在风险中性下状态变量 X_t 的期望值, $\sigma(t) X_t$ 决定了状态变量 X_t 在时刻t的瞬时波动率。从表 3.2 中可以得到在三个模型中状态变量 X_t 的均值回复速度均大于零,且都比较小。

4.3.2 无季节因素的双因素模型的参数估计

图 3.4 展示了模型 2 对历史价格的拟合效果,从中可以看到,实际价格线和模拟价格线基本吻合,模拟效果很好。

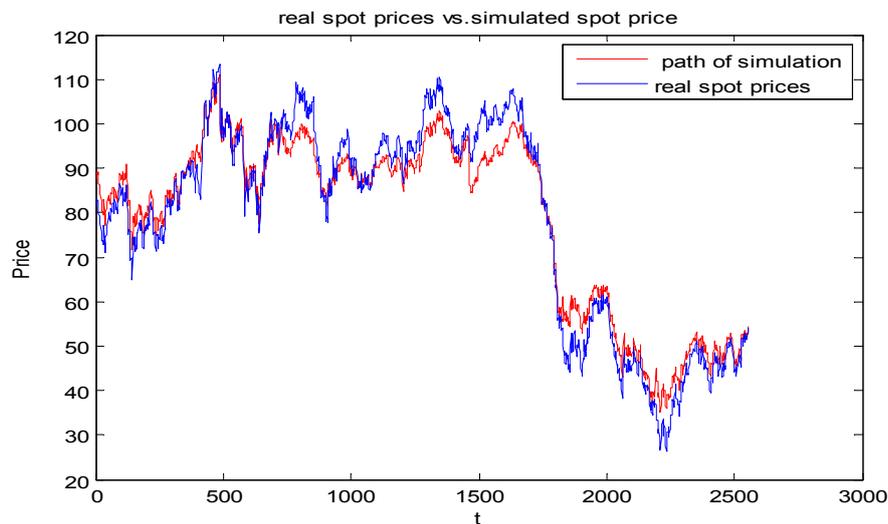


图 3.4 模型 2 的拟合效果

通过对模型 2 进行极大似然估计,得到表 3.3 的参数估计结果。其中 α 、 σ 决定了价格的变化, μ 、 γ 和 J 决定了状态变量 L_t 的变化。从表 3.3 中参数的估计值可以看出, S_t 和

L_t 的均值回复速度均为大于零的值，且比较小。从波动项参数的估计结果来看，波动项参数接近1，转化成年波动项参数接近16，与实际原油价格的波动相比，相对较小。

表 3.3 模型 2 的估计结果

		模型 2-A	模型 2-B	模型 2-C
参 数 估 计	α	0.0017	0.0018	0.0023
	σ	0.9980	0.9981	0.9863
	μ	0.0017	0.0015	0.0016
	γ	66.7425	65.6305	65.9136
	\mathcal{J}	0.9949	0.9960	0.9949

数据来源：EIA 数据库，Matlab 软件计算

4.3.3 加入季节因素的双因素模型的参数估计

模型 3 与模型 1 相似，都是将价格分为季节影响项和非季节影响项，且季节项的表达式对于模型 3-A、3-B 和 3-C 都是一样的。对季节影响项进行极大似然估计得到表 3.4 的参数估计结果。

表 3.4 模型 3 的季节项参数估计结果

参数	
b	-0.0693
β_1	-0.1668
β_2	-0.1331
η_1	-0.0860
η_2	0.3220

数据来源：EIA 数据库，Matlab 软件计算

与模型 1 相似的，在公式 $f(t)$ 中，线性项 bt 用来捕捉价格的趋势，而正弦函数和余弦函数确保了价格随着季节的波动而上下波动。由表 3.4 中的参数估计结果可知， b 为小于 0 的负数，这说明在双因素模型中，季节项侧重捕捉价格下降的趋势。

图 3.5 展示了模型 3 对历史价格的拟合效果，从中可以看到，实际价格线和模拟价格线基本吻合，模拟效果很好。

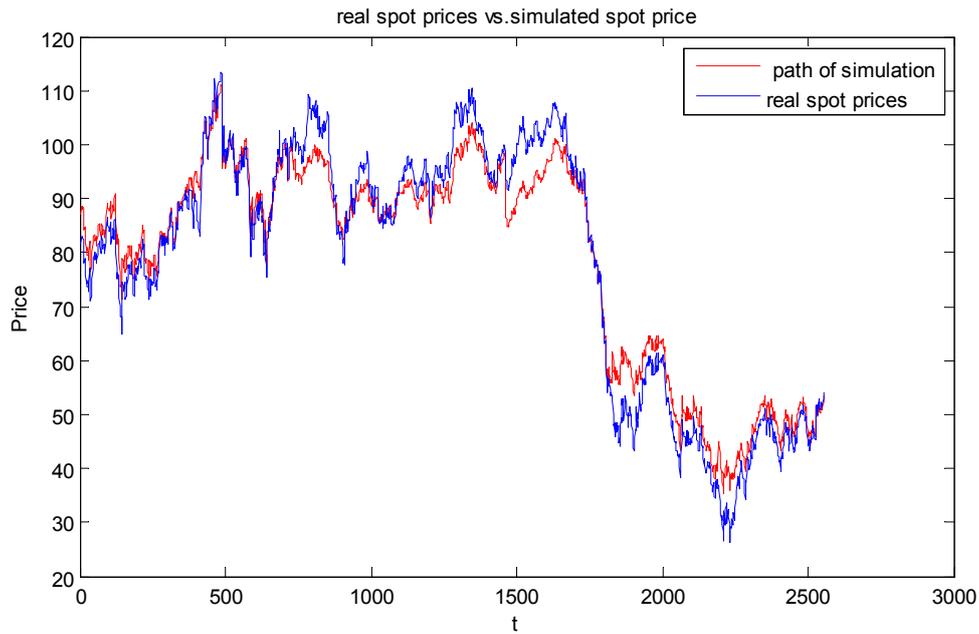


图 3.5 模型 3 的拟合效果

表 3.5 模型 3 的非季节项参数估计结果

		模型 4-A	模型 4-B	模型 4-C
参数估计	α	0.0014	0.0018	0.0025
	c	0.3747	-1.7628	-3.8378
	λ_1	0.1616	0.6150	-2.2586
	λ_2	-0.0626	-0.0088	0.0655
	ω_1	-0.0074	0.0166	0.0395
	ω_2	-0.0013	0.0037	0.0250
	μ	0.0016	0.0017	0.0018
	γ	66.0575	66.4264	67.7090
	\mathcal{J}	1.0000	1.0000	1.0000

数据来源: EIA 数据库, Matlab 软件计算

通过对模型 3 进行极大似然估计, 得到表 3.5 的参数估计结果。其中 α 决定了状态变量 X_t 的变化, μ 、 γ 和 \mathcal{J} 决定了状态变量 L_t 的变化, c 、 λ_1 和 ω_1 决定了波动项 $\sigma(t)$ 的变化。从表 3.5 中参数的估计值可以看出, X_t 和 L_t 的均值回复速度均为大于零的值, 且比较小。

状态变量 L_t 的期望均值在 66 左右, 而波动项值为 1, 年波动为 15.8, 与原油市场的波动相比, 相对较小。

3.3.4 模型的拟合优度比较

为了比较三个模型的拟合效果, 本文通过公式 (3.1) 计算得到各个模型的模拟值与实际值之间的误差。

$$\varepsilon_t = |\text{sim}S_t - S_t| \quad (3.1)$$

表 3.6 展示了三个模型的拟合程度, 通过比较可以发现, 模型 1 的拟合效果最好, 模型 2 和模型 3 拟合效果相当。从误差均值来看, 三个模型的误差都在 4 以内, 这说明这三个模型对原油价格的拟合效果都比较理想。

表 3.6 模型的拟合程度

		模型 1	模型 2	模型 3
模型	均值	1.5250	3.7935	3.7294
误差	标准差	1.1237	2.6000	2.6914

数据来源: EIA 数据库, Matlab 软件计算

通过比较模型可以发现, 模型 1 和模型 3 均将原油价格分割成季节因素影响项和非季节因素影响项, 再对非季节因素项进行随机动态模型的模拟, 而模型 2 是直接对原油价格进行随机动态模型的模拟, 由此可以看出, 原油价格受季节的影响比较稳定且显著, 而其均值回复性并不是很稳定。造成这一现象的主要原因可能是因为原油价格定价的特殊性, 其并不是完全市场化, 其定价受到原油产出国对于原油产量的控制, 即所谓的原油定价权的影响。

4.4 原油价格预测

由上文可知, 本文提出的模型 1、模型 2 和模型 3 的拟合效果都比较好, 而其中模型 1 的拟合效果最好, 因此本文应用这模型 1 对原油价格进行了预测。选取 2017 年 1 月 3 日至 2017 年 12 月 4 日的北美西德克萨斯原油价格作为预测对象。

表 3.7 模型 1 的预测误差

		模型 1-A	模型 1-B	模型 1-C
模型	均值	3.7650	3.4513	5.1189
误差	标准差	3.4378	2.6461	4.3283

数据来源: EIA 数据库, Matlab 软件计算

通过计算模型的预测误差可以得到表 3.7, 从表中可以得出模型 1-B 的预测效果最好, 其预测误差最小。从预测的误差来看, 三个模型的误差均值都在 6 以内, 因此模型 1 整体的预测效果都很好。图 3.6、3.7 和 3.8 分别展示了三个模型的预测效果图, 从图中也可以看出模型 1 的预测效果整体都比较理想。

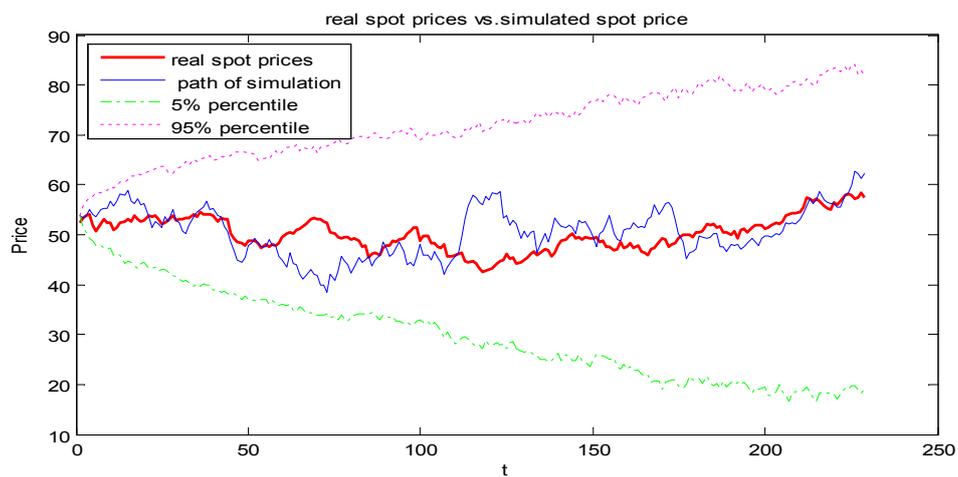


图 3.6 模型 1-A 的预测效果

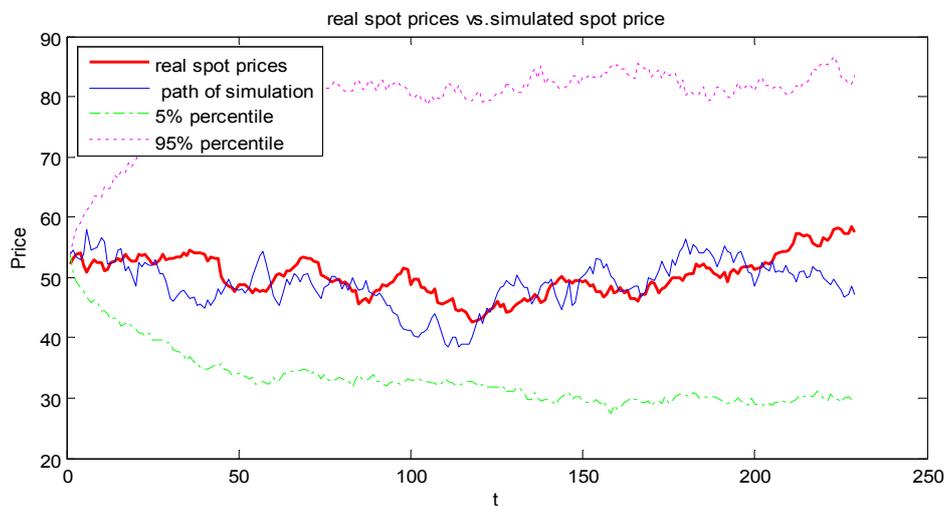


图 3.7 模型 1-B 的预测效果

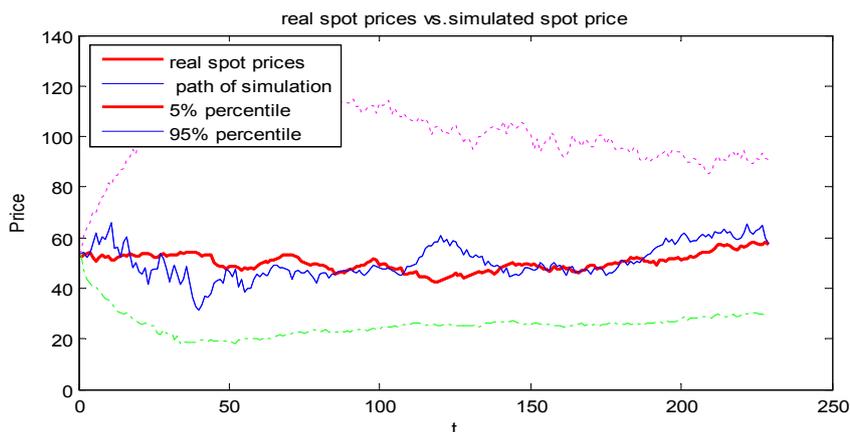


图 3.8 模型 1-C 的预测效果

对比模型 1-A、1-B、1-C 可以发现，模型 1-A 是 O-U 过程，模型 1-B 是 CIR 模型，模型 1-C 是 Dixit-Pindyck 模型，比较这三个模型的预测误差均值可以得到模型 1-B 的预测效果最好，其次是模型 1-A，模型 1-C 的效果相对最差。从中可以得出，CIR 模型在价格预测中的效果优于其他两个模型。

4. 结论与展望

原油作为现代文明的基石，是现代工业发展不可替代的消耗品，因其具有分布极度不均匀、影响因素特别多、应用范围特别广的特征，已经是中国经济可持续发展，进一步实现城镇化的重要影响因素之一。本文对原油价格影响因素以及原油价格波动特征进行了研究，采用随机动态模型来模拟原油价格，并利用极大似然估计对模型的参数进行估计。通过比较模型的拟合效果选出最优模型对原油价格进行预测分析。

实证结果表明：随机动态模型可以较为理想的对原油价格进行模拟。从拟合效果来看，加入季节影响因素的单因子模型（模型 1）的拟合效果最好，加入季节影响因素的双因子模型（模型 3）次之，无季节因素的双因子模型（模型 2）效果相对最差。

对于今后可以改进的空间，可从如下几个方面展开：

首先，可以借助期货和现货价格的关系。通过模型模拟期货价格，再利用两者的关系，得出现货价格。

另外，随着科技的进步，可以利用现代模型，即人工智能和数据挖掘等对原油价格进行模拟，预测原油价格。

价格建模作为金融领域中的基本问题，在现实中有很重要的意义，值得深入研究。但是，现实中价格的影响因素太多，因此永远不存在完全拟合的模型，只能通过不断研究提高拟合精度，所以，对价格建模是金融研究中经典的研究话题。

参考文献

- [1]陈宇峰,俞剑.国际油价波动的市场特征与中国需求冲击[M].经济科学出版社,2012
- [2]陈颖.石油价格的影响因素分析[J].科技和产业,2012,(07):5-8
- [3]郭庆方,冯冰.经济学新视角下国际油价走势分析[J].价格理论与实践,2008,(02)
- [4]柳荫成.可持续发展背景下中国石油资源战略研究[D].南京师范大学,2007
- [5]刘宁.国际石油价格影响因素研究[D].华中科技大学,2009
- [6]马瑾.影响国际石油价格变动的主要因素[J].国际石油经济,2006,(06):26-29+75-76
- [7]潘宁.国际石油价格形成机制分析与中国石油定价模式研究[D].复旦大学,2011
- [8]王尧.影响石油价格的金融因素[D].外交学院,2016
- [9]王博文.国际石油价格波动的影响因素分析研究[D].北京交通大学,2016
- [10]赵农,危结根.石油价格波动的分析[J].世界经济,2001,(12):20-24
- [11]周喜安,曲永冠.国际石油价格飙升的原因、影响与对策[J].宏观经济研究,2004,(07)
- [16] Aastveit, Knut Are, H. C. Bjørnland, and L. A. Thorsrud. What drives oil prices? emerging versus developed economies[J].Journal of Applied Econometrics (2013)
- [17] Al-Fattah, S. M.Artificial Neural Network Models for Forecasting Global Oil Market Volatility.USAEE Working Paper,13~112
- [18] Berg E., Kverndokk S. Rosendahl K.E., Gains from Cartelization in the Oil Market[J].Energy Policy, 1997, 25(13):1075~1088
- [19] Hamilton J.D. Understanding Crude Oil Prices[J].Energy Journal, 2009, 30(2):179~206
- [20] Killian, L. The Economic Effects of Energy Price Shocks [J]. Journal of Economic Literature, 2007
- [21] Miller Marcus, Zhang Lei. Oil price hikes and development triggers in peace and war[J]. The Economic Journal, 1996(3): 106~445
- [22] Pindyck R.S. Gains to Producers from the Cartelization of Exhaustible Resources[J]. Review of Economics and Statistics, 1978, 60(2):238~251

跨境股权众筹实施效果的影响因素研究

殷春锦

摘要:为解决中小企业投资的高门槛、低收益率两大难题,提升跨境股权众筹实施效果,展开对跨境股权众筹实施效果影响因素实证研究,主要包括:第一,通过文献综述法、专家打分法,从筹资人、投资人、众筹项目、众筹平台、跨境等五方面梳理,构建了一套跨境股权众筹实施效果的影响因素体系。第二,通过问卷调查法,收集英国跨境股权众筹平台 Crowdcube 的用户数据,采用最小二乘法基于多项式拟合,得到 15 个影响因素对跨境股权众筹实施效果的作用趋势和作用强度,分析发现经济回报期望、项目持续周期、融资股份、跨境平台与当地合作伙伴关系密切程度等因素具有双向作用。第三,针对跨境股权众筹的各参与方,分别给出对实际众筹操作有借鉴意义的建议措施,有助于投资者、创业者以及众筹平台对照检查,更好地发展跨境股权众筹新模式。

关键词:跨境股权众筹;实施效果;影响因素分析

由于经济政策等限制,各国中小企业发展均受融资问题阻碍。在此背景下,互联网股权众筹模式为中小企业提供了风险投资、私募投资之外的新融资形式。同时随着经济全球化,跨境股权众筹借助互联网跨时空的特性应运而生。但由于许多创业者对跨境股权众筹模式了解不深,利用众筹平台发布项目时不能综合考虑投资者的投资心理,导致创业项目众筹的成功率较低。因此,笔者展开对跨境股权众筹实施效果影响因素的实证研究。

1.文献回顾与影响因素体系构建

1.1 文献回顾

孙国茂(2015)将股权众筹简明地定义为“在互联网上完成的私募股权投资”。当下国外已有跨境众筹平台上线运营,目前此领域可收集的文献资料主要为互联网金融发展趋势、个人境外投资、跨境股权投资等方面。唐士奇、李凯南(2015)认为,跨境众筹将全世界的资源进行组合、升级以及优化,将极大促进跨境电商、跨境贸易的迅速发展。跨境众筹融资的互联网形式弱化了对投资的空间约束,Mollick(2013)也认为地理位置与项目成功与否关系较小。

在投资人对项目的信任程度的影响因素方面,姚卓(2016)等基于动机理论研究的学者们普遍认为,项目评价结果、项目图片数量以及项目支持人数等三项指标可影响潜在投资人对众筹项目的信任程度。在平台影响因素方面,周建波(2016)等文献均提出了“平台对投资者利益保护程度”是互联网众筹实施效果的影响因素之一的观点。刘威、李炳(2016)对Schwartz的三类文化距离与跨境股权的关系进行实证发现:文化距离对跨境股权主要产生负影响,其中投资双方基于实现个体还是集体利益最大化的文化差异,对跨境股权的负影响均显著。

1.2 跨境股权众筹实施效果的影响因素体系构建

通过阅读梳理大量的文献资料,提取互联网众筹实施效果影响因素,结合与跨境股权众筹特性相关的影响因素,再经过专家评分的方法对影响因素进行筛选。笔者邀请8位互联网众筹及跨境电商领域专家对各影响因素打分,剔除弱强度因素、合并同类因素,最终确定跨境股权众筹影响因素体系如下表所示。

表 1.1 跨境股权众筹影响因素体系

目标层	一级因素	二级因素
跨境股权众筹实施效果影响因素	投资人因素	经济回报期望
		对项目感兴趣程度
		对众筹平台的信任程度
		领投人投资经验
	筹资人因素	筹资人/团队经验
	项目因素	股权项目估值
		项目持续周期
		项目展示详细程度
		项目支持人数
		融资股份
		项目所在行业前景
	平台因素	平台已成功项目数
		平台领投份额
	跨境因素	跨境平台与当地合作伙伴关系密切程度
		跨境投资资金受第三方监管程度

2. 研究模型与研究设计

2.1 模型建构

本文中的实证内容研究多个自变量对单个变量的影响，要求算法运算效率较高。最小二乘法的基本原理是以各观测点的数值与平均值之间的方差之和取最小值而得到拟合曲线的各参数估计值，能较好地避免正负抵消。因此，本文采用非线性最小二乘法（NLS）进行多项式曲线拟合，针对不可线性化的非线性模型进行参数估计。非线性模型的一般形式为：

$$Y = f(X, A) + u \quad (2.1)$$

其中， $X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ 为解释变量合集， $A = (a_0, a_1, \dots, a_p)$ 为参数合集。对此，需求得 a_i 的估计值 \hat{a}_i ($i = 0, 1, \dots, p$)，使得

$$S(A) = \sum_{i=1}^n [Y_i - f(X, A)]^2 \quad (2.2)$$

在 $A = \hat{A}$ 时取最小值， $\hat{A} = (\hat{a}_0, \hat{a}_1, \dots, \hat{a}_p)$ 为参数的非线性最小二乘法估计值。求解过程利用函数极值原理，将 $S(A)$ 对参数 A 求导，得到对应的正则方程，求解得到使 $S(A)$ 取最小值的参数估计值。通常先给出参数初值，利用迭代法求得参数估计值，反复迭代直到估计值收敛为止，即保证两次迭代所得的估计值之差异在所设精度范围之内。

为保证一定的精度，选取一元二次函数为目标函数进行曲线拟合，即所有拟合曲线结果如式(2.3)，其中 X 表示各单影响因子， Y 表示投资意愿。

$$Y = a_0 + a_1 X + a_2 X^2 \quad (2.3)$$

2.2 问卷设计

从动机理论的角度出发，投资意愿决定投资行为发生的可能性大小，而广大投资者投资行为是否发生决定着某跨境众筹项目能否募集到目标金额。本研究选用“投资意愿”衡量“实施效果”。问卷采用十点量表，将各影响因素从低到高的初始赋值设置为1~10分，对各影响因素的数值做归一化处理。将投资意愿从0%~100%以10为间距，等分设置10个选项。

本文选择英国知名跨境股权众筹平台Crowdcube为样本对象，选取注册年龄超过1年、有1年以上投资基础、投资过跨境众筹项目的个人投资者，通过用户注册邮箱、注册手机号、平台留言等多渠道发放问卷，收集多国用户数据。总计向300名Crowdcube平台用户发放问卷，共回收问卷271份，其中有效问卷247份，回收率高达为90.33%，有效率为82.33%。样本数量满足初始要求，能够保证下一步实证分析对数据可靠性以及真实的要求。

3. 实证过程与结果分析

3.1 影响因素定量分析

本节以 X_6 (股权项目估值) 为例, 阐述定量分析过程。通过对回收问卷有效数据做预处理, 经过数学运算得到的结果如表 3.1 及表 3.2 所示。

表 3.1 (股权项目估值) 数据采集表

i	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
x_i	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
y_i	0.3	0.3	0.5	0.7	0.8	1.0	0.9	0.8	0.7	0.5

表 3.2 (股权项目估值) 多项式曲线拟合计算表

i	x_i	y_i	x_i^2	x_i^3	x_i^4	$x_i y_i$	$x_i^2 y_i$
0	0.1	0.3	0.01	0.001	0.0001	0.03	0.003
1	0.2	0.3	0.04	0.008	0.0016	0.06	0.012
2	0.3	0.5	0.09	0.027	0.0081	0.15	0.045
3	0.4	0.7	0.16	0.064	0.0256	0.28	0.112
4	0.5	0.8	0.25	0.125	0.0625	0.4	0.2
5	0.6	1	0.36	0.216	0.1296	0.6	0.36
6	0.7	0.9	0.49	0.343	0.2401	0.63	0.441
7	0.8	0.8	0.64	0.512	0.4096	0.64	0.512
8	0.9	0.7	0.81	0.729	0.6561	0.63	0.567
9	1	0.5	1	1	1	0.5	0.5
Σ	5.5	6.5	3.85	3.025	2.5333	3.92	2.752

根据上表得出 X_6 (股权项目估值) 多项式拟合的正则方程组为:

$$\begin{bmatrix} 10 & 5.5 & 3.85 \\ 5.5 & 3.85 & 3.025 \\ 3.85 & 3.025 & 2.5333 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 6.5 \\ 3.92 \\ 2.752 \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

利用 MATLAB 软件输入矩阵, 选用运算效率最高的除命令, 求解上述线性方程组, 得到各个估计参数的值为:

$$a_0 = -0.1217, a_1 = 3.1265, a_2 = -2.4621 \quad (3.2)$$

求得拟合曲线函数表达式为：

$$Y_6 = -0.1217 + 3.1265X - 2.4621X^2 \tag{3.3}$$

利用 MATLAB 软件绘制得到该拟合曲线的走势如图 3.1 所示。

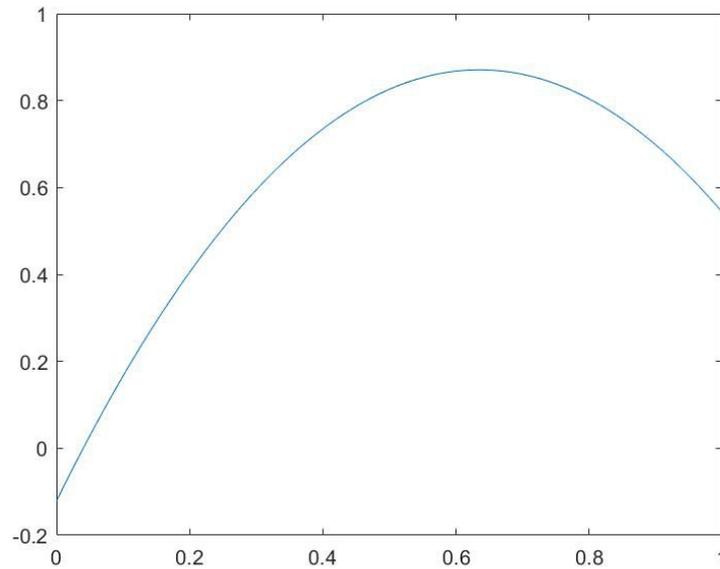


图 3.1 X_6 （股权项目估值）拟合曲线图

以此类推，求得所有单因子与投资意愿之间的拟合曲线关系，如表 3.3 所示。

表 3.3 多项式曲线拟合总表

X_i	Y_i	a_0	a_1	a_2
经济回报期望	Y_1	-0.3650	3.4038	-2.5379
对项目感兴趣程度	Y_2	-0.1267	1.3545	-0.1515
对众筹平台的信任程度	Y_3	-0.01	0.3955	0.6818
领投人投资经验	Y_4	0.0817	0.0402	0.7955
筹资人/团队经验	Y_5	0.06	0.0909	0.9091
股权项目估值	Y_6	-0.1217	3.1265	-2.4621
项目持续周期	Y_7	0.4833	1.8227	-2.197

续表

X_i	Y_i	a_0	a_1	a_2
项目展示详细程度	Y_8	-0.2083	1.8811	-0.7955
项目支持人数	Y_9	0.2033	1.0439	-0.2273
融资股份	Y_{10}	0.29	1.3045	-1.1364
项目所在行业前景	Y_{11}	0.0467	1.7364	-0.7576
平台已成功项目数	Y_{12}	-0.0933	2.1667	-1.0606
平台领投份额	Y_{13}	0.1617	0.925	-0.4167
跨境平台与当地合作伙伴关系 密切程度	Y_{14}	-0.1767	2.4045	-1.2879
跨境投资资金 受第三方监管程度	Y_{15}	0.1517	1.3598	-0.4924

3.2 实证结果

拟合曲线的开口方向、对称轴位置、增减区间具有实际指导意义。各影响因素拟合曲线的对称轴位置及增减区间等数据详见表 3.4。

表 3.4 对称轴及增减区间分析表

拟合曲线	对称轴位置	递增区间	递减区间
Y_1	0.67	(0.1,0.7)	(0.7,1.0)
Y_2	4.47	(0.1,1.0)	-
Y_3	-0.29	(0.1,1.0)	-
Y_4	-0.03	(0.1,1.0)	-
Y_5	-0.05	(0.1,1.0)	-
Y_6	0.63	(0.1,0.6)	(0.6,1.0)
Y_7	0.41	(0.1,0.4)	(0.4,1.0)

续表

拟合曲线	对称轴位置	递增区间	递减区间
Y_8	1.18	(0.1,1.0)	-
Y_9	2.30	(0.1,1.0)	-
Y_{10}	0.57	(0.1,0.6)	(0.6,1.0)
Y_{11}	1.15	(0.1,1.0)	-
Y_{12}	1.02	(0.1,1.0)	-
Y_{13}	1.11	(0.1,1.0)	-
Y_{14}	0.93	(0.1,0.9)	(0.9,1.0)
Y_{15}	1.38	(0.1,1.0)	-

对称轴所在位置决定该影响因素对于个人投资者投资意愿最值的取值大小。在递增区间内，某跨境股权众筹影响因子对投资人的投资意愿起着正向的影响作用；在递减区间内，该跨境股权众筹影响因子对投资人的投资意愿起着负向的影响作用。经过分析主要得出以下结论：

某跨境股权众筹项目的估值在 500~600 万美元时，人们的投资意愿达到最大值，随后由于股权项目估值过高产生怀疑心理或由于经济水平限制，导致投资意愿开始下降。

当股权众筹出让的股份在 51%~60% 范围内时，调查对象表现出最高的投资意愿水平，随着出让股份再往上增加，投资者的投资意愿水平开始有所回落。

跨境平台与当地合作伙伴关系密切程度对投资意愿的作用主要为正向的，仅当跨境平台与当地合作伙伴关系密切程度过于密切，投资人会因疑虑两者是否存在勾结关系而导致投资意愿稍有降低。

项目持续周期在一年半至两年期间时，人们最有等待的耐心，此时投资意愿最高。当周期超过 2 年时，投资者会因周期过长而降低投资意愿。

项目的支持人数处于低水平，如少于 30 人时，人数增长对投资意愿的正向作用不够显著；但当支持人数处于高水平，如超过 70 人次，人数上涨对于潜在投资者的投资刺激效果明显。

投资人对众筹平台的信任程度、领投人投资经验、筹资人/团队经验等指标的反映是先灵敏后迟缓,随着指标取值的增长,投资意愿水平上升的速度先快后慢。

作用不显著指标包括融资股份、平台领投份额,其拟合曲线走势较为平缓,取值的变化对于投资意愿的波动影响不十分明显。

4. 跨境股权众筹发展的建议措施

4.1 针对跨境投资人的建议

第一,了解跨境股权众筹基本情况。除管理费、跟投实际收益、操作流程等基本投资知识外,投资人还需了解目标跨境股权项目的基本情况,如项目所在国的金融市场监管政策情况、该国对跨境股权众筹的相关限制等。第二,鉴别经验丰富的领投人。从众筹平台以外的信息渠道了解该跨境股权项目领投人的真实投资经历,仔细判定后,再做投资决策。第三,维护股东的经营知情权。定期查看众筹公司的相关经营信息披露、年度财务报表等来维护自身作为股东的参与决策权,保障股东利益。第四,关注跨境项目退出渠道等信息。个人投资者跨境投资收益的实现与退出机制息息相关,必须了解项目退出渠道的信息以维护资金安全。

4.2 针对跨境筹资人的建议

第一,合理选择跨境股权众筹平台。依据项目的实际性质特点,合理选择一个细分化的口碑良好、用户群体基数较大的跨境众筹平台。第二,合理设置股权结构。筹项目公司可将众筹融资出让的股份接近51%~60%的范围,可获得更好的众筹结果。第三,投资回报形式多元化。筹资人在设计投资项目时,可考虑除金钱、股权以外的其它回报方式,提升潜在投资人对项目的感兴趣程度。第四,定期披露跨境项目的经营信息。在跨境众筹计划书中用清晰易懂的方式,客观地揭示跨境股权众筹项目的相关风险,定期向众筹股东披露公司相关经营情况。

4.3 针对项目质量控制的建议

第一,合理设置跨境项目周期。充分考虑跨境投资人耐心有限等因素,控制回报周期在2年以内。在设计跨境项目退出机制时,尽量向跨境投资人提供较为精确的时间节点。第二,多方式、多维度地详细展示。综合运用文字、图片、表格、网址链接等多种表述方式,并详细描述如股权项目估值、项目退出机制、领投人投资经历、众筹发起人创业经历等重要内容。第三,正确且真实地评估股权项目估值。在项目展示界面中,对股权项目估值的相关信息提供可靠的支撑依据,真实地展示准确的股权项目估值。

4.4 针对跨境平台发展的建议

第一,抓住宏观发展趋势。众筹平台可从股权众筹的角度切入市场,抓住跨境众筹

与股权众筹两大发展趋势。第二,展示平台成功项目案例。注重对以往众筹成果的宣传,增加信息透明度,改善正在众筹中的项目的实施效果。第三,跨境平台合作本土化。通过平台改用当地语言、与当地相关投融资企业合作、举办宣传活动等本土化合作,来缩短与海外市场国间的文化距离。第四,接受第三方机构监管。树立公正可靠的平台形象,赢取平台用户的信任,鼓励用户放心投资感兴趣的跨境众筹项目。

参考文献

- [1]柴珂楠.欧盟众筹金融监管法律框架及评析[J].南方金融,2014,07:40~47
- [2]樊富强.跨境股权众筹信息披露监管协调机制研究[D].对外经济贸易大学,2017
- [3]陈玉婕,倪宁曦,苟小菊.创新创业环境下众筹项目成功与否的影响因素研究[J].上海经济研究,2015,11:12~19
- [4]刘威,李炳.文化距离与跨境证券投资选择:影响及比较[J].国际金融研究,2016,03:72~83
- [5]孙国茂.互联网金融:本质、现状与趋势[J].理论学刊,2015,03:44~57
- [6]唐士奇,李凯南.股权众筹的理论、实践和未来展望[J].西南金融,2015,12:54~57
- [7]姚卓,陈晓红,张希,靳馥境.基于质量信号的众筹融资影响因素研究[J].金融经济研究,2016,04:60~71
- [8]周建波.创业项目选择互联网众筹影响因素研究[J].科技进步与对策,2016,17:31~36
- [9] Andrea Signori, Silvio Vismara. Does success bring success? The post-offering lives of equity-crowdfunded firms[J]. Journal of Corporate Finance, 2017
- [10] Mollick E. The Dynamics of Crowdfunding: Determinants of Success and Failure [J]. Journal of Business Venturing, 2013, (06): 1~16

中国创业板企业并购绩效研究

——基于创新能力的视角

周颖

摘要:创新能力是企业长远发展的重要动力,而并购活动中所涉及的专利技术获取可以在短时间内提高企业的创新能力,从而促进企业并购长期绩效的表现。我们通过对2009-2014年发生的创业板上市公司作为并购方的487个样本事件进行探究,在事件研究法的基础上运用多元回归分析,探究了企业创新能力对并购长期绩效的影响,得到的结论如下。相对于并购没有专利的企业,那些并购拥有专利企业的并购方能取得更高的并购绩效,而并购企业是否拥有专利对并购的长期绩效不存在显著影响。即相对于并购企业,被并购企业的创新能力才是影响企业并购长期绩效的关键因素。但在目标方有专利的情况下,若并购方同时具有专利,有助于企业协同效用的发挥,从而进一步促进并购长期绩效的提高。

关键词: 并购绩效; 事件研究法; 创新能力; 并购模式

1.引言

自创业板开市以来,由于IPO溢价等原因,许多创业板上市公司募集了大量的超募资金。创业板上市公司的数量与日俱增,并购事件的发生也呈直线增长。然而现实却是某些企业并购可能只是为了追求即时可见的账面利润,从而达到创业板规定的增长要求,而核心竞争力并未得到实际的提升,甚至由于整合不良往往出现长期业绩下降的现象。创新能力是一个企业发展的内在驱动力,若我们通过研究创新投入水平对并购绩效的影响,进而分析发现影响创业板并购绩效的内在原因,一定程度上可以缓解许多创业板公司由于认识的局限性而出现的深陷盲目扩张的泥淖这一窘状。对于越来越多选择并购扩张规模的企业来说可以起到一定指导作用。另一方面,研究结果也可为监管部门对创业板公司并购审核提供一定参考,从而提高创业板公司的并购效率与成功率,具有一定的理论和实践价值。

本文作者:周颖,江西财经大学金融学院研究生,研究方向:证券投资理论与实务

2. 文献综述

2.1 创新能力对企业的影响

Porter (1985) Clark (1987) 研究表明创新性的技术很难被其他企业模仿因此可以为企业带来可持续性的竞争优势。吕一博 (2008) 研究表明创新在社会转型过程中发挥着至关重要的作用,它是企业增强当前实力开拓未知领域以及培育挖掘新机会的能力的关键。Coad and Roa (2008) 认为对于快速成长期的企业来说创新能力是企业发展的关键因素。Carcfa-Manjon and Ronmeno-Merino (2012) 实证研究发现企业的 R&D 投入与销售增长率有着显著正相关性,且高科技行业更加显著。周亚虹(2012)研究证实通过技术革新以及产品创新等手段,企业可以使自身产出水平提高且可以实现规模经济。Chan et al (1990) 发现对于高新技术企业关于增加研发投入的公告,股民会产生乐观预期,促使企业股价上涨;Eberhart et al (2006)则进一步研究发现,与只说不做的企业相比,那些实际提高研发投入的企业给股东带来的价值增值更大。Hirscheifer et al. (2013) 发现人们通过对创新的效率的分析可以对企业股价进行较好的预期,具体表现为企业的创新活动效率与其股市当前及未来表现正相关。

2.2 创新能力与并购绩效的关系

Hagedoorn et al. (2002) 和 Entezarkheir et al. (2016) 研究均发现通过企业并购可以获得新鲜的外部信息进而增强其企业的创新能力。Sevilir and Tian (2012) 研究表明并购可以促进企业有关专利的产出能力并提高专利的生产效率,且企业并购规模对于对企业今后的创新活动的重要性并不亚于创新投入水平。Cefis et al. (2015) 研究表明并购活动有助与小企业打破创新活动的高壁垒,跻身高创新性企业行列;而对于大企业来说,并购活动则是锦上添花,可进一步提高企业的创新产出效率。张峥 (2016) 和温成玉 (2011) 分别对中国制造业上市公司以及高科技上市公司的并购事件研究表明与技术相关的并购能促进并购方未来的创新绩效。张学勇等 (2017) 对创新能力与上市公司并购绩效的研究发现被并购企业的创新能力与并购的长短期绩效均正相关,而并购方的创新能力对于并购期绩效来说是一个促进因素,而对短期绩效并无影响。

综上所述,探究企业创新能力与并购长期绩效之间关系的逻辑如下:通过并购创新性企业上市公司可以促进自身的创新,而创新是企业成长和价值增值的主要驱动力,继而并购创新性的企业可以在长期内为企业股票市场业绩。

3.我国创业板上市公司并购绩效的实证分析

3.1 研究设计

3.1.1 样本数据的选取

本文选取2009年6月至2014年12月创业板上市公司作为并购发起方的并购事件进行探究。可得总样本数为487个。

3.1.2 研究方法

(1)事件研究法

事件研究法是指将事件发生后企业的实际收益与其预期收益做差得到超额收益(BHAR)来衡量事件的发生对企业绩效影响的一种研究方法。本文所选取的计算BHAR的事件窗口为[0,36],表示并购事件公告发布当月以及之后的三十六个月。进一步为了控制账面市值比(净资产/收盘价)及企业规模(市值)对BHAR的影响,对企业按照这两个变量进行分组。具体分组过程就是分别根据企业规模和账面市值比将所有创业板公司分为5×5的25个小组。然后计算每一小组的算数平均收益率 R_p 。由于公司规模和账面市值比均为年度数据,因此组合的构造每年需更新一次。公式3-1详示了BHAR的计算过程。

$$BHAR_{i,t} = \prod_{t=0}^T (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=0}^T (1 + R_{p,t}) \quad (3.1)$$

上式中, $R_{i,t}$ 为股票*i*在事件发生后第*t*个月的收益率, R_p 则为*i*所在组合*p*于同月的收益率。该对应组合为在按照上文所述构造的25个小组中企业所在相应的组合。

3.1.3 模型建立与假设

根据文献综述的理论分析,本文提出以下假设。

假设H1:并购企业创新能力与并购长期绩效正相关。

假设H2:被并购企业创新能力与并购长期绩效正相关。

为验证以上假设,提出了四个模型,如下所示。

$$BHAR_i = \alpha + \beta_1 \times InnovativeAcquirer_dummy + \delta X_i + u_i \quad (3.2)$$

$$BHAR_i = \alpha + \beta_1 \times \ln(1 + Acquirepatent) + \delta X_i + u_i \quad (3.3)$$

$$BHAR_i = \alpha + \beta_1 \times InnovativeTarget_dummy + \delta X_i + u_i \quad (3.4)$$

$$BHAR_i = \alpha + \beta_1 \times \ln(1 + Targetpatent) + \delta X_i + u_i \quad (3.5)$$

3.2 变量界定与描述性统计

表 3.1 变量的界定与描述性统计

变量	均值	最大值	最小值	中位数	标准差
BHAR (0,36) 并购企业自并购公告发布当月之后 连续 37 个月的长期超额收益率	1.4736	15.5169	-12.3374	1.2389	2.1589
<i>Acq_Dummy</i> 并购企业专利数虚拟变量,若并购企 业在公告前拥有专利取 1, 没有取 0	0.6694	1	0	1	0.4709
<i>Targ_Dummy</i> 被并购企业专利数虚拟变量,若被并 购企业在公告前拥有专利取 1, 没有 取 0	0.5537	1	0	1	0.4976
$\ln(1 + Acqpatent)$ 并购企业在公告前拥有的专利数量 加 1 取对数值	2.0356	6.6359	0	2.3979	1.7179
$\ln(1 + Targpatent)$ 被并购企业在公告前拥有的专利数 量加 1 取对数值	1.2264	4.7274	0	1.0986	1.2906
<i>Asset</i> 并购发生上年年末总资产的对数值 (并购方下同)	21.0109	23.1543	19.5677	20.9406	0.5997
Leverage 并购发生上年年末的资产负债比率	26.1165	67.4401	2.0274	24.0182	14.5891
Q 并购发生上一年年末的托宾 Q 值	3.2103	17.8167	0.6232	2.7010	2.1912
First 并购发生上一年年末前十大股东持 股比例	0.6385	0.9026	0.3101	0.6483	0.1112

续表

变量	均值	最大值	最小值	中位数	标准差
ROA 并购发生上一年年末资产收益率	7.0720	22.0578	-9.2778	6.8678	4.6235
Current Ratio 流动比率, 并购发生上一年年末流动资产与流动负债比值	4.9242	78.4102	0.6682	3.0029	7.2850

3.3 实证结果与分析

3.3.1 基于 BHAR 的结果分析

根据我们对 BHAR 的计算结果, 首先我们根据目标方创新能力虚拟变量将 BHAR 分为两组, 一组为目标方创新能力虚拟变量为 0 的小组。对两小组月 BHAR 求取均值, 得到能够显示 BHAR 趋势的折线图。图 3.1 即为 BHAR 趋势图。由图可知, 0~36 个月的 BHAR 平均数分组结果大致呈现上升趋势。相对于目标方无专利组合, 目标方有专利组合的 BHAR 均值上升更为明显。即被并购企业较高的创新能力, 对并购企业的长期并购绩效是有促进作用的。

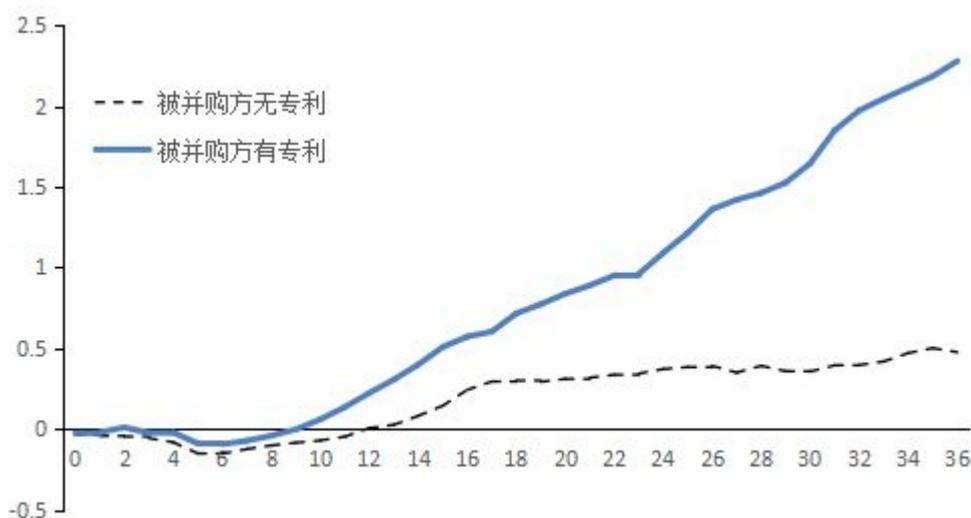


图 3.1 被并购方分组 BHAR 趋势图

表 3.2 对按照被并购方有无专利分成的两小组 BHAR 均值进行单独 T 检验与差值 T 检验。结果显示, 在并购公告发出后的一年、两年和三年内, 被并购企业有专利的并购样本组其 BHAR 均值分别高于被并购方无专利的并购样本组合 0.1505、0.5787、1.6842,

且并购后两年与三年的累积超额收益率均值的差额 T 检验结果显著。说明并购发生后随着企业的整合,收购有专利的并购企业其股票市场业绩表现会逐渐明显高出收购无专利的并购企业的股票市场表现,且该优势随着时间的推移愈加明显。为了得到更加准确的研究结果以保证结论的稳健性,本文在接下来的章节中将对创业板并购事件进行多元回归分析。

表 3.2 被并购方有无专利对并购绩效的影响 (T 检验)

		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
BHAR (0,12)	被并购方有专利组合 (1)	268	0.2238 (1.3902)	1.1413	-13.4767	2.0064
	被并购方无专利组合 (2)	216	0.0066 (-1.9362)	0.9129	-3.4614	2.3359
	T 检验: 差值 (1-2)		0.1505 (1.4307)	1.5463		
BHAR (0,24)	被并购方有专利组合 (1)	268	1.0909*** (3.5273)	1.4899	-7.3264	6.3742
	被并购方无专利组合 (2)	216	0.3716*** (-4.0943)	1.4298	-7.0412	5.1412
	T 检验: 差值 (1-2)		0.5787*** (4.1839)	2.0328		
BHAR (0, 36)	被并购方有专利组合 (1)	268	2.2777*** (6.1986)	2.1237	-1.5109	15.5169
	被并购方无专利组合 (2)	216	0.4759*** (-8.3771)	1.7504	-12.3374	6.7398
	T 检验: 差值 (1-2)		1.6842*** (9.0967)	2.7211		

注: 括号内为 T 值, “*、**、***”分别表示 10%、5%、1%的置信水平。

3.3.2 创新能力与并购绩效的多元回归分析

分别用并购方、被并购方专利数目哑变量以及并购方、被并购方专利数目对数值对 BHAR (0, 36) 进行多元回归, 得到如表 3.3 所示的四列结果。并购方专利数虚拟变量和对数变量回归系数分别为 0.5671 和 0.1465。表明拥有专利的企业进行并购能够为并购企业多创造 56.71%长期累积超额收益率; 创新性并购企业较之非创新性并购企业取得的长期累积超额收益率更高, 结果在 5%的置信水平显著。而被并购方的专利对数变量

和虚拟变量的回归系数相应为 1.7790 和 0.8436。表明并购拥有创新能力的企业能够为并购企业多创造 177.9% 长期累积超额收益率，并购创新性企业较之非创新性企业能够取得更高的长期累积超额收益率。且结果的置信水平为 1%，将并购方和被并购方上述的回归结果进行横向对比，发现被并购方创新变量的回归系数大于并购方创新能力的回归系数，且置信水平更高。这表明虽然并购方和被并购方的创新能力均可以促进并购绩效的增长，但被并购方的创新能力所产生的影响更加显著和剧烈。且从调整的 R 平方值可以看到，涉及被并购方创新能力的回归方程拟合优度更高，模型的拟合精度更高。同样证明被并购方创新能力对并购绩效的影响更为重要。

表 3.3 创新能力对并购长期绩效的影响

	BHAR (0,36)			
<i>Acq_Dummy</i>	0.5671** (2.79)			
$\ln(1 + Acqpatent)$		0.1465** (2.60)		
<i>Targ_Dummy</i>			1.7790*** (10.41)	
$\ln(1 + Targpatent)$				0.8436*** (13.54)
$\ln(Asset)$	-0.7266*** (-3.85)	-0.7071*** (-3.75)	-0.6944*** (-4.05)	-0.5907*** (-3.65)
Leverage	0.028** (3.26)	0.0214** (2.98)	0.0293*** (3.75)	0.0259*** (3.52)
Q	0.1937*** (4.12)	0.1924*** (4.09)	0.1768*** (4.14)	0.1793*** (4.46)
First	2.3798** (2.73)	2.2279* (2.56)	2.2254** (2.81)	1.9348** (2.59)
ROA	0.0227 (1.00)	0.0214 (0.95)	0.0138 (0.68)	0.0039 (0.21)
Current Ratio	0.0117 (0.77)	0.0120 (0.79)	0.0142 (1.03)	0.01839 (1.41)
<i>_cons</i>	13.2701*** (3.36)	13.1062*** (3.32)	12.1554*** (3.39)	10.2447** (3.03)
<i>Adj_R²</i>	0.0962	0.0943	0.2517	0.3368

3.3.4 不同创新能力组合对长期并购绩效的比较

按照并购企业和被并购企业有无专利对全样本进行分组, 可得“并购企业不含专利-被并购企业含专利”(at)、“并购企业不含专利-被并购企业含专利”(aT)、“并购企业含专利-被并购企业不含专利”(At)、“并购方含专利-被并购方不含专利”(AT)四组。我们对四个子样本的BHAR(0, 12)、BHAR(0, 24)、BHAR(0, 36)均值进行T检验, 结果如表3-4所示。对BHAR(0,12)、BHAR(0,24)、BHAR(0,36)三组内四个小组的BHAR均值进行横向比较, AT与At两组的BHAR均值显著高于at与At两组的BHAR均值, AT与At小组的三年累积超额收益率均值分别为2.4404、1.9023, 而at与At小组的三年累积超额收益率均值只有0.5460、0.4355。AT与aT组的BHAR(0,36)均值约为At与at组的4~5倍。表明AT、aT两组的并购业绩较之at、At两组明显更高。继续将AT与aT小组的表现进行横向比较, 可以看到AT组的表现随着时间的增加, 慢慢优于aT组的表现。表明AT组合的并购绩效在长期会高于aT组合。整个结果表明较之并购企业的创新能力, 被并购企业的创新能力才是长远提高企业并购绩效的要素。而在被并购方创新能力较强的状况下, 并购方若也有着较强的创新能力将进一步促进企业的并购绩效。由此, 并购企业的创新能力对并购的长期绩效提高并不是完全无用的。

表 3.4 不同创新能力组合对长期并购绩效的比较

		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
BHAR (0,12)	at(1)	79	0.0047 (-1.1860)	0.9152	-3.3143	1.7937
	aT(2)	81	0.3711*** (3.0039)	0.7316	-2.4846	1.8050
	At(3)	137	0.0077 (-1.5248)	0.9149	-3.4614	2.3359
	AT(4)	187	0.1600 (0.3554)	1.2752	-13.4767	2.0064
BHAR (0,24)	at(1)	79	0.3631*** (-3.0453)	1.1873	-4.0688	2.9597
	aT(2)	81	1.1715*** (3.2541)	1.1106	-1.8861	4.8504
	At(3)	137	0.3765*** (-2.9582)	1.5567	-7.0412	5.1412
	AT(4)	187	1.0561** (2.4028)	1.6285	-7.3264	6.3742
BHAR (0,36)	at(1)	79	0.5460*** (-5.9343)	1.3894	-6.7571	3.8758

续表

		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
	aT(2)	81	1.9023** (2.55)	1.5080	-1.5109	7.6683
	At(3)	137	0.4355*** (-6.2897)	1.9318	-12.3374	6.7398
	AT(4)	187	2.4404*** (5.6848)	2.3255	-1.2368	15.5169

表 3.4 对不同创新能力组合进行了直观的并购绩效比较, 然而并没有对四个小组间的 BHAR 均值差异进行显著性检验, 因此, 接下来的多元回归模型将进一步对此进行探究。将 at 组合作为基准组, 并按照 At、aT、AT 分别设置三个虚拟变量, 从而代表“并购企业含专利-被并购企业不含专利”、“并购企业含专利-被并购企业不含专利”、“并购企业含专利-被并购企业不含专利”三个小组。例如 AT 虚拟标量, 若样本同时满足并购方有专利和目标方有专利两个条件, 则给变量赋值为 1, 任一条件不满足则取值为 0。At、aT 虚拟变量的取值可类比。如此设计多元回归方程, 其 At、aT、AT 三个虚拟变量回归结果的系数则代表三个对应小组与“并购方无专利-目标方无专利”基准组的并购业绩差值。具体结果如表 3-5 所示。aT、AT 虚拟变量的回归系数分别为 1.3279、2.0539, 且置信水平为 1%。表明 aT、AT 两组长期绩效表现分别显著高于 at 组合 1.3279 和 2.0539。而 At 的回归结果不显著, 表明 At 小组与 at 小组的并购长期绩效并未存在显著差异。总结来说, 即被并购企业较高的创新能力能促进并购长期绩效, 且相较于只有被并购企业拥有专利的情况, 若并购企业与被并购企业同时具有创新能力, 对并购的长期绩效提升作用更加显著。

表 3.5 不同创新能力组合对长期并购绩效的影响

	BHAR (0,36)
aT	1.3279*** (4.49)
At	0.0846 (0.31)
AT	2.0539*** (8.09)
$\ln(Asset)$	-0.7171*** (-4.19)
Leverage	0.0296*** (3.79)

续表

	BHAR (0,36)
Q	0.1815*** (4.26)
First	2.4042** (3.04)
ROA	0.0202 (0.98)
Current Ratio	0.0142 (1.03)
_cons	12.4032*** (3.47)
Adj_R ²	0.2632

4.结论

本文研究结论如下：若被并购企业拥有较高的创新能力，并购企业的长期业绩表现相应地也会越高。而并购企业的创新能力与并购的长期绩效之间关系促进作用并不明确。相较于并购企业的创新能力，被并购企业的创新能力对于并购的长期绩效则更为重要。“并购企业含专利-被并购企业含专利”、“并购企业不含专利-被并购企业含专利”两组企业并购的长期绩效表现远远超过“并购企业不含专利-被并购企业不含专利”、“并购企业含专利-被并购企业不含专利”两组企业。若被并购企业不含专利，则并购企业是否拥有专利对企业并购的长期绩效没有影响。只有在并购企业与被并购企业均含有专利的情况下，企业并购才能获得最大的长期绩效。

参考文献

- [1]冯根福,吴林江.我国上市公司并购绩效的实证研究[J].经济研究.2001,(1):54-61
- [2]纪宣明.技术创新、制度创新与企业发展：厦新电子扭亏个案研究[J].金融研究.2004,(12):163-169
- [3]赖步连,杨继东,周业安.异质波动与并购绩效——基于中国上市公司的实证研究[J].金融研究.2006,(12):126-139
- [4]陆国庆.中国中小板上市公司产业创新的绩效研究[J].经济研究.2011,(2):138-148
- [5]吕一博,苏敬勤,傅宇.中国中小企业成长的影响因素研究——基于中国东北地区中小企业的实证研究[J].中国工业经济.2008(1):14-23
- [6]温成玉,刘志新.技术并购对高技术上市公司创新绩效的影响[J].科研管

理.2011,32(5):1-7

[7]叶会,李善明.企业并购理论综述[J].金融经济研究.2008,23(1):115-128

[8]叶璋礼.中国上市公司并购绩效的实证研究[J].统计与决策.2013,(7):165-168

[9]张学勇,张叶青.风险投资、创新能力与公司IPO的市场表现[J].经济研究.2016,(10):112-125

[10]周亚虹,贺小丹,沈瑶.中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究[J].经济研究. 2012, (5):107-119

[11]张峥,聂思.中国制造业上市公司并购创新绩效研究[J].科研管理.2016,(37):36-43

[12] AB Sanders, PH Hendershott, AB Sanders. Risk and Return on Real Estate: Evidence from Equity REITs[J].Real Estate Economics.1990,18(4):431-452

[13] A Eberhart, WF Maxwell, AR Siddique. Does the Stock Market Underreact to R&D Increases?[J].Social Science Electronic Publishing.2006

[14] Cefis, Elena,and Orietta Marsili. Crossing the Innovation Threshold through Mergers and Acquisitions[J].Research Policy.2015,44(3):698~710

[15] Coad, Alex and Rekha Rao.Innovation and Firms Growth in High-tech Sectors:A quantile Regression Approach[J].Research policy.2008,37(4):633~648

[16] Garcfa-Manjon, JuanV. And M.Elena Romero-Merino. Research ,Development , and Firm Growth. Empirical Evodence from European top R&D Spending Firms[J]. Research Policy.2012,41(6):1084~1092

[17] Hirshleifer, David, Po-Hsuan Hsu, and Dongmei Li. Innovative Efficiency and Stock Returns[J].Journal of Financial Economics.2013,107(3):632~654

[18] J Hagedoorn, G Duysters. External Sources of Innovative Capabilities: The Preferences for Strategic Alliances or Mergers and Acquisitions[J].Journal of Management Studies.2002 , 39 (2) :167~188

[19]Sevil, Merih and Xuan Tian. Acquiring Innnovation [J]. AFA2012 Chicago Meatings Paper.2012

[20]Sorescu, Alina B, Rajesh K. Chandy and Jaideep C.Prabhu. Why some acquisitions do better than others: product capital as a driver of long-term stock returns[J].Journal of Marketing Research.2007,44(1):57~72

法
律

论“聚合行为”信息网络传播权侵权认定

曾珊珊

摘要：处于网络时代的大背景下，网络技术日新月异，以网络技术为载体的深度链接不断发展，新的呈现方式不断产生。以深度链接为基础发展起来的视频聚合服务，在丰富了作品使用形式的同时，也引起了理论界和实务界对信息网络传播权侵权认定的激烈探讨。在知识产权领域的司法实践及学术研究中，认定信息网络传播权的侵权行为的标准主要有“用户感知标准”、“服务器标准”及“实质性替代标准”。我国法院目前在司法实务中多采取“服务器标准”，而当下互联网技术的快速发展使得该标准在对信息网络传播权进行侵权认定时并不总是适宜的。通过分析我国信息网络传播权的权利界定范围，在“实质性替代标准”存在一定的司法适用合理性的情况下，对“服务器标准”的适用作出进一步的释明。

关键词：信息网络传播权；聚合行为；服务器标准；实质性替代标准

1.问题的提出

2016年10月21日，北京知识产权法院对深圳市腾讯计算机系统有限公司（以下简称腾讯）诉北京易联伟达科技有限公司（以下简称易联伟达）在其经营的“快看影视”视频软件提供涉案作品的在线播放行为是否构成对腾讯信息网络传播权的侵犯作出了二审判决。二审法院撤销了一审判决，并驳回了腾讯的一审全部诉请，其针对“快看影视”提供涉案作品的在线播放行为是“信息网络传播行为”抑或是“链接提供行为”与一审法院的态度完全相反。二审法院明确“服务器标准与信息网络传播行为的性质最为契合”，并对一审法院判定涉案行为采纳的“实质性替代标准”进行了批驳。该终审判决确定了深层链接著作权侵权的司法判定标准为“服务器标准”，再度引发了关于“深度链接”，或者说是“聚合行为”侵权判定的标准的相关思考。

本文以腾讯诉易联伟达信息网络传播权纠纷一案为切入点，探讨我国信息网络传播权的权利属性及其界定范围，并对服务器标准与实质性替代标准认定信息网络传播权下的“聚合行为”进行比较，进而对服务器标准在司法审判中的适用进行进一步的探究。

2. 信息网络传播权的法律属性分析

关于深度链接对著作权的侵权认定问题,学界已有不少论述,但仍然争议不断,且对司法审判中的认定规则颇具微词。究其关键,即在深层链接下如何解释信息网络传播权,其规范的是否仅系初始上传行为,抑或还包括后续的链接提供行为。

2.1 信息网络传播权概述

我国现行的《著作权法》于2001年修订,同时规定了一项新的专有权——“信息网络传播权”。该权利对《世界知识产权组织版权条约》(以下简称《版权条约》)中规定的“向公众传播权”进行了直接的借鉴。

我国《著作权法》规定,其立法目的在于“鼓励作品的创作和传播”,创作产生了著作权,而传播则是著作权行使和实现的方式。究其本质,著作权即传播控制权,“传播”系核心概念。我国的《著作权法》的第10条所列的各项权利可分为两类:一为向公众提供作品的行为,如发行、表演、广播、信息网络传播等;二为向公众提供作品的准备行为,如复制、翻译、改编等。信息网络传播权作为传播作品的行为,指权利人享有控制作品的传播之排他性权利,只要对信息网络传播权人传播作品自由进行了侵害或妨害,则信息网络传播权就受到了侵害。

2.2 信息网络传播行为的界定

根据2012年《最高人民法院关于审理侵害信息网络传播权民事纠纷案件适用法律若干问题的规定》(以下简称《信息网络传播权司法解释》)中的第3条第1款^①,侵害信息网络传播的行为是指,对作品的未经许可的传播,即“提供”行为。^②对此,法院并未给出明确的界定,仅在第2款^③中规定了应当被认定为提供行为,或者说是信息网络传播行为的重要类型,其中就涵盖了“通过上传到网络服务器将作品等置于信息网络中”。

在当前司法实践中,主流观点认为,信息网络传播行为仅指提供作品的行为,且为初始的提供行为。在快乐阳光诉同方案^④以及本文所述的腾讯诉易联伟达案的生效裁判中均可见类似观点。对此,学者存在不同的观点。王迁教授指出,“网络传播行为”仅指将作品“上传”至或以其他方式“置于”服务器的传播行为。孔祥俊则认为,作品

^① 《最高人民法院关于审理侵害信息网络传播权民事纠纷案件适用法律若干问题的规定》第3条第1款:“网络用户、网络服务提供者未经许可,通过信息网络提供权利人享有信息网络传播权的作品、表演、录音录像制品,除法律、行政法规另有规定外,人民法院应当认定其构成侵害信息网络传播行为。”

^② 本文暂不对“提供”与“传播”两个概念进行辨析区分。

^③ 《最高人民法院关于审理侵害信息网络传播权民事纠纷案件适用法律若干问题的规定》第3条第2款:“通过上传到网络服务器、设置共享文件或者利用文件分享软件等方式,将作品、表演、录音录像制品置于信息网络中,使公众能够在个人选定的时间和地点以下载、浏览或者其他方式获得的,人民法院应当认定其实施了前款规定的提供行为。”

^④ 北京知识产权法院.(2015)京知民终字559-563号民事判决书。

的提供行为及网络技术提供行为均属信息网络传播行为。

由此,针对信息网络传播行为的认定在理论界与实务界争议不断,该采用何种标准,学术研究与司法审判均未形成较为统一的观点。

3.信息网络传播行为的认定标准

在当前司法审判与理论研究中,对信息网络传播行为的认定标准主要涵盖三种:服务器标准、用户感知标准和实质性替代标准。本文所述的腾讯诉易联伟达案中,一审法院与二审法院对涉案行为是否构成对信息网络传播权的直接侵权的主要争议在于“服务器标准”与“实质性替代标准”的适用。故,本文不对其他认定标准进行过多阐述,仅对腾讯诉易联伟达案中的“服务器标准”与“实质性替代标准”进行比较分析。

3.1 服务器标准

所谓服务器标准,指的是只有将作品上传到或者以其他方式置于向公众开放的服务器的行为,才构成信息网络传播权规制下的信息网络传播行为。^①

服务器标准在我国司法审判实践中的适用主要基于:第一,现行法均将信息网络传播权限定在“向公众提供作品”这一客观事实,因此,侵权认定时当然应采客观标准;第二,“上传”指的是将作品置于服务器上,只要起到服务器的实质性作用,“服务器标准”同样适用;第三,世界上的大多数的国家在司法实践中均采用“服务器标准”,包括我国的最高人民法院在内的多数法院。

然而,网络技术的日新月异使得服务器标准的适用在一定程度上是过时的。在互联网发展早期,公众在网络上获得作品只能通过将作品上传到服务器这一途径,而当前,作品的传播并不必然需要将其置于服务器即可实现与置于服务器中无区别的效果。

3.2 实质性替代标准

实质性替代标准指的是,聚合行为对被链接网站产生了替代作用,也就是说,由于用户停留在设链网站界面即可访问作品,本质上替代了被链网站的传播,对被链网站的用户资源、市场份额进行了抢夺,故构成信息网络传播权的直接侵权行为。^②

依上文所述,信息网络传播权的关键在于“传播”二字,不论行为的方式,妨害权利人对其作品等的传播的均在一定程度上侵害了信息网络传播权。而聚合行为在实质性替代标准之下对被链网站的传播进行了替代,毫无疑问侵害了信息网络传播权人的“传播”。由此可知,实质性替代标准在进行信息网络传播行为的认定时,符合我国《著作权法》立法目的,有利于加大对作品等的传播的保护力度,具有一定程度上的合理性。

^① 刘文杰:《信息网络传播行为的认定》,载《法学研究》2016年第3期,第124页。

^② 刘家瑞:《为何历史选择了服务器标准-兼论聚合链接的归责原则》,载《知识产权》2017年第2期,第30页。

然而,该标准亦存在两个不容忽视的问题:第一,设置聚合链接的网站并未实际替代被链的网站,用户每次点击聚合链接时,亦点击了被链的网站;第二,该标准以损害后果替代侵权归责原则,然,在法律上,并不是所有的未经许可授权而对作品等的利用即构成侵权,合理使用制度的存在即是对此种情况的说明。因此,对权利人的损害后果在大多数情况下无法、亦不应与侵权直接划等号。

4.服务器标准的适用

依上文所述,服务器标准在当前的网络技术快速发展的大前提下对信息网络传播行为进行认定时在一定程度上是过时的,这也决定了该标准在对实践中关于信息网络传播权侵权案件进行判定时并不总是适宜的,且另一实质性替代标准在网络时代大背景下存在着合理性。然,在本文所述的腾讯诉易联伟达一案中,二审法院依然对一审法院采用的实质性替代标准进行了批驳,并采用服务器标准对涉案聚合行为进行侵权认定。故,基于该二审判决及结合著作权法立法目的等,服务器标准适用的更适宜性理由主要有以下几点:

首先,在我国的司法审判中,“服务器标准”为主流标准,积累了丰富的实践经验,显示出较强的可操作性。且作为司法裁判者,人民法院进行司法裁判需在司法层面内适用法律,换句话说,在法律规定存在解释空间时,人民法院可在限定范围内发挥其自由裁量权,但人民法院严禁超越其司法者的权限而在立法层面“制造”法律。对于信息网络传播权侵权纠纷,由于其属于著作权纠纷案件中的主要类型,并呈现出常态化及类型化的特点,应依据法律明确规定进行处理,不得恣意突破,即不得因信息网络传播权利人的利益受到损害就认定存在应受相应法律规则规制的侵权行为。^①

其次,我国的《著作权法》、《信息网络传播权保护条例》及其他相关的法律法规均采纳“服务器标准”,虽然在概念的界定方面存在一定程度上的不周延性,但立法的完善及相关司法解释的出台等方式均可应对该问题且对新兴的网络技术进行最大程度的覆盖。

最后,从利益的平衡来看,服务器标准更契合我国的著作权相关立法的目的。《信息网络传播权司法解释》中的第1条^②明确指出了,“利益平衡”系我国著作权侵权纠纷的解决应遵循的原则,即“兼顾权利人、网络服务提供者和社会公众的利益”。在腾讯诉易联伟达案中,二审法院在生效裁判中亦指出“利益平衡是著作权法所追求的制度价值”,若如一审法院采用实质性替代标准,则聚合行为即被纳入信息网络传播权的控制范围。毫无疑问的是,该做法可最大限度地禁止深层链接行为并保护信息网络传播专有

^① 冯刚:《涉及深度链接的侵害信息网络传播权纠纷问题研究》,载《知识产权》2016年第8期,第25页。

^② 《最高人民法院关于审理侵害信息网络传播权民事纠纷案件适用法律若干问题的规定》第1条:“人民法院审理侵害信息网络传播权民事纠纷案件,在依法行使裁量权时,应当兼顾权利人、网络服务提供者和社会公众的利益。”

权人对于传播的绝对控制权进而使其利益最大化,但这一方式会造成权利人基于其自身的利益诉求扩大信息网络传播权的边界,从而将自身所受的伤害作为行为性质认定的要素,而这显然是不符合论证逻辑的。

且,网络服务的提供者作为信息网络传播的中心环节,是权利人与社会公众之间的桥梁,因此,对其利益的把握对整个的网络版权保护体系的建构至关重要。因此,利益的平衡归根结底强调的并非对权利人一方的倾斜保护——无限扩大权利的控制范围,而是在维护权利人权益的前提下,更好地调整网络服务提供者的行为。

5.结论

所谓“聚合”,指的是,对存在他人网站的服务器中的作品提供以作品的名称出现的“深层链接”。^①聚合链接在当前互联网的版权产业中逐渐成长成为一种日渐受人关注的商业形态,尽管是一个新名词,但其在技术层面或者说是本质上仍然是深层链接。当前的著作权权利大多归属于“商人”,而不同商业形式的相继产生必然带来版权产业的竞争,纠纷也就不可避免。信息网络传播权纠纷作为著作权纠纷中的一种主要类型,对其侵权行为的认定,首要的问题是界定权利范围,进而在权利范围内选择侵权认定标准。而选择的关键在于贴合著作权法的立法目的并遵循其利益平衡的原则。“服务器标准”在我国司法审判中被较多适用,但其并不是唯一的标准,网络技术催生的新的传播行为还需通过立法和司法解释对服务器标准进行不断的完善,使其不断适应网络技术的快速发展及信息网络传播行为的新的呈现方式。

参考文献

- [1]崔国斌.得形忘意的服务器标准[J].知识产权.2016,8:3~19
- [2]冯刚.涉及深度链接的侵害信息网络传播权纠纷问题研究[J].知识产权.2016,8:20~28
- [3]刘文杰.信息网络传播行为的认定[J].法学研究.2016,3:122~139
- [4]刘家瑞.为何历史选择了服务器标准-兼论聚合链接的归责原则[J].知识产权.2017,2:22~32
- [5]刘银良.信息网络传播权的侵权判定-从“用户感知标准”到“提供标准”[J].法学.2017,10:100~114
- [6]王艳芳.论侵害信息网络传播权行为的认定标准[J].中外法学.2017,29(2): 456~479
- [7]谢兰芳,付强.深度链接行为的侵权判定标准探讨[J].知识产权.2016,11:41~45
- [8]杨明.聚合链接行为定性研究[J].知识产权.2017,4:3~13

^① 王迁:《论提供“深层链接”行为的法律定性及其规制》,载《法学》2016年第10期,第25页。

对我国未成年人犯罪预防与处罚措施的建议

陈曼琳

摘要：未成年人是社会需要保护的重点人群之一，未成年人犯罪已经成为全社会所关注的一个热点问题。由于未成年人的认知能力不足、心理脆弱等心理因素以及不良社会环境的影响，使得他们容易走上犯罪道路。我国现有的未成年人犯罪预防与处罚措施应对如今的未成年人犯罪存在许多不足之处，如工读学校资金缺乏，教师流失矫正教育效果不佳，收容教育机构缺乏具体制度，社会帮教流于形式等问题。为了能够更加有效的预防和矫治未成年人犯罪，应当进一步完善未成年人犯罪预防及犯罪后的处罚措施。政府帮扶工读学校，明确教养机构运行的实施细则，不仅依靠政府职能部门，还发动社会团体和志愿者一起进行社会帮教。切实有效地预防未成年人犯罪，帮助犯罪后的未成年人尽快融入社会。

关键词：未成年人；犯罪；预防

1. 典型案件的基本情况和问题

1.1 案件基本情况

韦某，男，1997年1月21日生，广西省罗播乡凤镇村满堂屯人。2010年初，一名7岁男童在河边淹死，怀疑与韦某有关但无证据；一周后韦某被指认将一名7岁男童推入井中溺死，无证据；又一周后骗6岁男童喝下农药，韦某后来承认此项；2010年底，韦某掐死一名四岁半的男童，证据确凿，但因为当时韦某年仅13岁，不负刑事责任，十几天就从看守所释放；2011年2月，韦某用刀刺伤邻村6岁女童并试图将其溺死，被同村人发现后及时制止。已满14岁的韦某因犯故意伤害罪被判处6年有期徒刑，减刑后，2015年12月出狱；2016年1月韦某在广州奸杀11岁女童被警方抓获，2016年7月被提起公诉。

1.2 案件反映的问题

本案韦某出生在一个贫困的家庭，母亲在外打工，父亲在家务农。从小缺乏父母的管教，性格孤僻，初中开始就频繁逃课，也经常与人发生争执。这个时期学校除了通知家长外并没有采取其他措施。2010年起村中的幼童死亡就怀疑与韦某有关，但是村委会

也并有引起重视,对韦某进行重点关注,直到韦某掐死男童被发现,但是当时不满14岁的韦某很快被释放。不久后又因故意伤害被捕。从韦某一系列的犯罪来看,我国对于未成年人的犯罪预防及犯罪后的处罚措施存在较大的漏洞。首先,预防未成年人犯罪方面,虽然我国《预防未成年人犯罪法》中对家长、学校、居民委员会和村民委员会做出了明确规定,要求家长和学校对于未成年人的不良行为^①进行及时制止;居委会和村委会对于不良少年和犯罪少年记录在案并加以观察,但是,这些规定并没有得到有效的落实并且法规中也未提及没有遵守规定的法律后果。

其次,犯罪后的处罚措施方面,韦某十三岁掐死男童后,公安机关并没有对韦某做出处理,而是放任其回到了家中。但显然韦某的父母已经是放弃了对韦某的管教,韦某并没有得到应有的教育和矫正。这导致了他在不久之后故意伤害了一名女童,被判处了有期徒刑,韦某出狱后的再次犯案也说明了在监狱中的改造和教育并没有成效。因此,为了抑制青少年犯罪,帮助未成年罪犯矫正和回归社会,我们应当进一步完善预防未成年人犯罪措施及犯罪处罚措施。

2.我国未成年人犯罪预防及处罚措施存在的问题

2.1 工读学校

工读学校是为有轻微违反法律或犯罪行为未成年人开设的一种特殊教育学校。它的法律依据来源于《预防未成年人犯罪法》:“对于严重不良行为的未成年人可以送往工读学校进行矫治和教育。”工读学校设立的目的是为了帮助和教育未成年犯,预防未成年人再犯罪。

然而,现实中工读学校面临了许多困境,首先是生源的严重缺乏,以往对于经常逃课、打架、聚众闹事的未成年学生,一般会被强制送往工读学校进行教育,但在2012年《预防未成年人犯罪法》修订之后,送往工读学校需要家长和原学校的申请,并通过教育部门的批准。加上工读学校本身教育水平不高,导致主动进入工读学校的未成年学生锐减。其次,学校资金的不足也使得工读学校难以招聘到优秀的教师,工读学校不仅要提供义务教育同时还需要对未成年罪犯进行法制教育和心理辅导,专业教师的匮乏使得未成年罪犯的矫正和教育达不到预期的效果。最后,以往工读学校毕业的未成年人大都能够顺利进入职高进行下一阶段的学习,但是由于机制的改革,现在工读学校的毕业生需要通过考试才能进入,因此也导致了許多毕业生直接流向了社会。

2.2 收容教育

^①我国《预防未成年人犯罪法》中规定的不良行为是指下列严重危害社会,尚不够刑事处罚的违法行为:纠集他人结伙滋事,扰乱治安;携带管制刀具,屡教不改;多次拦截殴打他人或者强行索要他人财物;传播淫秽的读物或者音像制品等;进行淫乱或者色情、卖淫活动;多次偷窃;参与赌博,屡教不改;吸食、注射毒品;其他严重危害社会的行为。

我国刑法第17条规定：“因不满16周岁不予刑事处罚的，责令他的家长或者监护人加以管教；在必要的时候，也可以由政府收容教育。”针对未成年犯一般是关押在少年犯管所，它的基本设置与监狱相同，短暂地剥夺了未成年人的人身自由，但是对于如何管教并没有明确和可操作性的规定，例如：需要开设的课程、管理人员的资质、基础设施的标准、未成年人学习和工作的时间、处罚措施以及完成教育改造的标准等。其次，由于在青少年发育时期，每个年龄阶段的未成年人对知识的接受程度不同，对所有年龄阶段的未成年犯统一管理，容易造成低年龄阶段的未成年理解不了而高年龄阶段的未成年不愿接受改造。最后，少年犯管教所往往采取高压的教育方式机械地矫治未成年人，使用例如罚抄、关禁闭、跑圈等粗暴的惩罚模式，容易使处于青少年时期的未成年产生更多的反抗心理。表面接受了教育一旦离开收容教养机构就开始旧态复燃。管理模式和教育方法的缺失不利于未成年被收容教养后的权利保护，也不利于发挥其改造教育未成年犯罪中的积极作用。

2.3 社会帮教

对未成年犯罪人实施社会帮教指的是为了促进未成年犯罪人人格缺陷的矫正，积极教育和帮助未成年人融入社会防止其再次走上犯罪道路，通过社会各方面的相互合作对具有违法犯罪可能性的未成年人采取的一定的教育管理措施。《预防未成年人犯罪法》规定，未成年人的监护人和相关的社会机构对未成年犯罪问题应当共同参与，各自做好自己的本职工作，落实预防和控制未成年人犯罪的具体责任，细化开展工作的具体步骤。这是一种对于未成年人在社会环境中让其矫正的方法，需要多方面的配合，但实际操作中仍然存在大量问题。首先，从父母方面，大多数未成年人犯罪是由于家庭环境的破碎以及父母的疏于管教。犯罪预防里家庭始终是最关键的因素，对于不主动承担教养责任和逃避教育未成年的父母没有对应的惩戒机制，造成了父母、学校、警方“三不管”的现象。其次，学校对于违反规定的未成年人所做的不良和违法行为也仅仅是通知父母，最常见的处理措施就是父母带回家管教或者是退学，在这方面，学校没有承担起帮助和教育未成年的责任。再者，公安派出所、城市居民委员会、农村村民委员会应当掌握本辖区内暂住人口中未成年人的就学、就业情况。对于暂住人口中未成年人实施不良行为的，应当督促其父母或者其他监护人进行有效的教育、制止。但是，这三个机构本身承担的责任和任务就很繁重，加上人员有限，对于实施不良行为的未成年或未成年罪犯也不能够做到实实在在的监督和帮助。

对于犯罪后未成年人的回归，法律也没有明确的规定，公安、居民委员会或是村委会也只是登记在册，并没有有效的帮扶措施和保护观察机制，缺乏社会群体的帮助，没

有一技之长的未成年罪犯很容易对社会失去信心,再次犯罪,增加社会的不稳定因素。

3.对我国未成年人犯罪预防及处罚措施的建议

3.1 政府资助工读学校

工读学校作为对未成年罪犯进行教育和矫正的重要机构之一,应当得到政府的支持和帮助。对于年龄在13周岁至18周岁之间的未成年人实施了违法或轻微犯罪行为,但是没有达到收容教养和给予刑事处罚的程度,可以让这部分未成年人在工读学校继续学习以代替在一般学校学习。工读学校的运行由教育部门和公安部门的相关机构相互配合来完成,其中教育部门主要对未成年人进行必要的文化知识教育,公安部门主要对这些未成年人进行必要的法制教育并对学校的具体安全负责。工读学校与普通学校一样都对学生进行义务教育,但是不同的是工读学校强调对未成年人进行更多的强法制教育,对未成年人的特殊心理进行细致的心理矫正。

对于工读学校匮乏资金的问题,政府应当提供资金的帮助。这样能够使得学校改善硬件设施,吸引生源。同时政府可以出台一系列优惠的政策,鼓励和吸引优秀的教师,尤其是教育学、心理学以及犯罪学方面的专业教师对学生进行全面细致的教育和辅导。有利于未成年人犯罪认清自己的错误行为,及时改正。出台工读学校毕业生的帮扶政策,帮助他们顺利进入下一阶段的学习或者进入社会工作。

3.2 完善收容教育制度

针对未成年人犯罪的收容教育,不应当一概而论。可以借鉴日本的司法经验,根据少未成年人的年龄、犯罪倾向及身心情况的不同,分为初等、中等、特别少年所。初等少年所收容14到16岁的未成年人;中等少年所收容16到20岁的未成年人;特别少年所收容有心理疾病及犯罪倾向严重的未成年人。这样能够有效解决不同未成年人之间的“交叉感染”问题,同时,结合不同年龄阶段未成年的生长和生理发育情况开设不同的教育课程。针对未成年人犯罪多样化、复杂化的特点,在区分年龄阶段的基础上,还可以根据未成年犯罪的具体问题、特点、教育上的需要、改善可能的程度、有无前科、将收容的未成年人进一步分类,针对不同类的未成年人实施个别化的教育和心理指导。明确指出未成年人的犯罪原因和其长处所在,同时确定整体教育目标、各个阶段应达到的教育目标、教育内容和方法。对于不同的人给予不同的待遇,有利于未成年人的改造与回归,使其在适合自己的良好的环境下,回归正途。^①

完善教养工作人员的资质审核,保证法制教育与心理辅导老师的人数和比例;适当

^① 郭天武、黄琪:《日本未成年人犯罪与预防—以日本福冈县未成年人犯罪为调查对象》,《中国刑事法杂志》,2008年第3期。

增加专业技能教师，让教养人员能够有一技之长，便于其回归社会；保证未成年人的学习和休息时间；定期对每位教养人员进行评估和审核，对于已经改正的未成年人早日释放让其回归学校和家庭，对于不符合条件的，加强针对性教育，不随意释放。

3.3 加强社会帮教

对未成年犯罪人实施社会帮教指的是为了促进未成年犯罪人积极融入社会防止再次犯罪的发生，通过社会各方面主体的相互合作来对具有违法犯罪可能性的未成年人采取的一定的教育管理措施。社会帮教不是以惩罚施它作为目的，它本质上是一种保安处分性质的措施，强调的是对未成年犯罪人进行教育和矫正。社会帮教的责任主体是学校、家庭和社区服务相关机构，对被帮教的未成年人主要实施的是预防和教育措施。社会帮教并不对未成年人的人身自由进行强制性的约束，而是通过帮教主体的细心帮助和心理矫正为主，使被帮教的未成年人的人格和心理得到矫正。

3.3.1 犯罪预防的社会帮教

预防未成年人犯罪其意义要远远大于惩罚未成年人犯罪，同时也更具有可行性，我国重视未成年人犯罪的工作还不够，而更多的是把目光放于如何惩罚犯罪，如何防止其对社会进一步危害。我国《预防未成年人犯罪法》中规定，对于不良行为的未成年人家长、学校和居委会、村委会等有制止和监护的责任。因此，可以建立不良行为未成年人档案，要求监护人和学校定期沟通，了解未成年人动态。对未成年人疏于管教的父母，进行教育和警告，严重不作为的父母则需要承担法律责任。学校与公安或未成年人保护机构合作，开设法制宣传教育课程和青少年心理疏课程。针对已经记录在案的不良少年，重点观察和教育。

居民委员会和村民委员会对不良行为少年持续关注，与未成年保护组织、社会团体和志愿者共同合作对网吧、大型商场、公园等青少年易于聚集的场所进行不定时的巡逻检查及早发现不良行为少年，并进行辅导和有必要的继续辅导，同时净化影响未成年人健康成长的有害环境和防止不法行为的启蒙活动。形成一整套从政府到民间，社会到家庭的完整的未成年人犯罪预防体系。

3.3.2 犯罪后的社会帮教

为了帮助收容教养期满或者刑罚执行完毕之后的未成年罪犯更快、更好的适应社会正常生活并健康的成长，防止他们重新违法犯罪，国家和社会应当重视如何帮助他们回归社会，这也需要国家专门机关、教养机构和社区组织相互配合，共享信息，形成良好的社会复归体系。

监狱或劳动教养部门应当对于犯严重罪行出狱后的未成年罪犯进行一段时间的教

导和观察,教会其适应社会变化,提供食宿并予以就学就业指导,帮助他们回归正常人的生活。之后一段时期予以保护观察,要求其定期报告去向和工作学习地点,是否与不良人员接触,并关注未成年人的思想动态并视情况予以帮助。在保护观察期间未成年人因受伤或生病经济困难时也应当对其进行帮助。对于保护观察期间行为反复或者有再犯罪危险的未成年罪犯应当及时采取措施,对其进行疏导和教育。

当然,仅靠专门机构的力量远远不够,还应当发动群众的力量,组织志愿者和民间团体帮助未成年罪犯回归社会,这些人可以是社区工作者或者普通居民甚至是已经矫正过的未成年人,通过现身说法,鼓励未成年自力更生,引导其走向正确的道路。社会各界的理解和支持能够使未成年罪犯亲身体会到社会对自己的殷切希望,从而激发他们接受教育矫正的自觉性,逐步缩短与社会的差距。使之融入社会,找到在社会中的“一席之地”。

4.结论

未成年人犯罪始终是一个国家和社会需要重点关注的问题。如何有效地运用法律来预防和矫正未成年人犯罪,并保障未成年人的合法权利不受恣意侵犯已经成为法律界面临的一个重要问题。我国现行法律中的未成年人犯罪保护性处分措施在预防和控制未成年人犯罪方面发挥了重要作用,但是这些预防和保护措施在具体的实践中存在诸如规定不够具体,缺乏有效监管机构等问题。在具体的实践中甚至还会出现侵犯未成年人合法权利的情况,甚至容易引起未成年再犯罪。因此,我们应当学习国外法制的相关经验,进一步完善我国犯罪预防与处罚措施,保护未成年人误入歧途,帮助未成年罪犯重新融入社会。

参考文献

- [1]陈兴良.刑法的启蒙[M].北京:法律出版社,2007:234~236
- [2]刘建利.日本少年司法制度及其对我国的启示[J].青少年犯罪问题.2013,(2):54~55
- [3]邱兴隆.个别预防的四大立论[J].甘肃政法学院学报.2007,(7):40~41
- [4]佟丽华.未成年人法学(司法保护卷)[M].北京:法律出版社,2007:198~201
- [5]岳礼龄.刑事审判与人权保障[M].北京:法律出版社,2010:129
- [6]赵秉志.我国未成年人犯罪刑事立法的发展与完善[J].中国刑事法志.2010,(3):63~64
- [7]张小虎.论我国保安处分的构建[J].政治与法律.2010,(2):19~21
- [8](日)大谷实,著.黎宏,译.刑事政策学[M].北京:中国人民大学出版社,2009:345~347

对个人国际法主体地位的思考

李佳芮

摘要:近年来,随着社会生活的发展以及国际法学理论的成熟,个人在国际法上的重要性逐渐上升,但是对于个人是否能够成为国际法主体这一争论,国际法学界众说纷纭,肯定说与否定说各执其词。尤其是在个人在国际法领域发挥越来越重要的作用后,对于个人是否能够成为国际法主体这一争论,逐渐成为国际法学界热衷的话题。笔者认为,对于个人是否可以在一定程度下成为国际法主体,应当在合理、合法的基础上予以肯定,而不是全盘否定或者对其浅薄地予以认可。我们应当用务实和包容的态度来研究国际法的争议问题,不能将其局限在“国家间”,更不能将其定义为“国家间的法”,否则国际法的发展会遭到自我限。因此,应辩证地看待国际法个人主体问题的讨论,适度地加以肯定而不是一味地排斥或者消极地认可并接受个人的国际法主体地位。

关键词: 个人; 国际法主体; 国际法

1.引言

随着全球范围内的政治、经济、科技的迅速发展,各国联系日益密切,国际法中理论与实践相结合的情况进入普遍发展阶段,理论被熟练运用于各个国际领域。关于国际法主体范围的确定,学界众说纷纭。尤其是在个人在国际法领域发挥越来越重要的作用后,对于个人是否能够成为国际法主体这一争论,逐渐成为国际法学界热衷的话题。传统国际法认为,仅国家、政府间国际组织、争取独立的民族可称之为国际法主体,对个人的国际法主体态度几乎持否定观念。直到《联合国宪章》中有关人权规定的出现,才标志着有关个人的国际法主体资格开始被深入讨论。随着学术与实践讨论的开展,不但促使国际社会陆续出台了一系列与人权相关的国际公约,而且个人的国际法主体地位也逐渐得到学者们的重视。对此,我们应当用务实和包容的态度来研究国际法的争议问题。

2.国际法主体的概念

关于个人是不是国际法主体的问题,长期以来一直是国际法学界有争议的话题。

首先从理论出发,可以发现一些学者主张用要素来界定国际法主体这一概念。詹宁

本文作者:李佳芮,江西财经大学法学院研究生,研究方向:国际公法、国际私法

斯和瓦茨将国际法定义为享有国际法上所确定的权利、义务,并享有在国际法上直接或间接行为能力的人格者。^①菲德罗斯将国际法定义为其行为只接受国际法秩序规定并呈现出许多差异的人格者。还有一些学者认为可以用几个关键要素来概括国际法主体的大致范围。国际法调整的是在国际交往活动中国际主体之间的权利义务关系,是以国际法主体必须具备独立参与国际交往活动的能力。国际社会一直以来不承认傀儡政权的国际法主体资格,主要在于这样的政权不具有独立参加国际关系的能力。未经中央的特别授权,地方政府同样也不能独立参与国际交往活动。

从实际中,可以明显看出传统法律条文中的规定仅认定国家作为国际法主体。虽然在经历第二次世界大战之后,世界范围内政治、经济、科技迅速发展,国际组织应运而生,逐渐得到了认可并发展成为国际法主体之一,但是国际组织和国家之间仍然具有不小的差异。国家是完整的国际法主体,其所享有的权利也是完整的并涵盖了国际法的整个范畴;而国际组织指的是国际法主体依据签订的条约或其他正式法律文件建立的有一定规章制度的机构,所以从严格意义上来讲国际组织应当属于派生的国际法主体。

3.关于个人国际法主体地位的争论

狄骥、塞尔和波利蒂斯等部分学者认为,可以将个人看作是构成国家或者社会的基本粒子,因此国家做出的行为从某种程度上可以看作是个人的行为,国家行为实际上是通过个人行为表现出来。这种观点混淆了个人和国家的概念。国家的概念已经被公认,须具备定居的居民、确定的领土、政府、主权四要素。国家一旦产生就具有独立的主权权利,拥有完全的排他性,不能混为一谈。

杰塞普、凯尔森、劳特派特等学者认为,国际法主体涵盖了国家和个人。他们习惯于用一些国际法规则来证明自己的观点,例如,在国际法中外交代表依据特定情况享有的特权与豁免、对个人国际犯罪行为的惩处、对基本人权的保障、个人在国际法庭上的诉讼权等。

还有部分学者认为个人仅仅是国际法的调整对象,而非理论上所描述的国际法主体。个人作为构成国家的基本要素,处于国家的管辖之下,是由国家决定其国际法上的权利和义务。因此,个人基于此在国际中所做出的行为应当视为赋予其权利的国家的行为,或者是国家宪法、法律法规授权的行为,而不仅仅是个人行为。在实际中,的确有个人承担国际责任的例子,甚至部分国际条约中有条款能够直接赋予个人权利。然而这种国际条约实际上是由国家与相对方签订和缔结。除此之外,个人在国际法上享有权利并承担义务的事例相对过低。例如,国家元首、政府首脑以及外交代表享有的特权和豁

^①[英]詹宁斯·瓦茨修订(王铁崖),《奥本海国际法(第一卷第1分册)》[M],中国大百科全书出版社,1995

免权,从根本上看,是国家因其在国内的地位并为其能更好地执行外交事务而赋予的,并不能因此认为个人拥有国际法上的主体地位。

除此之外,部分持有限主体观念的学者认为,随着个人在许多国际领域内发挥越来越重要的作用,个人可以成为国际法上的有限主体。实际上,在一些国际条约中已经有部分条款包含了有关个人的规定,明确赋予个人在国际法上的权利或者要求其应当承担相应的责任。因此可以大胆推断,个人具备成为国际法主体的可能性,可以成为有限主体。李浩培先生也认可这种观点并认为其主体地位是通过一些主权国家以条约的形式来规定的。”

4.个人在国际法上的权利与义务

近代以来,在一些国际条约、惯例中,或者在国际刑法、国际环境法等多个领域中都有较多的情形体现了个人在一定范围内已经具备了拥有国际主体地位的可能性。

4.1 在国际刑法领域个人的权利与义务

国际刑法已经逐步发展成为一门独立的法律学科,解决国际交往中的重大刑事问题。尤其是经过第二次世界大战国际刑法进入了快速发展阶段,个人在国际刑法方面享有权利并承担义务的能力开始逐步确立起来。

首先在义务方面,1946年联合国大会肯定了纽伦堡军事法庭对个人承担国际义务能力的审判。尤其是在对波黑战争案件的审理过程中,直接体现出个人拥有承担国际法上责任的能力。

其次在权利方面,一些国际刑事条约已经明确个人在国际刑事领域的主体地位。例如,不受任何形式的强迫、胁迫或者威胁;不被任意逮捕或羁押。其次,在《国际刑事法院规约》中也有条文规定,被害人和证人在审判过程中的合法权益不得遭受侵犯。这不仅体现出了国际法的巨大发展,更在一定程度上体现出个人在国际刑法这个领域内,已经以条约的形式被赋予了国际法主体地位。

4.2 在国际经济法领域个人的权利与义务

随着近些年的发展,国际联系日益密切,尤其是在经济贸易往来中个人的作用逐渐上升,其主体地位甚至已经被一些国际性经济协定或者全球性投资条约所确认。

在某些国际公约的规定范围内,个人的主体地位和主体权利已经得到了较为明显的重视。例如,《关于解决各国和其他国家民间投资争端的公约》第2章规定了解决投资争端国际中心的管辖权^①。在《北美自由贸易协定》、《世界能源宪章》等条约中直接赋予了个人选择权,发生冲突时可以选择冲突的解决方式和解决途径。在与之相关的1965

^①杜元贞,《论个人的国际法主体地位》[J],《今日财富(金融发展与监管)》,2011

年《解决国家与他国国民之间的投资争端公约》，简称《华盛顿公约》，赋予自然人和法人在国家同意的情况下提起国际仲裁的权利。

4.3 在国际人权保护领域个人的权利与义务

伴随着人权运动的兴起，个人依据国际人权领域的相关条约而被赋予主体地位的事例有许多。例如，《世界人权宣言》、《日内瓦公海公约》、《关于难民地位的公约》、《公民权利和政治权利国际盟约》等条约都直接通过具体条约赋予个人权利。依据《人权宣言》的有关规定，个人在国际人权领域可以直接享有诉讼权，无需通过国家即可以以自己的身份独立提出申诉。例如，《公民权利和政治权利国际盟约议定书》规定对于违反公约的申诉，个人可以直接向人权事务委员会提出。

4.4 在其他国际领域中个人的权利义务体现

除了在国际刑法、国际经济法、国际人权保护领域，实际上在其他国际领域中也体现出个人的权利和义务。例如，1982年的《联合国海洋法公约》赋予自然人和法人权利：自然人和法人可以依据《联合国海洋法公约》和作为该公约附件六的《国际海洋法法庭规约》将在海底区域开发活动中产生的特定纠纷诉至国际海洋法法庭海底争端分庭而成为分庭的当事方。伴随着国际法的发展，支持非政府组织、法人和个人是有限的国际法主体的例子无疑将增加。

5. 对部分个人国际法主体地位否定论的探析

在国际人权领域，一些学者试图将个人与受保护的动物相比较，从而错误地得出个人不应具有国际法上的主体资格这一结论。但就在此范围内，个人与其有着关键差异：个人具备诉权，而动物没有。因此，我们可以发现，在国际人权范围内的救济权是导致个人与动物地位差异的重要因素。除此之外，一些学者认为个人缺少控告权，而片面地否定个人完全不具有拥有国际法主体地位的可能性。实际上，个人在国际中的诉讼权利只体现为申诉权，并不是理论意义上完整的诉讼权利，无法直接以国家为对象提起诉讼。现实中国家也是经历了漫长的发展而成为真正的国际法主体被各国学者公认，而不是一蹴而就。相较于国家，对于个人是否能够成为国际法主体的探讨才经历短短几十年，何不以更加理性和宽容地态度对待诉权的发展。从欧洲已出现的个人完全诉权中可以发现，个人在国际范围内完整的诉讼权利正在逐渐发展。

另有一些学者认为，权利与义务是相对应的，个人只被赋予了权利，却没有相应的义务，故而得出个人不具有国际法上的主体资格这一结论。对于这一观点，如果我们将个人与国内处于妇女权益保护法中的妇女相比较，可以发现虽然在《中华人民共和国妇女权益保护法》中没有具体法条明确规定，但妇女仍然享有其主体资格。

在国际刑事领域内,仍有一些学者否认个人在这一领域内的主体资格,并认为个人承担相应的国际法律责任,只能证明个人是国际法上的客体。对此,我们应该明确界定法律关系客体这一概念。一般情况下刑法中的通说观念认为客体是指一切犯罪所侵犯的社会关系整体。因此我们可以发现,以上观点错误地界定了客体与主体的概念,是不合理的。

除此之外,一些学者否认个人的国际法主体地位,是因为他们认为个人作为国家和社会的构成要素,其国际法上的权利是由国家作为主体所缔结的国际条约所赋予的,如果没有国家赋予的权利甚至无法参加国际交往。但是从另一个方面考虑,比较国家和个人的关系与国内行政机关和个人的关系。个人在国内会受到行政规章以及行政强制措施的束缚,但是这并不会影响到社会对个人在行政法上主体地位的肯定。由此推及至国际法,我们不能只根据个人与国家地位的悬殊就否定个人在国际法上拥有主体资格的可能性。

6. 结语

对于国际法主体的讨论,长期以来一直备受争议。尤其是随着个人在国际许多领域内发挥越来越巨大的作用,关于个人是否是国际法主体这一问题,也逐渐成为争议的焦点。事实上,学者对个人主体的接纳绝非才兴起的新鲜现象。伴随着人权运动的逐渐兴起,个人作为独立主体逐渐走上国际交往活动,带动了国际上个人价值的发展。除此之外,在国际环境、国际海洋等一些国际领域中,个人的主体资格逐渐被确立。由上可知,个人具有成为国际法主体的必要性,虽然现今只在其中某些领域中相对明显地被承认,但可以看出个人具备拥有国际法主体地位的现实可能性。

参考文献

- [1]白桂梅. 国际法中的国家与个人[J]. 杭州师范学院学报(人文社会科学版)
- [2]丛春梅. 论个人在国际法中的地位[J]. 法制与社会, 2009(1)
- [3]车丕照. 法律全球一元体系还是多元体系[J]. 清华法律评论第4辑
- [4]陈元芳, 付毅. 试析个人国际法主体地位[J]. 辽宁行政学院学报, 2007
- [5]杜元贞. 论个人的国际法主体地位[J]. 今日财富(金融发展与监管)
- [6]刘畅. 近代中国有关个人国际法主体地位的相峙与论战[J]. 理论月刊, 2014
- [7]梁西. 国际法(第二版)[M]. 武汉大学出版社, 2008
- [8]何志鹏. 全球化与国际法的人本主义转向[J]. 吉林大学社会科学学报, 2007
- [9]吴慧. 欧洲人权公约实施机制的发展[J]. 国际关系学院学报, 2001

-
- [10]杨华. 个人作为国际法主体新探[J]. 法学杂志, 2005
- [11]周鲠生. 国际法[M]. 商务印书馆, 1981
- [12]张军旗. 个人的国际法主体地位辨析[J]. 东方法学, 2017
- [13]詹宁斯·瓦茨(王铁崖). 奥本海国际法(第一卷第1分册)[M]. 中国大百科全书出版社, 1995
- [14]周忠海. 国际法学评述[M]. 法律出版社, 2001

PPP项目——资产证券化婚姻法律问题分析

汪镇龙

摘要：PPP项目具有投资大、周期长等特点，将资产证券化引入PPP项目对于缓解社会资本方资金压力、保障PPP项目的平稳运行具有重要作用。PPP项目资产证券化的实质是将来债权的转让，完备的将来债权转让制度是PPP项目资产证券化的制度前提。当前我国法律关于将来债权转让的规定仍有不足，我国应当允许存在基础法律关系的将来债权转让、明确将来债权转让自转让时发生效力、建立将来债权转让公示制度，为PPP项目资产证券化的顺利进行提供充分的制度保障。

关键词：PPP项目；资产证券化；将来债权

1.PPP项目资产证券化背景分析

2014年以来，财政部、国家发改委等部门接连发文，力推国内PPP项目的实践，但实际效果却不尽人意。究其原因，一方面，PPP项目往往需要十亿或百亿的资金，资金需求大且回笼慢，投资风险高；另一方面，PPP项目涉及的项目大多是公共基础设施项目，企业无法借此获取高额利润。出于投资效率及自身经济安全的考虑，企业对PPP项目往往抱有审慎态度。因此，如何实现PPP项目社会资本方的再融资，解决社会资本参与PPP项目的后顾之忧，成为我国PPP发展无法回避的问题。

与此同时，我国资产证券化自2014年也进入加速发展阶段，衍生出诸如信托收益权、金融租赁等新型基础资产类型。在此背景下，将资产证券化引入PPP项目，允许项目公司以其享有的收益权为基础资产发行证券，实现社会资本方再融资，成为我国PPP发展的新思路。2016年12月26日，中国证监会、国家发改委共同发布《关于推进PPP项目资产证券化相关工作的通知》（以下简称《工作通知》），开始国内PPP、资产证券化婚姻的初步尝试。随后，财政部于2017年6月7日发布《关于规范开展政府和社会资本合作项目资产证券化有关事宜的通知》，从具体流程、监督管理等多方面对PPP项目资产证券化作出规定。于此同时，国家发改委分别于2017年3月10日、5月4日向中国证监会推荐第1批、第2批《资产证券化PPP项目清单》，以典型示范的方式掀起了国内PPP项目资产证券化的实践热潮。

本文作者：汪镇龙，江西财经大学法学院研究生，研究方向：商法

2.PPP项目资产证券化概述

2.1 PPP资产证券化基础理论

资产证券化是指将具有可预见、稳定现金流的资产转换成可在金融市场上出售的流动证券的过程。一般而言,资产证券化需要经过确立基础资产并组建资金池、设立特殊目的实体(SPV)、资产的完全转移、信用增级、信用评级、证券打包发售、向发起人支付对价、管理资金池、清偿证券九个步骤。

PPP即Public-Private-Partnerships的简称,是指公共部门、私人(营)部门为提供公共产品(或服务)建立的稳定的合作伙伴关系。PPP项目中,政府与社会资本方通过签订协议,将本应由政府承担的基础设施建设或公共服务保障等义务部分转移至社会资本方,并允许社会在资本方从中获取合理收益,其实质是政府向社会资本方购买服务。PPP项目是我国基础设施与公共服务供给机制的重大创新,对于提升公共服务供给质量、缓解政府财政压力具有重要作用。

关于资产证券化与PPP项目的结合,早在2014年中国证监会发布的《资产证券化业务基础资产负面清单指引》就有涉及^①,然而,清单指引并未就PPP项目资产证券化形成系统的规定,故直到2016年中国证监会《工作通知》的发布,PPP项目与资产证券化的联姻才正式进入大面积推广阶段。

2.2 PPP项目资产证券化法律内涵分析

PPP项目资产证券化,即PPP项目公司以其享有的未来收益权为基础资产发行证券,实现社会资本方再融资的新型融资方式。由于发行证券时收益并未实际产生,PPP项目资产证券化实质为将来债权的证券化过程,包含债权证券化和将来债权让与两方面内容。

2.2.1 债权证券化(collateralized debt obligation, CDO)

债权证券化,即将债权转化为标准化证券,进而通过发行证券获取资金的融资方式。受制于债权的相对性,传统债权转让只发生于特定当事人之间,受让范围狭小且程序复杂;而现代商品经济要求债权广泛、迅速流通,使资产在快速流通中创造财富。在此情形下,通过将权利证券化,以标准化证券流通的方式实现债权快速流通的债权证券化便应运而生。如史尚宽老师所言,债权证券化的设计初衷就在于促进交易安全,加速债权流通。^②PPP项目资产证券化正是将来债权的证券化过程。

2.2.2 将来债权让与规则

真实出售是资产证券化的基本前提,即通过资产出表等方式,实现基础资产与原始

^① 《清单指引》第一条规定,地方政府在PPP模式下应当支付或承担的财政补贴可以作为资产证券化的基础资产。

^② 谢怀轼主编:《票据法概论》,法律出版社1989年,第7页。

权益人之间破产隔离。其中,债权让与是真实出售最常见的表现方式。由于早期债权具有浓厚的人身性色彩,国际上最初禁止债权转让。进入20世纪后,经济发展需求促使许多国家通过民事立法允许债权转让^①。区别于普通债权转让,由于将来债权转让时并未实际发生,各国关于将来债权可转让性的发展历程较之普通债权转让更为曲折。

传统德国学者认为,债权转让的有效性依赖于所转让债权的确定性。未来债权在转让时并未实际发生,允许某人转让其尚未拥有的东西是不够严肃的,故应当禁止未来债权的转让。20世纪以来,随着将来债权在社会经济的重要性不断加重,利用未来债权作为担保促进交易在社会经济中日益重要,德国逐渐认可将来债权让与以适应经济的发展。

美国《第二合同法重述》禁止未来债权的转让,而1972年颁布的《美国统一商法典》则又承认将来债权的可转让性。该法第9章第204条承认担保协议当事人约定“事后取得财产”的合法性。美国2000年修订的《统一商法典》更是将“将来取得金钱债权”纳入了无体财产的范围,表明美国对将来债权让与合法性的进一步承认。

除此之外,法国、日本等国家对于将来债权转让也都经历了类似的发展过程。总体而言,国际上基本都已允许将来债权的转让。

我国法律并无“将来债权”这一概念,最为接近概念为应收账款。中国人民银行2017年修订的《应收账款质押登记办法》第二条规定“本办法所称的应收账款...包括现有的和未来的金钱债权...”,其中“未来的金钱债权”即属于将来债权。《应收账款质押登记办法》允许应收账款设立质押并规定债权人在债务人无法清偿债务时有权就应收账款优先受偿的规定,表明了我国立法已经部分认可将来债权的转让。

同时,从《买卖合同司法解释》第三条^②来看,将来债权享有人也有权处分将来债权,只不过在将来债权无法实现时,受让人有权要求转让人承担违约责任。这也表明我国立法对于将来债权转让持开放的态度。

3.PPP与资产证券化婚姻法律障碍及对策研究

3.1 法律障碍-将来债权转让制度缺失,现有债权转让体系难以满足需求

实现将来债权的“真实出售”是PPP项目资产证券化的前提。然而,我国当前法律对于将来债权转让仍旧存在较大制度空白,主要包含以下三个方面:

3.1.1 将来债权可让与性立法不足

^① 如1794年的《普鲁士民法典》《奥地利民法典》《法国民法典》及1873年英国的《司法法》都以允许债权转让并规定了具体的债权转让规则。

^② 《买卖合同司法解释》第三条规定,当事人乙方以出卖人在缔约时对标的物没有所有权或处分权为由主张合同无效的,人民法院不予支持。

虽然《买卖合同司法解释》《应收账款质押登记办法》规定表明我国立法层面已允许部分将来债权转让,但是以上规定仍然存在较大制度缺陷,主要如下:

依据《买卖合同司法解释》第三条,受让人不得以转让人签订合同时无权处分标的物为由主张合同无效。而将来债权转让的主要争议点在于能否发生债权转让的物权效果而非债权转让合同是否有效,解释并未就将来债权转让的实质性争议做出回应。同时,解释只是针对合同双方因买卖合同纠纷所制定的司法审判规则,能否将其直接适用于日常商事经济活动,仍旧存疑。

就《应收账款质押管理办法》而言,办法只规定将来债权通过质押流转,而资产证券化主要涉及将来债权通过买卖的方式流转,办法无法适用于PPP项目资产证券化实践。另一方面,办法只是中国人民银行部门规章,效力层级较低,无法与《物权法》等法律法规中关于债权转让限制性规定对抗。

3.1.2 公示制度缺失,将来债权转让难以产生公示效力

通知债务人是普通债权转让生效的必要条件。将来债权转让时债权并未实际发生,唯有通过债权转让公示的方式,向所有潜在“债务人”履行通知义务。然而,我国法律并无将来债权转让公示制度,将来债权转让公示处于无法可依的尴尬局面。

实践中,PPP项目公司大多通过发布《计划说明书》的方式履行债权转让的通知义务,然而发布《计划说明书》并非我国债权转让法定通知形式,能否发生债权转让通知的效力仍旧有待考证。

3.2 完善建议--立法明确将来债权让与制度

3.2.1 建立将来债权转让风险防控体系,法律层面有条件的承认将来债权可让与性

将来债权转让时债权尚未发生,因此存在转让人融资前“以无博大”,融资后“人去楼空”的投资风险。然而对于将来债权转让风险防范,应当通过建立完善的风险监测体系而非通过禁止债权转让的方式实现。经济发展已经借助PPP项目资产证券化浪潮,提出了将来债权转让的迫切需求。承认将来债权的可转让性,允许将来债权转让是我国法律适应经济发展的重要体现。

对于将来债权转让风险防范,可通过两个方面实现:一方面,明确可让与将来债权类型,仅认可有基础法律关系的将来债权流转;另一方面,确保以合理的市场价值转让将来债权,具体如下:

第一,允许存在基础法律关系的将来债权转让,禁止无基础法律关系的将来债权转让。发生融资人融资前“以无博大”,融资后“人去楼空”的主要原因在于缺乏对将来债权价值科学、有效的价值评估。此类风险主要发生于基础法律关系尚不存在,债权价

值难以确定的将来债权转让。而对于存在基础法律关系的将来债权转让,由于基础法律关系已经存在,双方可以通过数据统计、分析,对将来债权价值进行较为合理的评估,债权转让风险较小,应当允许存在基础法律关系的将来债权转让。

第二,将来债权转让价格应当符合市场价值规律,防范因转让人或受让人破产,债权合同被撤销的法律风险。依据我国《破产法》规定,破产人在破产申请前六个月内无偿转让资产或以明显不合理的价格进行交易的,管理人有权请求人民法院予以撤销。合同双方应当以合理市场价格转让将来债权,避免债权转让因转让人或受让人破产而被撤销的法律风险。

3.2.2 明确将来债权转让自合同签订时发生债权转让效力

明确将来债权转让生效时间是将来债权转让规则必不可少的内容。关于将来债权转让的生效时间制度构建,可以从域外不同国家将来债权转让的经验教训及我国将来债权转让的立法目的两方面进行分析。

从域外国家发展经验来看,采取将来债权转让时生效更为适宜。德国关于将来债权转让采取实际发生主义,即只有在将来债权实际发生时才发生债权转让的效力。此种规定不可避免的引发德国将来债权多重转让,竞争关系无法确定的难题。如A分别于2月、3月就同一笔将来债权(债权5月实际发生)与B、C签订《债权转让合同》,在此情形下B、C的债权于5月同时生效,此时权利的归属即成了一个难题。虽然德国法律规定未获得债权的受让人可以获得赔偿,而究竟谁能获得权利,谁获得赔偿无法确认。无独有偶,在采取实际发生主义的我国台湾地区也遭遇了同样的难题。^①于此相对应,将来债权转让采取合同签订时发生效力的美国却凭借归属明确的优点获得极大的成功。

从立法目的来看,我国当前允许将来债权转让主要是为满足PPP项目资产证券化的需求,采取将来债权转让自合同签订时生效更有利于PPP项目的资产证券化。资产证券化的前提是破产隔离,应当保证基础资产不受原始权益人破产风险的影响,采取实际发生主义将致使破产隔离无法实现。

具体而言,如原始权益人在PPP项目资产证券化进程中、实际运营前破产,采取将来债权实际发生主义则会得出由于将来债权未实际发生,仍属原始权益人破产财产的结论。而这无疑与资产证券化基础资产与原始权益人“破产隔离”的要求背道而驰。

综上所述,无论从采取不同做法所产生的实际效果还是我国现实需求来看,均应当采取将来债权转让自合同成立时生效的立法模式。

^① 董京波主编:《资产证券化中资产转让法律问题研究》,知识产权出版社2009年7月第1版,第111-112页。

3.2.3 明确将来债权转让登记制度

债权转让以通知债务人为生效条件,将来债权转让公示是债权人履行“通知”义务的重要表现。我国应当建立将来债权转让公示制度以规范将来债权转让。同时,如果将来债权涉及特许经营或准入门槛等资质要求的,受让人还应当提供自身资质文件,以保证将来债权转让的合法性。

4. 结论

PPP项目资产证券化是社会资本方实现再融资的重要途径,其实质是将来债权证券化。当前我国将来债权转让规则存在未明确允许将来债权流转、缺乏将来债权转让公示制度等制度缺陷,难以满足实践需求。通过对国内将来债权立法目的的分析,结合域外国家发展经验,笔者认为我国应当从承认将来债权的可转让性、明确将来债权自转让时生效、构建将来债权转让公示制度等多方面完善将来债权让与制度,为国内PPP项目资产证券化的发展保驾护航。

参考文献

- [1]董京波.《资产证券化中资产转让法律问题研究》[M].北京:知识产权出版社,2009: 111~112
- [2]王勤劳.《债权让与制度研究》[D].重庆:西南政法大学,2012
- [3]谢怀栻.《票据法》[M].北京:法律出版社,1989: 7

企业高管劳动法适用问题

杨建浩

摘要：众所周知我国的《劳动法》是在保障劳动者基本权益的基础上建立的，并且由相关的法律法规中可以看出《劳动法》在一定程度上更加倾向于对弱势劳动者合法权益的保护。近些年来，由于企业高管在劳动者中处于“强势”的一方，因此有关于企业高层管理者的劳动权益引起广泛争议，比如经济补偿金，退休金等等，这些劳动政策并不符合《劳动法》中倾向“弱者”这一情况。那么企业高管究竟是否适用《劳动法》？企业高管又将如何适用《劳动法》？企业高管在适用《劳动法》的过程中又会产生什么问题？这些都是现代社会发展环境下，各国各行企业所应该考虑的问题。不仅如此，现实的环境下还有许多有关于企业高管适用《劳动法》所引发的案件纠纷。也因此造成了许多难题。

综上所述，针对企业高管对《劳动法》的适用问题，笔者将从企业高管如何定义、企业高管《劳动法》适用过程出现的问题以及问题的解决方式等几方面进行探究分析，并延续此观点由此提出自己的一些意见和看法。

关键词：企业高管；劳动法；适用

1. 企业高管

有关于企业高管的定义，主要分为以下几种：

1.1 一般说法

通俗来讲，所谓的高管就是指公司企业的管理层方面的负责人，其在公司担任着重要的职务，主要工作就是掌握员工的基本信息资料以方便管理，除此之外还负责管理企业或者公司的各项事务，使公司企业能够得到平稳健康的发展。在我们的生活中常见的属于“高管”的职位有：总经理、副总经理、部门负责人以及公司章程中规定的其他人员等。

1.2 《劳动法》规定

纵观《劳动合同法》的相关论述，其实里面并没有对“高管”这一职位给出一个明确的定义或者是给出一个明确的可见的职位范围。所以在《劳动法》的角度方面考虑，高管也是其意义下的劳动者，其同样适用于相关的劳动法法律并能根据此调节其劳动关系，也是受《劳动法》保护的。

1.3 《公司法》

我国的《公司法》在第13章附则中的第217条第2款中对“高管”是这样定义的：高管，全称高级管理人员，一般职能范围是上市公司的董事会秘书，或者是公司中的经理、副经理，财务部门的负责人或者是其他的在公司章程中有所规定的管理人员。由此可知《公司法》中对于“高管”的概念规定是当下最为人们所能理解与接受的解释。

1.4 《证券法》

在我国证券行业主要遵守法律就是由证监会在2004年9月份通过的《证券投资基金行业高级管理人员任职管理办法》，《办法》中对“高管”的定义是这样的：在证券行业中，基金管理公司的董事长、总经理、副总经理以及其他在公司中履行管理职能的职位都属于“高管”的范围，不仅如此基金托管银行的总经理、副总经理或者其他履行管理职能的职务也都在“高管”的范围内。

1.5 《保险法》

保险行业也是我国的一个重要行业，其所遵守的法律是《保险公司董事、监事和高级管理人员任职资格规定》，这项法律法规将“高管”解释为保险行业中对公司企业的经营管理和风险控制等方面都有着重大影响的相关人员。

通过上述的相关法律对企业高管的定义可知，企业高管在不同的法律中有不同的职业范围划分，但是其中存在一个共同点就是，高管均享有决策的权利。

2. 企业高管在《劳动法》的适用问题及相关分析

由于我国现行的《劳动法》的相关法律体系下对于企业高管的定位并没有给出一个明确的解释，所以从《劳动法》的角度来看，企业高管依旧是劳动者，《劳动法》的适用主体依旧包括企业高管，然而在这其中存在的问题却是相当的复杂，并且在有关的案件纠纷中，还有很多企业高管在《劳动法》适用过程中的困境。

2.1 问题的提出

我国施行的《劳动法》属于社会法的法律范畴，它是在经过国家有目的的倾斜立法以及保护弱者两种过程下的产物，立法的目标就在于保持雇员与雇主之间的利益平衡，其所遵循的原则就是公平立法。但是在这个过程中，出现的主要问题就是对于劳动者的主体定位不明确，从而引发的一连串的连环反应，比如会产生过分保护的情况或者是保护措施不当，这些都在一定程度上导致了《劳动法》的不平衡性。企业高管的适用问题就曝光于社会大众的眼中，因此本文所要探讨的就是有关于企业高管适用《劳动法》的相关问题。

2.2 相关问题

2.2.1 双倍工资支付

在我国现行的《劳动合同法》中，对双倍工资支付问题是这样规定的：用人单位应与劳动者签订相应的劳动合同确定劳动关系，但是在此过程中若用工时间超过一个月或者未满一年，雇主应向雇员支付双倍的劳动报酬。因为上文中提到，高管是公司企业的决策者，因此企业高管具有是否签订合同的决定权以及是否支付双倍工资的决定权。这就有可能导致企业高管故意不签订用工合同从而支付双倍工资的风险以及因此管理地位所导致的一些道德风险上的做法。

2.2.2 经济补偿金

对于企业高管《劳动法》适用问题还存在争议的一点就是经济补偿的问题。用人单位在和劳动者解除劳动合同时需要向劳动者赔偿一定数量的金额，这就是所谓的经济补偿金。我国1994年制定的《违反和解除劳动合同的经济补偿办法》以及《劳动合同法》中对赔偿金做出了相关的额度标准。然而这项规定放在现实的生活中却是“合法但不合理”的，因为相对于工资薪酬本身就很高的企业来讲，3倍的补偿金额远远高于劳动者工作一个月所获取的劳动报酬，这显然是将劳动者放在了一个很尴尬的处境。试想，在3倍补偿金的情况下，企业或者公司又怎会轻易与劳动者解除劳动合同？因此，这项有关于经济补偿金的问题，是合法却不合理的。

2.2.3 《劳动法》与《公司法》的矛盾

我国相关的法律工作者和相关的立法部门针对保护劳动者的合法权益做出了许多努力，其中最主要的法律就是《劳动法》和《公司法》两种，然而企业高管在适用两种法律的时候往往会产生一些矛盾。例如在竞业限制规定中，《公司法》认为关于竞业禁止的规定仅仅适用于高管、董事等特定的职工^①，而《劳动法》中则认为竞业禁止的规定不仅仅适用于特定职工，还适用于一般的普通企业职员^②。不仅如此，《劳动法》中的相关规定属于一般性的、任意性的，但是《公司法》则更具有法律强制性以及特殊性。这些都是企业高管在适用两种法律中出现的一些矛盾。

2.2.4 企业高管身份的归属问题

在对于企业高管的身份以及法律地位上的劳动主体地位而言，《劳动法》并未做出相应的规定，所以企业高管的主体地位就变得模糊且难以定位，这就导致了在企业高管的相关权益问题上的难以划分，就此引发一系列有关于公司高管问题的案件纠纷等等，

^①施天涛.公司法论[M].北京:法律出版社2006年版:349-353

^②关怀,林嘉.劳动法[M].北京:中国人民大学出版社2012年版:37-69

同样也会造成在案件纠纷处理过程中偏离立法价值规定等,这样就对企业高管与普通劳动者的合法权益有所限制,威胁到整个公司或者企业的平稳健康运行。

2.2.5 工时以及加班工资的问题

企业高管在企业中属于管理层,因此其工作的时间地点限制较为宽松,也有着较大的自主权。然而企业的一般劳动者则与企业高管相反,其工作时间地点都有着严格的规定限制。由于二者的工作职能不同,因此企业内部严格的工时并不能适用于企业高管。除此之外,在加班工资的问题上,企业高管与普通的劳动者也不尽相同,并且相对于普通劳动者的加班工资,企业高管的加班工资明显更高。

2.3 困境分析

上述从三个方面对企业高管适用《劳动者》的问题提出了相关的阐述,但综合而言,归根结底出现困境的问题就是对于企业高管的定位不明,也就是说企业高管在工作中到底是处于一个怎样的位置?或者说在劳动关系中,企业高管究竟属于“雇主”还是属于“雇员”?

对于这一困境的分析可从几个角度进行分析。

2.3.1 从属性

劳动关系上的从属性指的是在劳动合同关系中,雇员要服从用人单位的用工标准以及相关要求规定,服从管理。那么从“从属性”这一角度出发,企业高管的主要工作是管理,这和劳动关系中的“人格从属性”是不相同的,因此基于这一情况,企业高管显然不适用于《劳动法》。有学者也因此指出,“企业高管”不应该纳入“劳动者”的范畴。

2.3.2 立法精神

从立法精神上看,《劳动法》是偏向于弱势一方劳动者的,那么就此而言,企业高管并不属于“弱势”一方,而是属于比较强势的一方,因此企业高管在这一点上并不适用《劳动法》的立法精神。

2.3.3 双重属性

企业高管的基本属性还是劳动者,所以在其工作中保护自己的合法权益不受侵害是要放在第一位的,但是在其日常的管理工作这一工作职能和其工作中考虑更多的是雇主的利益,因此从这一方面又可以得出企业高管具有雇主的属性。所以综合而言,企业高管的身份具有双重的属性,即雇员与雇主并存。

从上述三方面看,从从属性和立法精神两个方面看企业高管并不适用于《劳动法》,但是笔者认为,企业高管本质上依旧属于劳动者,尽管其属于“强势的一方”,然而本质还是劳动者,依旧受《劳动法》的保护。至于其在企业劳动合同中的主体地位,则是

在劳动者的基础上产生的。在针对不同的案件或者纠纷中，应当采用“辩证”的思维方式看待，也就是在不同的环境下看待企业高管的身份，依据“具体问题具体分析”的当时解决问题，这不失为是一种好办法。

3.企业高管应该如何适用《劳动法》

在企业高管适用《劳动法》这一情况上，大体可以分为两种适用方法：完全适用和弹性适用。

3.1 企业高管完全适用《劳动法》

企业高管的基本属性还是劳动者，那么基于劳动者这一基本属性，企业高管依旧适用于《劳动法》的相关规定，也就是说《劳动法》中的相关法律法规同样适用于企业高管。在我国，公民的权利和义务是统一的。因此，在企业高管适用《劳动法》的情况下，对于其权利义务的相关规定都是完全适用的，并且权利和义务都是相等的。

3.2 企业高管弹性适用《劳动法》

3.2.1 劳动合同期限

劳动合同的期限在《劳动法》中尤为重视，因此劳动合同的短期化对劳动关系的稳定有着极大的影响。因此，《劳动法》鼓励用人单位与雇员签订无固定性的长期合同，从而稳定合同关系。其中无固定期限的劳动合同是指合同双方签订的对用工期限没有相关固定规定的合同，这种合同的解除要在双方的同意下或者在法定的情况下方可解除。当初制定这种合同完全是为了维护弱势一方劳动者的合法权益，但是在时代发展的当下，这种合同的签订会在一定程度上固化公司的管理层，不利于维护公司的优胜劣汰。从这一方面上说，无期限固定合同的签订对企业的发展具有不利影响。

因此，出于对用人企业或者用人单位的保护，企业高管应对《劳动合同法》中的法律法规做出相应的弹性适应。例如用人单位与劳动者在签订相关的劳动合同后，企业要根据自身的发展以及人才的储备能力决定雇员的去留情况。从而保障管理层的流动性创新。

3.2.2 违约金

在雇主与雇员的合作过程中有时候就会出现“违约”的现象，那么违约金就是针对这一情况保护弱者的一种法律规定的方式。它主要是指合同期限内违约的一方向另一方支付相关的金额并以此保护未违约一方的合法权益。现代社会人才竞争激烈，许多高管往往会选择跳槽的方式来获取优厚的报酬，这样不利于公司的长久稳定性发展。因此，在违约金方面，既然企业高管在劳动者中出于“强势”的一方，那么完全可以通过与公司进行谈判的方式维护自己的正当利益，利用弹性适用的原则，借助《劳动法》的相关法律法规来保护自己的合法权益^①。

^①郭文龙.企业高管人员不应成为劳动法倾斜保护的主体[J].中国劳动,2007,(2): 49-50

3.2.3 用人单位单方面解除合同

用人单位有权在以下几个情形中单方面解除合同：（一）在试用期间被证明不符合录用条件的；（二）日常的工作严重违反相关法律法规的；（三）由于自身的失职造成单位重大损失的；（四）劳动者在合同期间与其他用人单位存在劳动关系的；（五）劳动合同无效的；（六）被依法追究刑事责任的。

除了以上六点外，用人单位都不能单方面解除与雇员之间的关系，否则用人单位应向劳动者提供相应的赔偿金额或者承担相应的法律责任，那么在此情况下，企业高管更应该用心为企业服务。如果企业高管不能为企业做出相应的贡献或者管理能力有所欠缺，那么依据企业高管弹性适用《劳动法》方面看，企业有权解除与企业高管之间的劳动合同。

3.2.3 劳动者单方面解除合同

由于企业高管在劳动者中处于比较强势的一方，又属于公司的高层管理者，具有较为优渥的劳动报酬，因此对于劳动者单方面解除合同并不能因此限制企业高管为了更加优厚的条件而选择跳槽的行为。针对这一情况，《劳动法》中可以采用“弹性适用”的原则，降低对企业高管的保护性原则，但是又因为《劳动法》并没有对“高管”做出具体的解释或者法律范畴的划定，因此在《劳动法》中可以增加一些不伤及普通劳动者以及对企业高管又有所限制的规定，比如“在企业高管离职的六个月前就要向企业申请解除劳动合同”。

3.2.4 加入工会的限制

工会，是指由各社会利益基于其自身利益自发性的组成的社会团体，其主要的目的是帮助各成员与雇主进行谈判从而保障自己的合法权益。若是企业高管作为劳动者，那么其依旧有加入工会的权利。然而企业高管作为强势的一方，往往在工会中担任重要职位，其对于工人问题的解决是通常考虑的是用人单位一方的利益，无法切实保障普通劳动者的权益，工会的作用也就很难发挥出来。因此，为了保障工会作用的正常发挥，可以在加入工会的条件方面进行一些恰当的限制，比如将部分企业的“高管”剔除“劳动者”的范围、不再使企业高管担任工会中的重要职位等等，这些都可以在一定程度上保障工会的独立性，并使之可以更加努力地保护普通劳动者的合法权益，保障相关法律法规的公平公正实施。

参考文献

- [1]关怀, 林嘉.劳动法[M].北京: 中国人民大学出版社, 2012: 37~69
- [2]郭文龙.企业高管人员不应成为劳动法倾斜保护的對象[J].中国劳动.2007, (2): 49~50
- [3]施天涛.公司法论[M].北京: 法律出版社, 2006: 349~353
- [4]乔书.劳动法对企业高管的规制研究[D].武汉: 华中科技大学, 2010
- [5]万春花.企业管理人员的劳动法保护问题研究[D].上海: 上海师范大学, 2015
- [6]张甜.企业管理人员劳动法适用问题研究[D].兰州: 兰州大学, 2017

敲诈勒索罪数额犯未遂量刑问题研究

张宁婧

摘要: 敲诈勒索罪数额犯未遂的量刑问题的疑难之处在于如何确定其法定刑幅度。理论上对这个问题主要存在两种观点, 量刑规则说与加重构成说。量刑规则说的量刑观点认为敲诈勒索罪数额犯未遂的情形应当以行为人最终所造成的实害结果数额所在的法定刑幅度来量刑。加重构成说的量刑观点则认为, 敲诈勒索罪数额犯中, 应当以行为人的犯罪行为所指向的预期数额来确定基准刑。确认“数额(特别)巨大”这一要素为加重构成, 适用加重构成理论指导敲诈勒索数额犯未遂的案件进行合理量刑是可行的。在加重构成理论的基础上, 进一步得出敲诈勒索罪存在三个层次的未遂形态, 都具有可罚性。行为人以数额较大以上的财物为敲诈勒索的犯罪对象, 分文未得时, 应当以行为人的犯罪行为所造成的财产法益的危险所在的数额档次决定适用法定刑的幅度; 若行为人以数额(特别)巨大的财物进行敲诈勒索, 结果却只既遂数额较大(或巨大)的财物的场合, 属于想象竞合, 应当择一重罪论处。

关键词: 敲诈勒索罪; 数额犯; 未遂; 量刑

1. 敲诈勒索罪数额犯未遂量刑理论争议

敲诈勒索罪数额犯未遂时该如何适用刑罚, 理论上的争议主要围绕着唯客观结果的数量刑规则说与考虑行为因素的加重构成说展开。主张量刑规则的学者认为, 当敲诈勒索罪主客观数额偏差时, 应当以客观既遂数额来确定法定刑幅度。与之相反, 支持加重构成说的学者认为, 行为人客观的既遂数额虽未达到其主观预期数额的标准, 但也应当以主观预期数额来确定法定刑幅度。厘清理论争议的焦点所在, 益于更好地指导司法实践, 有鉴于此, 下文将对此两种观点作简要分析。

1.1 量刑规则说

量刑规则说认为, 数额较大属于犯罪构成要件要素, 数额(特别)巨大的规定只是量刑规则。出于罪刑相适应原则的考虑, 量刑规则不存在犯罪未遂, 只有当案件事实完全符合某个量刑规定时, 才能按照该规定量刑。因此, 由量刑规则说可以得出如下推论:

本文作者: 张宁婧, 江西财经大学法学院研究生, 研究方向: 中国刑法

首先,敲诈勒索罪只在基本犯,也即“数额较大”的范围内存在未遂形态,而“数额(特别)巨大”场合内不存在未遂形态;其次,行为人敲诈勒索数额特别巨大的财物,但全案未遂也即分文未得的情形,只能适用基本犯(数额较大)的法定刑,同时适用刑法总则关于未遂犯的处罚规定;最后,当行为人出现敲诈勒索数额较大的既遂与敲诈勒索数额(特别)巨大的未遂竞合情形的时候,只能依照敲诈勒索数额较大的既遂来定罪量刑。

对于客观论的量刑规则观点,理论界对此提出质疑的并不在少数,主要的理由在于:第一,以行为类型发生变化作为判断法定刑升格条件是否为量刑规则,稍显草率。^①柏浪涛博士认为,法定刑升格条件区分为加重构成与量刑规则确有必要,但在区分标准上,应当首先考虑违法性特征,作出实质判断。第二,可能造成机械适用,刻板量刑。我国刑法分则对数额的刑档划分一般有三阶层,其中数额巨大与数额特别巨大的法定刑档在三到十年及十年以上,再辅以总则规定的从轻、减轻情节,法官在量刑时根据个案特殊性进行自由裁量的空间更具弹性。但量刑规则的适用只存在完全符合才能适用的情形,因此,只有“有”即数额加重犯的既遂犯和“无”数额较大类型的未遂犯两种选择。相对而言,与我国刑法逐层加重且不易减轻处罚的体系不相符合。^②第三,不符合主客观相一致的刑罚适用理念。唯客观论认为的刑罚的落脚点在于行为人的既遂数额,也即客观的实害结果,不必考虑行为人的主观意图。但显然,这种只评价客观实害结果,是片面的。

1.2 加重构成说

加重构成说认为,加重数额,也即数额(特别)巨大,不应只是简单的量刑情节,其应当是一个客观的犯罪构成事实。加重构成属于构成要件的范畴,因此具备构成要件的三大机能:其一,将犯罪个别化而与其他犯罪加以区别(犯罪个别化机能);其二是划定主观故意所要认识的事实范围(故意规制的机能);其三,符合了构成要件的规定就可以推定行为违法性的存在(违法推定机能)。^③以“数额(特别)巨大”的财物为对象且正确认识到该财物的价值,着手实行犯罪行为,此时,数额直接体现了犯罪行为的法益侵害程度,区别了基本犯罪的行为类型。不能因为数额之间事实上的包容性就忽视在规范评价上形成的行为对象的差异,进而导致行为类型上的区分。因此,加重构成说的论者认为,应当以违法性特征为首要标准,同时要考虑责任主义原则的要求,以整体数额作为确定基础法定刑的依据。

然而,部分学者认为考虑主观因素的量刑观点仍然值得商榷。首先,在刑法的基本

^① 柏浪涛:《加重构成与量刑规则的实质区分》,《法律科学》2016年第6期。

^② 阮齐林:《论盗窃罪犯罪数额的既遂标准》,《人民检察》2014年第19期。

^③ [日]山口厚:《刑法总论》(第二版),付立庆译,中国人民大学出版社2011年版,第27页。

立场的选择上,我国刑法理论和实践都过于重视行为人的主观恶性,而忽视了行为人的行为到底能否对法益真正造成实害或侵害的危险。^①这种主观主义的刑法立场容易造成以行为人的主观意图或者行为目标的大小(价值)来确定法定刑,陷入一种“心有多恶,罪有多重”的主观主义刑法思维中。这种以行为人的主观恶性或行为的指向作为量刑依据的方式混淆了客观不法与主观责任,明显有失公平正义。其次,违背了重复评价禁止的原则。^②盗窃罪司法解释规定,行为人以数额特别巨大的财物为目标时,盗窃未遂也应当依法追究刑事责任。若以加重构成的观点来定罪量刑,此时,数额巨大既是定罪情节又是量刑情节,违背了禁止重复评价的原则。最后,量刑畸重,不符合罪责刑相一致原则。^③在刑法理论上,要考虑数额巨大或者特别巨大的数额加重犯,其犯罪未遂与犯罪既遂在法益侵害或者危险上存在着巨大差异,犯罪未遂仅仅是对法益造成了危险,即使进一步考虑犯罪未遂,选择比照既遂犯减轻或者从轻处罚,都会导致基准刑过高,最终影响宣告刑的公正性,不符合罪责刑相适应原则。

2. 敲诈勒索数额犯未遂的量刑思考

2.1 加重构成说的合理性

在敲诈勒索罪中,数额是社会危害性程度的集中体现,也是立法者设立不同法定刑的重要依据。立法者以“数额较大”、“数额巨大”、“数额特别巨大”这三个数额等级规定了三年以下、三到十年、十年以上的相应的法定刑。事实上,理论界对于“数额较大”这一要素是敲诈勒索罪的入罪标准的观点已达成基本的共识。无论是唯客观论的量刑规则说、罪量加重要素说,还是考虑主观因素的事实数额说、规范数额说抑或是加重构成说都对此有着相似的见解,也即,“数额较大”作为犯罪构成要件要素,或者犯罪构成要件的量化标准^④是决定着犯罪成立与否的一个重要标志。符合数额较大的犯罪构成而成立犯罪,存在着修正的犯罪形态。但是,对于“数额(特别)巨大”这一法定刑升格条件的性质争议,笔者认为应当理解为加重构成更为合理。理由如下:

首先,犯罪的行为对象必然会影响犯罪的类型。一方面,量刑规则说认为,数额(特别)巨大之所以不被承认为加重构成的根本原因就在于,无论以多大的数额作为犯罪对象,都不能改变犯罪的基本行为类型。基于此,只能视其为刑罚的加重条件。但是,行为对象作为犯罪客体法益的实际载体,尽管行为方式并不不同,但是若行为对象不

^① 吴情树:《论数额加重犯未遂的法定刑适用》,《法学》2017年第12期。

^② 黎宏:《刑法学总论》,法律出版社2016年版,第239页。

^③ 陈希:《数额犯中部分未遂时刑事责任的教义学分析——以最高人民法院指导性案例为切入点》,《郑州大学学报(哲学社会科学版)》2017年第3期。

^④ 张明楷教授与于志刚教授都认为“数额较大”是犯罪构成要件要素,而吴亚安博士则认为是犯罪构成要件的量化标准。

一致,仍然会引起不同的法益遭到侵害的结果。^①例如,我国刑法分则中规定了诈骗罪,但同时也规定了集资诈骗罪、贷款诈骗罪;规定了盗窃罪,但同时也规定了盗窃枪支弹药罪。同为诈骗或盗窃行为,行为类型具有一致性,但因为犯罪对象的不同而导致了刑法所侧重保护的客体法益的不同,最后成立的罪名也不同。另一方面,从违法与有责的角度来看,“数额(特别)巨大”具有加重行为违法的效果。行为人以10万元为犯罪对象进行敲诈勒索与以5000元为犯罪对象进行敲诈勒索,其社会危害性如何等同而论?现实生活中,人们对于不同数额财物的保管方式都是存在差别的。如上所述,敲诈勒索5000元,可能因为被害人随身携带,行为人就存在轻易得逞的可能性;但敲诈勒索10万元,一般情形下,被害人对如此数额财物的保护措施一定会更加复杂,不可能随身携带,也不可能轻易地向行为人妥协,此时行为人的犯罪手段可能会更加激烈、行为也会有反复性。换言之,敲诈勒索行为的违法性大小,是可以依据行为所指向的财物的数额来进行判断的。针对财物数额大的,行为人为犯罪所做的准备、行为过程中的作案方式,甚至事后赃物的处理都会不同于数额较小的财物。因此,行为对象在犯罪的认定上具有重要的作用,单纯以行为类型发生变化而作为区分加重构成与量刑规则的标准显然是不合适的。

其次,从数额影响罪质的角度看,将“数额(特别)巨大”理解为加重构成要件也更为合适。有学者认为,将“数额(特别巨大)”视作罪量加重要素更加符合其虽具有故意认识的内容,但却无法发挥犯罪个别化机能的特征。^②但是,我国刑法分则中每一个罪名都具有其自身独立的罪质。而罪质是犯罪构成各要件的综合评价的结果。罪质产生罪责,可以说,罪质和罪责的统一就是犯罪和刑罚关系在我国刑法中的具体体现。“数额(特别)巨大”相较于“数额较大”而言,并非是单纯的一种罪量的加重,而是存在一种由罪量到罪质渐渐转变的过程。但是这种转变并非是一种区别于数额基本犯的截然不同的罪质,而是一种阶段性的部分质变,使罪质的内部呈现一定的层次性变化。这一点从刑法分则对大多数的罪名规定了两个以上的法定刑单位就可看出。换言之,“数额(特别)巨大”这一加重要素,也应当被认为是犯罪构成的定量要素,而不是仅作为量刑事处罚的条件。犯罪构成的定量因素与量刑事处罚条件的本质区别就在于是否影响犯罪的成立。“数额(特别)巨大”影响着犯罪罪质的转变,在同一种犯罪构成存在着普通的犯罪构成与由超出普通犯罪构成要件的加重数额所形成的加重犯罪构成之分的情况下,具有区分重罪与轻罪的作用。^③

^① 黎宏:《论盗窃罪数额犯的未遂》,《环球法律评论》2018年第1期。

^② 王彦强:《区分加重构成与量刑规则——罪量加重构成概念之提倡》,《现代法学》2013年第3期。

^③ 王志祥:《数额加重犯基本问题研究》,《法律科学(西北政法学院学报)》2007年第4期。

最后,从刑法分则对“数额(特别)巨大”设立的相应的法定刑幅度来看,不应单纯的认定为量刑要素。刑法分则将“数额(特别)巨大”所对应的法定刑在三年以上有期徒刑,区别于“数额较大”的三年以下,属于重罪范畴。但与“数额较大”作为构成要件要素相同的特点是,分则对于加重数额法定刑的规定,同样是以既遂形态来确定标准的。根据行为人的犯罪数额不同来确定法定刑幅度是刑事审判的要求。符合加重数额的适用加重的法定刑幅度,未达加重数额的,则适用基本的法定刑幅度,这样的处理有利于法条的清晰适用,不会造成明明行为人犯罪行为对象的数额在加重法定刑,却要适用基本法定刑的混乱情况。只有认定行为符合哪种构成类型,才能找到相应的法定刑,明确对其追究刑事责任的范围。

综上所述,笔者认为将“数额(特别)巨大”的性质定性为加重构成要件更加合理。

2.3 加重构成说的具体运用

上文已提及,敲诈勒索罪数额犯未遂的情形可能导致三个数额标准都出现未遂形态的可能性。也就是说,敲诈勒索罪部分数额未得逞的情形下,可能分别存在数额较大的既遂与数额较大的未遂、数额巨大的既遂与数额巨大的未遂、数额特别巨大的既遂与数额特别巨大的未遂这六种情形。再考虑到全部数额未得逞的情形,也即数额较大的未遂、数额巨大的未遂及数额特别巨大的未遂这三种情形。笔者认为,由此九种情况可以基本涵盖敲诈勒索罪数额犯未遂在审判实践中可能出现的所有情形。

首先,敲诈勒索罪全部数额未遂量刑建议。根据加重构成理论,以行为人行为所指向的预期数额也即全案犯罪数额确定法定刑幅度,再适用总则关于未遂犯从轻、减轻的规定。例如,行为人欲敲诈勒索50万(数额特别巨大),但因意志以外的因素分文未得,此时应当以敲诈勒索罪数额特别巨大的法定刑,10年以上有期徒刑确定法定刑幅度,再适用从轻、减轻的未遂犯处罚规则。

其次,敲诈勒索罪部分数额未遂的量刑建议。部分数额未遂也就意味着行为人实际上有部分财产数额是得逞了的,案件会呈现部分数未遂与部分数额既遂并存的特殊情况。此时,笔者认为,较重量刑说虽然并不适用在一次行为中既、未遂数额并存的情况,但其区分既遂数额与未遂数额的做法有值得借鉴之处。从现实的危害性来看,既遂数额确实有必要与未遂数额相区分。当出现数额(特别)巨大的未遂,整体犯罪数额在数额(特别)巨大的法定刑档次,既遂数额在数额较大以上未达到数额(特别)巨大的标准的情形,以加重构成理论的观点看,实际上属于想象竞合。也即,行为人构成了敲诈勒索罪数额(特别)巨大的未遂和敲诈勒索罪数额较大(或巨大)的既遂,应当择一重论处。但是具体适用数额(特别)巨大的未遂的刑罚还是适用数额较大(或巨大)的既遂刑罚需要经过法官的具体裁量才能确定。

综合对敲诈勒索罪数额犯未遂的情形在加重构成理论的指导下进行量刑规范,对于司法实务统一标准,节约司法资源,更好地贯彻罪责刑相适应原则以及提高刑法的公信力具有一定的作用。

3.结论

法治的进步离不开法学理论的蓬勃发展,而不同观点的相互碰撞才能不断发展完善理论体系的构建,从而更好地指导司法实践。我国《刑法》第274条中所规定的三种不同类型的数额犯中的数额,是成立三种不同类型敲诈勒索罪的既遂要件,而非成立要件。并且,作为“数额较大”这一构成要件要素的加重类型,“数额巨大”与“数额特别巨大”是敲诈勒索罪的加重构成,而非量刑规则仅仅加重其刑罚的适用。因此,敲诈勒索罪可以成立三个层面的数额犯,每一个层面的数额犯都有未遂形态。行为人针对“数额较大”以上的财物进行敲诈勒索时,其最终所接受的惩罚应当与其行为所引起的危险相对应。这样说来,行为人以数额较大以上的财物为敲诈勒索的犯罪对象,分文未得时,应当以行为人的犯罪行为所造成的财产法益的危险所在的数额档次决定适用法定刑的幅度;若行为人以数额(特别)巨大的财物进行敲诈勒索,结果却只既遂数额较大(或巨大)的财物的场合,属于想象竞合,应当择一重罪论处,也即有可能以数额较大(或巨大)的既遂来确定法定刑幅度,也有可能以数额(特别)巨大的未遂来确定法定刑幅度。

参考文献

- [1]黎宏.论盗窃罪数额犯的未遂[J].环球法律评论.2018, 1: 67
- [2]吴情树.论数额加重犯未遂的法定刑适用[J].法学.2017, 12: 189
- [3]陈希.数额犯中部分未遂时刑事责任的教义学分析——以最高人民法院指导性案例为切入点[J].郑州大学学报(哲学社会科学版).2017, 3: 39
- [4]吴亚安.论我国刑法中数额的性质[J].政治与法律.2016, 6: 43
- [5]柏浪涛.加重构成与量刑规则的实质区分[J].法律科学.2016, 6: 54
- [6]阮齐林.论盗窃罪犯罪数额的既遂标准[J].人民检察.2014, 19: 10
- [7]王彦强.区分加重构成与量刑规则——罪量加重构成概念之提倡[J].现代法学.2013, 3: 116
- [8]张明楷.加重构成与量刑规则的区分[J].清华法学.2011, 1: 7
- [9]王志祥.数额加重犯基本问题研究[J].法律科学(西北政法学院学报).2007, 4: 132
- [10](日)山口厚,著.付立庆,译.刑法总论[M].北京:中国人民大学出版社,2011: 27

文
史
哲

论企业音乐电视审美价值与经济价值的统一

王雪瑶

摘要: 企业音乐电视是一种以企业为服务对象的音乐广告形式,其视听效果良好、音画统一,具有很强的感染力,在宣传企业产品、塑造企业形象、提高企业知名度和美誉度等方面展现出一定的影响力,实现了审美价值和经济价值的统一。由于企业音乐电视投入成本高,且作品数量少,加之企业对企业音乐电视不够重视,在一定程度上限制了企业音乐电视的传播效果。本文主要运用举例论证的方法,以2000年至2015年间央视《著名企业音乐电视展播》栏目中播放过的企业音乐电视作品为例,分析了在企业音乐电视中如何实现音乐审美价值与经济价值相统一,并针对企业音乐电视传播和发展过程中出现的问题提出建议,旨在优化其艺术效果,加深受众对它的认识和理解,同时提升它的传播效力,促进企业音乐电视的发展。

关键词: 企业音乐电视; 审美价值; 经济价值

1. 企业音乐电视的概念界定

广告音乐自古代就为人们所熟悉,最初只是吆喝和叫卖,后来增加了伴奏乐器,让受众不仅欣赏了音乐,还了解到产品信息。近年来,随着大众传媒技术的快速进步,音乐的风格和形式也在不断更新,音乐在电视广告中的应用也变得更加频繁。

20世纪90年代初,西方出现了一种新型视听艺术形式——音乐电视(即MTV),在我国迅速传播,并在文化艺术领域产生了很深的影响。到了21世纪初,一些企业为了宣传品牌的个性和形象、传播企业的文化和理念,开始尝试使用新的广告形式,此时,企业音乐电视诞生并开始活跃于人们的视线。企业音乐电视直接来源于音乐电视,又具有电视广告的传播形态,是一种以MTV与广告相结合的新型广告形式,并为广大受众留下了深深的印象,实现了音乐的审美价值与经济价值的统一。

从字面意义上来讲,企业音乐电视可以被简单概括为“以企业为服务对象的音乐电视”。企业音乐电视以企业作为表现主体,以塑造企业形象为主要目的,通过音乐电视的形式来表现广告内容,画面优美精致、音乐悦耳动听,歌词中包含了企业的个性特点

和文化理念,通过情感诉求与受众产生共鸣,不仅展现了企业的独特形象,使企业在激烈的市场竞争中占据优势地位的广告形式,还提高了广大受众对音乐的关注度。企业音乐电视强化了广告的视听感受,又将故事融入和谐统一的音画中,在短短3-5分钟的时间里将一部完整的音乐广告作品呈现在了观众面前,因其具有视听结合、音画统一、情节完整等艺术特点,所以能够运用艺术性、民族性和原创性来宣传企业形象、弘扬企业精神、张扬企业个性,帮助企业塑造形象、宣传品牌特色、传播企业的文化和理念,以及提高知名度和美誉度。

2.企业音乐电视中音乐元素与经济价值的结合

一些广告人认为,音乐在广告中没有那么重要,它只是一种辅助工具,是可有可无的,而真正起作用的是文字或语言。但实际上,音乐作为一种富有极强感染力的艺术形式,能够给受众带来很强的影响力和冲击力,它不仅能够激起观众的想象力,还能够唤起观众们内心深处的记忆。在很多时候,当人们回想起曾经看过的电视广告,即便忘记了其中的画面和情节,却依然能够想起音乐。由此可见,音乐的审美价值在电视广告中得以实现,并且起到了非比寻常的作用。

2.1 符合广告主题与情感指向的音乐

在企业音乐电视中,要选用符合电视广告主题与情感指向的音乐,这样更容易引起受众的认同,从而实现对受众情绪的激发。音乐作为企业音乐电视的重要组成部分,在表现企业和产品方面表现出了更强的审美价值。例如,摩尔农庄创作的作品——《摩尔之恋》,讲述了一个穿越时空、充满感恩与爱的故事,它记录了一名伤员得到彝族村民深情救助的过程,表现了“爱的天堂”。在这部作品里,创作者选取的音乐情感符合广告主题,其旋律舒缓、风格古朴、意蕴深远,歌手莫龙丹的嗓音深情温暖,而贯穿其中的男声伴唱充分体现出了地域特色,也给歌曲整体带来了一股浑厚、雄伟的力量,提升了这部音乐电视的魅力。

2.2 适合故事情节的编曲

在企业音乐电视中,要采用适合故事情节的编曲。企业音乐电视是借助MTV发展而来的,因此,为了使画面内容、故事情节与音乐风格相一致,编曲在制作过程中就显得十分重要,它不仅能够让受众体会到真实感,还能调动受众的情绪。比如,五粮液集团的作品——《爱到春潮滚滚来》,故事情节是在云雾缭绕的群山中展开的,背景音乐中就会随着情节变化而响起雨水打湿竹叶的淅淅声、微风吹起树叶的沙沙声等等,这些大自然的声音与音乐交织在一起,十分逼真,似乎把受众带到了山林间,使受众很容易想

到“五粮春酒”这个产品正是在这样一个自然、健康的环境中酿造而成，这不仅使受众对“五粮春酒”这个产品提升了一定的好感度，也使五粮液集团的品牌形象在受众心中打下更深的烙印。

2.3 契合电视广告内容、烘托品牌文化的歌词

在企业音乐电视中，要运用契合电视广告内容、烘托品牌文化的歌词。歌词不同于一般的文学作品，要被唱出来就要求它应该朗朗上口，同时还应当通俗易懂但又不失深刻。而企业音乐电视的歌词是广告歌词，不仅要考虑到这些，还要考虑其实用性，即要向受众传递企业或产品的基本信息。经过打磨的广告歌词还能够增强代入感，与音乐相结合，一起为受众勾勒出一幅美丽的画卷。例如，在《风雨同行》的歌词中，“我脚印串串，你步步情牵”、“我步履匆匆，你默默陪伴”，这两句歌词写得画面唯美，恰到好处，不仅对仗工整，而且合辙押韵、和谐统一。而另一句“风光里映出奥康美丽的彩虹”，歌词里面将奥康鞋业的品牌名称加入进去，使受众不知不觉中就接受了企业的相关信息。

3. 企业音乐电视视觉元素与经济价值的结合

企业音乐电视是为企业服务的，其内容要以体现企业文化为目标，并且需要在3-5分钟的时间里把企业想要传达的理念呈现给受众，因此，视觉元素就起到了重要的作用。企业音乐电视作品要通过情节的推动和画面的变幻，让受众对品牌个性和企业文化产生直观的感受，并且在脑海中留下一幅幅美丽而丰富的画面，使人们每当提起这个企业就能够想起这些画面，从而联想到企业的形象和文化。为此，作品中的视觉成分需要精心安排和设计，在最短的时间里突出主题，发挥出更好的艺术表现力。在企业音乐电视作品中，视觉元素与经济价值的结合主要体现在人物形象的符号意义、环境道具的造型意义，以及文化载体的互文指向这三个方面。

3.1 人物形象的符号意义

在企业音乐电视作品中，人物形象具有一定的符号意义，它承载着企业形象，反映了品牌的个性和风格。不同人物的言语、意识和行为，展现了不同企业的精神和文化，为企业注入了一定的思想内涵。在电视画面中，人物的符号的意义主要体现在语言、服装、表情、动作等方面。例如，在康美药业制作的《康美之恋》中，有时需要表现女主角制药的镜头，每当女主角出现，饰演者李冰冰就会以微笑出镜，使画面具有很强的亲和力和代入感。主人公的微笑充满了作品的整个过程，画面简单、干净、亲切自然，契合了康美药业的企业理念——“用爱感动世界”。整个作品合情合理，节奏适宜，完整流畅，暗示着康美药业的工作人员在产品生产过程中满怀善意，认真负责。

3.2 环境道具的造型意义

在视听艺术作品中，道具拥有一定的象征意义，它主要配合环境或人物来表现画面的意义。企业音乐电视中的空间环境主要由天气、绿化、地域、建筑等内容组成，以期用所在环境的特点来代表画面的意义。由于 CCTV 所播出的企业音乐电视大多是由同一个公司创作的，所以它们在道具的选择上也有很多相似之处，例如，它们普遍使用水流、树木、森林、木桥等自然环境，以及一些具有民族特色的房屋和设施等。

在视听艺术作品中，色彩也表现出了很强的象征意义，它主要通过明暗关系的对比、颜色差异的比较，以及色调的反差等方面来表现人物的情绪、时间和场景的变化，具有很强的视觉艺术张力及影响力。而在企业音乐电视中，色彩不仅能够增强画面的美感，还能便于创作者利用色彩情感的不同来展现画面的不同意义。在《康美之恋》中，制作方选择桂林为拍摄地点，将主色调定为青山绿水的颜色，这代表了生命和健康，也传达了希望与生长的意向，正符合康美药业对保护人们健康的不懈追求。此外，从人物服装的颜色来看，男性服饰多为成熟稳重的黑色和象征高科技的白色，体现出康美药业的产品是值得大家信任的。而女性的服饰多选用暖色，给人以温暖热情的形象，体现出康美药业“意济苍生，情怀天下”的企业精神。

3.3 文化载体的互文指向

由于大多数的商业广告都是直接表现产品本身，而缺乏文化底蕴和历史根基，因此，它们很难尽快让受众产生共鸣感，也很难快速被认同。因此，创作团队要在尽量短的时间内达成企业符号的意符与意指之间建立有效关联，实现企业符号尽快深入人心。这就要求创作者了解文化的原型，利用传统文化资源，把产品所体现的文化原型加入到广告作品中，实现企业符号与文化原型的互文链接。例如，在《爱到春潮滚滚来》这部作品中，创作者利用了在中国传统文化中酒与诗意紧密结合的关系，为产品增添了一定的意义，刚好弥补了当下商业领域将酒与诗性逐渐分离的缺憾。这种与传统文化相连接的方式，就是利用文化原型来建构企业符号。创作者借助酒文化的原型来提升酒产品的形象，使酒产品因文化的内涵的提高而实现了品味的提升，从而引起受众的青睐和共鸣。

4. 企业音乐电视存在的问题与提升策略

4.1 企业音乐电视存在的问题

目前，我国的企业音乐电视还处于初始阶段，无论是对企业还是对广告业来说都处于探索发展之中。虽然电视广告的成熟发展使企业音乐电视的制作水平也越来越精湛，但企业音乐电视仍然存在一些问题，例如一些企业对音乐电视不够重视，又如一些中小企业难以承受其高额的制作成本，再加上因传播媒介少而导致企业音乐电视知名度不够高，这些问题都制约了企业音乐电视的传播与发展。

4.2 企业音乐电视的提升策略

4.2.1 增强企业形象意识

当今时代,越来越多的行业认识到形象的重要性,企业亦是如此,形象意识已成为其生存和发展的核心。而当下企业音乐电视并没有被广泛运用,这正是因为企业的形象意识不够。企业形象意识包括:公众观念、服务意识、信誉、社会责任感、企业员工意识等。企业音乐电视向受众传达其企业的经营服务理念以及精神面貌,企业拥有企业形象意识之后才可能在生产经营活动中逐渐重视企业自身形象,并时刻注重塑造优秀的企业形象。

4.2.2 充分利用数字媒体

电视广告只有短短几十秒钟,因此,要在几十秒内把所要传播商品的信息灌输到观众脑海中,并提升该作品的经济价值,除了需要有通俗易懂的广告词和生动优美的电视画面,以及适合于该广告内容的音乐之外,还需要拓展它的传播渠道。如今,大众所熟知的传播媒介已经不只是传统的报刊、广播和电视,还很多有新型媒介,如互联网和户外数字化媒体,它们的广泛应用也能够为广告音乐带来很好的传播。

近年来,LED液晶显示屏已经随处可见,在写字楼、商场、学校、以及地铁、公交、飞机等交通工具都得到了广泛运用,由此可见,户外媒体新技术正在高速发展。户外数字媒体传播覆盖面广、效率高,针对不同的消费者,受众群体分别投入不同的广告媒体,利用受众的闲暇时间,吸引他们的注意力。企业可以通过户外数字化媒体的播放,为其音乐电视广告作品带来更加广阔的发展空间。

与此同时,企业还可以充分利用网络资源,对其音乐电视广告作品做宣传和推广。一方面,随着互联网技术的进步,很多视频网站或软件都希望能够受到更多的受众关注,从而受到广告商们的青睐。其中,“微博”是在新媒体时代音乐传播的一种新的媒介,经过多年的升级与完善以及用户数量的不断增加,形成了一个庞大的网络信息库。音乐信息作为微博传播内容的组成部分,因微博传递信息的特性而变得更加丰富多样。另一方面,笔者认为,企业可以在其官方网站上进行对作品的播放和介绍,同时使受众不受时间和空间的制约,能够在电脑或手机上随时观看其作品。

5. 结论及建议

当今时代,电视广告表现形式丰富多样,成为了品牌推广的主要手段。企业音乐电视以其视听兼备、感染力强的优势,使人们在欣赏到美妙音乐的同时,还能了解品牌的个性和文化,发挥着一定的影响力。

本文总结了企业音乐电视审美价值和经济价值相统一的表现方式,同时,发现其中

存在着诸多问题,针对这些问题,笔者认为:首先,创作团队对于广告音乐的创作,要避免缺乏品牌个性,避免为广告创效益而盲目跟风,避免音乐风格与广告内容背道而驰,否则,音乐将无法达到预想的效果。此外,企业及创作团队还应当充分利用互联网和户外数字化媒体,提高对企业音乐电视的传播力度。这样,才能为企业塑造一个美好的品牌形象,才能为人们培养出健康的生活方式,才能更好地提高人们的审美情趣。其次,创作团队要拓宽企业音乐电视的创作思路,以多元化的视角和丰富的手段创作出多彩的作品,加强其画面表现力,不仅要创作出适合大型企业的作品,还可以创作出能够被财力薄弱的中小企业所采用的作品。

最后,希望越来越多的创作机构能够参与到企业音乐电视的创作中,也希望更多的企业能够逐渐强化塑造企业形象的意识,关注企业音乐电视这一全新的广告形式,使企业音乐电视能真正被大众所熟知,并受到大家的喜爱。

参考文献

- [1]陈勇志. 企业音乐电视对企业形象的塑造与传播[J]. 新闻界, 2009(05)
- [2]高玲. 谈电视广告音乐[J]. 艺术交流, 2002(03)
- [3]刘易. 中国企业音乐电视的艺术表现策略探究——以2000至2015年间CCTV企业音乐电视为例[D]. 石家庄:河北师范大学, 2016
- [4]申波. 审美意识与音乐文化[M]. 昆明:云南大学出版社, 2005

理
工
农

江西省生态农业发展的支持政策研究

——基于合作社与政府之间的进化博弈模型

曹兰坤 何伟

摘要：推进农业供给侧结构性改革，加大调整农业结构，注重质量、效益、可持续发展生态经营概念的统一，是新的历史阶段下党中央对农村农业发展的重大举措。本文从生态农业发展作为农村生态环境治理的准公共物品的经济学视角出发，构建合作社与政府促进生态农业发展的进化博弈模型，结论表明当合作社与政府不存在投资约束的情况下，双方博弈类似性别战，均具有先动优势，当存在投资约束时政府要制定相应的优惠政策吸引合作社合作，共同促进生态农业的发展，最后提出了相应的政策建议。

关键词：生态农业；合作社；进化博弈

1.引言

十九大报告指出我们要坚定不移走生产发展、生活富裕、生态良好的文明发展道路，建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计，我国农村生态环境保护问题已经上升到政治议程，然而我国农业生产的数量众多，布局分散的特点使得我国农业生产难以管理，这也是新时代农村生态环境治理问题的巨大挑战。

21世纪以来在国家政策大力扶持下，农民专业合作社得到快速发展，这些快速发展的合作社为解决农村问题提供了新的思路。这些合作社在农村生态产业发展中具有显著的创新性、协同性、渗透性以及带动性等特点，在政府生态产业支持政策的推动下，通过合作社与当地农户、以及各种涉农企业的协同合作，增强农村生态资源的承载能力，进而推动生态农业的持续健康发展。笔者在2016年江西省贫困人口退出核查调研中发现，在江西省绝大多数农村，农民只种植一季水稻满足自我家庭需要的现象是很普遍的，土地资源的浪费和生态环境的污染现象依旧严重。如何解决生态农业发展道路上的瓶颈问题，让生态农业的发展朝着更加光明的方向前进，这就需要实际过程中，相关组织根据实际的问题采取相应的措施。

本文作者：曹兰坤，江西财经大学统计学院研究生，研究方向：合作社与生态农业经济

何伟，江西财经大学统计学院研究生，研究方向：金融风险管

生态农业发展的过程中,针对所遇到的问题,要从生态农业实施的主体上去解决问题,单纯依靠农户力量不足,单纯依靠农业组织个体,因其考虑到自身经营的利益权衡,在生态农业发展的道路上也会困难重重,单纯依靠政府依然不能够彻底解决问题,政府最大的作用是引导作用,政府作为管理者不可能作为微观主体参与到生态农业的发展,而此时合作社可以担任这样一个角色,在政府的扶持下成为生态农业发展的有利主体;另一方面农村生态环境保护作为准公共物品的经济学本质上讲,单纯依靠政府的供给会产生市场失灵,研究政府与合作社之间协调合作实现生态农业经济效益与环境效益并举的生态经营之路具有重大的现实意义。

2.合作社与政府利益博弈模型的构建

2.1 博弈主体、目标与战略

在促进生态农业发展的利益主体中,有两大主体,代表社会收益的政府一方,具有完全理性的投资行为,其目的是扶持合作社促进生态农业发展能够带来农村生态环境的改善;合作社像其他企业一样,则追求利益最优化。

在战略上,合作社的战略选择是是否支持生态农业的发展,决定是否投资生态农业,投资应控制在何种水平,而作为社会利益的代表,政府决定是否扶持合作社促进生态农业的发展,政府的扶持力度控制在何种水平,其政策如何制定才会使得社会利益最大化。因此,本文中的政府与合作社均是利用自己的资金、资源选择最佳投资水平来促进生态农业发展,政府力求整个农村经济社会发展良好,农村环境得到有效治理,而合作社则能够增加收益。

2.2 博弈双方收益函数的确立

在确定双方收益函数之前,我们认为投资生态农业发展作为治理农村生态环境的手段,政府部门从追求公共利益最大化出发,遵循边际收益递减规律,当政府部门认为投入到生态农业发展治理农村生态环境的边际收益小于投入到其他方面时,政府选择停止投资;当合作社投资生态农业的边际收益小于其他收益时,合作社也会终止投资,此时认为政府与合作社都是具有理性的,而且没有投资约束,可以根据其相对边际收益大小决定其投资力度。模型假设如下:

(1) 政府的收益函数:假设政府投资合作社生态农业发展带来农村生态环境的改变,其收益曲线我们认为是一条向右下方倾斜的曲线, $MR_1 = A - KQ$, 面临的边际成本 $MC_1 = \alpha Q$; 当边际收益 MR_1 等于边际成本 MC_1 时, 政府投资量达到最优状态, 此时资源流向生态农业的投资停止, 社会收益最大。

(2) 合作社的收益函数:合作社投资生态农业发展可以保证农产品的质量,带来

利润的提高,合作社的投资收益曲线也是一条向右下方倾斜的直线 $MR_2 = B - LQ$, 面临的边际成本 $MC_2 = \beta Q$,

(3) 政府代表了最大的社会利益, 因此政府的边际收益函数的截距项 A 大于合作社边际收益函数的截距项 B;

(4) 由于合作社的规模较小, 因此合作社相比政府来说更加有效率, 也就是说合作社边际收益 MR_2 减小的速度小于政府边际收益 MR_1 减小的速度, 同样道理, 合作社边际成本 MC_2 增加的速度小于政府边际成本 MC_1 的增加的速度, 即 $|L| < |K|, |\alpha| < |\beta|$;

(5) 由于政府代表了最大的社会利益, 因此合作社的边际收益 MR_1 要小于政府的边际收益 MR_2 , 当 MR_2 与 MR_1 相交于 C 点后, MR_2 的曲线与 MR_1 重合, 在图中表示为 BCSQ, 同理当超过最优投资量 Q^* 时, 合作社的边际成本也将与政府的边际成本曲线重合, 否则将产生外部不经济, 因此合作社的边际成本曲线在图中表示为 ODSMC1;

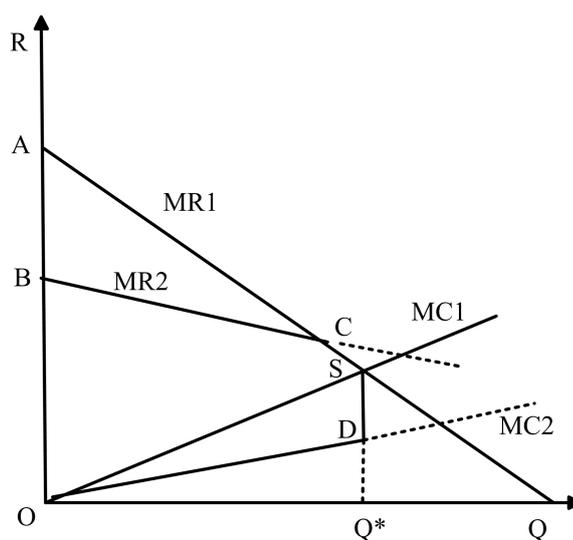


图 2.1 生态农业投资的政府收益曲线和合作社收益曲线

由图 2.1 知, 当生态农业的投资需求完全由政府投资时, 其社会收益为 ASO 围成的面积 S_{ASO} , 当生态农业的投资需求完全由合作社投资时, 社会收益为 ASDO 围成的面积 S_{ASDO} , 合作社的收益为 BCSDO 围成的面积 S_{BCSDO} , 从图 1 中易知, 合作社完全承担生态农业的投资需求时的社会收益 S_{ASDO} 大于政府完全承担生态农业的投资需求所带来的社会收益 S_{ASO} 。但是由于合作社完全承担生态农业的投资需求时, 造成其外部不经济, 特别是达到最优投资量 Q^* 以后, 合作社的边际收益变得敏感, 相同的投资量其收益减小, 从而合作社投资的积极性减小。

2.3 先动模式下的社会收益分析

先动模式是指由一方首先发起投资，在其确定投资规模后，剩下的投资由另一方根据首先进行投资一方的规模，决定其投资的投资方式。这里我们分别以合作社先动模式下的社会收益分析与政府先动模式下的社会收益分析：

2.3.1 合作社先动模式下的社会收益分析

假设合作社与政府均不存在投资约束的情况下，并且合作社不愿意完全承担生态农业的投资需求时，得到如图 2.2 所示的收益模型。

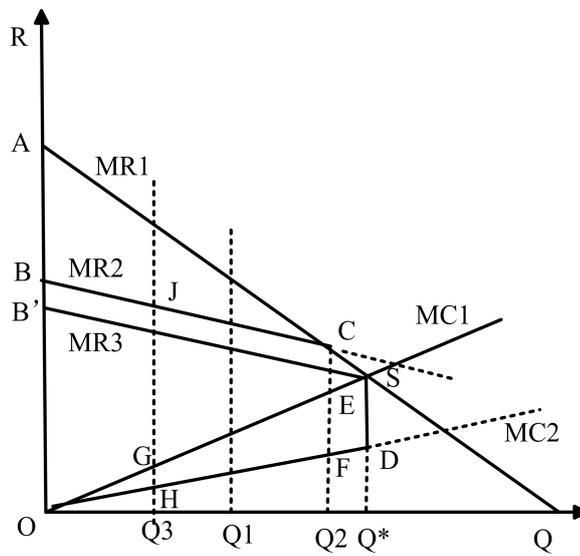


图 2.2 先动模式下的社会收益模型

设合作社最初的投资量为 $Q_1 (0 < Q_1 < Q^*)$ ，因为边际收益曲线大于边际成本成本，合作社投资量逐渐增加时收益也增加，当投资量增加到 C 点即 Q_2 时，若继续增加投资，由于收益曲线变得更加陡峭，其回报率将减小，而将超过 C 点的资源转移到其他投资可以得到更多的收益。此时，若合作社继续增加投资，完全承担生态农业的投资需求时，社会收益为 S_{ASDO} ，合作社的收益为 S_{BCSDO} ；若合作社的投资量停留在 Q_2 ，剩余的投资量 $Q_3 = Q^* - Q_2$ 由政府提供，此时社会收益为 S_{ASEFO} ，合作社的收益为 S_{BCFO} ，与合作社完全投资相比，社会收益减少 S_{SDFE} 。

2.3.2 政府先动模式下的社会收益分析

在政府先动模式中，由政府首先对生态农业建设进行投资，剩余部分的投资由合作社提供。假设合作社和政府均无投资约束，可得到政府先动投资下的收益。

在图 2.2 中，假设政府对生态农业需求的前期投资为 Q_3 （为了后文计算方便，假设

这里 $Q_3 = Q^* - Q_2$), 合作社投资量为 $Q_2 = Q^* - Q_3$, 此时投资生态农业的政府的社会总收益为 S_{ASDHGO} , 合作社的投资收益为 S_{JCSDH} , 政府的社会总收益比合作社完全投资时减少 S_{HGO} 。

由于合作社与政府的投资主体顺序不同, 社会收益以及合作社收益之间也具差别, 但合作社先动模式与政府先动模式各具特点: 从社会总收益的角度看, 政府首先投资生态农业的社会总收益大于合作社首先投资生态农业的社会总收益。在图 2.2 中, 政府先动模式的社会总收益为 $S_{ASDO} - S_{HGO}$, 合作社首先投资所得到社会收益为 $S_{ASDO} - S_{SDFE}$, 当 $Q_3 = Q^* - Q_2$ 时, $S_{HGO} < S_{SDFE}$, 因此政府首先投资所得到社会总收益要大于合作社首先投资所得到的社会总收益; 从合作社收益角度来看: 合作社首先投资所得到的合作社收益要大于政府首先投资所得到的合作社收益。在图 2.2 中, 合作社先动模式下合作社收益为 $S_{JCFH} + S_{BJHO}$, 政府先动模式下合作社收益为 $S_{JCFH} + S_{SDFC}$, 当 $Q_3 = Q^* - Q_2$ 时, $S_{SDFC} < S_{BJHO}$, 因此合作社先动模式的社会总收益要大于政府先动模式下的社会总收益。综上可知, 合作社与政府的博弈在不存在投资约束时类似性别战, 并且均具有有先动优势。

2.4 投资约束条件下政府与合作社的博弈模型

上述分析的博弈是在合作社与政府均无投资约束的基础上进行分析的, 现实中由于资金、技术等限制, 投资约束是存在的。由于合作社自身在存在投资约束, 无法满足生态农业投资的最优量, 其次也缺乏投资动力。由于生态农业发展作为保护农村生态环境的准公共物品性质, 政府为了增大社会利益总是处于先动地位。

在存在投资约束的情况下, 政府投资不能完全满足生态农业的投资需求, 假设政府首先确定的最大投资量为 Q_3 , 由于投资约束的存在, 合作社的收益曲线 MR_2 下移, 并与其边际成本曲线 MC_2 相交于 F 点, 此时政府与合作社共同投资的量最大为 Q_2 , 具有 $Q^* - Q_2$ 的投资缺口。

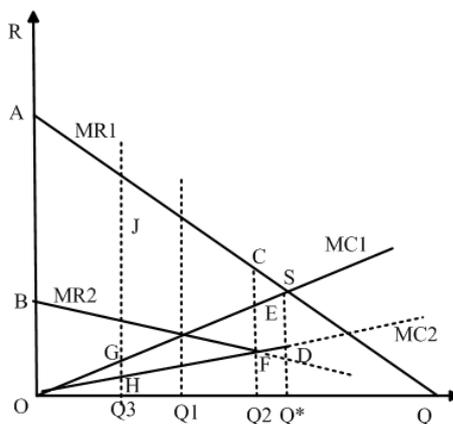


图 2.3 投资约束下的共同投资收益模型

存在投资约束时，双方均不能达到生态农业最优的需求量，需要进行合作。政府合作的过程中需要制定相应的优惠政策，一方面，政策的制定这些优惠政策必须能够得到合作社的认同，另一方面必须能够提高合作社的边际收益，合作社才具有合作的懂了，但是这种均衡策略是不断调整的，因此本文利用进化博弈来分析政府政策能否得到合作社的认同。

2.4.1 合作社与政府的投资收益矩阵

在生态农业需求投资的合作社与政府两大主体中，他们的策略均为(合作，不合作)，政府合作意味着政府制定相应的优惠政策进而提高合作社的边际收益，不合作意味着政府不制定优惠政策；而合作社合作则意味着接受和认同政府制定的优惠政策，而不合作意味着不接受政府制定的优惠政策。

根据双方的收益模型图 2.3，增加如下假设：

设 R_G 和 R_C 分别代表政府与合作社对生态农业需求独立投资所得到的收益， R_S 为双方合作时所获取的超额收益， p 为政府与合作社对超额收益的比例分配系数 ($0 < p < 1$)；

设 C_G 和 C_C 分别代表政府与合作社选择合作时的合作成本，政府与合作社采取合作时的概率分别为 x 和 y ，其中：

根据以上假设，构建政府与合作社投资的支付矩阵如下表：

根据以上假设，构建政府与合作社投资的支付矩阵如下表：

$$R_G = \int_{Q_0}^{Q_3} [A - (K - \alpha)Q]dQ + \int_{Q_3}^{Q_2} [(A - B) - (K - L)Q]dQ$$

$$R_C = \int_{Q_3}^{Q_2} [B - (L - \beta)Q]dQ \quad R_S = \int_{Q_2}^{Q^*} [A - (K - \beta)Q]dQ$$

根据以上假设，构建政府与合作社投资的支付矩阵如下表：

表 2.1 合作社与政府的支付矩阵

政府	合作社	
	合作 y	不合作 1-y
合作 x	$R_G + p R_S - C_G$	$R_G - C_G$
	$R_C + (1-p) R_S - C_C$	R_C

续表

政府	合作社	
	合作 y	不合作 1-y
不合作 1-x	R_G	R_G
	$R_C - C_C$	R_C

2.4.2 合作社与政府的投资均衡点

政府在采取合作时的期望收益为： $E_{G,co} = y(R_G + pR_S - C_G) + (1-y)(R_G - C_G)$

政府在采取不合作时的期望收益为： $E_{G,unco} = R_G$

政府的平均期望收益： $\bar{E}_G = xR_{G,co} + (1-x)R_{G,unco}$

$$\frac{dx}{dt} = x(x-1)(pyR_S - C_G)$$

因此政府合作的复制动态方程为：

$$\frac{dy}{dt} = y(y-1)(pxR_S - C_C)$$

同理可得到合作社合作的复制动态方程：

联立上面两个方程令其为 0，可以分别解出 5 个合作关系的局部均衡点如图 4 所示：

$O(0, 0)$ ， $A(1, 0)$ ， $B(1, 1)$ ， $C(1, 0)$ 和 $D(x_D, y_D)$ ，其中

$$x_D = \frac{C_C}{(1-p)R_S} \quad y_D = \frac{C_G}{pR_S}$$

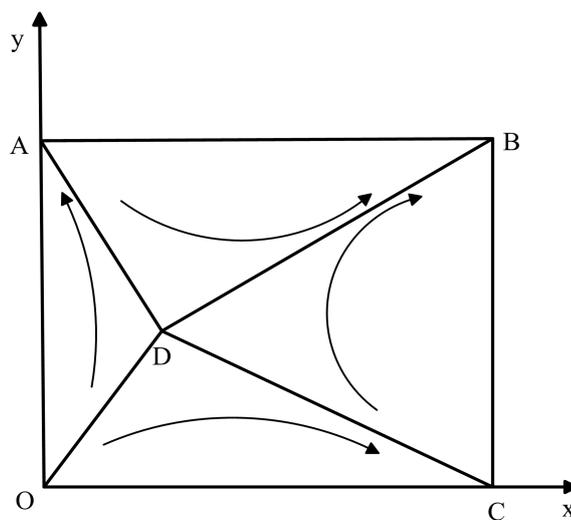


图 2.4 投资约束下双方博弈的均衡点

由图 2.4 可知，五点中仅有 O 点和 B 点是稳定点，即双方同时选择合作或不合作，因为其中一方选择不合作时会耗费合作成本，ADC 是趋于 O 和 B 的临界线，当 D 点趋于 B 点时双方选择合作，当 D 点趋于 O 点时，双方选择不合作，而选择合作与不合作的的概率之比则可以看是四边形 ABCD 与四边形 ADCO 的面积之比；当 ADCO 面积最小时，ABCD 面积最大，即合作的概率最高，因此求得最值即可得到政府与合作社合作的最大意愿。

$$S_{ACDO} = S_{AOD} + S_{DOC} = \frac{1}{2} \times 1 \times x_D + \frac{1}{2} \times 1 \times y_D = \frac{x_D + y_D}{2} = \frac{1}{2} \left(\frac{C_C}{(1-p)R_s} + \frac{C_G}{pR_s} \right)$$

$$\frac{dS_{ACDO}}{dp} = 0 \quad \frac{d^2S_{ACDO}}{dp} > 0$$

$$\frac{C_C}{(1-p)^2} = \frac{C_G}{p^2} \Rightarrow \frac{p^2}{(1-p)^2} = \frac{C_G}{C_C}$$

即当 R_s 的分配比例等于政府与合作社合作成本之比的算术平方根时，此时政府与合作社进行合作的意愿最大，政府的优惠政策得到合作社认同；当政府和合作社合作成本相等时，可以解得 $p=1/2$ ，双方各得超额收益 R_s 的一半。

2.4.3 政府政策的最优点求解

当政府制定优惠政策时，社会收益会向合作社收益转化，如图 2.5 所示，存在投资约束时政府与合作社共同投资的量最大为 Q_2 ，具有 Q^*-Q_2 的投资缺口，因此政府需要制定相应的优惠政策吸引合作社进行合作，从而提高合作的边际收益，假设政府的优惠政策使得合作社的边际收益曲线上升至 MR_3 ，社会收益减少的那部分 $B'EFB$ 即为政策成本，此时投资达到最优投资量 Q^* ，并且社会总收益 S_{ASDHGO} 以及社会剩余收益 $S_{ASDHGO} - S_{JDH}$ 达到最大；如果政府继续加大政策优惠，使得合作社的边际收益曲线上升到 MR_4, MR_5 ，社会总收益不变，但是社会剩余收益减少，转化为合作社内部收益，此时政府的政策过剩。

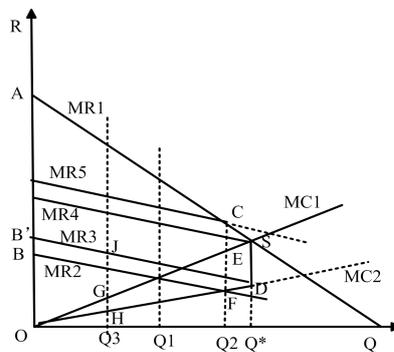


图 2.5 投资约束下政府政策最优点

3.结论与政策建议

3.1 结论

作为发展生态农业的政府与合作社两大利益主体,当政府与合作社均没有投资约束时,他们之间的利益博弈类似性别战,均具有先动优势;然而现实生活中由于合作社与政府之间存在着信息不对称、资金约束的影响,他们往往存在投资约束,此时他们各自投资均不能达到彼此的最优投资点,因此需要密切合作,政府需要制定相应的优惠政策来提高合作社的边际收益,使得合作社有意愿合作。

政策的制定会经历两个阶段,首先政策必须得到合作社的认同,然后是政策的优化。政府与合作社的合作基础是超额收益 R_s 的分配比例等于政府与合作社合作成本之比的平方根,此时政府的优惠政策得到合作社认同;然而制定政策的优惠幅度时,要考虑政策的适度性,当政府的优惠政策使得合作社边际收益曲线上升到最优投资点与边际成本的交点时,政府应该停止优惠幅度,否则政策过剩,社会剩余收益将会减小。

3.2 政策建议

(1) 合作社积极响应政府政策

生态农业的良好发展是合作社与政府双赢的结果,是促进农民增收、合作社发展、农村生态环境保护的共举,因此合作社应该积极响应政府政策,完善合作社自身的功能建设,共同合作,促进生态农业的良好发展。合作社加强内部管理,遵循生态农业的可持续发展道路,继续加强合作社本身的技术指导服务、销售功能、权益保障的功能建设,强化作为生态农业发展的主体作用。

(2) 政府优惠政策的适度

对于生态农业发展这一准公共物品的投资需要政府制定相应的优惠政策,鼓励更多的合作社走生态经营的共赢之路,为合作社提供必要的资金、技术帮助;在制定优惠政策的同时应把握优惠政策的适度,如果政府优惠政策的力度不足,难以吸引合作社与政府合作,而过剩的优惠政策有导致社会剩余收益减小以及出现的机会主义现象。因此促进生态农业的健康发展需要政府优惠政策的保驾护航,又需要政府政策的“小心翼翼”。

参考文献

- [1]赵金燕.农民专业合作社发展循环农业研究[D].西北农林科技大学,2012
- [2]王茜,万青.准公共物品私人参与供给下的社会收益及政府政策有效性研究[J].经济科学,2009,(06):71-78.[2017-08-31]
- [3]朱淑芳.发展生态经济农业是西部农业的出路[J].生态经济,2001,05:4-6

- [4] 陶战,刘凤枝.生态农业产业化是我国农业发展的根本出路[J].中国生态农业学报,2006,03:217-219
- [5] 方杰.农业循环经济:建设农业生态文明的必然选择[J].西南大学学报(社会科学版),2008,06:122-124
- [6] 郑湘娟,任春晓.农村生态产业发展机制与政策建议——以浙江省宁波市为例[J].江西农业大学学报(社会科学版),2012,03:30-35
- [7] 章家恩,饶卫民.农业生态系统的服务功能与可持续利用对策探讨[J].生态学杂志,2004,04:99-102
- [8] 贺峰,雷海章.论生态农业与中国农业现代化[J].中国人口.资源与环境,2005,02:23-26
- [9] 岳靓,孙超.生态文明视域下农村生态产业发展研究[J].山西农业大学学报(社会科学版),2014,11:1103-1107
- [10] 王芳. 农业循环经济生态产业链建设研究 [J] .内蒙古农业大学学报(社会科学版), 2007, (5)
- [11] 王继军.黄土丘陵区纸坊沟流域农业生态经济系统耦合过程分析[J].应用生态学报,2009,11:2723-2729
- [12] 齐振宏,王培成.博弈互动机理下的低碳农业生态产业链共生耦合机制研究[J].中国科技论坛,2010,11:136-141
- [13] 张锋,曹俊.我国农业生态补偿的制度性困境与利益和谐机制的建构[J].农业现代化研究,2010,05:538-542

一种明文关联的快速图像加密算法及其性能分析

张勇 张琼

摘要: 研究了一种融合公钥与私钥的新型数字图像加密系统, 该系统展示了新颖的加密思想。利用系统中部分密钥矩阵由公开的公钥出发, 借助于部分私钥生成, 每次加密均使用不同的公钥, 能够让被动攻击变得无效。如果没有公钥, 只有一个固定的私钥, 那加密后对应得到的图像极易受到差分攻击, 因此融合公钥和私钥进行加密, 可以使得差分攻击、选择明文攻击等被动攻击与穷举密钥攻击效率相当。且该系统基于单轮的“扩散-置乱-扩散”结构, 采用明文关联的置乱操作。通过实验分析性能, 提出 PKPKCIC 密码系统比 AES 系统等其他加密系统的加密/解密速度更快, 且各项安全性能指标优秀, 是一种具有实际应用价值的基于混沌系统的优秀图像加密系统。

关键词: 图像加密; 混沌映射; 公钥; 私钥; 选择明文攻击

1. 引言

在大数据时代下, 海量的信息无处遁形, 信息安全已然成为全社会都在关注的热点问题。数字图像作为数据信息中最常见的一种, 在日常通信中使用的尤为频繁^[1]。美国军方最初发明的针对文本加密的数据加密系统(DES)以及后来取代它的高级加密标准(AES), 由于密钥简单, 已经无法抵抗越来越复杂的攻击方法^[1-3]。相比于这些传统加密系统, 基于混沌的加密系统由于其运动轨迹的非周期性和对初始条件的敏感性、各态遍历性和不可预测性, 正在被越来越多的密码专家所使用。

目前在图像加密领域中提出了诸多算法, 例如混沌系统结合明文图像像素位置的置乱算法; 通过混沌系统迭代出伪随机序列; 利用混沌系统构造公钥密码等^[4-6]。但是在大多数的算法中, 加密和解密都是密钥出发生成密码矩阵进行后续的处理, 如混沌映射和分段线性映射的图像加密算法, 该算法首先将明文图像展开成一维向量, 第一个元素保持不变, 使用异或值赋给后一个元素, 即使用明文进行一次信息扩散, 最后借助于某映射 f 和混沌序列 S 对上一步的中间结果图像进行置换操作, 即坐标变换。H.S.Kword 等人在 2015 年提出的一种快速的混沌数字图像加密算法, 让图像像素点的值与密码进行简单的异或运算, 为了对抗选择明文攻击, 对中间结果图像进行按行和列的移位操作^[7-9]。但此

类算法由于保密双方在约定了共享的私钥之后,将在一段时间内持续使用相同密钥进行图像加密,使得该密钥面临着各种基于密码分析的被动攻击。众所周知,图像密钥架构越复杂,系统安全性就越高。根据加密密钥和解密密钥的关系,加密系统可以分为公钥算法(*Public-key algorithm*)以及私钥算法(*Private-key algorithm*)两种^[10]。如果我们能够利用公钥在私钥的基础上对图像做进一步的加密,那得到的密文图像将会极大降低被破解的几率。

本文提出一种新型图像密码算法系统 *Public-key and Private key Image cryptographic with Chaos system*, 简称为 *PKPKCIC* 系统,该系统部分密钥矩阵由公开的公钥出发,借助部分私钥生成,每次加密都使用不同的公钥,公钥和密文一起通过公共信道传递给收信方。在图像加密过程中,如果没有公钥只有一个固定的私钥,那加密后对应得到的图像极易受到差分攻击,因此融合公钥和私钥进行加密,可以使得差分攻击、选择明文攻击等被动攻击与穷举密钥攻击效率相当。如果没有公钥仅有私钥, *PKPKCIC* 系统无法解密;同样,只有公钥而没有私钥也无法解密。因为部分密钥矩阵由公钥和部分私钥相互作用产生,所以 *PKPKCIC* 系统能够使得已知/选择明文攻击等被动攻击与穷举密钥攻击效果相当。同时,系统采用明文关联的置乱操作,基于单轮的“扩散—置乱—扩散”结构。性能分析结果表明, *PKPKCIC* 系统比 *AES* 系统的加密/解密速度更快,且各项安全性能指标优秀,是一种具有实际应用价值的基于混沌系统的图像密码系统。

2. 提出 *PKPKCIC* 图像密码系统

2.1 使用的混沌系统

PKPKCIC 系统使用分段线性混沌映射(*PWLCM*)和 *Chen* 混沌系统,如下式 2-1 和 2-2 所示。

$$F(x) = \begin{cases} x/p, & 0 < x \leq p \\ (x-p)/(0.5-p), & p < x \leq 0.5 \\ F(1-x, p), & 0.5 < x \leq 1 \end{cases} \quad (2-1)$$

$$\begin{cases} x'(t) = a(y-x) \\ y'(t) = (c-a)x - xz + cy \\ z'(t) = xy - bz \end{cases} \quad (2-2)$$

对于 *PWLCM* 系统而言, $0 < p < 0.5$, 这里取 $p=0.3$ 。对于 *Chen* 系统,各个参数设定为 $a=35, b=35, c=27$, 迭代步长为 0.001, 此时 *Chen* 系统具有如图 2.1 所示的相图。

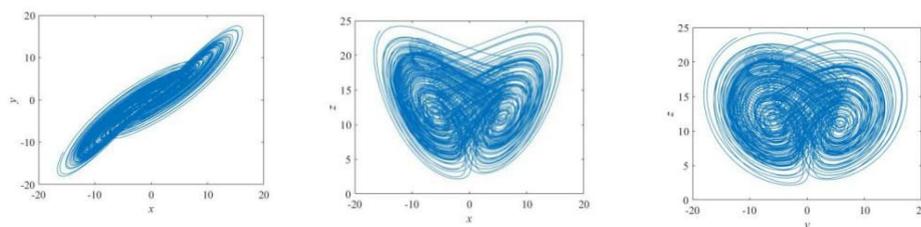


图 2.1 超 Chen 系统相图(a=35,b=3,c=27)

2.2 加密过程

PKPKCIC 系统的加密过程如图 2.2 所示, 系统包括 2 个遮盖操作、2 个明文无关的扩散处理和 1 个明文关联的置乱处理, 加密系统借助于密钥 K 和公钥 IV 将明文图像 P 加密为密文图像 C 。

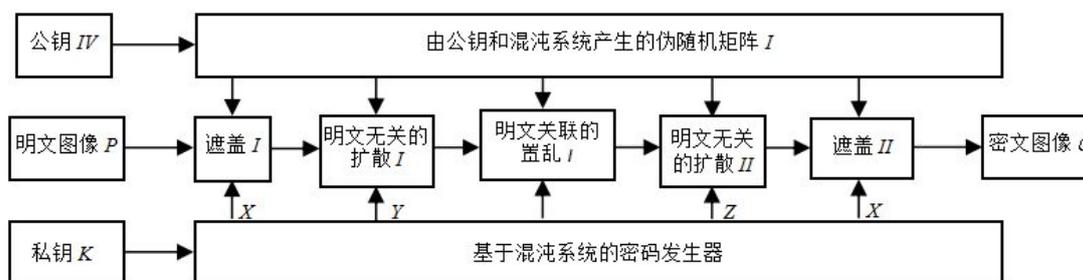


图 2.2 PKPKCIC 加密系统

2.2.1 密码发生器

我们提出的 PKPKCIC 系统, 采用了 300 位长的密钥, 记为 K , 其 $\{K_i, i=1, 2, \dots, 10\}$ 中, $K_1 \sim K_9$ 均为 32 位的整数, K_{10} 为 12 位的整数。

a) 用 K_1 、 K_2 和 K_3 产生 Chen 系统的初始值, 即

$$x_{00} = 44.29K_1 / 2^{32} - 23.19 \quad (2-3)$$

$$y_{00} = 49.67K_2 / 2^{32} - 26.19 \quad (2-4)$$

$$z_{00} = 35.26K_3 / 2^{32} + 5.38 \quad (2-5)$$

b) 用 x_{00} 、 y_{00} 和 z_{00} 作为 Chen 系统的初始值, 迭代 100 次以后得到的状态值记为 x_{01} 、 y_{01} 和 z_{01} 。用 K_4 、 K_5 和 K_6 更新 x_{01} 、 y_{01} 和 z_{01} 的值, 如式 (2-6) 至式 (2-8) 所示。

$$x_{01} = 0.618x_{01} + 0.382(44.29K_4 / 2^{32} - 23.19) \quad (2-6)$$

$$y_{01} = 0.618y_{01} + 0.382(49.67K_5 / 2^{32} - 26.19) \quad (2-7)$$

$$z_{01} = 0.618z_{01} + 0.382(35.26K_6 / 2^{32} + 5.38) \quad (2-8)$$

c) 用 x_{01} 、 y_{01} 和 z_{01} 作为 Chen 系统的初始值, 迭代 100 次以后得到的状态值记为 x_{02} 、

y_{02} 和 z_{02} 的值, 如式 (2-9) 至式 (2-11) 所示。

$$x_{02} = 0.618x_{02} + 0.382(44.29K_7 / 2^{32} - 23.19) \quad (2-9)$$

$$y_{02} = 0.618x_{02} + 0.382(49.67K_8 / 2^{32} - 26.19) \quad (2-10)$$

$$z_{02} = 0.618x_{02} + 0.382(35.26K_9 / 2^{32} + 5.38) \quad (2-11)$$

d) 用 x_{02} 、 y_{02} 和 z_{02} 作为 Chen 系统的初始值, 迭代 100 次跳过过渡态; 然后继续迭代 MN 次, 得到三个状态序列, 分别记为 $\{x_i\}$ 、 $\{y_i\}$ 和 $\{z_i\}$, 和 $i=1,2,\dots,MN$, 接着, 将它们转化为 $M \times N$ 的矩阵 S_x , S_y 和 S_z , 使得

$S_{x(i,j)}=x_{(i-1)N+j}$, $S_{y(i,j)}=y_{(i-1)N+j}$, $S_{z(i,j)}=z_{(i-1)N+j}$, $i=1,2,\dots,M$, $j=1,2,\dots,N$ 。最后, 借助式 (2-12) 和式 (2-14) 由矩阵 S_x , S_y 和 S_z 生成密码矩阵 X , Y 和 Z , 其中, $i=1,2,\dots,M$, $j=1,2,\dots,N$ 。

$$X(i,j) = \begin{cases} 1, (100 + S_x(i,j)) \bmod 1 < 0.5 \\ 0, (100 + S_x(i,j)) \bmod 1 \geq 0.5 \end{cases} \quad (2-12)$$

$$Y(i,j) = \text{floor}(2^{16} \times [(100 + S_y(i,j)) \bmod 1]) \bmod 256 \quad (2-13)$$

$$Z(i,j) = \text{floor}(2^{16} \times [S_z(i,j) \bmod 1]) \bmod 256 \quad (2-14)$$

其中, $\text{floor}(x)$ 返回不大于 x 的整数。

e) 用 IV 作为 PWLCM 的初始值, 迭代 K_{10} 次后, 再继续迭代 MN 次得到一个长度为 MN 的状态序列, 将序列按行叠加转化为 $M \times N$ 的矩阵 J , 然后, 按照式 (2-15) 将 J 转化为整数矩阵 I 。

$$I(i,j) = \text{floor}[2^{16} \times J(i,j)] \bmod 256, i=1,2,\dots,M,$$

$$I(i,j) = \text{floor}[2^{16} \times J(i,j)] \bmod 256, i=1,2,\dots,M, \quad (2-15)$$

2.2.2 遮盖算法

如图 2 所示, 扩散算法包括明文无关的遮盖 I 和明文无关的遮盖 II 两种遮盖算法。对于遮盖 I 而言, 借助于 X 和 I 将输入明文图像 P 转化为图像矩阵 A , 算法如式 (2-16) 所示。

$$A(i,j) = \begin{cases} P(i,j), & \text{if } X(i,j) = 0 \\ P(i,j) \text{ XOR } I(i,j), & \text{if } X(i,j) = 1 \end{cases} \quad (2-16)$$

$$i=1,2,\dots,M, j=1,2,\dots,N$$

2.2.3 扩散算法

如图 2 所示, 扩散算法包括明文无关的扩散 I 和明文无关的扩散 II。对于明文无关的扩散 I 而言, 借助于密码矩阵 Y 将输入矩阵 A 转化为图像矩阵 B , 算法如式 (2-17) 至式 (2-20) 所示。

$$B(1,1) = (A(1,1) + Y(1,1)) \bmod 256 \quad (2-17)$$

$$B(1,j) = (A(1,j) + Y(1,j) + B(1,j-1)) \bmod 256, j=2,3,\dots,N \quad (2-18)$$

$$B(i,1) = (A(i,1) + Y(i,1) + B(i-1,1) + B(i-1,N)) \bmod 256, i=2,3,\dots,M \quad (2-19)$$

$$B(i, j) = (A(i, j) + Y(i, j) + B(i - 1, j) + B(i, j - 1)) \bmod 256, i = 2, 3, \dots, M, j = 2, 3, \dots, N \quad (2-20)$$

对于明文无关的扩散 II 而言，借助于密钥矩阵 Z 将输入矩阵 D 化为图像矩阵 E ，算法如式 (2-21) 至式 (2-23) 所示。

$$E(M, N) = (D(M, N) + Z(M, N)) \bmod 256 \quad (2-21)$$

$$E(M, j) = (D(M, j) + Z(M, j) + E(M, j + 1)) \bmod 256, j = N - 1, N - 2, \dots, 2, 1 \quad (2-22)$$

$$E(i, N) = (D(i, N) + Z(i, N) + E(i + 1)) \bmod 256, i = M - 1, M - 2, \dots, 2, 1 \quad (2-23)$$

$$E(i, j) = (D(i, j) + Z(i, j) + E(i + 1, j) + E(i, j + 1)) \bmod 256, i = M - 1, M - 2, \dots, 2, 1, j = N - 1, N - 2, \dots, 2, 1 \quad (2-24)$$

2.2.4 置乱算法

如图 2 所示，置乱算法借助于矩阵 I 将矩阵 B 转化为矩阵 D ，具体算法步骤如下所示：

a) 对于矩阵 B 的任一坐标点 (i, j) ，计算矩阵 B 的第 i 行的和(不计 $B(i, j)$)，并计算矩阵 B 的第 j 列的(不计 $B(i, j)$)，分别记为 R_j 和 H_j ，借助于式 (2-25) 至式 (2-26) 生成一组新的坐标点 (m, n) ，即：

$$m = (\text{sum}(B(i, 1 \text{ to } N)) - B(i, j) + \text{sum}(I(i, 1 \text{ to } N)) + I(i, j)) \bmod M \quad (2-25)$$

$$n = (\text{sum}(B(1 \text{ to } M, j)) - B(i, j) + \text{sum}(I(1 \text{ to } M, j)) + I(i, j)) \bmod N \quad (2-26)$$

如果 $m \neq i$ 且 $n \neq j$ ，则交换 $B(i, j)$ 和 $B(m, n)$ ；否则，不做交换。

b) 从 B 的左上角逐行扫描到 B 的右下角，对每个扫描点执行第一步操作，最后得到的矩阵即为矩阵 D 。

将上述内容按照图 2.3 所示的结构，组合起来就是整个 $PKPKCIC$ 系统的加密过程。

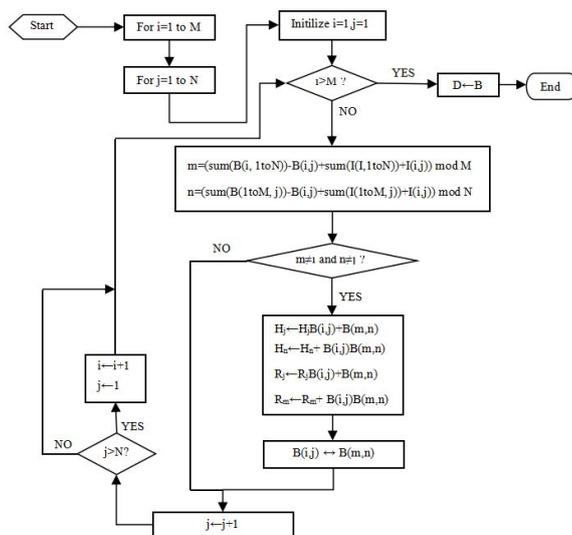


图 2.3 置乱算法流程图

2.3 解密过程

PKPKCIC 解密系统过程如图 2.4 所示，是加密过程的逆系统。每次加密使用不同的公钥 IV ，加密完成后将公钥 IV 和密文图像 C 一起通过公共通信传递给收信方，收信方借助于发信方相同的私钥 K 和公钥 IV 将密文图像 C 还原为明文图像 P 。具体操作如下，由密文图像 C 出发，先执行遮盖 II 的逆操作，再执行扩散 II 的逆运算，然后执行置乱的逆运算，接着执行扩散 I 的逆运算，最后执行遮盖 I 的逆运算，得到还原后的图像 P 。

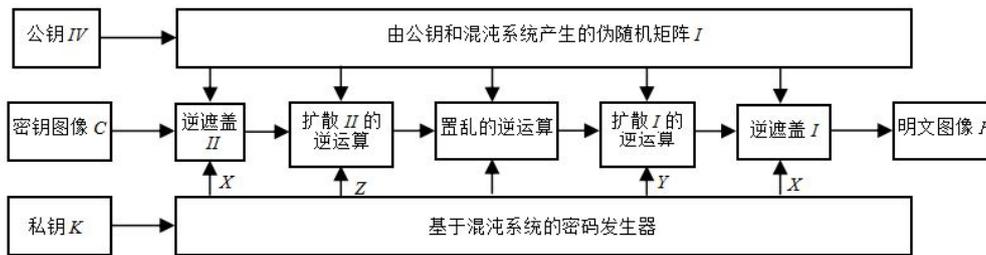


图 2.4 解密系统

3.理论分析和实验仿真

一般来说，混沌加密系统的安全问题主要分为两类，第一个是由混沌系统自身问题所造成，另一个则是系统中的加密算法的结构的不当造成安全问题，比如算法的运算组合等^[10-12]。在研究算法过程中，我们使用 C#设计了一个算法实现工程，我们从以下几个方面分析 PKPKCIC 系统的安全性能。

3.1 加密/解密速度

图像密码系统的加密/解密速度等于图像的大小（以比特为例）除以加密/解密时间。一般密钥 K 取为

$K = \{545404223, 3922919431, 2715962281, 418932849, 1196140742, 2348838239, 4112460543, 4144164702, 676943031, 509\}$ ，以大小为 256×256 的 *Pepper* 或 *Plane* 图像为例，多次运行 PKPKCIC 系统，以最快的加密速度或解密速度作为 PKPKCIC 系统的加密和解密速度，计算结果列于表 3.1 中。

表 3.1 C#语言下加密与解密速度(Mbps)

	加密速度	解密速度
PKPKCIC 系统（含密码生成器）	14.0589	13.8998
优秀最低速度标准	13.9546	12.8366
合格最低速度标准	7.2496	6.6223

表中的优秀最低速度标准和合格最低速度标准来自于 C#语言下实现的 AES-S 系统的图像加密与解密速度, 凡是加密/解密速度高于该标准的安全图像密码系统, 认为是优秀的图像密码系统^[13]; 凡是加密/解密速度高于该标准的安全图像密码系统, 认为是合格的图像密码系统。由结果可知, PKPKCIC 系统的加密/解密速度超过 24Mbps, 可见 PKPKCIC 系统是一种高速的图像密码系统。



图 3.1 C#环境下 PKPKCIC 系统加密与解密实验结果

3.2 密钥空间

密钥空间为图像密码系统全体密钥的集合。如果密钥空间较小, 即密钥的个数较少, 那么相应的图像密码系统无法对抗穷举密钥攻击。经过试验, C#语言下的 AES-128 系统加密/解密 256×256 大小的灰度图像的最短时间约为 0.0274s 和 0.0299s, 是 AES-S 系统中处理时间最快的, 而在 PKPKCIC 系统中, 密钥 K 为 200 比特的位序列, 因此其密钥空间为 2^{300} 。对比表 3.1 的结果, 我们认为 PKPKCIC 系统的密钥空间远比 AES 系统大的多, 其对抗穷举密钥攻击的能力比 AES 更优秀。

3.3 私钥敏感性分析

私钥敏感性包括加密系统的私钥敏感性分析和解密系统的私钥敏感性分析两种^[14]。在私钥敏感性分析中, 公钥保持不变, 取值为 0.9058。加密算法的私钥敏感性测试方法为: 随机产生 100 个私钥, 对于每个私钥, 微小改变其值, 使用改变前后的两个密钥, 加密明文图像 *Lena*、*Baboon*、*Pepper*、*Plane*、全黑图像和全白图像, 分析加密同一明文所得的两个密文间的 NPCR 和 UACI 的值, 最后, 计算 100 次实验的平均值, 列于表 3.2 中。

表 3.2 PKPKCIC 系统加密时的密钥敏感性分析结果(%)

	Lena	Baboon	Pepper	Plane	全黑图像	全白图像	理论值
NPCR	99.6089	99.6085	99.6059	99.6120	99.6074	99.6120	99.6094
UACI	33.4675	33.4551	33.4483	33.4649	33.4481	33.4565	33.4635
BACI	26.7819	26.7746	26.7650	26.7658	26.7682	26.7641	26.7712

3.4 明文敏感性分析

明文敏感性分析方法为：对于给定的明文图像 P_1 ，借助某一私钥 K 和公钥 IV 加密 P_1 得到相应的密文图像 C_1 ；然后，从 P_1 中随机选取一个像素点 (i, j) ，微小改变该像素点的值，得到新的图像记为 P_2 ，即除了在随机选择的该像素点 (i, j) 处有 $P_2(i, j) = \text{mod}(P_1(i, j) + 1, 256)$ 外， $P_2 = P_1$ ；接着，仍借助同一私钥 K 和公钥 IV 加密 P_2 得到相应的密文图像，记为 C_2 ，计算 C_1 和 C_2 间的 $NPCR$ 、 $UACI$ 和 $BACI$ 的值；最后，重复 100 次实验计算 $NPCR$ 、 $UACI$ 和 $BACI$ 的平均值。这里，以明文图像 $Lena$ 、 $Baboon$ 、 $Pepper$ 、 $Plane$ 、全黑图像和全白图像为例， $PKPKCIC$ 系统的明文敏感性测试结果列于表 3.3 中。

表 3.3 PKPKCIC 系统明文敏感性分析结果(%)

	Lena	Baboon	Pepper	Plane	全黑图像	全白图像	理论值
NPCR	99.6103	99.6114	99.6148	99.6082	99.6095	99.6074	99.6094
UACI	33.4625	33.4538	33.4816	33.4666	33.4578	33.4581	33.4635
BACI	26.7844	26.7568	26.7784	26.7684	26.7649	26.7750	26.7712

从表中可知， $NPCR$ 、 $UACI$ 和 $BACI$ 的计算结果接近于各自的理论值，说明 $PKPKCIC$ 系统具有较强的明文敏感性。

3.5 公钥敏感性分析

加密算法的敏感性测试方法为：固定选择一个私钥，随机产生 100 个公钥，对于每个公钥，微小改变其值（改变大小为 10^{-14} ），使用改变前后的两个公钥及选定的私钥，加密明文图像 $Lena$ 、 $Baboon$ 、 $Pepper$ 、 $Plane$ 、全黑图像和全白图像，分析加密同一明文所得的两个密文间的 $NPCR$ 、 $UACI$ 的值，最后计算 100 次实验结果的平均值。实验结果列于表 3.4 中。

表 3.4 *PKPKCIC* 系统加密时的公钥敏感性分析结果 (%)

	Lena	Baboon	Pepper	Plane	全黑图像	全白图像	理论值
NPCR	99.6095	99.6129	99.6097	99.6096	99.6117	99.6017	99.6094
UACI	33.4746	33.4666	33.4441	33.4731	33.4680	33.4638	33.4635

由表可知,系统公钥敏感性测试的 *NPCR*、*UACI* 的计算结果趋于其理论值,说明 *PKPKCIC* 系统具有较强的公钥敏感性。

4.结束语

本文研究了一种融合公钥和私钥的新型数字图像加密系统(*PKPKCIC*)。系统展示了新颖的加密思想:在经典的对称密码算法中,加密和解密都是从密钥出发生成密码矩阵进行后续的处理,而 *PKPKCIC* 系统每次加密都使用不同的公钥,公钥和密文一起通过公共信道传递给收信方,如果没有公钥,仅有私钥, *PKPKCIC* 系统无法解密;同样地,只有公钥,没有私钥,也无法解密。*PKPKCIC* 系统使得已知/选择明文攻击等被动攻击与穷举密钥攻击效率相当,因为部分密码矩阵由公钥与部分私语相互作用产生的。同时, *PKPKCIC* 系统基于单轮的“扩散-置乱-扩散”结构,采用明文关联的置乱操作,因此系统也属于明文关联的图像密码系统性能分析表明, *PKPKCIC* 系统加密/解密速度快,且各项安全性能指标优秀,是一种具有实际应用价值的基于混沌系统的优秀图像密码系统。

参考文献

- [1]文昌辞,等.数字图像加密综述[J].计算机科学,2012,39(12):6-9,24
- [2]廖琪男,卢守东,孙宪波.结合超混沌序列和移位密码的数字图像加密算法[J].小型微型计算机系统,2015,36(2):332-337
- [3]廖春成,周小平等.像素位置与比特双重置乱的图像混沌加密算法[J].通信学报,2014,35(3):216-223
- [4] Y. Zhang, Y. Tang. A plaintext-related image encryption algorithm based on chaos. *Multimedia Tools and Applications*, 2017, DOI: 10. 1007/s11042-017-4577-1
- [5] Zhou YC, Bao L, Philip Chen CL. A new 1D chaotic system for image encryption. *Signal Process* 2014(97):172-82
- [6]柴秀丽,朱长江,杨康,高育林.一种基于波传输和超混沌金融系统的分块图像加密算法[J].小型微型计算机系统,2017,37(6):1329-1333

- [7]张顺,高铁杠.基于类 DNA 编码分组与替换的加密方案[J].电子与信息学报,2015,37(1):150-157
- [8]朱从庆,卢庆.对结合超混沌序列和移位运算图像密码的攻击[J].山东大学学报:理学版,2016,51(6):67-71
- [9]朱淑芹,李俊青.参数扰动下的混沌的图像加密方案[J].计算机科学.2017,44(6):356-384
- [10]刘泉,李佩玥,章明朝,等.基于可 Markov 分割混沌系统的图像加密算法[J].电子与信息学报,2014,36(6):1271-1277
- [11] Liu Xingbin, Mei Wenbo, Du Huiqian. Simultaneous image compression, fusion and encryption algorithm based on compressive sensing and chaos[J]. Optics Communications, 2016, 366: 22-32
- [12] Guesmi R, Farah MAB, Kachouri A, Samet M. A novel chaos-based image encryption using DNA sequence operation and secure hash algorithm SHA-2. Nonlinear Dyn 2016; 83: 1123-36
- [13] Wang L, Song H, Liu P. A novel hybrid color image encryption algorithm using two complex chaotic systems. Opt Laser Eng 2016; 77: 118-25
- [14] Anchal J, Navin R. A robust image encryption algorithm resistant to attacks using DNA and chaotic logistic maps[J]. Multimedia Tools and Applications. 2016, 75(1-2): 5455-5472
- [15] Mekhalfa F, Avanaki M R, Berkani D. A lossless hybrid wavelet-fractal compression for welding radiographic images[J]. Journal of X-ray Science and Technology, 2016, 24(1): 107-118