

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

江西省企业创新财税政策激励效应研究·····	邓茜茜	3
江西省区域产业竞争力研究——基于中部六省视角·····	贺志军	10
东道国政治稳定性、经济自由度对跨国并购影响分析——基于美国企业的实证研究·····	李 成	18
基于Logit模型的我国居民储蓄意愿影响因素分析·····	刘 英	28
江西省环境库茨涅兹曲线的实证分析·····	王 明	35

产业经济与企业管理

基产业集聚与全要素生产率——基于浙江省制造业的实证分析·····	陈舒曼	47
知识员工反生产行为对知识创新效率影响——一个文献综述·····	代 伟	55
企业市场势力的影响因素研究·····	黄 虞	62
“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平测度及时空聚类特征分析·····	张腾飞	69
我国电子设备制造业全要素生产率分析——基于Malmquist生产率指数法的实证研究·····	周 皞	82

财务与会计

水资源资产负债表的编制方法探讨——以深圳市宝安区为例·····	程 凡	93
小米公司可转换可赎回优先股会计处理探究·····	李 乐	101
混合所有制、冗余雇员与企业绩效·····	罗 思	109
新收入准则对房地产企业收入确认的影响——以碧桂园为例·····	邱红萍	118

现代金融与证券市场

- 异质机构投资者持股偏好与知情程度比较 杜佳宁 129
- 我国投资基金规模经济效应实证研究 钟晓红 143

法 律

- 论机动车第三者责任险中“第三者”之界定 杨 晴 153
- 全面二胎政策下再谈“失独”家庭养老保险——以公民生育权为视角 郑俊俊 159

文史哲

- 政治话语翻译策略研究 邱慧玲 167
- “移动短视频”在高校思想政治教育中的应用研究 王晓震 174
- 讲好中国财经故事传播策略探析 张杨舒雅 180

理工农

- 江西省森林碳汇评估与影响因素研究 谢超芬 189

公共经济与管理

江西省企业创新财税政策激励效应研究

邓茜茜

摘要:企业作为创新的主体,利用财税政策激励企业进行创新活动,对于促进经济增长和技术进步具有重要作用。本文以1995-2014年江西省财政科技投入和专利申请授权数量为样本进行实证分析。结果显示,财政科技投入增加与企业所得税税负降低均显著地提高了企业的专利申请授权数量,但是财政科技投入效果更为明显,当期财政科技投入与企业专利申请授权数量成正向激励;而在短期内,企业所得税税负增加与企业专利申请授权数量成负向变动关系,滞后2期企业所得税税负对企业专利申请授权数量具有负的显著影响。

关键词: 财税政策; 企业创新; 协整方法

1.引言

十九大报告指出,创新是发展的第一推动力。特别是,随着第三次科技革命——信息革命和经济全球化的加速,创新变得越来越重要。中国经济进入新常态之后,经济面临转型和升级,要逐步改变以往粗放式的发展模式并向集约型经济发展模式转变。在经济发展中,企业的作用是不言而喻的。而企业的生存和发展离不开创新,企业创新不仅能够提升中国企业在国际市场的国际竞争力,而且还能促进中国经济的转型与升级。因此,国家十分关注企业创新问题,出台了许多促进企业创新的战略方针和政策,例如“大众创业万众创新”的热潮高涨,地方政府也纷纷出台鼓励企业创新的政策。近年来,尽管江西地区生产总值保持高于全国平均增速1-2个百分点的水准,但其经济状况一直处于落后水平,产业结构存在较大问题,高新技术人才短缺。对于亟待转型升级的江西而言,鼓励企业创新刻不容缓。因而,2016年3月,江西省政府颁布的《关于大力推进“大众创业万众创新”若干政策措施的实施意见》。从4个方面提出了28条政策建议:降低准入门槛,激发主体的活力,加大财政支持力度,提高服务水平,激励企业创新。

2.文献综述

近年来财税学界关于财税政策对企业创新的影响研究不断深化。大多数学者主要是沿着财税政策激励企业创新的战略意义、效应评价、国外经验借鉴以及对策建议的路径开展研究,并取得了丰硕的成果。

(1) 财税政策激励企业创新的战略意义

关于财税政策激励企业创新的战略意义方面,辜胜阻和王敏(2012)认为,创新政策的工具大多与政府财政收支的调控有关,其中财税政策起着直接和关键的作用。企业创新可能面临一个高风险、高不确定性和负外部性等问题,因而马海涛(2014)认为企业通过相应的财税政策鼓励和引导进行技术创新具有重大的社会意义。

(2) 财税政策激励企业创新的效应评价

在财政和税收政策上鼓励企业创新效果的评价方面,邓子基和杨志宏(2011)认为,在企业技术创新的不同阶段将采取的不同的财税政策,他们指出财税政策对企业创新都有一定程度的激励作用。一些学者研究了财税政策对企业绩效的影响,齐秀平、杨明皓(2013)以全国部分企业的数据为样本进行实证分析,得出我国的财税政策对于企业绩效具有明显的正向促进作用,其中对企业创新绩效的促进作用尤其明显的结论。针对税收的政策效应,匡小平、肖建华(2007)选取了引进外资、R&D投入、所得税、流转税等指标对其对企业自主创新的影响进行实证分析。所得税对企业的自主创新能力和研发投入的有显著的促进作用,流转税效果不好。兰飞、李杨子(2014)通过对武汉市东湖高新技术开发区780家企业进行问卷调查,研究发现现有的财税优惠政策更侧重于科技创新成果的激励,而忽略了对培养科技创新能力的激励。张源、杜玮(2015)收集了88家沪深两市广东民营企业数据,构造了基于R&D投入强度的指标,并进行多元线性回归。结果表明,有效的财税激励政策与企业资产规模和企业创新有关,且呈正相关关系。

(3) 财税政策激励企业创新的国外经验借鉴

关于财税政策激励企业创新的国外经验借鉴方面,曲顺兰、谢元涛(2011)指出财政资助和税收激励是各国支持中小企业自主创新的主要手段。许强(2014)通过分析美日韩三国的财税政策激励企业创新具体做法,建议不仅应在企业技术创新流程的每个环节给予激励,同时更应注重对于技术创新基础配套设施的建设。

(4) 财税政策激励企业创新的对策建议

在激励企业创新的财政和税收政策的对策建议方面,林继杨(2011)针对福建企业R&D投入偏低、自主创新能力不足的问题,政府管理部门应进一步发挥多种政策工具的杠杆作用如财政转移支付、财政贴息、政府公共投资、政府采购、税收优惠等,不断

提升福建企业自主创新能力。马海涛(2014)建议在转型期的发展阶段,增加政府的财政拨款、财政补贴,并在工业生产阶段,政府通过税收优惠与政府采购支持中小企业技术创新。戚啸艳、陈啸(2015)在全面梳理现行财税政策的基础上,访谈小微企业及财政、科技等部门,深入分析政策在执行中发现的问题,并从财政政策、税收政策及配套政策措施三个方面提出对策建议。郭佩夏和胡斌(2016)认为建议应淡化创新主体的资质认定机制、扶持创新服务性机构、健全风险投资与人力资本激励来解决政策结构性缺陷,借助构建信息共享平台与建立部门间政策协调联动机制降低政策系统性不足之弊。

从现有的研究成果可以看出,当前的研究主要集中在定性研究方面,而对实施财税政策激励企业技术创新所带来的效应分析,尤其是对财税政策所达到的效果进行评估的研究,目前财税学界少有涉及。与现有研究不同,本文通过对江西省财政科技投入、企业所得税税负与专利申请授权数之间的关系进行实证研究,进而提出有针对性的政策建议。因此针对江西省企业科技创新能力不足的现状,本文主要采用协整方法,在考虑财政科技投入与所得税负平稳性的基础上,对财政科技投入与企业所得税负对企业创新能力的具体影响进行定量分析。

3.实证分析

3.1 数据来源和方法选择

本文选取1995年-2014年的20年的年度数据为时间序列。在运算过程中的相关数据是从国家统计局网站、国家税务总局网站、中国科技统计网站、技术统计年鉴、江西省统计局等。

PAT: 江西省专利申请授权数,专利产品、方法或新工艺的改进可以形成具有自主知识产权的产品。江西省的PAT数量反映了江西省从事科技活动的数量和质量,特别能反映一定时期内自主创新活动的数量,可以作为衡量自主创新能力的指标的指标。

FTF: 江西财政科技经费,是财政科技投入的重要指标。

ITB: 江西企业所得税的税负等于企业所得税与GDP的比率。负指标间接反映税收优惠政策对技术创新的影响,以及技术创新的相关指标应逆转的所得税负担。

本文研究选择VAR模型(向量自回归模型)。数据经过对数处理后为判断序列的平稳性,进行ADF检验,在此基础上然后进一步确定是否存在协整关系,进行J-J检验,序列之间是否存在长期动态平衡需要进一步的验证。

3.2 协整分析和向量误差修正模型

(1) ADF检验模型。B为截距项,T为时间趋势、B、T和K的全部为参数,也就是说,随机误差项是独立同分布的。如果没有截距和时间趋势,测试方程常数项和时间

趋势可以选择。原始的假设是在该序列中有至少一个单位根, 备选假设是该序列没有单位根。检验原假设是 $K=0$, 检验的备选假设是 $K<0$ 。利用 Eviews6.0 软件分别对专利申请授权数(PAT), 江西省财政科技投入(FTF), 江西省企业所得税税负(ITB)三个时间序列及其差分序列进行单位根检验。将其与临界值进行比较, 如果小于临界值, 则表明结果是平稳的, 否则是不平稳的。我们取数据的自然对数, 并进行 ADF 检验。结果如表 3.1 所示。

表 3.1 ADF 单位根试验结果

变量	ADF(B, T, K)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
LPAT	ADF(B, T, 4)=2. 3295	-3. 8315	-3. 0299	-2. 6551	0. 9999	不平稳
LFTF	ADF(B, T, 4)=0. 9261	-3. 8315	-3. 0299	-2. 6551	0. 9935	不平稳
LITB	ADF(B, T, 4)=-1. 0151	-3. 8315	-3. 0299	-2. 6551	0. 7259	不平稳
DF(LPAT)	ADF(B, T, 4)=-1. 3334	-3. 8867	-3. 0522	-2. 6666	0. 5889	不平稳
DF(LFTF)	ADF(B, T, 4)=-3. 9631	-3. 8574	-3. 0404	-2. 6605	0. 0081	平稳
DF(LITB)	ADF(B, T, 4)=-3. 7798	-3. 8868	-3. 0522	-2. 6666	0. 0123	平稳
DS(LPAT)	ADF(B, T, 4)=-4. 1341	-3. 9204	-3. 0656	-2. 6735	0. 0066	平稳
DS(LFTF)	ADF(B, T, 4)=-5. 2922	-3. 9204	-3. 0656	-2. 6735	0. 0007	平稳
DS(LITB)	ADF(B, T, 4)=-10. 4649	-4. 0579	-3. 1199	-2. 7011	0. 0000	平稳

注: 在检验形式(B, T, K)中, B 表示常数项, T 表示时间趋势项, K 表示根据 SC 准则选择的滞后阶数; DF 表示一阶差分算子, DS 表示二阶差分算子。

由表 3.1 可以看出, 在 5% 的显著性水平下, 虽然变量 LPAT、LFTF、LITB 是非平稳的, 但其二阶差分变量 DS(LPAT)、DS(LFTF)和 DS(LITB)是平稳的。因此, PAT、FTF、ITB 是一个二阶单整数序列 I(2), 协整分析的基本条件已经得到满足。二者之间是否存在长期协整关系需要进一步检验。

(2) 协整检验。在进行因果检验之前, 必须对变量 LPAT、LFTF 和 LITB 进行协整分析。本文采用 Johansen Juslius 方法进行协整检验。对两阶单整数序列 PAT、FTF 和 ITB 进行了 J-J 协整检验, 得到协整向量。分析结果见表 3.2。

表 3.2 J-J 协整检验

	特征值	迹统计量	临界值 (5%)	P 值 ²	最大特征值统计量	临界值 (5%)	P 值 ³
None*	0.7584	53.6258	29.7971	0.0000	22.7299	21.1316	0.0295
Atmost1*	0.6694	30.8959	15.4947	0.0001	17.7076	14.2646	0.0137
Atmost2*	0.5614	13.1883	3.8415	0.0003	13.1883	3.8415	0.0003

从表 3.2 可以看出, 由于迹统计量和最大特征值的统计量均大于相应的 5% 个临界值, 所以存在协整关系。从概率的角度来看, 可得出同样的结论。因此, 二阶单整序列 PAT、FTF 和 ITB 之间存在协整关系。

(2) 误差分析。从协整检验可以看出专利申请授权数与财政府与科技投入之间在短期均衡关系, 是否实现长期均衡则需要进一步检验。首先, 根据分析得到误差调整项为:

$$ECM_{t-1} = LPAT_{t-1} + 0.6042LFTF_{t-1} - 0.2702LITB_{t-1} + 1.1541 \quad (1)$$

从经济意义上来说, 协整关系仅仅表示一种长期的均衡关系, 在短期内这种均衡关系经常会出现偏离。为了解决短期这种偏差, 在江西省财政科技投入与企业所得税负对专利申请授权数影响的研究中, 利用 Eviews6.0 软件分析, 确定误差修正模型如下:

$$\Delta \ln PAT_t = 0.2762 \Delta \ln FTF_t + 0.5496 \Delta \ln PAT_{t-2} - 0.2207 \Delta ECM_{t-1} \quad (2)$$

$$\Delta \ln PAT_t = -0.2041 \Delta \ln ITB_{t-1} - 0.4677 \Delta \ln PAT_{t-2} - 0.0188 \Delta ECM_{t-1} \quad (3)$$

在式 3.2 和式 3.3 中, ECM_{t-1} 是误差校正项的滞后相位值。在模型中, 对数专利申请授权数需要由对数财政科技投入的当期变化进行即期调整, 调整的幅度为 0.2762, 与此同时, 我们需要对滞后 2 期进行短期调整, 调整率为 0.5496。模型说明, 从上述结果来看, 无论是长期还是短期, 财政科技投入对专利申请授权数量都存在一定的影响, 从短期来看, 财政科技投入 (FTF) 的系数为 0.2762, 而从长期来看, 其系数为 0.6042, 因此财政科技投入形成正向激励作用。在模型中, 对数专利申请授权数需要由对数企业所得税税负的滞后一期变化进行即期调整, 调整的幅度为 -0.2041, 与此同时, 我们需要对自身滞后 2 期进行短期调整, 调整率为 -0.467。模型说明, 从上述结果来看, 无论是长期还是短期, 财政科技投入对专利申请授权数量都存在一定的影响, 从短期来看, 企业所得税负 (ITB) 的系数为 1.4409, 而从长期来看, 其系数为 -0.2041, 因此企业所得税税负形成负向激励作用。

(4)Granger 检验, 协整关系是一个长期均衡稳定关系, 因此有必要验证因果关系是否成立。本文采用 Granger 检验考察财政科技投入与专利申请授权数之间的因果关系, 模型如下:

$$X_{2t} = \alpha + \lambda_1 X_{1t-1} + \lambda_2 X_{1t-2} + \dots + \lambda_k X_{1t-k} + \rho_1 X_{2t-1} + \lambda_2 X_{2t-2} + \dots + \lambda_k X_{2t-k} \quad (4)$$

$$\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_k = 0 \quad (5)$$

当 F -Statistic > 显著性水平下临界值或 P < 显著性水平时, 拒绝原假设, 变量 X_1 是变量 X_2 的格兰杰原因。选择滞后期(lags)=2, 无约束 VAR 模型残差分析来确定。从表 3.3 可以看出, 在 15% 显著水平条件下, 财政科技投入是专利申请授权数增长的格兰杰原因。但是, PAT 不是引起 FTF 增长的原因。这说明 FTF 是 PAT 增长的重要影响因素, 但是 PAT 增长对 FTF 增长的影响效应尚不明显。

表 3.3 Granger 因果关系检验结果

原假设	F 统计量	P 值	因果关系
LFTF不能格兰杰导致LPAT	3.68738	0.0381	存在格兰杰原因
LPAT不能格兰杰导致LFTF	0.26161	0.8519	不存在格兰杰原因
LITB不能格兰杰导致LPAT	5.26751	0.0474	存在格兰杰原因
LPAT不能格兰杰导致LITB	0.56874	0.7571	不存在格兰杰原因

4.结论

本文以《中国科学技术统计年鉴》和《江西统计年鉴》数据为例, 以江西省为例, 对企业的财税激励政策效应展开了实证分析。研究发现, 财政政策与税收政策对企业创新激励作用存在显著的差异。结论显示, 财政科技投入增加与企业所得税优惠政策均显著地提高了企业的专利申请授权数量, 但是财政科技投入效果更为明显, 当期财政科技投入与企业专利申请授权数量成正向激励; 而在短期内, 企业所得税税负增加与企业专利申请授权数量成负向变动关系, 滞后 2 期企业所得税税负对企业专利申请授权数量具有负的显著影响。

参考文献

- [1]丁瑶希. 公共投资对 GDP 增长的效应分析[J]. 审计&理财, 2014(06):31-33
- [2]邓子基, 杨志宏. 财税政策激励企业技术创新的理论与实证分析[J]. 财贸经济, 2011(05):5-10

- [3]郭佩霞, 胡彬. 激励企业创新的财税政策评析与建议[J]. 《地方财政研究》, 2016(5):16-22
- [4]韩仁月, 常世旺. 中国省级公共投资的区域影响——以产出为例[J]. 山西财经大学学报, 2009(11):35-40
- [5]胡文龙. 当前我国创新激励税收优惠政策存在问题及对策[J]. 中国流通经济, 2017(9):100-108
- [6]金雷. 我国经济增长对非寿险发展的影响[D]. 复旦大学, 2008
- [7]林继扬. 进一步提升福建企业自主创新能力的财税政策措施研究[J]. 发展研究, 2011(05):41-44
- [8]兰飞, 李扬子. 支持小微企业科技创新的财税政策效果分析与对策[J]. 税务研究, 2014(03):23-26
- [9]廖珍珍. 中日美异质型人力资本与服务贸易比较优势实证分析[D]. 宁波大学, 2009
- [10]马海涛, 许强. 财税政策激励企业技术创新的理论分析及其启示[J]. 兰州商学院学报, 2014(02):83-88
- [11]曲顺兰, 谢元涛. 激励中小企业自主创新财税政策的国际经验及我国的选择[J]. 涉外税务, 2008(05):47-50
- [12]齐秀平, 杨明皓. 财税政策对企业绩效影响的回归分析[J]. 统计与决策, 2013(08):172-174
- [13]张源, 杜玮. 推动广东民营科技企业创新的财税激励政策研究[J]. 会计之友, 2015(24):122-125

江西省区域产业竞争力研究——基于中部六省视角

贺志军

摘要：区域竞争力是一个省份整体实力的体现，它是衡量一个地区综合实力的度量工具。江西省地处我国中部地区，从全国格局来看，目前制造业水平偏低，总体规模、结构水平、制造效率、创新能力、信息化程度等方面与发达省份还有较大差距。总的来看，江西省经济总量较小，绝大部分产业都趋于全国平均水平之下。但是近几年随着国家和政府的鼓励和扶持，江西省的整体水平正在逐步提升，新兴产业的出现给江西省带来了新的经济增长点。本文运用最近十年的数据来对比江西省和中部地区五个省份的差异，对江西省的主要经济指标进行分析，界定江西省目前的发展现状，影响江西省发展的主要因素，同时给出合理的政策建议。

关键词：江西省；区域竞争力；影响因素

1.引言

随着市场经济体制的逐步完善，国内市场、国际市场一体化进程的加快，区域竞争力成为衡量一个地区经济发展的重要工具。区域竞争力是由该地区的产业的竞争力来体现。江西省人民政府关于贯彻落实《中国制造 2025》的实施意见中提出：制造业是国民经济的主体，加快制造业发展升级是工业强省的核心任务。同时指出要充分发挥江西省的基础优势产业的发展，提升这些产业的能级水平，力争达到全国的前沿水平。

2.江西省与中部六省各指标的比较

2.1 江西省与中部六省的产值比较

自 2007 年以来，中部地区的经济增长速度都处于较高水平，表 2.1 显示中部地区六省的年均增长率分别为：江西省 21.9%，山西省 11.69%，河南省 17%，湖北省 25.01%，湖南省 23.39%，安徽省 23.2%。根据各省数据求得全国在 2007 年到 2016 年之间的年均增长率为 19.6%，对比中部六省的数据，可得湖北省，湖南省，安徽省，江西省的年均增长率都处于全国平均水平之上，河南省接近全国平均水平，而山西省的年均增长率则相对偏低。

省份	江西	山西	河南	湖北	湖南	安徽
年均增长率	21.9	11.69	17	25.01	23.39	23.2

从2007年起，中部六省的经济总量占全国经济总量的比重的19.6%上升至2016年经济总量占全国经济总量的21.6%，江西省的生产总值在中部六省中的占比均值为11.1%，山西省的占比均值为10.1%，是占比最低的省份，其中占比最高的为河南省，达到26.3%，其次为湖北省，湖南省，安徽省，分别为19%，18.9%，14.6%。由数据显示，各省的生产总量都处于平稳上升的趋势，但是限于中部六省来说，河南省和山西省在中部六省中占比却呈现下降的势态。中部六省都是以工业为主，随着科学技术的发展，第三产业对第二产业的冲击，造成中部六省在工业发展方面的低迷，从而抑制了其本身的发展。江西省的生产总值一直呈现上升趋势，尤其是第三产业增长趋势较明显，占据全国生产总值的比例持上升状态，除2010年到2011年之间有较大幅度增长之外，近几年的增长速度呈缓慢趋势。

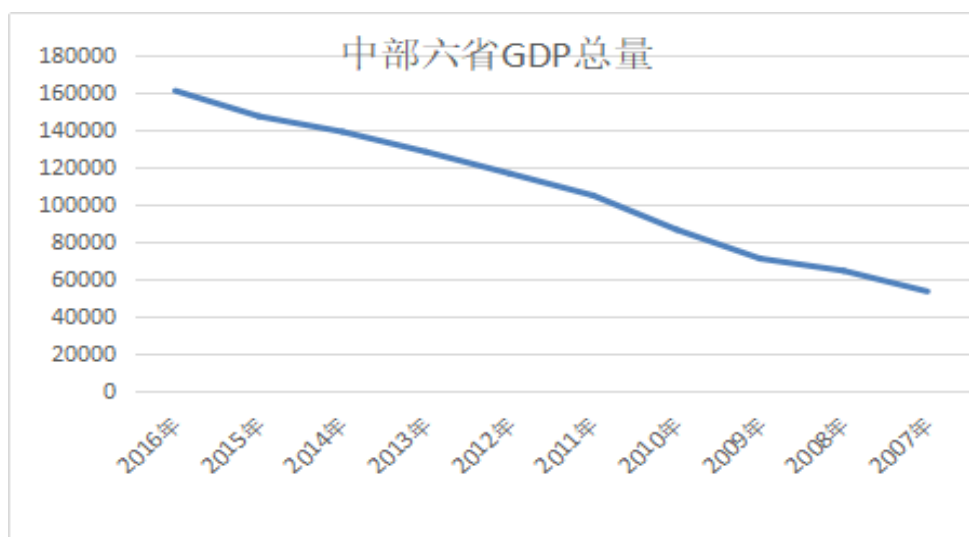


图 2.1 中部六省 GDP 总量 单位：亿元

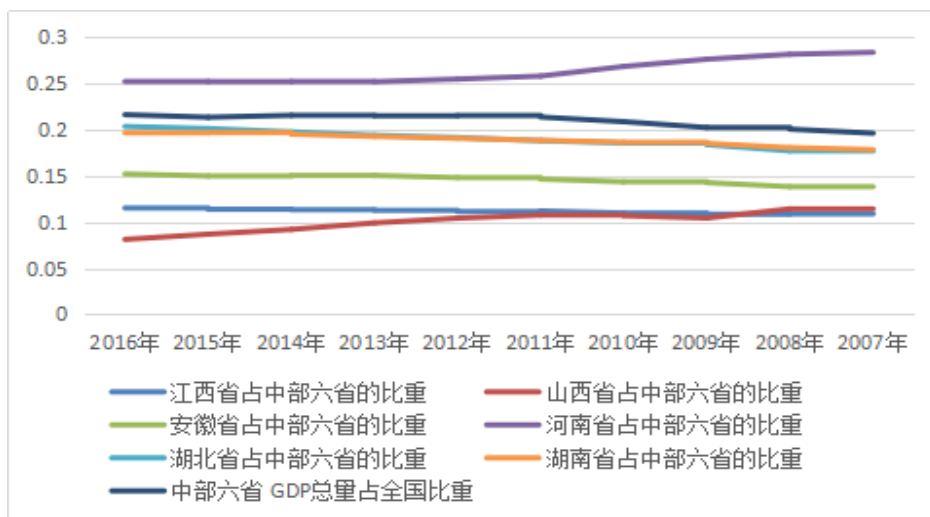


图 2.2 中部各省占六省 GDP 总量的比重 单位: %

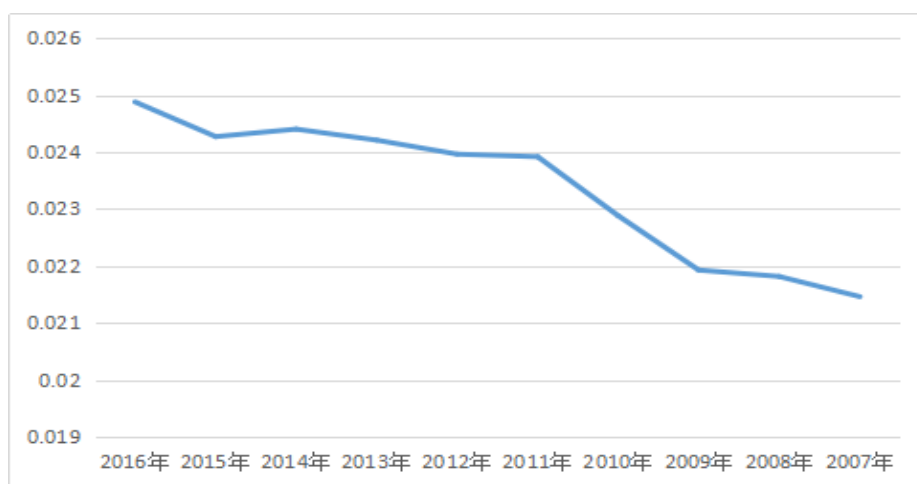


图 2.3 江西省地区生产总值占全国比重 单位: %

2.2 中部六省产业结构的比较

2016 年中部的六个省份的三大产业水平比较见下表。从三次产业的结构水平来看，第一产业产值由高到低分别是河南省，湖北省，湖南省，安徽省，江西省，山西省，其中山西省第一产业产值总量占 GDP 的比重仅为 6%，明显低于其他五个省份的平均水平，但是第三产业对经济总量的贡献率是最高的，科学技术和各种服务行业的经济效益是显著的。第二产业产值对比可知，河南省最高，而后是湖北省，湖南省，安徽省，江西省和山西省同样山西省的第二产业占比低于其他省份的平均水平。第三产业的产值总量由高到低则为河南省，湖北省，湖南省，安徽省，江西省，山西省，不过从第三产业占 GDP 的比重来看，山西省的贡献率是最高的，虽然其占比最高，但是从总量来说，山西省还是处于最低状态。

中部六省产业结构表现来看还是第一产业水平过高，第二产业和第三产业产值落后于发达城市产值水平。对于江西省来说，从各产业的产值来看，都处于落后水平，在这六个省中排在倒数第二的位置。三个产业的产值分别都不到河南省的一半。

表 2.2 中部六省各产业产值以及产值占国内生产总值的比重

	第一产业		第二产业		第三产业	
	产值(亿元)	占比(%)	产值(亿元)	占比	产值(亿元)	占比
江西	1904.53	10.3	8829.54	47.7	7764.93	42.0
山西	784.78	6.0	5028.99	38.5	7236.64	55.5
安徽	2567.72	10.5	11821.58	48.4	10018.32	41.0
河南	4286.21	10.6	19275.82	47.6	16909.76	41.8
湖南	3578.37	11.3	13341.17	42.3	14631.83	46.4
湖北	3659.33	11.2	14654.38	44.9	14351.67	43.9

3.造成江西省经济发展相对落后的因素

图 3.1 数据显示，江西省第一产业增加值在逐年上升，但是其增长趋势趋于平缓，第二产业和第三产业则呈现明显的上升趋势，其中随着科学技术的发展，第二产业的增长速度在下降，而第三产业则呈现迅猛发展的态势，其增长率在上升。随着社会的发展，科学技术的更新换代，江西省逐渐走向后工业化时代，各种新兴能源产业蓬勃发展。图 3.2 中显示，第一产业产值增加值的增长率最低，第三产业产值增加值的增长率则最高，第二产业产值增加值的增长率在近几年的时间里出现了明显下滑，到 2016 年的增长率已经低于第一产业的增长率。但是从变化过程来看，三个产业的增长率出现了下降的趋势。

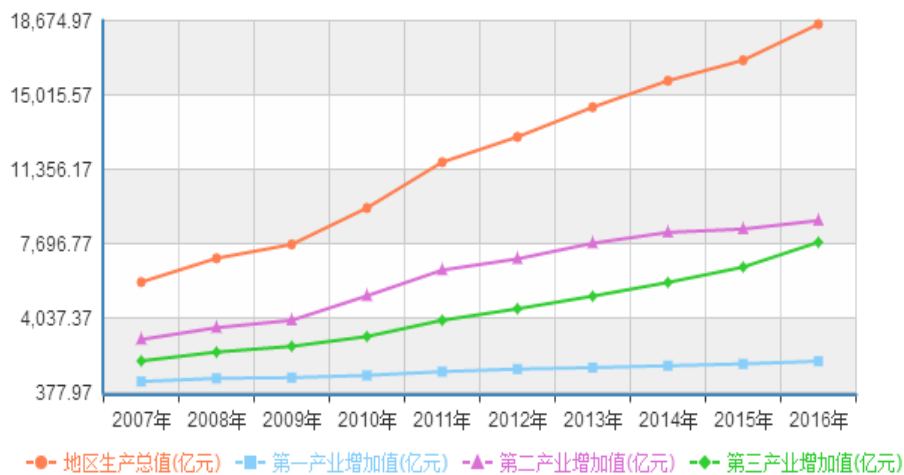


图 3.1 江西省生产总值及各产业增加值 单位: 亿元

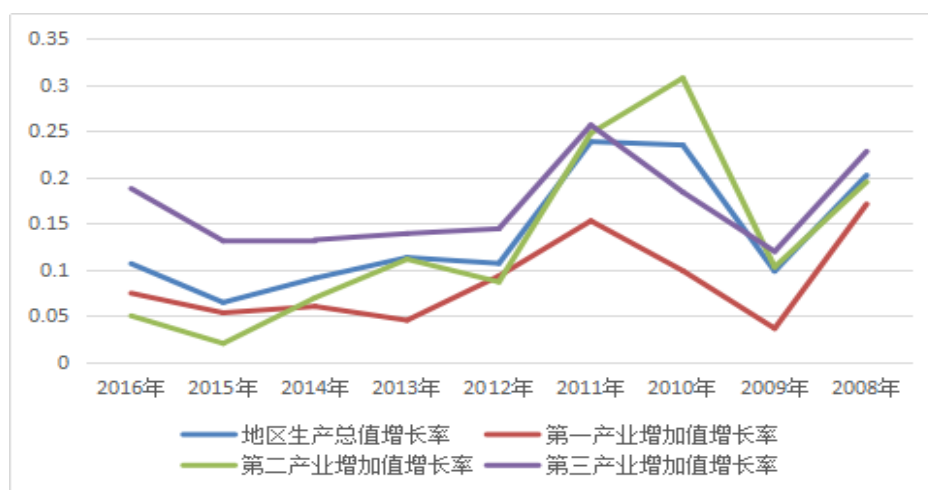


图 3.2 各个产业增长率 单位: %

通过前述的简单对比分析,江西省在各产业的产值总量以及经济增长率上都处于落后水平。总的来说,江西省的产业结构不合理,创新能力、制造效率以及信息化程度都和发达地区存在着较大的差异。造成这种差异的因素包括全社会的投资、科学技术的进步、员工的教育程度、国家和政府的扶持以及不可抗拒的自然资源优势等。

3.1 自然资源

江西省地处我国长江中下游,有着较为丰富的有色金属和非金属矿产储备,但是主要能源石油、天然气的储备则极少,同时黑色金属矿产基础储备也极少。江西省目前还属于工业大省,第二产业产值占本省生产总值的比例为 47.7%,自然资源对工业的发展起到不可忽视的作用。相较于其他五个省份,江西省的自然资源总量对江西省的基础工业产业的贡献率则显得没那么明显。

3.2 全社会固定资产投资

固定资产投资是全社会的固定资产进行第二次生产的主要方式。它为人民的物质生活提供必要的物质条件。

表 3.1 全社会固定资产投资

单位: 亿元

	2016年	2015年	2014年	2013年	2012年	2011年	2010年	2009年	2008年
安徽	27033.4	24386.0	21875.6	18621.9	15425.8	12455.7	11542.9	8990.7	6747.0
河南	40415.1	35660.4	30782.2	26087.5	21450	17769.0	16585.9	13704.5	10490.6
湖北	30011.7	26563.9	22915.3	19307.3	15578.3	12557.3	10262.7	7866.9	5647.0

(续表)

	2016年	2015年	2014年	2013年	2012年	2011年	2010年	2009年	2008年
湖南	28353.3	25045.1	21243.0	17841.4	14523.2	11880.9	9663.6	7703.4	5534.0
江西	19694.2	17388.1	15079.3	12850.3	10774.2	9087.6	8772.3	6643.1	4745.4
山西	14198.0	14074.2	12354.6	11031.9	8863.3	7073.1	6063.2	4943.2	3531.2

在中部六省中,江西省的全社会固定资产投资总额由2008年的4745.43亿元增加到2016年的19694.21亿元,全社会固定资产投资增加了6倍,排在中部六省的第三位,湖南省和湖北省的全社会固定资产投资分别为6.9倍和6.8倍。虽然江西省对产业的大力投资产生了明显效益,但是从总量来看,江西省的固定资产投资总量也仅仅排在第五位,这说明江西省对本省引进投资加大了力度,但是全社会对江西省的投资量还是很少,从而间接指出,江西省各产业的发展前景并没有投资者想象的好。

3.3 科学技术的发展

随着社会的进步,人工智能以及新能源的产生和迅猛发展,科学技术扮演了越来越重要的角色。科学技术的引入和更新促使各个产业在发展中有了更加强有力的支撑,增加了工作人员的工作效率,提高了产业的生产效率,为各个产业带来了显著的经济效益。而科学技术的发展可以用工业企业的新产品项目数和工业企业的专利申请数来衡量。表四和表五采用规模以上工业企业的数据,表3.2显示江西省内规模以上工业企业新产品项目数的平均水平在中部六省中排在第五位,在2015年之前,除去山西省,江西省的新产品项目数还不到湖北省、河南省、湖南省新产品项目数的二分之一,对于新产品项目数最高的安徽省,江西省则不足其三分之一。表3.3显示江西省内规模以上工业企业的专利申请数在中部六省中同样排在第五位,到2016年才突破一万大关。除山西省之外,江西省规模以上工业企业的专利申请数与其他几个省份相比则远远不足二分之一。

表3.2 规模以上工业企业新产品项目数

单位:项

指标	2016年	2015年	2014年	2013年	2012年	2011年
安徽	19920	17025	18185	17320	15137	11174
山西	2206	1910	2426	2938	2726	2171
江西	8371	4635	5139	4381	3241	2870
河南	10385	9780	11341	11150	9106	7880
湖北	10450	8934	11678	10722	9629	8633
湖南	7632	6402	9758	9089	8418	7525

表 3.3 规模以上工业企业专利申请数 单位：件

指标	2016年	2015年	2014年	2013年	2012年	2011年
安徽	49791	45598	40244	32909	26665	19214
河南	17457	16518	16505	14400	12503	10186
湖北	19574	17315	16839	16321	12592	9893
湖南	18249	18175	17919	17424	16204	12808
江西	12594	8561	6825	4893	3015	2363
山西	3786	3569	4723	5083	3765	2848

科学技术进步对地区经济发展的影响显而易见，但是科学技术的发展也离不开本地区区内教育事业的发展，教育事业的大力发展对本地区劳动力的生产效率有着明显的作用。企业员工的受教育程度越高，知识储备越多，对于产品的研发，新技术的产生和发展起到不可磨灭的作用，对企业的贡献就越大，从而带动当地产业以及附属产业的发展。

3.4 政府对该地区的扶持

在中国的市场经济体制下，政府对与一个地区的发展起到了决定性的作用。2016年江西省《中国制造 2025》的实施意见中提到，要推进江西省制造业的转型和升级，努力做强做大。要针对各个领域的不同阶段和特点，对产业做出指向性的教育措施，有针对性的抢占技术创新、规模效应、运作模式的发展前沿。要推动优势型产业做大做强，提高技术水平，努力在全国同等行业中占据前沿位置；推进成长型产业的能力提升；同时推进培育型产业发展，抓住新兴产业的发展机遇，找准切入点，实现技术和规模的突破，为江西省经济增长提供新的增长点。

4.对江西省区域竞争力的建议和对策

4.1 强化创新驱动，提升产业技术水平

以增强企业创新能力为主要任务，努力攻破关键技术，着力推动科技成果产业化，健全产业公共服务机制，完善技术创新体系。与国家制造业创新中心建设工程进行对接，依托产业主力企业，围绕重点产业关键技术来建设主要研究基地。建设一批为制造业服务的、为制造业提供业务交流的公共服务平台，加快完善各个服务平台的作用，积极提升技术市场、技术中介、创新基金等市场化服务能力。提升各个企业的产品创新能力。把社会创新资源融向技术研发企业，加快建立和完善企业技术创新体系。支持企业对科技研发项目的投入，加强企业技术中心、工程研究中心、重点实验室等建设。

4.2 加大对企业员工的教育投资力度

通过有效的教育培训机制，不仅可以丰富各级员工的知识，掌握相应的工作技能，还可以转变劳动力的观念，强化创新意识。因此要对江西省一些科技创新等落后地区的

教育投资,强化其对市场发展和变化的意识与商品创新意识,打造一个与当前市场经济发展相适应的教育环境。要加强劳动力资源建设,可以采取本部培养与引进外部高端人才相结合的方法,加大对高校师资队伍的建设;政府应该给与落后地区政策上的支持,根据当地的发展优势和自然资源优势,有针对性的对落后地区进行扶持;通过教育提高人们的科学文化素养及综合素质,引导其认识和总结自身与发达地区的差距,运用自身的技能创造价值,积极追赶经济发达的地区。

4.3 发现各个地区的经济发展优势,对优势产业进行重点扶持

以南昌、宜春等地为重点区域,着力提升中药、化学药、生物技术药和医疗器械等子业的市场竞争力、占有率。以鹰潭、赣州、上饶等地为中心,着力推动铜、钨、稀土三个领域主要产品向高技术含量、高附加值方向发展。以南昌、九江为核心区域,提升教练机、直升机、固定翼飞机和民机机体及部件的制造水平。同时推进光伏产业,生物医药产业,有色金属产业等优势产业的发展,着力抢占技术创新、规模效应的制高点。

参考文献

- [1]陈红儿,陈刚.区域产业竞争力评价模型与案例分析[J].中国软科学,2002(2):8~10
- [2]江西省产业结构与就业结构的发展关系研究[D].江西社会科学,2010(7):242~244
- [3]刘国亮,薛欣欣比较优势、竞争优势与区域产业竞争力评价[J].产业经济研究,2004(3):10~14
- [4]聂小荣,郭庆风.江西省产业结构与就业结构发展均衡性研究[J].中国人力资源开发,2009,(9):11~13
- [5]舒晓波,陈丽华,喻荣春.江西省区域产业竞争力研究[C].企业经济,2006:100-103
- [6]吴娟娟.江西省工业产业竞争力研究[D].江西:江西财经大学,2012
- [7]肖淼,区域产业竞争力生成机制研究[D].上海:复旦大学,2005
- [8]张丛煌,江西省工业集聚情况统计分析[D].时代金融,2016(6):71~73
- [9]周喆.中国地区间经济发展不平衡---水平测度和成因探究[J].山西财经大学学报,2012(2):21~28
- [10]张震雄,江西省工业竞争力研究[D].江西:江西师范大学,2008

东道国政治稳定性、经济自由度对跨国并购影响分析

——基于美国企业的实证研究

李成

摘要：美国作为世界上第一大经济体，在跨国兼并收购领域也处于领先地位。但是通过观察发现，美国企业跨国并购的区位分布呈现出非均衡的特点。本文利用 Thomson one banker 数据库中美国 1990 年到 2016 年期间的并购案例数量作为截面数据进行回归分析，发现不论是东道国的经济自由度，还是政治稳定性，两者都对企业跨国并购的区位选择有显著的正向影响。在分组对其进行回归分析时发现，美国企业的跨国并购区位选择在不同地区和不同收入水平国家关注的侧重点不同：在亚洲和欧洲地区关注的重点是经济自由度，而非洲和美洲两地则是政治稳定性；在高收入水平国际看重经济自由度，低收入水平国际则是政治稳定性。这些结论为“一带一路”倡议下的中国企业“走出去”提供了可能的经验借鉴。

关键词： 跨国并购； 区位选择； 政治稳定性； 经济自由度

1. 引言

近年来，美国凭借着其经济实力在全球并购市场上一直扮演着主导角色。Thomson one banker 数据库显示，1990 年至 2016 年期间，全球一共发生 323936 起并购事件，美国企业发起的并购事件为 92050 起，占全球并购总数的比例为 28.42%。其中，美国企业发起的跨国并购遍及全球 151 个国家和地区，并购事件为 14200 起，但是美国企业跨国并购一直都呈现出区位分布不平衡的特点。例如，在 1990 年至 2016 年期间，美国企业在英国跨国并购事件为 2495 起，占其总跨国并购总数比例为 17.6%；而有的国家仅有一两起，由此可知其跨国并购区位分布表现出了非平衡的特点。

美国企业作为跨国并购的领头人，其跨国并购经验丰富，研究其跨国并购将对中国等新兴经济体国家具有重要的借鉴意义。特别是在中国实施“一带一路”倡议下，中国企业开始了大量的进行海外投资和并购，如何学习借鉴发达国家跨国并购的经验和教训，就突显出其现实意义。

2. 文献综述

随着近年来跨国并购的发展,其相关理论研究也在产品生命周期理论(Vernon, 1966)、国际生产折衷理论(Dunning, 1977)等的基础上不断发展完善。大量关于跨国并购研究的文献表明,影响跨国并购区位的选择的因素是多样的,主要有以下方面。

第一,东道国国内生产总值。研究表明东道国GDP对跨国并购有着显著的促进作用(Boubacar, 2015; 徐运宝, 2011);此外母国GDP对跨国并购也有正向促进作用(杨波, 2016)。第二,东道国资源禀赋。Bass(2014)认为跨国企业会通过对外投资获取外国的自然资源,来替代对本国资源的开采。第三,东道国技术资产。Ruckman(2005)认为跨国并购更倾向于研发投入高的东道国,目的是为了获取该国的技术;Ensign(2014)则进一步研究了地理、认知和管理距离等因素,对跨国并购知识转移和创新效应影响。第四,东道国的税收水平。Hebous(2010)通过研究税收对跨国并购和绿地投资区位选择的影响,发现税收对两者均有负的影响效应;Feld(2016)则着重研究了资本所得税对跨国并购的负面影响。第五,母国与东道国的地理、文化距离。贾镜渝(2015)认为地理距离对我国企业跨国并购成功率有着负面的影响。

目前有大量文献从多个角度研究了跨国并购的区位选择及其影响因素,但鲜有研究考虑到了东道国经济自由度、政治稳定性这两个指标对跨国并购区位选择的影响。政治稳定性和经济自由度指标多被用来研究经济增长、国际贸易和就业等问题,几乎很少被用来研究跨国并购区位选择。本文引入经济自由度、政治稳定性两个指标,定量分析其对跨国并购区位选择的影响,从而为中国企业在“一带一路”倡议下的跨国并购提供理论借鉴。

3. 美国企业跨国并购的区位特征

3.1 美国企业跨国并购交易量的特征

在全球跨国并购交易数量方面,美国企业一直处于领先的位置。1990年至2016年,美国作为母国一共发起92050起并购事件,其中国内并购77850起,跨国并购14200起。总体来讲,美国企业跨国并购数量总体上因受经济危机^①和社会动荡^②的影响而波动性变化,最近几年逐渐趋于稳定。图3.1列出了1990年至2016年期间美国企业跨国并购数量的具体情况。

^① 经济危机:在1990年至2016年间,主要包括1998年亚洲金融危机以及2008年的美国次级贷款危机。

^② 社会动荡:主要是指发生在2001年9月11日的“911恐怖袭击事件”。

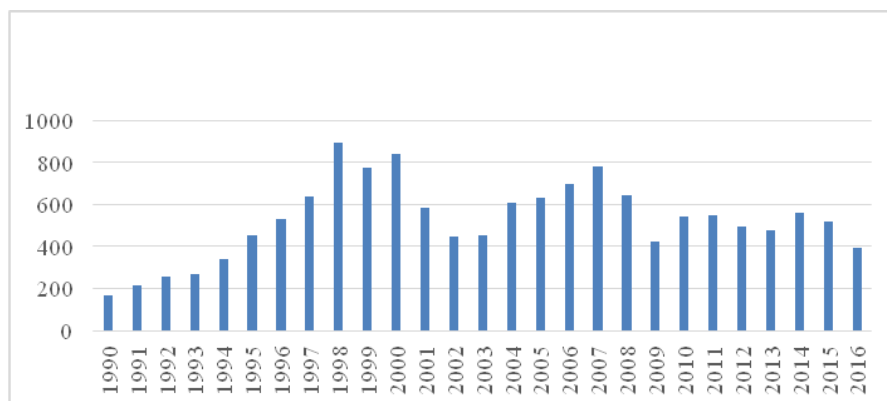


图 3.1 1990-2016 年美国企业跨国并购交易量 单位: 起

数据来源: 根据 Thomson one banker 数据库整理所得

3.2 美国企业跨国并购洲际分布的特征

美国企业跨国并购不仅数量众多, 而且覆盖范围广, 遍及全球六大洲。尽管如此, 其区位分布仍然是极其不平衡的, 具体情况如图 2 所示。

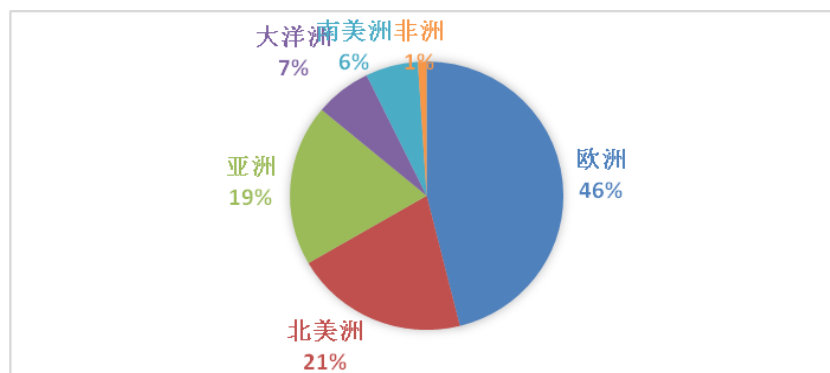


图 3.2 美国企业跨国并购的洲际分布

数据来源: 根据 Thomson one banker 数据库整理所得

从图 3.2 中可以得出, 美国企业跨国并购数量主要集中分布于欧洲、北美洲和亚洲, 分别占其跨国并购总数的 46%、21% 和 19%; 而在大洋洲、南美洲和非洲等其他国家或地区的跨国并购总数, 仅占其跨国并购总数的 14%。尤其是非洲仅占 1%, 因而美国企业在欧洲跨国并购的数量是在非洲的 46 倍。可见, 美国企业跨国并购的区位分布是极其不平衡的。

3.3 美国企业跨国并购国家分布的特征

除了从洲际层面来分析美国企业跨国并购的区位分布, 本文也试图从国家的角度来探讨美国企业跨国并购的区位分布特点。表 3.1 列出了其跨国并购数量前 10 位东道国的数量及其占比, 具体情况如下。

表 3.1 美国企业跨国并购数量前 10 位的东道国

国家	跨国并购数量	占比
英国	2495	18%
加拿大	2282	16%
澳大利亚	826	6%
德国	792	6%
法国	705	5%
印度	540	4%
中国大陆	469	3%
巴西	369	3%
日本	347	2%
荷兰	333	2%
总计	9258	64%

数据来源：根据 Thomson one banker 数据库整理而得

美国企业在前十位东道国的跨国并购有 9258 起，占其跨国并购总数的 64%。可见，美国企业跨国并购数量前十位的东道国主要集中在发达国家和新兴经济体，尤其是英国和加拿大两国就占其跨国并购总数的 34%。因此，美国企业跨国并购在国家间的分布也是极其不平衡的。

4. 模型设计

4.1 研究假设

跨国并购作为对外直接投资的一种重要方式，其并购后的企业需要在东道国进行生产和经营，而企业的生产和经营又与当地的政局是否稳定、社会是否安定存在着密切的联系。因此，本文对政治稳定性和跨国并购区位之间的关系提出如下假设。

假设（1）：东道国的政治稳定性与其吸引跨国并购的数量存在着正相关关系，即东道国政治稳定性越高，其吸引跨国并购的数量越多。

经济自由度指标包含着商业自由、劳动力自由、资本自由、投资自由和金融自由等方面。在商业自由和投资自由的国家，跨国并购发生的概率较大。因此，本文对经济自由度和跨国并购之间的关系提出如下假设。

假设（2）：东道国的经济自由度与其吸引跨国并购的数量存在正向关系，即东道国的经济自由度越高，其吸引跨国并购的数量越多。

企业的跨国并购因其自身的特点和不同的动机而呈现出区位选择的差异性。在政局混乱的国家和地区，企业的跨国并购会更加注重其政治稳定性；在经济自由度较低的国家，企业进行跨国并购会更加注重其经济自由的因素。

假设(3):在不同类型东道国进行跨国并购时对东道国政治稳定性和经济自由度的注重程度是不同的。

4.2 样本选取与变量定义

本文的样本选自 Thomson one banker 数据库,从中筛选出 1990 年至 2016 年为期 27 年,收购方为美国企业,被收购方包括 151 个国家,共 14200 起,收购状态为已完成的跨国并购事件。因数据缺失等问题,实际处理时只有 102 个国家,共 13462 个样本。变量的选取及其含义如下表所示。

表 4.1 选取的变量及其含义

变量	变量符号	变量描述
被解释变量	M&A	美国企业在东道国 i 的跨国并购数量,选自 Thomson one banker 数据库
核心解释变量	Polit	东道国 i 的政治稳定性,来源于世界银行,包括由于政治原因而发生暴力事件的可能性,取值范围是 0 至 100,数值越大说明该国政治越稳定
	econ	东道国 i 的经济自由度,来源于传统基金会的国家自由度排名,取值范围是 0 到 100,数值越大则说明经济自由度越高。
控制变量	GDP	东道国 i 的国内生产总值,来源于世界银行,用来衡量东道国的经济发展水平
	RE	东道国 i 的自然资源禀赋,数据来源于世界贸易组织,用东道国矿产和能源出口量占其商品出口量比例来表示
	Tech	东道国 i 的技术资产 T,来源于世界银行,用东道国高科技产品出口量占其商品出口量来表示
	GD	母国与东道国的地理距离,数据选自 CEPII 数据库
	Tax	东道国 i 的企业所得税,来源于世界银行,度量企业在说明准予扣减和减免后的应缴税额和强制性缴费额占商业利润的比例

4.3 模型构建

结合前期文献,本文选取美国企业在东道国 i 的跨国并购数量作为被解释变量;选取东道国国内生产总值、资源禀赋、技术资产、企业所得税及母国与东道国的地理距离为控制变量;将政治稳定性和经济自由度作为核心解释变量,研究其对美国企业跨国并购的区位选择的影响。本文将 1990 年至 2016 年整个时间段看作一个横截面,对整个时期内的经济变量和相关变量取均值,在相关理论的基础上建立如下横截面模型。

$$\ln M \& A_i = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_i + \beta_2 \ln RE_i + \beta_3 \ln Tech_i + \beta_4 \ln GD_i + \beta_5 \ln Tax_i + \beta_6 \ln Econ_i + \beta_7 \ln Polit_i + \varepsilon_i$$

美国企业在东道国 i 的跨国并购数量 $M\&A_i$ ，东道国 i 的 GDP、资源禀赋 RE、技术资产 Tech、母国和东道国之间的地理距离 GD、东道国的企业所得税 Tax、政治稳定性 Polit 和经济自由度 Econ 都取对数， β 为待估系数， ε 为模型误差项。

5. 实证检验与结果分析

首先，本文就所有样本量进行了总体回归分析；然后，针对东道国的地理区位，按照其所处的大洲进行分类，分别进行检验；其次，参照了 2016 年世界银行的经济发展阶段分类，将东道国分为高收入国家和低收入国家进行进一步的检验。

5.1 描述性统计及相关检验

表 5.1 描述性统计

变量	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差	观测值
M&A	2495	1	131.980	9.500	360.183	102
GDP	4699.734	1.016	311.876	62.520	703.263	102
RE	97.251	0.051	23.949	13.347	26.288	102
Tech	57.389	0.158	10.981	6.538	11.875	102
GD	16465.65	2079.297	9217.450	8917.460	3448.673	102
Tax	139.467	11.3	43.281	40.471	19.392	102
Polit	97.704	4.652	49.828	49.455	27.514	102
Econ	89.427	36.041	62.597	62.814	9.116	102

表 5.1 给出了变量的描述性统计，从描述性统计中可以得出，美国跨国并购数量在不同的国家相差较大，标准差达到 360.183，说明其跨国并购存在着区域选择性；其次，政治稳定性和经济自由度的差异也较大，其标准差分别为 27.514 和 9.116，这说明不同的东道国在这两个因素上也是存在差别的。

由于横截面样本数据一般存在异方差，因而，本文在回归之后均对回归结果进行了异方差检验，一旦发现异方差则对其进行运用加权最小二乘法。考虑到多重共线性问题，对每个模型均进行了 VIF 方差膨胀因子检验，发现所有模型变量 VIF 的最大值为 5.67（小于边界值 10）。因此，本文的模型并不存在多重共线性问题。

5.2 总体回归

表 5.2 整体检验结果

模型	全部东道国				
	1	2	3	4	5
log(polit)	0.779*** (29.582)		0.325*** (4.353)		0.089 (1.188)
log(econ)		6.878*** (44.377)		2.952*** (8.237)	2.677*** (7.260)
log(gdp)			0.849*** (34.013)	0.796*** (33.083)	0.797*** (34.054)
log(re)			-0.070 (-1.515)	-0.035 (-1.142)	-0.033 (-1.035)
log(tech)			0.322*** (6.284)	0.274*** (7.951)	0.264*** (7.979)
log(gd)			-0.586*** (-4.899)	-0.459*** (-5.049)	-0.437*** (-4.764)
log(tax)			0.155 (1.273)	0.458*** (4.035)	0.473*** (4.317)
constant	-0.096 (-1.149)	-25.502*** (-41.222)	2.462* (1.832)	-10.546*** (-5.297)	-9.984*** (-5.904)
obs	102	102	102	102	102
R²	0.897	0.952	0.987	0.977	0.983

注：括号内为 t 值；***为 1% 的显著性水平，**为 5% 的显著性水平，*为 10% 的显著性水平

从表 5.2 中可以看出，在加入控制变量之前，模型 1 中 $\log(\text{polit})$ 的系数显著为正。表明政治稳定性对区位选择有显著正向影响。模型 2 中 $\log(\text{econ})$ 的系数为显著为正，说明经济自由度对区位选择有显著的正向影响。该结论从 5.1、图 5.2 中可以更加直观的看出。该图中，横坐标分别是政治稳定性和经济自由度的对数，纵坐标则是跨国并购数量的对数，拟合直线的斜率意味着这两个因素对跨国并购的影响。

在加入控制变量之后，模型 3 中 $\log(\text{polit})$ 的系数在 1% 的显著性水平下为正，具体来说，政治稳定性每增加 1%，则该国对美国企业跨国并购的吸引力增强将 0.325%。从模型 4 中可以得出，经济自由度的系数显著为正。表明，经济自由度对区位选择有显著正向影响。

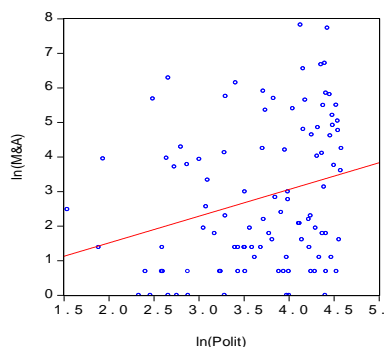


图 5.1 政治稳定性与跨国并购数量

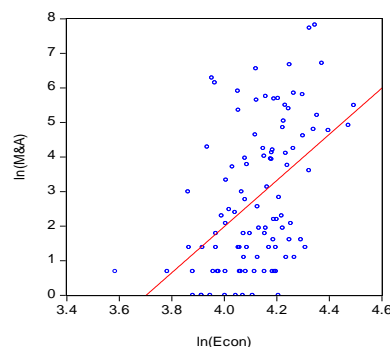


图 5.2 经济自由度与跨国并购数量

模型 5 同时考虑政治稳定性、经济自由度两个解释变量，其系数均为正，说明二者在统计上呈现正相关性。大小上可以看出，经济自由度显著性较高。综上所述，本文选取的解释变量对美国企业跨国并购区位选择有着一定的解释能力，也符合预期假设。

5.3 分组回归

表 5.3 分组检验结果

分组	按地理区位划分				按收入水平划分	
	欧洲	美洲	亚洲	非洲	高收入国家	低收入国家
模型	1	2	3	4	5	6
log(polit)	-0.093 (-0.397)	0.564*** (4.032)	-0.158 (-1.571)	0.911** (2.634)	-0.330 (-1.701)	0.713*** (3.07)
log(econ)	2.009*** (3.616)	0.321 (0.279)	1.782** (2.409)	-1.358 (-1.452)	5.158*** (7.719)	-0.660 (-0.707)
log(gdp)	1.028*** (29.743)	0.946*** (24.542)	0.728*** (24.168)	0.710*** (3.448)	0.807*** (12.835)	0.888*** (10.024)
log(re)	-0.031 (-0.534)	0.152** (2.485)	-0.199*** (-3.901)	-0.113 (-1.135)	-0.036 (-0.622)	0.059 (0.762)
log(tech)	0.278*** (2.965)	-0.261*** (-3.076)	0.488*** (11.512)	-0.081 (-0.400)	0.197** (2.137)	0.177* (1.996)
log(gd)	-1.435 (-1.966)	-0.593** (-2.737)	-0.724** (-2.143)	1.141 (1.425)	-0.689*** (-4.209)	-0.333 (-1.248)
log(tax)	-0.481* (-1.928)	0.128 (0.583)	0.037 (-0.240)	1.302*** (3.989)	0.227 (0.852)	0.977*** (3.079)
constant	4.745 (0.653)	0.830 (0.147)	-0.923 (-0.182)	-13.625 (-1.452)	-15.195*** (-4.649)	-1.730* (-0.309)
obs	31	21	28	19	72	30
R²	0.998	0.993	0.996	0.870	0.989	0.855

注：括号内为 t 值；***为 1% 的显著性水平，**为 5% 的显著性水平，*为 10% 的显著性水平

按照东道国的地理区位分类检验,表 5.3 中模型 1 对美国企业在欧洲的跨国并购进行检验,经济自由度回归系数显著为正,而政治稳定性不显著。表明,在欧洲进行跨国并购时,经济自由度为主要影响因素。

模型 2 则对东道国是美洲的国家进行了检验,其结果显示两者的系数均为正,政治稳定性系数显著为正,但经济自由度的系数不显著。表明,在美洲进行跨国并购时,政治稳定性为主要影响因素。

从模型 3 中可以看出,经济自由度的系数为 1.782,其显著性水平为 1%,而政治稳定性的系数则不显著。表明在亚洲跨国并购时,经济自由度是主要影响因素。

模型 4 则度量了美国企业在非洲的跨国并购,其结果正好与模型 3 相反,政治稳定性的系数比较显著,而经济自由度的系数却不显著,这说明美国企业在对非洲的东道国进行跨国并购时,更加注重东道国的政治是否稳定。

按照东道国的经济发展水平分类检验。表 4 中模型 5 对东道国是高收入的国家进行了检验,经济自由度系数统计显著,而政治稳定性的系数不显著。表明美国企业在高收入国家进行跨国并购时,经济自由度为主要影响因素。

模型 6 属于低收入国家的东道国进行回归检验,其结果正好与模型 5 相反,政治稳定性的系数统计显著,而经济自由度的系数不显著,表明美国企业在低收入国家跨国并购的时候,政治稳定性为主要影响因素。

6. 结论

本文在总结美国企业跨国并购区位分布呈现出非均衡特点的基础上,利用跨国并购的截面数据进行回归分析,发现美国企业的跨国并购区位选择在不同地区和不同收入水平国家关注的侧重点不同。通过上述实证,得出了以下几点简要结论。

第一,美国企业的跨国并购呈现出区位分布不平衡的特点,从洲际地理位置上看,主要集中在欧洲、北美洲和亚洲;从国家上看主要集中于英国、德国等少数发达国家,以及中国、印度、巴西等新兴经济体。

第二,美国企业跨国并购区位选择均受到政治稳定性和经济自由度的影响,但其中经济自由度的显著性水平高于政治稳定性。

第三,美国企业的跨国并购区位选择在不同地区和不同收入水平国家关注的侧重点不同:从地理区位上来说,在亚洲和欧洲地区关注的重点是经济自由度,而非洲和美洲两地则是政治稳定性;从东道国经济发展水平来看,高收入水平国际看重经济自由度,低收入水平国际则是政治稳定性。

参考文献

- [1] 贾镜渝, 李文, 郭斌. 经验是如何影响中国企业跨国并购成败的—基于地理距离与政府角色的视角[J]. 国际贸易问题, 2015(10):87-97
- [2] 徐运保, 陈辉民. 基于扩展引力模型的 FDI 跨国并购影响因素分析--1991-2007年七经济体的面板数据[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2011(1):36-41
- [3] 杨波, 张佳琦. 中国企业海外并购决定因素的实证[J]. 统计与决策, 2016(16):173-77
- [4] Bass, A. E., and Chakrabarty, S.. Resource security: Competition for global resource, strategic intent, and governments as owners. *Journal of International Business Studies*, 2014, 45(8):961-979
- [5] Boubacar, I.. Spatial Determinants of U.S. FDI and Exports in OECD Countries. *Economic Systems*, 2016, 40(1):135-44
- [6] Ensign, P. C., Lin, C. D., Chreim, S., and Persaud, A.. Proximity, knowledge transfer, and innovation in technology-based mergers and acquisitions. *International Journal of Technology Management*, 2014, 66(1):1-31
- [7] Hebous, S., Ruf, M., and Weichenrieder, A. J.. The Effects of Taxation on the Location Decision of Multinational Firms: M&A vs. Greenfield Investments. Working Paper, 2010
- [8] Ruckman, K.. Technology sourcing through acquisitions: Evidence from the US drug industry. *Journal of International Business Studies*, 2005, 36(1):89-103
- [9] Vernon, R.. International Investment and International Trade in the Product Cycle. *The Quarterly Journal of Economics*, 1966, 80(2):190-207

基于 Logit 模型的我国居民储蓄意愿影响因素分析

刘英

摘要:近十多年来,我国经济发展迅速,居民生活水平随之提升,居民的储蓄也越来越多,但居民储蓄余额长期快速增长,消费需求不足,将严重阻碍我国经济发展。如何将储蓄有效流转 to 消费和投资等领域是现在急需解决的问题。因此,本文采取随机抽样方式,对全国各地居民进行随机问卷调查,通过描述性统计及因子分析,检验我国居民储蓄意愿的影响因素,然后围绕影响居民储蓄意愿的因素建立 Logit 模型,结果表明收入变化、常住地、物价水平、近期市场物价趋势、物价上涨、利率稳定对居民消费意愿有显著性影响。

关键词:Logit 模型;居民储蓄;影响因素

1.引言

我国正处于经济“新常态”时期,居民生活水平不断提升,储蓄额一直保持上升状态。一个国家或地区居民储蓄额的高低对社会经济增长、投资以及居民的日常生活等方面都有一定影响。但居民储蓄过高将超过其适度范围,影响消费。因此,为了维持我国经济健康稳定的发展,必须合理控制居民储蓄。如果高储蓄率不能合理地转化为投资,居民储蓄过多将抑制当期的消费,消费需求不足,产品过剩堆积,将严重阻碍社会的进步,这也是国家积极推进供给侧结构性改革的一个主要原因。另外,消费作为反映储蓄的另一因素,储蓄过高、消费不足将会对经济产生严重的影响。因此我国必须合理控制居民储蓄,将过高的储蓄转化为投资、消费等方面,让经济健康发展。为了分析这一问题,本文从影响我国居民储蓄意愿的因素入手,来进行调查研究,得出相关结论,并提出相应建议。

国内外关于储蓄方面的研究不胜枚举,如早期的“储蓄生命周期论”、“持久收入理论”、“绝对收入理论”、“相对收入理论”等。通过梳理这些理论可知影响居民储蓄的因素主要有:居民可支配收入、名义利率、实际利率、消费者物价指数(CPI)、通货膨胀率、社会保障制度等因素。国内也有很多学者对居民储蓄问题进行过研究,如马树才等(2015)、马晓君(2018)分别运用扩展连续世代交叠模型,来构建居民内生储蓄函数,分

析人均 GDP、老年抚养比、少儿抚养比、居民消费水平和受教育程度等因素对居民储蓄的影响效应。胡壮(2018)利用计量方法分析互联网技术对我国商业银行储蓄存款业务带来的影响。冯利英(2014)、陈彦斌等(2014)基于中国高储蓄形成的历史原因和人口老龄化对储蓄率影响的国际经验,运用多元回归分析法对 1981 年以来我国部分统计指标,预测并分析了未来 20 年人口老龄化对中国国民储蓄率的影响。经过验证得出人口老龄化是降低我国居民储蓄率的重要因素,但还不能彻底解决我国的高储蓄率问题。

综上所述,现有的研究文献为居民储蓄理论提供了很多有价值的参考,但影响居民储蓄意愿的因素众多,不同的人又有不同的影响因素,所以每个居民的储蓄偏好可能不尽相同,很多现有文献没有从个人角度对此加以区分。因此,对居民储蓄意愿影响因素的研究会存在片面,甚至矛盾的现象。同时目前多数学者研究主要集中在对宏观整体的几个因素分析,但是在经济高速发展的背景下,需要从微观的个人角度对影响居民储蓄意愿的多个因素进行综合研究,从而为有关政策谋划提供具体参考,让经济更加健康发展。基于此,本文选择问卷调查的方式,从居民个人特征(包括今年的收入变化、月收入、常住地、年龄)以及当前物价(包括物价水平、近期市场物价趋势、物价上涨)、利率等影响因素来综合分析我国居民储蓄意愿的影响因素。

2.数据来源与模型的设立

2.1 数据来源

本文在现有指标体系的基础上,遵循科学性、系统性、综合性原则,选择收入变化、月收入、常住地、年龄、物价水平、近期市场物价趋势、物价上涨、利率等指标,探讨居民储蓄意愿的影响因素。并借用问卷星平台,采取线上调查的方式共发放 290 份调查问卷,收回有效问卷 282 份。然后采用 R 3.4.4 软件对指标进行因子分析,来检验问卷的信度和效度。在居民储蓄意愿影响因素中, α 值为 $0.825 > 0.80$,说明问卷调查中所有题目得分间有较高相关性。应用 KMO 球形检验进行效度分析,当 KMO 的值大于 0.5,则可以进行因子分析,本文购买意愿影响因素中的 KMO 值为 0.911,说明测量内容能较好涵盖研究主题。

2.2 Logit 模型的设立

本文建立了 Logit 模型视角下的我国居民储蓄意愿影响因素的函数,数据分析使用 R 3.4.4 软件进行。假定居民储蓄与否为二元响应变量,它和居民的个体特征(包括今年的收入变化、月收入、常住地、年龄)以及当前物价(包括物价水平、近期市场物价趋势、物价上涨)、利率等影响因素有关。基于此,建立居民储蓄意愿的 Logit 模型,模型的形式为:

$$\ln[p/(1-p)] = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + \dots + B_nX_n (n=1, 2, \dots, 8) \quad (2.1)$$

方程(2.1)的等价形式为:

$$P = \frac{\exp(B_0 + \sum_{i=1}^n B_i X_i)}{1 + \exp(B_0 + \sum_{i=1}^n B_i X_i)} (n=1, 2, \dots, 8) \quad (2.2)$$

其中, p 为居民储蓄意愿的概率, $1-p$ 为没有储蓄意愿的概率即消费概率。 X_1, X_2, \dots, X_n 为解释变量, B_0 为截距, $B_n(n=1, 2, \dots, 8)$ 为偏回归系数。

3.实证分析

3.1 Logit 回归模型的建立

本文运用二元 Logit 回归模型分析影响居民储蓄意愿的因素, Logit 回归模型将某一事件发生概率定为 P , 以此为因变量, 然后将影响 P 的因素定义为自变量, 建立回归模型分析某事件发生的概率与自变量之间的关系。本研究中基于此理论, 应用二分类逻辑回归模型进行回归计量分析, 以是否愿意储蓄为被解释变量(Y), 解释变量除了收入变化(X_1)、月收入(X_2)、常住地(X_3)、年龄(X_4)等个人特征外, 还受到物价水平(X_5)、近期市场物价趋势(X_6)、物价上升较大幅度(X_7)、利率稳定(X_8)等影响因素, 变量说明及描述性统计见表 3.1。

表 3.1 模型中解释变量的含义与描述性统计

变量	变量解释	均值	标准差
选择消费还是储蓄 Y	消费=0, 储蓄=1	0.3901	0.4886
收入变化 X1	基本不变=0, 变化较大=1	0.3617	0.4813
月收入 X2	2000 元以下=1, 2000-5000 元=2, 5000-8000 元=3, 8000 元以上=4	2.128	0.7718
常住地 X3	边远地区=1, 沿海或中心繁华城市=2	1.291	0.4549
年龄 X4	20-35 岁=1, 35-50 岁=2, 50 岁-65 岁以上=3, 65 岁以上=4	2.599	0.7492
物价水平 X5	过高, 难以接受=1, 偏高, 可以接受=2, 正常=3	2.046	0.6037
近期市场物价趋势 X6	基本稳定=0, 变化较大=1	0.2801	0.4499
物价上涨 X7	提款购物=1, 购买其他证券=2, 继续存款=3	2.057	0.7665
利率稳定 X8	继续存款=1, 提款购物=2, 购买其他证券=3	1.755	0.8050

3.2 Logit 模型结果分析

运用 R3.4.4 统计分析软件对所调查的 282 份居民数据进行 Logit 回归处理, 回归的结果详见表 3.2、表 3.3。从表 2 中可以发现, 月收入 X2、年龄 X4 对居民储蓄意愿 Y 的影响均不显著。从表 3.2 的第一次回归结果可以看到月收入的 p 值为 0.21711, 月收入的差异对居民储蓄意愿没有显著的影响。年龄 X4 的 p 值为 0.20757, 对居民储蓄意愿 Y 也没有显著的影响。这是与现实经验是相违背的。正常来说, 由于传统消费习惯等原因中国居民的月收入越低, 为了防止未来不确定因素的发生, 储蓄意愿将会越高; 而中国人吃苦耐劳的精神是老一辈人留下的历史传统, 理论上年龄越大储蓄意愿也会越高。为了使模型更加符合现实情况, 剔除 X2、X4 等不显著的变量后, 对数据进行第二次 Logit 回归, 结果如表 3.3 所示。根据表 3.3 中的第二次回归结果可以看出, 所有参数均通过了检验 ($\alpha=0.1$), 此时的回归方程为。

$$P = \frac{\exp(0.7031 - 0.6358X_1 - 0.5044X_3 + 0.4741X_5 - 0.5526X_6 - 0.5753X_7 + 0.3027X_8)}{1 + \exp(0.7031 - 0.6358X_1 - 0.5044X_3 + 0.4741X_5 - 0.5526X_6 - 0.5753X_7 + 0.3027X_8)}$$

表 3.2 第一次回归结果

解释变量	B	S.E	Z	P.
收入变化 X1	-0.6903	0.2894	-2.386	0.01705**
月收入 X2	-0.2263	0.1833	-1.234	0.21711
常住地 X3	-0.4394	0.2320	-1.894	0.05820*
年龄 X4	0.3819	0.3031	1.260	0.20757
物价水平 X5	0.5071	0.1761	2.880	0.00398***
近期市场物价趋势 X6	-0.5287	0.1738	-3.042	0.00235***
物价上升幅度较大 X7	-0.7049	0.3250	-2.169	0.03011**
当期利率稳定 X8	0.3132	0.1756	1.784	0.07444*
常量	0.9908	1.0515	0.942	0.34606

注: ***表示在 1% 的水平上显著, **表示在 5% 的水平上显著, *表示在 10% 的水平上显著。

表 3.3 第二次回归结果

解释变量	B	S.E	Z	P.
收入变化 X1	-0.6358	0.2824	0.744	0.02545**
常住地 X3	-0.5044	0.2285	-2.235	0.02730**
物价水平 X5	0.4741	0.1738	-2.207	0.00638***
近期市场物价趋势 X6	-0.5526	0.1728	2.728	0.00138***
物价上升幅度较大 X7	-0.5753	0.3147	-3.198	0.06757*
当期利率稳定 X8	0.3027	0.1735	-1.828	0.08102*
常量	0.7031	0.9447	1.745	0.45674

注: ***表示在 1% 的水平上显著, **表示在 5% 的水平上显著, *表示在 10% 的水平上显著。

3.2.1 收入水平 X1 对居民储蓄意愿 Y 的影响

X1 回归系数为-0.6358, 说明当 X1 每增加一个单位时, 居民储蓄意愿减少 0.6358 个单位。P 值为 0.02545, 在 5% 的水平上显著。在古典理论中曾提到收入是决定储蓄的首要因素, 很多研究也表明储蓄与收入之间存在正相关关系, 即随着居民收入的增加, 储蓄也会随之提高。但随着社会的现代化发展, 居民收入提高, 消费质量要求更高, 消费观念变得更加前卫。近年来, 随着互联网技术步入人们各项日常生活, 人们的消费模式已由传统模式逐渐过渡到新型的网络模式。随着蚂蚁花呗、京东白条等金融产品的出现, 人们的消费观念发生了极大转变, 特别是在年轻人群中, “先消费后吃土”、“剁手族”、“月光族”等消费现象不胜枚举, 储蓄意愿也随之发生了潜移默化的转变。因此, 当居民收入增加时, 储蓄意愿降低一定幅度也是合理的。

3.2.2 常住地 X3 对居民储蓄意愿 Y 的影响

X3 回归系数为-0.5044, 当 X3 每增加一个单位时, 居民储蓄意愿减少 0.5044 个单位, P 值为 0.02730, 在 5% 的水平上显著。X3 从侧面反映出居民居住地的城镇化水平, 其回归系数值越大, 说明城镇化水平对居民储蓄意愿影响越大。城镇化水平越高, 居民的消费需求则更大。随着消费水平的提高, 城镇居民消费产品已经从注重量的满足到追求质的提高, 消费质量和消费结构也都随着城镇化的推进发生明显变化, 消费需求因此加大, 反之, 储蓄意愿随之降低。

3.2.3 物价水平 X5 对居民储蓄意愿 Y 的影响

X5 回归系数为 0.4741, 当 X5 每增加一个单位时, 居民储蓄意愿增加 0.4741 个单位, P 值为 0.00638, 在 1% 的水平上显著。X5 从另一个角度是表示物价的稳定程度, 物价越稳定, 其值越大。物价水平在一定程度上会影响居民的消费意愿, 从而间接影响了储蓄。一般来说, 物价水平越低, 实际收入将会增加, 储蓄额也随之增加。

3.2.4 近期市场物价趋势 X6 对居民储蓄意愿 Y 的影响

X6 回归系数为-0.5526, 当 X6 每增加一个单位时, 居民储蓄意愿减少 0.5526 个单位, P 值为 0.00138, 在 1% 的水平上显著。若近期物价变化较大, 会影响居民的消费心理, 物价水平越高, 实际收入减少, 储蓄额也会减少。当物价上升较快时, 货币贬值, 居民宁愿把钱取出来消费提高生活质量而不愿把钱形成储蓄坐等贬值。

3.2.5 物价上升幅度较大 X7 对居民储蓄意愿 Y 的影响

X7 回归系数为-0.5753, 当 X7 每增加一个单位时, 居民储蓄意愿减少 0.5753 个单位, P 值为 0.06757, 在 10% 的水平上显著。物价上涨, 将严重影响居民的消费方式, 甚至会导致消费降级, 进而引起通货膨胀。受传统消费习惯的影响, 居民为了安全和获

取小部分收益会把大部分储蓄存入银行。但是,如果物价上涨,特别是大幅度上涨,国家必然会采取一系列财政金融措施,包括提高银行存款利率来进行调控,从而使居民的储蓄收益大打折扣,进而严重影响居民的储蓄意愿。

3.2.6 当期利率稳定 X8 对居民储蓄意愿 Y 的影响

X8 回归系数为 0.3027,当 X8 每增加一个单位时,居民储蓄意愿减少 0.3027 个单位,P 值为 0.08102,在 10%的水平上显著。利率对储蓄的影响是双重的。利率的高低会直接影响存款的多少,利率升高,人们愿意把更多的钱存入银行来增值,这是利率对储蓄产生的替代效应;但是,利率升高,人们会认为收入增加,产生货币幻觉,于是增大消费,从而减少了储蓄,这是利率对储蓄产生的收入效应。所以当利率较为稳定时,会大大提高居民的储蓄意愿。

4.政策建议

鉴于我国高储蓄的现象,在收入方面,政府应该鼓励更多的人将手中存款用于消费,这样,不仅带动经济的增长,而且又反过来促进收入的增加,从而,形成良性的循环。因此,相关部门在提高居民可支配收入的同时,也要考虑对低收入群体的增加转移支付,发展多部门扶贫产业,为农民多渠道增收。另外,可以通过降低税收来直接提高居民收入。在物价方面,政府需要出台相关政策来稳定物价。物价水平对居民储蓄意愿的影响是显著的,物价越高,储蓄意愿越低。因此政府需要通过稳定物价来保障人民生活水平,减少因通货膨胀造成的损失。

另外,我国应建立健全资本市场,通过债券、基金等吸引居民投资,从而达到降低储蓄的目的。我国金融产品种类繁多,在规范化的前提下,支持金融机构开展金融创新,积极发展多样化金融工具,让居民的储蓄通过市场多渠道流转。同时,维持货币市场与资本市场的有序运行,引导居民的部分储蓄向资本市场转移。健全社会保障制度,虽然本文没有将社会保障制度作为模型的解释变量,但是根据现实情况,社会保障制度的不健全对中国居民高储蓄的影响是非常严重。只有健全的社会保障制度,居民的生活压力才能适当减轻,紧张生活得到适度放缓,进而增加当期消费,拉动经济增长。

参考文献

- [1] 陈彦斌,郭豫媚,姚一旻.人口老龄化对中国高储蓄的影响[J].金融研究,2014(01):71-84
- [2] 董董.浅析储蓄利率与物价的关系[J].财经界,2010(01):195-196

[3]冯利英,鞠海伟,李海霞.影响我国居民储蓄存款因素的实证分析[J].内蒙古财经大学学报,2014(03):1-7

[4]胡壮.计量模型下银行储蓄存款影响因素的实证分析[J].阴山学刊(自然科学版),2018(02):137-141

[5]马树才,宋琪,付云鹏.中国人口年龄结构变动对居民内生储蓄的影响研究[J].中国人口科学,2015(06):56-68+127

[6]马晓君.基于分位数回归的我国居民储蓄影响因素分析[J].现代营销(下旬刊),2018(05):36-37

[7]毛琴,李明江,刘彦.基于逐步回归法的国家财政收入数据回归模型分析[J].电子技术与软件工程,2013(19):227-228

江西省环境库茨涅兹曲线的实证分析

王 明

摘 要: 改革开放以来,江西省的经济发展取得了巨大的成就,但与此同时环境问题也非常严峻。本文选取江西省 1991-2016 年的数据,结合图表分析江西省的环境污染与经济增长之间的现状,并构建计量模型分析经济增长与环境污染之间的关系。得出结论:随着经济发展水平的不断提高,江西省的工业废水排放量呈先增后减的趋势,工业废气排放量和工业固体废弃物产生量则呈持续增长的趋势;工业“三废”与经济增长之间均呈“倒 N 型”关系,其中工业废水排放量已经越过了最高点,呈波动下降的趋势,而工业废气排放量和工业固体废弃物产生量则仍处于上升的阶段。最后,本文提出了一些关于缓解经济增长与环境污染之间矛盾的建议。

关键词: 江西省, 经济增长, 环境污染, 工业“三废”

1. 引言

改革开放以来,随着工业化的推进,我国的经济发展取得了巨大的成就,经济总量跃居世界第二。但与此同时,工业化所产生的废水、废气以及固体废弃物严重污染了我国的水资源、大气和土壤,我国的生态环境却日益恶化。近年来,我国由于污染所造成的环境问题频频爆发,其中近几年最引人注目的问题就是雾霾问题。这充分说明以牺牲环境为代价的经济发展是不可持续的,但放弃发展经济又是不可取的。因此,处理好经济发展和环境保护之间的关系,是我国当前面临的一大难题。

江西地处我国的东南部,生态秀美,名胜甚多,森林覆盖率达63.1%,空气质量良好,森林公园、自然保护区众多,发展绿色经济具有优势巨大。但江西省的经济发展水平相对较低,地处欠发达地区,正面临经济发展与保护环境的双重压力。在东南沿海产业转型升级的背景下,江西作为紧邻长珠闽的省份,又是长江经济带的重要成员之一,承接产业转移具有天然的区位优势。但与此同时,随着一些“高消耗、高污染”企业的到来,江西省的生态环境也面临着巨大的威胁,协调经济发展与生态环境之间的矛盾迫在眉睫。

本文作者:王明,江西财经大学江西经济发展与改革研究院研究生,研究方向:区域经济

2. 理论基础

库兹涅兹曲线是说明收入分配与经济发展之间关系的曲线，存在“倒U型”特征。后来，人们发现经济增长与环境污染之间同样存在“倒U型”关系，即环境污染程度随着经济增长先上升再下降的特征。美国经济学家Grossman & Krueger（1991）首次实证研究了得出环境污染与人均收入呈先增后减的“倒U型”关系的结论。Panayotou（1993）首次再次证实了这种“倒U型”关系，并将其称为环境库兹涅茨曲线（EKC）。到了20世纪90年代，随着对库兹涅兹环境线研究的逐步深入，人们还发现“倒U型”并不是经济增长与环境质量的唯一表现形式，经济增长与环境质量之间还存在“N型”或者“U型”甚至波浪形的EKC曲线。本文通过构建环境污染与经济增长之间的库兹涅兹曲线模型，分析江西省的生态环境与经济发展之间的关系，并提出一些对策建议。

3. 江西省经济增长与环境污染的现状

3.1 经济发展取得巨大成效

2016年，江西省的GDP总量为18434.8亿元，而在1991年，江西省的生产总值只有479.37亿元，增长了约38.5倍。1991年，我省的人均GDP为250.1元/人，到了2016年，人均GDP为2885.3元/人，增长了超过11倍^①。如图3.1所示，从1991到2016年，江西省的人均GDP持续快速增长，且在2000年以后，增长速度有加快的趋势。

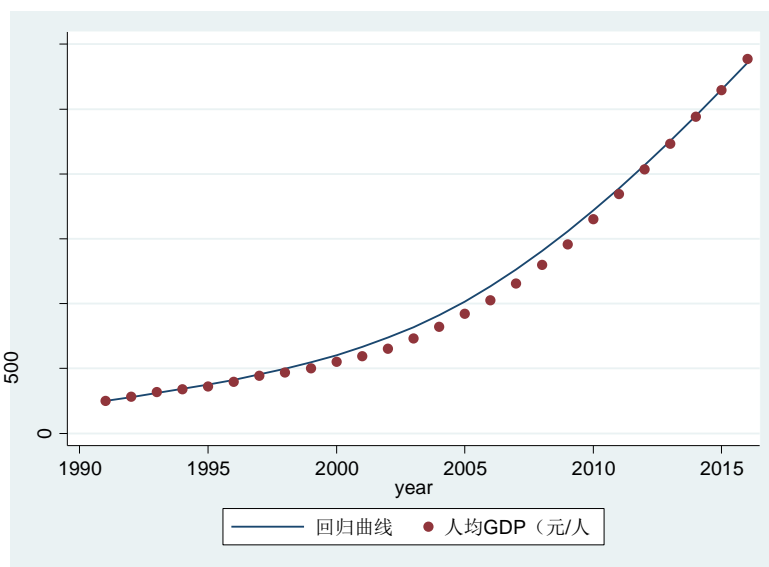


图3.1 1991-2016年江西省人均GDP变化情况

^①为消除价格因素的影响，本文中的人均GDP为以1978年为基期价格的人均GDP，1978年人均GDP=100元/人。

3.2 污染排放逐步增加

从1991年到2016年,江西省每年的工业废气排放量从1816亿立方米增长到17055亿立方米,增长了近十倍,工业固体废弃物产生量从2984万吨增长到10777万吨,约增长了3.61倍,工业废水排放量达到76412万吨,与1991年相差不大。从图3.2可以看出,随着人均GDP的增加,江西省的工业废水排放量呈先减后增的趋势。从图3.3和图3.4来看,随着人均GDP的增加,工业废气排放量和工业固体废弃物产生量也随之增加。

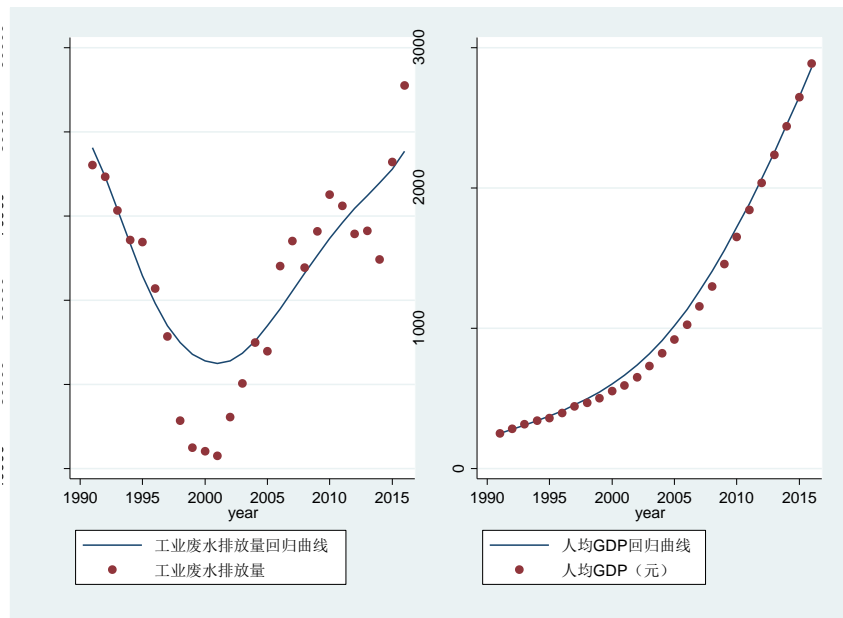


图3.2 1991-2016年江西省工业废水排放量与人均GDP变化图

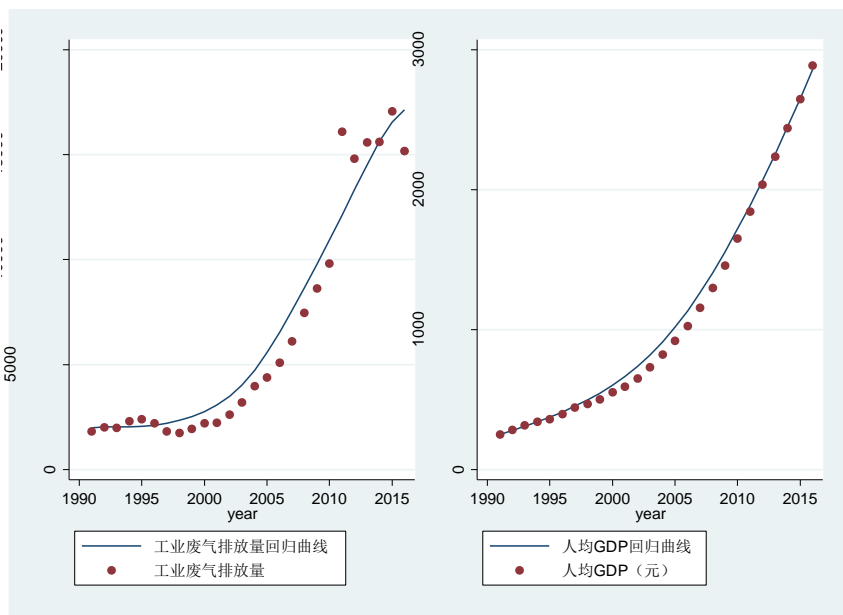


图3.3 1991-2016年江西省工业废气排放量与人均GDP变化图

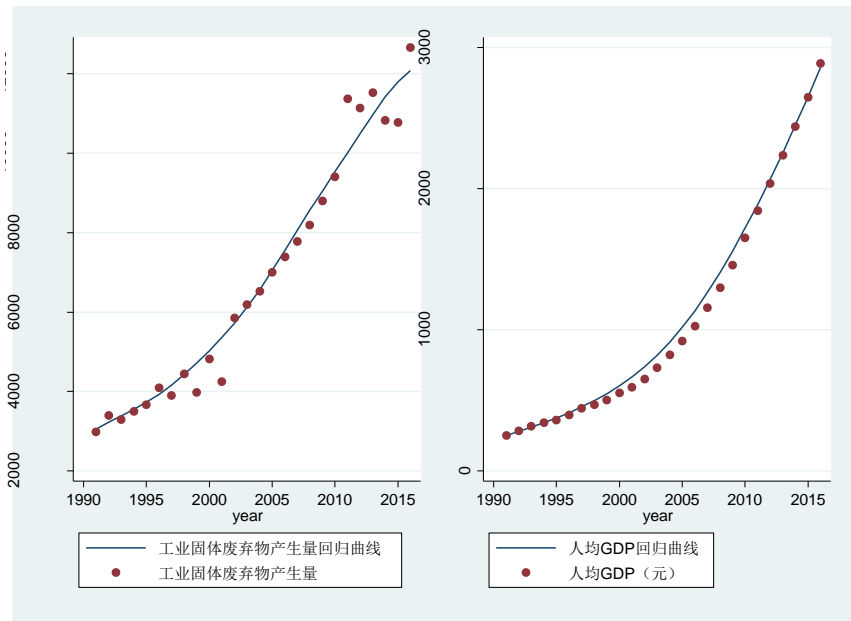


图3.4 1991-2016年江西省工业固体废物量与人均GDP变化图

4. 江西省环境污染与经济增长之间关系的实证分析

4.1 数据说明与模型建立

现有环境库兹涅兹曲线文献中，多数使用二次多项式和三次多项式的形式来反映生态环境与经济增长之间的关系。本文将延续这种做法，选取1991-2016年江西省的数据，以人均GDP作为解释变量，工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废物排放量作为反应污染状况的指标（表1），并作为被解释变量。其中，为剔除价格因素的影响，人均GDP选取以1978年为基期价格的人均GDP。二次多项式模型为：

$$ly = \alpha + \beta_1 lx + \beta_2 (lx)^2 + \mu \tag{1}$$

其中， ly 为工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废物产生量的对数； lx 为人均GDP的对数； α ， β_1 ， β_2 为模型参数； μ 为随机误差项。

三次多项式模型为：

$$ly = \alpha + \beta_1 lx + \beta_2 (lx)^2 + \beta_3 (lx)^3 + \mu \tag{2}$$

其中的参数与二次多项式模型相同。

表4.1 1991-2015江西省人均GDP和“三废”排放量

年份	人均GDP /元/人	废水排放量 /万吨	废气排放量 /亿立方米	固体废物产生量 /万吨
1991	250.1	76028	1816	2984
1992	283.4	74661	2007	3398

(续表)

年份	人均 GDP /元/人	废水排放量 /万吨	废气排放量 /亿立方米	固体废弃物产生量 /万吨
1993	318.0	70685	1983	3289
1994	341.5	67119	2301	3507
1995	360.4	66880	2396	3669
1996	398.2	61398	2210	4089
1997	442.4	55678	1817	3905
1998	468.9	45716	1743	4447
1999	500.5	42493	1934	3984
2000	551.5	42083	2220	4815
2001	594.8	41507	2231	4252
2002	651.3	46119	2612	5850
2003	730.1	50135	3202	6182
2004	820.6	54949	3972	6524
2005	919.9	53972	4378	7007
2006	1026.6	64074	5096	7393
2007	1154.9	67044	6103	7777
2008	1298.1	63863	7456	8190
2009	1457.8	68194	8634	8799
2010	1650.2	72526	9812	9407
2011	1844.9	71196	16102	11372
2012	2036.8	67871	14814	11134
2013	2234.4	68230	15574	11518
2014	2440.0	64856	15613	10821
2015	2647.4	76412	17055	10777
2016	2885.3	85527	15162	12665

注：数据来源于 1992-2016 年江西统计年鉴。由于 2009 年的“三废”排放量数据缺失，故采用 2008 和 2010 年的平均数计算得出。

4.2 模型结果分析

通过回归分析得出二次和三次多项式模型的估计结果如表 4.2 和表 4.3 所示。

表 4.2 江西省环境污染与经济增长二次多项式模型估计结果

污染排放量	模型系数			模型检验	
	α	β_1	β_2	R^2	F
工业废水排放量	23.5304 (8.86)	-3.8326 (-4.84)	0.2897 (4.96)	0.5704	15.27 [0.0001]

(续表)

污染排放量	模型系数			模型检验	
	α	β_1	β_2	α	β_1
工业废气排放量	15.2306 (4.27)	-3.1238 (-2.94)	0.3101 (3.95)	0.9550	244.15 [0.0000]
工业固体废弃物 产生量	2.6446 (1.89)	1.2052 (2.89)	-0.0441 (-1.43)	0.9772	492.39 [0.0000]

注：小括号内为“ t ”值，方括号内为“P-value”值。

表 4.3 江西省环境污染与经济增长三多项式模型估计结果

污染排放量	模型系数				模型检验	
	α	β_1	β_2	β_3	R^2	F
工业废水排放量	106.4094 (4.98)	-41.2082 (-4.29)	5.8684 (4.10)	-0.2756 (-3.90)	0.7459	21.52 [0.0000]
工业废气排放量	144.8378 (5.80)	-61.5720 (-5.49)	9.0342 (5.40)	-0.4310 (-5.22)	0.9799	357.57 [0.0000]
工业固体废弃物 产生量	34.8949 (2.70)	-13.3385 (-2.30)	2.1267 (2.46)	-0.1072 (-2.51)	0.9823	406.12 [0.0000]

注：小括号内为“ t ”值，方括号内为“P-value”值。

通过对比表4.2、表4.3中二次和三次多项式模型的检验结果可以看出，三次多项式模型更能反映江西环境污染与经济增长之间的关系。表3中工业废水排放量、工业废气排放量、工业固体废弃物产生量指标模型，其 R^2 均在0.7以上，且均高于表2中的 R^2 值，F值和各参数均可通过5%水平的显著性检验。因此，本文将选取三次多项式模型来作为衡量江西省环境污染与经济增长之间关系的计量模型。其中，工业废水排放量、工业废气排放量、工业固体废弃物产生量回归模型的系数均表现为 $\beta_1 < 0$ ， $\beta_2 > 0$ ， $\beta_3 < 0$ ，因此三种多项式模型均表现为“倒N型”形状。

4.2.1 人均GDP与工业废水排放量的三次多项式模型

根据上文的分析可知，人均GDP与工业废水排放量之间关系曲线的表达式为：

$$lwater = -0.2756(lgdp)^3 + 5.8684(lgdp)^2 - 41.2082(lgdp) + 106.4094 \quad R^2 = 0.7459 \quad (3)$$

从上式可以看出，江西省的工业废水排放量与人均GDP之间的关系曲线为“倒N型”，呈现先减后增再减的趋势。通过计算式(3)可知，第一次低谷点出现在人均GDP约525.74

元/人左右, 通过对照表1, 即在2000年左右。随后工业污水排放量开始增加, 直到人均GDP增长2516.44元/人左右, 即2015年左右, 工业污水排放量达到极大值, 随后工业废水排放量逐渐下降。但工业废水排放量并非是达到程度后立即上升或下降, 而是存在一定的波动, 这种波动可能会存在一定的时间, 并在波动中上升或下降。

4.2.2 人均GDP与工业废气排放量的三次多项式模型

从表3可以得出, 人均GDP与工业废气排放量之间关系曲线的表达式为:

$$lgas = -0.4310(lgdp)^3 + 9.0342(lgdp)^2 - 61.5720(lgdp) + 144.8378 \quad R^2=0.9799 \quad (4)$$

从上式也可以看出, 人均GDP与工业废气排放量的关系曲线也呈先降后升再降的形状。通过计算方程(4)可以得出, 当人均GDP达到362.17元/人时, 即1995年以后, 随着人均GDP的继续增加, 江西省的工业废气排放量开始逐步增加。另一个转折点是在江西省的人均GDP增长到3235.37元/人以后, 随着人均GDP的继续增加, 江西省的工业废气排放量将减少。从目前的水平来看, 2016年, 江西的人均GDP为2885.3元/人, 与目标转折点还有一定的距离, 这意味着江西省大气污染形势不容乐观, 工业废气排放还将持续增加。

4.2.3 人均GDP与工业固体废弃物产生量的三次多项式模型

根据表(3)可以得出, 江西省人均GDP与工业固体废弃物产生量之间的三次回归模型为:

$$lwatse = -0.1072(lgdp)^3 + 2.1267(lgdp)^2 - 13.3385(lgdp) + 34.8949 \quad R^2=0.9823 \quad (5)$$

从式(5)可以看出, 江西省的工业固体废弃物产生量仍然是随着人均GDP的增加先减少后增加在减少的特征。通过计算可以得出, 在人均GDP增长到165.89元/人以后, 随着人均GDP的增加, 工业固体废弃物产生量也将呈增加的趋势。直到人均GDP达到3342.25元/人时, 工业固体废弃物产生量将会随着人均GDP的增加而呈下降的趋势。目前, 工业固体废弃物产生量的形势同样不乐观, 仍处于上升的趋势之中。预计在2019年左右, 江西省的人均GDP将超过这一数值, 江西省今后的工业固体废弃物产生量将会在波动中减少。

5. 结论和建议

5.1 结论

改革开放以来, 江西的经济发展取得了重大的成就, 但生态环境也面临着巨大的考验。本文选取1991-2016年江西省的数据, 选取人均GDP、工业废水、废气排放量和固体废弃物产生量等指标, 结合图形分析江西省紧急发展与环境污染的现状, 并构建计量模型分析环境污染与经济增长之间的关系。并得出以下结论:

(1) 1991以来,江西省的经济发展水平不断提升,但与此同时,江西省的工业废水排放量呈先减后增的趋势,工业废气排放量和工业固体废弃物产生量呈持续增长的趋势。

(2) 工业“三废”均与经济增长之间呈“倒N型”关系,其中工业废水排放量已经越过最高点,总体将在波动中下降;工业废气排放量和工业固体废弃物产生量则仍处于上升的趋势,并将在近几年内达到达到最高点,然后转变为下降的趋势。

5.2 对策建议

5.2.1 转变发展理念,发展生态经济

面对环境污染逐渐加重的困境,江西应转变发展理念,降低经济发展对工业的依赖度,将目光更多地转向生态经济,提高对旅游业、绿色食品产业、服务业等产业的重视程度。2016年8月,江西省凭借其优良的生态环境,入选三个国家生态文明试验区之一,重点打造绿色发展示范区。这意味着江西将在全国绿色崛起的队伍中扮演着“先锋队员”的角色,肩负着先行先试、探索绿色发展新路径的历史重任。建议江西在打造国家生态文明试验区的同时,配套发展其他相关产业,如旅游业、绿色食品产业等。江西省生态环境优美,发展绿色经济存在巨大的优势。2015年,江西省的旅游业总收入为3637.7亿元,同比增长37.3%,增长率仅次于新疆。赣州市是全国最大、世界第三的脐橙主产区;樟树市是我国的“四大药都”之一,也是我国历史上最大的药材集散地。这些旅游、食品、药材等产业是江西省的优势产业,也是江西省发展生态经济的重要突破点。

5.2.2 加大创新投入力度,实现创新引领发展

十八届五中全会提出了“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念,其中,创新发展是五大发展理念的核心。在提倡创新引领发展的背景下,江西省应进一步加大对创新的投入力度,努力向创新型强省迈进。建议江西省从以下几个方面着手实现创新发展。一是理念创新。坚持创新发展首先需要树立创新的理念,转变过去“以GDP论英雄”的发展理念,以五大发展理念为指导,大力发展绿色型、创新型经济,支持绿色型、创新型、服务型企业发展壮大,推动江西实现经济高质量发展。二是人才创新。“人才是创新的根基,创新驱动实质上就是人才驱动。”在“人才大战”的背景下,全国各地为争夺人才出台了一系列的优惠补贴政策,江西省在这场“人才大战”中应创新人才引进方法,出台有针对性的人才政策,只有真正为人才解决各种实际困难,吸引全国各地乃至全世界各地的人才来赣就业,为创新发展打好人才基础。三是产业创新。近年来,江西省极力推进新能源、新材料等十大战略性新兴产业的发展,并取得了一定的成就。但在发展战略性新兴产业之后,最为重要的还是如何去落实。江西省应优化部门结构,实施

激励奖惩机制,提高行政效率,加快布局十大战略型新兴产业。同时,还应提高污染企业进入门槛,阻止高污染企业进入江西,为战略性新兴产业发展创造良好的发展环境。

5.2.3 坚持“谁污染、谁治理”,推进环保产业化

保护生态环境,江西省环保部门应按照“谁污染、谁治理”的原则,从两个方面着手进行。一方面,环保部门应加强环保执法力度,加强对企业的监督。对于造成污染的企业,环保部门应对其进行处罚或征收环境污染税,并督促其改善污染物处理措施。同时,环保部门可以将征收的资金用以环境治理,将治理污染的工作承包给市场中的环保企业,鼓励环保企业发展。另一方面,应积极支持污染权交易市场的发展,鼓励企业间进行污染处理交易,推动环保事业产业化,借助市场力量达到治污的目标。

参考文献

[1]方静.基于库兹涅兹曲线的经济增长与环境质量的关系的实证研究——以丹东市为例[J].地下水,2012,34(05):158-160

[2]吴开亚,陈晓剑.安徽省经济增长与环境污染水平的关系研究[J].重庆环境科学,2003,(06):9-11+59

[3]王靓媛,褚淑贞.基于库兹涅兹曲线的环境污染与经济发展关系研究[J].经营管理者,2016,(13):7

[4]徐鸿,赵玉,郑鹏.《江西行政学院学报》,2014,16(2):45-48

[5]姚峰,张锐连.安徽省经济增长与环境污染水平关系评估[J].江西农业学报,2015,(02):121-125

[6]张昭利,任荣明,朱晓明.我国环境库兹涅兹曲线的再检验[J].当代经济科学,2012,(05):23-30+124

[7]Grossman G M, Krueger A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement[J]. Social Science Electronic Publishing, 1991, 8(2):223-250

[8]Panayotou T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development[J]. Ilo Working Papers, 1993, 4

产业经济与企业 管理

产业集聚与全要素生产率

——基于浙江省制造业的实证分析

陈舒曼

摘要：产业集聚与全要素生产率之间的关系一直以来都是学术界关注的重要问题，本文也试图对两者的关系进行检验。文章选取浙江省 2007-2016 年 29 个制造行业面板数据，测度了浙江省制造业的产业集聚程度，以及使用 DEA-Malmquist 指数法对浙江省制造业全要素生产率进行测算，并实证分析了浙江省制造产业集聚与全要素生产率之间的关系。研究发现，浙江省制造业中有 10 个劳动和资源密集型产业以及 7 个资本和技术密集型产业在全国具有相对优势；2007 年至 2016 年有 9 个行业全要素年均增长率为正，总体上看浙江省制造业全要素生产率年均增长率为-1.4%，表现出增长乏力；最后实证分析的结果表明浙江省制造产业集聚促进了全要素生产率的增长。此外，本文还基于研究结果提出了一些促进浙江省制造产业发展的对策建议。

关键词：全要素生产率；DEA-Malmquist 指数法；产业集聚；制造业

1.引言

在我国经济发展过程中，产业集聚现象很突出，很多地方政府也积极推进产业集群的发展，由此来促进地区经济的发展。全要素生产率（TFP）是探究经济增长源泉的重要工具，是指在扣除了资本和劳动等生产要素的影响外经济增长的部分，体现了技术进步对经济发展的促进作用。很多研究者都对于产业集聚与全要素生产率的关系进行了分析检验。事实上，相关领域关于产业集聚与全要素生产率的关系存在着正反两方面的争议。一方面，传统的集聚经济理论认为产业集聚会产生规模经济效应、外部经济以及知识溢出等效应，会提高集群区内企业的生产效率，可以促进全要素生产率的增长（Marshall, 1890; Acobs, 1969; Porter, 1990）。另一方面，也有研究者相信产业集聚无法促进全要素生产率的增长甚至会阻碍其增长。从现有文献实证结论看，也是不统一的。Cainelli and Fracasso（2015）利用意大利的面板数据及面板平滑过渡回归模型实证研究发现，集聚有利于企业的全要素生产率增长；Marian.etc（2012）对荷兰的城市经济密

度与产业发展效率关系进行了实证分析,结果表明集聚对生产率增长存在非线性的净效应,且在层次上集聚与更高的生产率有关;范剑勇等(2014)研究发现不同类型的产业集聚对全要素增长率的作用存在差异,专业化集聚相比多样化集聚更能促进全要素生产率的生长。也有部分文献实证了产业集聚对全要素生产率存在着负向或者是不显著的影响。Gopinath(2004)基于美国的样本数据实证分析得出产业集聚与全要素生产率并不存在显著的相关性。Lourens and Jan(2009)的研究认为集聚会产生负向效应,其理论模型表明,拥挤效应优先于集聚效应。此外,还有研究表明一定程度的集聚能够促进全要素生产率的生长,超过特定阈值时会出现拥挤效应从而阻碍全要素生产率的生长(周圣强等,2013;沈能等,2014)。

浙江省作为东部沿海省份,经济发展水平在我国位于前列,其制造业中很多行业呈现出规模大、产业集聚程度高的特征,与此同时很多行业也在加快升级转型发展的脚步。本文试图分析最近十年浙江省制造业全要素生产率增长情况以及产业集聚对全要素生产率的影响。尽管很多文献都研究了制造业产业集聚与全要素生产率的关系,但是特别以浙江省制造业为探究对象、且采用较新的样本数据的研究成果很少。

本文可能有以下几点贡献。一是基于 DEA- Malmquist 生产率指数法,选取浙江省 2007-2016 年 29 个制造行业的面板数据,测算了浙江省制造行业的 TFP 指数。二是计算了浙江省制造业的区位熵指数以测度其产业集聚程度。三是对浙江省制造产业集聚与全要素生产率的关系进行了实证检验。本文以期浙江省经济发展方式的转变、产业结构升级以及技术创新等政策提供理论依据。

2.浙江省制造产业集聚与全要素生产率测算

2.1 产业集聚的测算

通常在研究中可以采用区位熵指数、赫芬达尔指数等测度某产业的相对集聚水平,这里同样采取区位熵指数来测算浙江省产业集聚程度。计算公式如下:

$$AGGL_{ij} = (q_{ij} / q_j) / (q_i / q)$$

其中, $AGGL_{ij}$ 表示 j 地区的 i 产业区位熵指数, q_{ij} 为 j 地区的 i 产业的企业数; q_j 为 j 地区所有产业的企业数; q_i 指在全国范围内 i 产业的企业数; q 为全国所有产业的企业数。一般来说,当某产业区位熵指数大于 1 时,说明该地区某产业在全国来说具有比较优势;相反则具有比较劣势。现有文献中主要采用企业数、产值及就业人数来计算区位熵,由于中国统计年鉴没有报告 2011 年至 2016 年的制造行业产值和各制造行业就业人数,并且用企业数度量产业集聚程度更能反映集聚企业之间的竞争程度,而集聚在一起的企业之间的激励竞争会促进企业创新,进而促进企业生产率的生长 (Porter,1998),因

此, 本文使用 2007—2016 年浙江省制造业各行业企业数区位熵指数来度量制造业各行业的产业集聚水平, 数据来源与浙江省统计年鉴和中国统计年鉴。

表 2.1 给出了 2007-2016 年浙江省制造业各行业的平均区位熵值。总体看来, 29 个制造行业中有 17 个行业区位熵指数大于 1, 即在全国具有一定的比较优势, 其中像纺织业、造纸业等资源和劳动密集型行业有 10 个, 化学纤维制造业、仪器仪表制造业等资本和技术密集型行业有 7 个。由于浙江省矿物资源并不是很丰富, 因此石油加工、矿物制品业等行业不具有集聚优势。

表 2.1 2007-2016 年浙江省制造业各行业的区位熵

行业	区位熵
农副食品加工业	0.305
食品制造业	0.386
饮料制造业	0.393
烟草制品业	0.198
纺织业	2.087
纺织服装、鞋、帽制造业	1.410
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	1.913
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.555
家具制造业	1.222
造纸及纸制品业	1.137
印刷业和记录媒介的复制	1.004
文教体育用品制造业	1.522
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.212
化学原料及化学制品制造业	0.590
医药制造业	0.566
化学纤维制造业	2.294
橡胶和塑料制品业	1.254
非金属矿物制品业	0.423
黑色金属冶炼及压延加工业	0.823
有色金属冶炼及压延加工业	0.927
金属制品业	1.110
通用设备制造业	1.417
专用设备制造业	0.883
交通运输设备制造业	1.207
电气机械及器材制造业	1.545
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.825
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	1.404
工艺品及其他制造业	1.738
废弃资源和废旧材料回收加工业	1.140

2.2 全要素生产率的测算

2.2.1 测算方法和数据来源

用 DEA-Malmquist 生产率指数法测算浙江省制造业全要素生产率 (TFP), 将 29 个行业分别作为 29 个决策单元, 包含时期为 2006-2016 年, 同时给出一组产出变量, 各制造行业产值, 以及两组投入变量, 固定资产净值年平均余额与各行业年平均从业人数。从 t 到 $t+1$ 时期的全要素生产率 Malmquist 指数 (TFP 指数) 为:

$$M_0(x_t, y_t, x_{t+1}, y_{t+1}) = \left[\frac{D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_t, y_t)} \times \frac{D_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_0^t(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

全要素生产率指数表示的是 $t+1$ 期对于 t 期的比值, 如果式子中 M_0 值大于 1 则说明该期 TFP 指数增长了, 小于 1 则说明下降了。

数据来源说明。本文所采用的数据覆盖了 2007-2016 年浙江省制造业中全部规模以上工业企业。计算 TFP 指数所用到的产出数据以浙江省制造业各行业总产值 (单位: 亿元) 来度量, 并且采用工业品出厂价格指数将当年产出值平减为 2006 年不变价产出; 投入要素中, 资本投入以制造业各行业固定资产净值年平均余额 (单位: 亿元) 来度量, 并采用固定资产投资价格指数折算成 2006 年不变价作为实际投资额计入; 劳动力投入则以制造业各行业全部从业人员年平均人数 (单位: 万人) 来度量。上述选取数据均来自浙江省统计年鉴, 使用软件 DEAP2.1 进行测算。

2.2.2 测算结果

2007-2016 年浙江省制造业 29 个行业全要素生产率均值如表 2 所示, 总体年均增长率为 -1.4%。其中, 有 9 个行业全要素生产率有小幅增长, 其他行业全要素生产率增速较慢, 最慢的是废弃资源和废旧材料回收加工业, 全要素生产率年均增长率为 -14.7%。此外, 通过观察测算结果可以发现在 2009 年、2014 年及 2016 年各行业的 TFP 指数普遍偏低, 2009 年的情形很可能是金融危机引发的后续需求不足以及投资下降等所导致, 而后期呈现出来的全要素生产率增长缓慢的特征也表明浙江省制造业面临着较大的发展压力。

表 2.2 2007-2016 年浙江省制造业各行业的全要素生产率

行业	全要素生产率 (TFP)
农副食品加工业	0.985
食品制造业	1.002

(续表)

行业	全要素生产率 (TFP)
饮料制造业	0.996
烟草制品业	1.033
纺织业	1.019
纺织服装、鞋、帽制造业	0.989
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.954
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.981
家具制造业	1.010
造纸及纸制品业	1.020
印刷业和记录媒介的复制	1.002
文教体育用品制造业	1.001
石油加工、炼焦及核燃料加工业	1.026
化学原料及化学制品制造业	0.982
医药制造业	0.986
化学纤维制造业	0.993
橡胶和塑料制品业	0.993
非金属矿物制品业	1.010
黑色金属冶炼及压延加工业	0.997
有色金属冶炼及压延加工业	0.965
金属制品业	0.977
通用设备制造业	0.982
专用设备制造业	0.969
交通运输设备制造业	0.987
电气机械及器材制造业	0.993
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.968
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.991
工艺品及其他制造业	0.946
废弃资源和废旧材料回收加工业	0.853
总体平均	0.986

3. 制造产业集聚与全要素生产率的实证分析

3.1 模型设定

本文参考了周立新等(2016)和张建磊等(2018)构建的模型,有如下模型设定,用以检验浙江省制造产业集聚对全要素生产率的影响。

$$\ln(TFP_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(AGGL_{it}) + \alpha_2 \ln(HU_{it}) + \alpha_3 \ln(Y_{it}) \\ + \alpha_4 \ln(RD_{it}) + \alpha_5 \ln(FDI_{it}) + \varepsilon_{it}$$

在上述模型中,全要素生产率(TFP)为被解释变量,产业集聚程度(AGGL)为本文关注的解释变量,此外,模型还设置了一组控制变量,各行业年平均就业人数(HU),

各行业规模以上工业企业年产值 (Y), 研发投入 (RD), 采用 2007-2016 年浙江省制造业研发经费占工业产值的比重来测度, 外商直接投资 (FDI), 使用 2007-2016 年浙江省工业企业实际利用外商投资额占工业产值比重来测度。以上数据均来自浙江省统计年鉴。如果模型中 α_1 显著大于 0, 说明产业集聚会促进全要素生产率的增长。本文选择固定效应模型。

3.2 变量统计性描述

表 3.1 是变量的统计性描述。全要素生产率对数值均值为-0.0141, 说明浙江省制造业总体全要素生产率年均增长率为负, 增长较为缓慢; 产业集聚区位熵指数对数值均值为-0.1332; 说明浙江省制造业中存在部分行业并没有在全国形成相对集聚优势。

表 3.1 统计性描述

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Ln (TFP)	290	-0.0141	0.2045	-1.0700	0.5545
Ln(AGGL)	290	-0.1332	0.6607	-1.8079	1.0869
Ln(Y)	290	7.0995	0.8959	5.1199	8.8137
Ln(HU)	290	2.6664	1.2719	-2.0402	4.7978
Ln(RD)	290	-0.0687	0.2507	-0.4463	0.3075
Ln(FDI)	290	-0.2325	0.3203	-0.6349	0.4121

3.3 回归结果及分析

从表 3.2 的回归分析结果中可以看出, 浙江省制造产业集聚水平的提高促进了全要素生产率的增长, 从系数值看, 产业集聚提高 1%, 全要素生产率增长率提高 18.1%。

表 3.2 计量结果

变量	Ln (TFP)
Ln (AGGL)	0.181** (2.50)
Ln(HU)	-0.307** (-2.40)
Ln(RD)	-1.130*** (-12.03)
Ln(FDI)	-0.312***

(续表)	
变量	Ln (TFP)
	(-4.07)
Ln(Y)	0.433*** (3.36)
_cons	-2.396*** (-4.05)
R^2	0.4346
N	290

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

其次,可以发现就业人数(HU)的系数为负,说明浙江省制造业就业人数的持续性增加并不能带来全要素生产率的增长。这可能是由于浙江省劳动密集型产业集聚明显,吸引了大量低人力资本的劳动力进入劳动密集型产业内,这些流动人口本身不具备专门的技术,对全要素生产率的贡献较少,而这些人口在竞争企业之间流动会增加企业的成本,加上劳动力成本也在逐渐提高,因此有可能会抑制行业全要素生产率的增长。

此外,表中显示的研发投入(RD)和外商直接投资(FDI)的系数也均为负,说明浙江省工业企业增加研发支出以及提高外商直接投资利用水平并没有促进其TFP指数的增长,张海洋(2005)、周立新(2016)等都得到了如此结论。这可能是由于研发支出比例高的制造业行业竞争激烈,导致工业企业的创新能力和吸收能力较弱;外商直接投资的负向影响则可能是因为外资制造企业的技术溢出和产业关联溢出效应不足,无法提高制造企业TFP指数的增长。

4.结论

本文的研究结果显示浙江省制造产业集聚促进了全要素生产率的增长,集聚水平提高1%,全要素生产率增长提升18.1%。产业集聚是我国经济发展中的突出特点,我们更需关注如何发挥好集聚经济效应。对于促进浙江省制造业发展,本文有以下政策建议:首先,地区相关部门应发挥好产业集聚对制造业全要素生产率增长的积极作用,科学规划产业园区集聚,更好地发挥集聚经济效应;其次,应致力于提高劳动力质量,增加人力资本投入,增强制造企业对员工的在职培训投资激励,同时要适当放松对劳动力流动的限制;再就是需要对技术创新政策以及外资引进政策进行动态调整,避免研发投入和外商直接投资对全要素生产率的负向影响。

参考文献

- [1]范剑勇,冯猛,李方文.产业集聚与企业全要素生产率[J].世界经济.2014,(5): 51-73
- [2]孙慧,朱俏俏.中国资源型产业集聚对全要素生产率的影响研究[J].中国人口(资源与环境).2016,(1): 121-130
- [3]沈能,赵增耀,周晶晶.生产要素拥挤与最优集聚度识别:行业异质性的视角[J].中国工业经济.2014,(5): 83-95
- [4]周圣强,朱卫平.产业集聚一定能带来经济效率吗:规模效应与拥挤效应[J].产业经济研究.2013,(3): 12-22
- [5]朱英明.区域制造业规模经济、技术变化与全要素生产率:产业集聚的影响分析[J].数量经济技术经济研究.2009,(10): 3-18
- [6]张海洋.R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长[J].经济研究, 2005 (5): 107-117
- [7]张宇,蒋殿春.FDI、产业集聚与产业技术进步——基于中国制造业数据的实证检验[J].财经研究.2008,(1): 72-82
- [8] 张建磊,程隆棣,刘蕴莹.纺织产业集聚与全要素生产率——以新疆、江苏和浙江为例[J].新疆大学学报(自然科学版).2018,(1): 121-126
- [9]周立新,毛明明.产业集聚与全要素生产率增长——基于重庆制造业面板数据的实证分析[J].重庆大学学报(社会科学版).2016,(1): 33-39
- [10]Cainelli,Giulio; Fracasso,Andrea; Marzetti,Giuseppe Vittucci. Spatial agglomeration and productivity in Italy: A panel smooth transition regression approach.[J].Papers in Regional Science. 2015, Vol.94(Suppl): S39-S67
- [11]Gopinath, Munisamy; Pick, Daniel; Li, Yonghai. An empirical analysis of productivity growth and industrial concentration in us manufacturing. [J].Applied Economics.2004,Vol.36(No.1): 1-7
- [12]Lourens Broersma¹; Jan Oosterhaven². Regional Labor Productivity in the Netherlands: Evidence of Agglomeration and Congestion Effects.[J].Journal of Regional Science.2009,Vol.49(No.3): 483-511
- [13]Acobs J. The economy of cities[M]. New York: Andom House, 1969
- [14]Marian Rizov; Arie Oskam; Paul Walsh. Is there a limit to agglomeration? Evidence from productivity of Dutch firms[J].Regional Science and Urban Economics. 2012, Vol.42(No.4): 595-606
- [15]MARSHALL A. Principles of economics[M]. London: MacMillan, 1890
- [16]Porter M E. The competitive advantage of nations[M]. New York: Free Press, 1990

知识员工反生产行为对知识创新效率影响——一个文献综述

代伟

摘要：知识员工反生产行为一直是知识型企业管理中的焦点问题。围绕知识员工反生产行为对知识创新效率的相关问题，既有文献大体从三个方面进行了探索：第一，反生产行为内涵、结构维度及研究取向的研究；第二，知识创新过程的探究；第三，知识创新网络的内涵研究。本文从这三个方面对现有研究进行系统梳理。最后，在总结现有文献的基础上，指出这一领域未来可能需要关注的几个问题。

关键词：反生产行为；SECI；知识创新效率；创新网络

1.引言

近年来，反生产行为在组织中变得越来越常见，已经成为现代知识型企业面临的一个十分严峻的挑战。反生产行为具有极强的组织破坏力，已经成为企业界和学术界的重点研究课题之一。随着知识经济的到来，知识已成为比资源、资本、劳动力和技术更重要的经济因素。知识员工掌握了一些普通员工不具备的反生产行为，例如控制企业和组织信息，利用掌握的专业方面的知识要挟公司等，知识员工反生产行为非常广泛，具有相当的特殊性。它们大大影响了企业的生产效率，增加了管理的难度，知识增值也因此遇到了越来越多的阻碍，甚至使企业在市场竞争中失去优势。良好的知识管理和创新能力是企业能在市场中取得成功的关键。基于上述背景，探讨知识员工反生产行为对知识创新效率的影响，具有非常重要的学术价值及实践意义。本文旨在通过对相关文献的梳理，阐述知识员工反生产行为的概念以及知识创新的过程和网络，展示知识员工反生产行为与知识创新的某些最新研究成果，识别当前研究的不足之处，厘清知识员工反生产行为与知识创新效率之间的研究线索，为以后进一步的研究铺平道路。

2.知识员工反生产行为研究现状

2.1 反生产行为的内涵

反生产行为(counterproductive work behavior, CWB)是指员工个体表现出的任何对组织或者组织利益相关者合法利益具有或者存在潜在危害的有意行为(Spector,2006)。针对

组织的反生产工作行为(如员工盗窃和不诚实行为)可能导致巨大的财务损失,甚至导致企业的破产倒闭(Dalal 2005)。早在上世纪50年代初,就有学者对反生产行为进行了初始的研究,研究领域包括员工盗窃、拖延、旷工等,也曾有少数的研究书籍面世。从1990年开始,在内外因素、学术研究以及企业管理实践等因素的综合影响下,“反生产行为”这一具体概念才最终被研究者提出。

2.2 知识员工反生产行为的研究现状

大部分国内外学者仍旧以传统的员工为研究对象,从而忽略了对与现代知识型企业中越来越多的知识员工的研究。二者相互比较可以发现,知识员工从理论上可以从事许多普通员工没有条件实施的反生产行为,例如控制企业和组织信息,利用掌握的专业方面的知识要挟公司等,知识员工反生产行为非常广泛,具有相当的特殊性。它们大大影响了企业的生产效率,增加了管理的难度,知识增值也因此遇到了越来越多的阻碍,甚至使企业在市场竞争中失去优势。因此了解知识员工反生产行为的表现形式及其分类,是企业界和学术界一个非常迫切的需要。目前只有 Raelin(1983)和 Raelin(1994)涉及到对知识员工的反生产行为的研究。相较于之前许多学者关于行为是离散的观点,Raelin 通过研究提出适应行为和偏差行为是一个行为连续体的两极。针对东西方文化的差异性,彭贺(2010)基于中国独特的文化采用了多维尺度法(MDS)探讨中国文化下知识型员工反生产行为的分类。根据其研究结果,中国知识员工反生产行为可以从危害程度、不道德程度两个维度进行分类,包括针对他人、针对组织、消极式针对任务、激进式针对任务等4类反生产行为。

3.知识创新过程与创新网络的研究现状

3.1 知识创新过程的研究

Polanyi 将知识划分为显性知识(explicit knowledge)和隐性知识(tacit knowledge)。在 Polanyi 研究基础上,日本学者 Nonaka 提出的知识创造是一个连续的、动态的螺旋上升的 SECI 过程这一理论逐渐被学术界所接纳,见图 3.1。

Dolińska 则认为创新过程应包括以下活动:开发新的解决方案及概念、创新阐述、创新应用、在创新市场上的推广和销售以及无时无刻的改进。在创新过程中,知识型关系在其合作者之间被建立起来,这种关系与创新的流程流程、应用以及共享知识资源的开发相互关联,而建立这些关系的基础正是塑造创新过程参与者之间的信任。随着创新网络内创新流程的完成,其参与者的知识资源因组织间学习而成倍增加(Dolińska, 2010)。信任在发展和维持知识创造,流动和整合方面的成功网络活动方面发挥着重要作用(Coles & Dickson, 2003)。

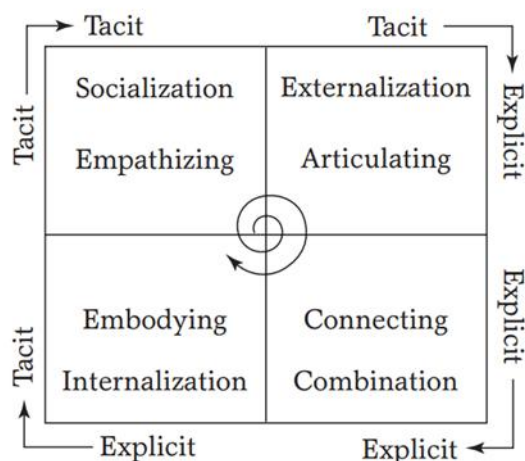


图 3.1 SECI 过程

3.2 创新网络对于知识转移的影响研究现状

建立网络组织是为了在作为其合作伙伴的企业之间有效地传播和发展知识和技能。创新过程知识成为网络组织所有合作伙伴的竞争优势知识通过高密度网络（即实体之间相对多的关系）和个体实体之间的短路径更容易流动。强关系使他们能够建立信任和交流隐性知识，而弱关系更有可能为他们提供有价值的新信息。企业与网络中其他组织的各种联系主要涉及无形资产以及知识转移。这些连接代表了企业本身没有的各种各样的信息、知识和其他形式的社会资本（Bosma et al, 2004; Gronum et al, 2012; Koka and Prescott 2002; Nahapiet and Ghoshal 1998）。Dahlander 等（2016）提出，接触外部知识来源的员工个体更有可能进行创新，前提是在他们对这些外部来源给予足够的关注。近年来业界和学术界已经越来越意识到，通过这些网络协作完成重要工作的重要性。

Lesser 等(1999)研究认为组织间的关系往往围绕一个主题或共同知识的领域来组织，让所有公司共享术语和基本知识，使其在网络内能够增强学习效率。Dyer(1998)也认为这些组织间关系可以以自然和自发的方式从外部环境中出现，但它们也会受制于促进或鼓励这些网络进入特定活动领域的外部环境。

现有的创新研究强调了获得在创新网络中获取外部知识的重要性和优势(Laursen and Salter, 2006; Bell, 2009)。知识转移领域的经验表明，知识转移是一种内在地涉及知识提供者和接受者之间的相互依存性和不对称现象，以及不同知识转移阶段的困难(Szulanski,200)。然而，该领域并没有提供或检验关于知识转移动态的理论。虽然吸收能力和知识转移的比较研究已经开展（例如 Van Wijk et al, 2008），但目前并没有研究考虑这些参与者之间的相互作用，并且缺少一个健全的有力的基础，以便把它们整合成一

个系统的理论。除了改善知识交流外,企业还应用创新网络来协助劳动力多样性分析、并购后整合、流程改进和组织结构重组等。创新网络也被应用到互联网行业了解互联网行业企业之间关系网络中的动态变化(Preece, 2000)。

3.3 创新网络对于创新效率影响的研究现状

如今的企业面临着一个动态和动荡的环境,需要对日益激烈的市场竞争和不断变化的消费者需求以及期望做出灵活快速的反应。面对如此复杂的环境,许多企业选择通过参与分散和团队的创新流程执行来积极面对,并把这种不断变化的结构称为创新网络。有学者认为创新来自创新网络不同参与者之间的持续沟通和互动,以及创新过程执行过程中的集体知识管理和跨组织学习。Pittaway 等(2004)提出那些不合作并且没有长期正式或非正式交换知识基础的企业最终会降低其进入交换关系的能力。创新被认为是实现可持续竞争优势的关键,并且推动创新企业在市场上的成功。主要原因在于创新使得这些企业更加灵活,能够对变化做出更快的反应,创造新的机会,并在更大程度上利用现有的机会(Naranjo Valencia, Sanz Valle & Jiménez, 2010; Rowley, Baregheh & Sambrook, 2011)。

当今社会正在走向以知识为基础的知识型经济时代,无形资产和投资被视为企业价值创造的基本要素。从这个意义上讲,知识型资源的重要性日益增长,因为知识已经成为获得竞争优势的关键因素,尤其是在新的经济格局中(Santos-Rodrigues, Dorrego & Jardim, 2010)。创新网络及其合作者的知识资产是由他们在知识管理和创新过程中跨组织学习过程中的合作创造,利用和开发的。外部知识的吸收取决于组织与网络参与者合作的能力以及与他们建立基于知识的关系。创新网络的合作伙伴之间基于知识的关系的作用是创新过程中知识创造,转移和有效利用的核心。

Grant 通过研究认为因为创新网络的存在,现代组织越来越重视使用组织外部在创新过程中产生的知识,并通过他们来获取知识密集型网络中的互补知识。Nambisan 等(2011)提出企业已经越来越多地从以知识内部资源为中心的创新活动转向以外部网络为中心的创新活动,这种创新活动从另一个方面来说就是从以企业为中心的创新转向以网络为中心的创新。Morrison 等(1997)提出建立网络组织是为了在作为其合作伙伴的公司之间有效地传播和发展知识和技能,在创新过程中学习和传播知识成为网络组织所有合作伙伴的竞争优势。Dolińska (2015)通过从 64 家创新型企业收集的调查问卷研究在国内外创新网络框架下知识型合作与企业创新发展之间的联系。Wang (2018)采用基于知识的理论,以社会网络理论为基础,研究知识网络对企业创新绩效的影响。

4. 结语

目前国内外学者对于知识员工反生产行为与知识创新的影响研究较少,更多的是工作绩效与员工反生产行为的关系研究。知识员工掌握了一些普通员工不具备的反生产行为,例如控制企业和组织信息,利用掌握的专业方面的知识要挟公司等,知识员工反生产行为非常广泛,具有相当的特殊性。它们大大影响了企业的生产效率,增加了管理的难度,知识增值也因此遇到了越来越多的阻碍,甚至使企业在市场竞争中失去优势。员工缺勤、不遵守上下班时间、磨洋工也会对个人的知识创新效率产生影响。

从总体上说,目前关于知识员工反生产行为的研究以及与知识创新效率的影响效应的研究还十分有限。分析知识员工反生产行为对知识创新过程影响的目的是为了提高知识创新的效率,在经济全球化的今天,创新网络对于知识创新效率的影响是显著的。最大化知识创新的效率是组织追求的管理目标。首先,通过厘清反生产行为、知识创新效率、创新网络这三者的内涵与相互关系,在未来的研究中可以利用调节效应通过创新网络之间关系的强弱来更好地检验反生产行为对于知识创新效率的影响。其次,由于反生产行为是一个负面的情绪,因此在实证调研中可能不会得到真实的结果,在了解组织内部和外部知识转移规律的基础上因利用多主体建模软件对知识员工反生产行为的演变进行仿真模拟,从而可以更好地探究反生产行为对于知识创新效率的影响,提高企业的管理效率。

参考文献

- [1]彼得·德鲁克.知识管理[M].北京:中国人民大学出版社,2000
- [2]陈晔武.知识创新的三重螺旋运动模型[J].情报科学,2005,23(2):171-174
- [3]崔浩,张道武,陈晓剑.组织知识创新机制扩展研究[J].科学学研究,2005, 23(1): 130-133
- [4]段福兴,张建东,程钧谟.企业知识创新能力模糊评价体系研究[J].华东经济管理,2005,19(5):106-108
- [5]邓丹,李南,田慧敏.加权小世界模型在知识共享中的应用研究[J].研究与发展管理,2006,18(4):62-66
- [6]樊钱涛,韩英华.研发团队中知识创新效率影响机制研究[J].科学学研究,2008,26(6):1316-1324
- [7]樊治平,李慎杰.知识创造与知识创新的内涵及相互关系[J].东北大学学报(社会科学版),2006,8(2):103-106

- [8]冯峰,王凯.产业集群内知识转移的小世界网络模型分析[J].科学学与科学技术管理,2007,(7):88-91
- [9]冯峰,张瑞青,闫威.基于小世界网络模型的企业创新网络特征分析[J].科学学与科学技术管理,2006,(9):87-91
- [10]郭文臣,杨静,付佳.以组织犬儒主义为中介的组织支持感、组织公平感对反生产行为影响的研究,管理学报[J].2015,12(4):530-537
- [11]郭小星.心理资本、反生产行为与企业管理人员工作绩效的关系[D].重庆大学硕士论文,2014
- [12]胡静,刘红丽.小世界网络理论在知识管理领域应用的综述[J].情报杂志,2010,29(9):120-124
- [13]李兵,张春先,佟仁城.协同知识创新管理的研究和探讨[J].科研管理,2004,25(2):124-128
- [14] Annekatriin, N. Migration and innovation: Does cultural diversity matter for regional R&D activity?[J].Papers in Regional Science,2010, 89(3): 563-585
- [15] Ansari, M.E., Maleki, S., and Mazraeh, S. An analysis of factors affected on employees' counterproductive work behavior: the moderating role of job burnout and engagement[J].Journal of American Science 2013, 9(1):350-359
- [16] Argote, L., and Miron-Spektor, E. Organizational learning: from experience to knowledge[J]. Organization Science,2011,22(5):1123-1137
- [17] Barbaroux, P. Identifying collaborative innovation capabilities within knowledge-intensive environments: insights from the ARPANET project[J]. European Journal of Innovation Management,2012,15(2): 232-258
- [18] Berry, C.M., Carpenter, N.C., and Barratt, C.L. Do other-reports of counterproductive work behavior provide an incremental contribution over self-reports? A meta-analytic comparison[J]. Journal of Applied Psychology, 2012,97(3):613-636
- [19] Berry, C.M., Lelchook, A.M., and Clark, M.A. A meta-analysis of the interrelationships between employee lateness, absenteeism, and turnover: Implications for models of withdrawal behavior[J]. Journal of Organizational Behavior,2012,33(5):678-699
- [20] Bhatt,G.D.Organizing knowledge in the knowledge development cycle [J]. Journal of Knowledge Management,2000,4(1):15-26
- [21] Chen Si-Hua, A Novel Culture Algorithm and It's Application in Knowledge

Integration, Information An International Interdisciplinary Journal, 2012,15(11): 4847-4854

[22] Chen Si-Hua, Empirical Research on Knowledge Integration Improving Innovation Ability of IT Enterprise-- Based on Structural Equation Model, Information An International Interdisciplinary Journal, 2011, 14(3):753-758

[23] Chen Si-Hua, Game analysis of enterprise knowledge utilization, Advances in Information Sciences and Service Sciences, 2012, 4(18): 450-456

[24] Chen Si-Hua, Tao Chang-Qi, A review of organizational knowledge integration, Journal of Information & Computational Science, 2009, 6(3): 1319-1328

[25] Chen, T.Y., Derchian, T., and Chen, Y.M. A knowledge commercialized business model for collaborative innovation environments[J].International Journal of Computer Integrated Manufacturing,2010,23(6):543-564

[26] Spector P.E., and Fox S. Theorizing about the deviant citizen: An attributional explanation of the interplay of organizational citizenship and counterproductive work behavior[J]. Human Resource Management Review, 2010,20(2):132-143

[27] Walumbwa, F.O., Christensen, A.L., and Hailey, F. Authentic leadership and the knowledge economy: sustaining motivation and trust among knowledge workers[J].Organizational Dynamics,2011,40(2):110-118

[28] Zhang, S.R., and Wang, W.P. Inter-firm networks, organizational learning and knowledge updating: an empirical study[J].Physics Procedia 2012,24(2):1238-1242

企业市场势力的影响因素研究

黄 虞

摘要：自 19 世纪末以来，企业繁多的并购活动形成了大量的近乎垄断的产业，全球学者开始全面地讨论和关注市场势力的核心问题之一，即垄断问题。然而，以往学者的相关研究基本上都围绕如何测度市场势力和怎样制定反垄断政策，很少有学者既从企业层面又从产业层面来详细研究市场势力各个影响因素的作用机制。从企业和产业两个层面理论上来详述各影响因素是如何影响企业市场势力的，这对现有市场势力理论进一步发展和完善起到了一定的促进作用，也为政府优化和调整产业政策提供建议。

关键词：市场势力；企业层面；产业层面

1.前言

20 世纪 30 年代，美国哈佛大学教授 Chamberlin(1933)出版了《垄断竞争理论》一书，同年，英国剑桥大学教授 Robinson(1933)也出版了《不完全竞争经济学》这一著作，不可否认的是，他们都极大地推动了产业组织理论的发展。在书中，他们认为市场关系、垄断竞争、不同市场形态下价格的形成与作用特点、企业进入和退出、产品差别化等都与市场势力有关。著名学者 Bain(1951)提出“集中度、进入条件和利润率假说”，该假说不仅成为 20 世纪 70 年末之前的经验产业组织理论研究的焦点，也一度成为市场经济环境下国家反垄断政策的一项基本立法依据。

20 世纪 80 年代以后，新产业组织理论的出现弥补了传统经验产业组织理论的一些固有缺陷，以分析企业策略性行为为主旨，通过实证研究方法，对市场势力相关问题进行了实证研究(Breshnahan,1987,1989; Hall,1986,1988 等)。这时学术界对市场势力的研究达到了一个新的高潮。但是，分析过往学者对市场势力的研究发现，无论是产业层面、还是企业层面，仍然缺乏深入的、系统的、专门的研究；另外，大多数研究都侧重于任何测度市场势力与制定相应的反垄断政策，大多数研究都与反垄断挂钩，鲜见将市场势力与其竞争力挂钩。本文关注了市场势力的这些方面，对市场势力的涵义、影响因素进行理论探讨，在一定程度上补充和完善了市场势力理论。

2. 市场势力的涵义

2.1 狭义的市场势力

1776年,著名学者亚当·斯密就市场势力问题提出了分工理论与竞争理论。1933年,美国哈佛大学 Chamberlin 教授出版了《垄断竞争理论》一书,同一年,英国剑桥大学教授 Robinson 出版了著作《不完全竞争经济学》。这两本书既奠定了产业组织理论的基础,又支撑了学界对市场势力研究的理论。梅森及其弟子贝恩共同构建了 S-C-P 范式,它标志着产业组织理论的正式诞生,也就带动了全球学者对市场势力研究的热潮。Lerner 学者认为市场势力是价格高出边际成本的程度。Kaysen 和 Turner 提出在某个市场与时间点上,在同成本与需求约束条件下,假如某企业行为异于其他企业,那么可判定该企业使用了市场势力。Mason 教授提出市场势力是指使得价格趋于短期边际成本的一种竞争性力量。Liebeler 学者认为市场势力表示某种商品的价格长期高于平均成本,并且控制商品产量的一种能力,通常情况下,它就是引起资源配置低效率的罪魁祸首。Landes 和 Posner 学者指出市场势力指单个或者一群企业的价格控制力。另外, Bannock 等学者把市场势力看作是单个企业影响市场价格的程度。

综上各种观点可以得出:狭义的市场势力指在非完全竞争市场中,企业将市场价格提升至完全竞争水平之上的提价能力。

2.2 广义的市场势力

随着经济、贸易全球化日益加强,国际社会对市场势力的研究初露端倪,学术界突破传统对市场势力的固有思维,对市场势力的定义进行了完善和拓展,赋予了市场势力新的内涵。

Clark 学者提出“创新竞争”与“模仿竞争”都是一定市场势力的前提,用时也是结果。Schumpeter 学者认为市场势力是防止企业创新被迅速模仿和利润受到损害的能力。Shepherd 学者将市场势力定义为市场的自然人、公司、全体合伙人等能影响产品价格、性质和数量的一种能力。Kirzner 学者提出企业家抓住利润机会的行为理论上应当受到市场势力的激励。Young 学者认为市场势力是企业“创造”出非对称需求性商品,而其他企业不具有的一种能力,而 Coughlan 学者却提出市场势力是企业市场上的一种潜在影响力。

综上分析可以得出:广义的市场势力指在特定条件下,某企业的综合控制能力。但这里有两点必须界定:一方面特定条件指的是一定时间、制度条件、资源状况、产业形势等,另一方面综合控制能力指的是单个企业或者一组企业通过整合资源来获取竞争优势,进而在价格、产量、技术、质量、运输、渠道等方面拥有的综合控制能力。

2.3 市场势力的内涵

根据前文对狭义和广义市场势力的界定，可以得出市场势力主要有以下几层涵义。

(1) 企业是市场势力的主体，产业市场势力主要通过单个企业或者一组企业的市场势力表现出来。

(2) 市场势力是企业在一时间点上表现出来的某种特定能力状态。这种能力的高低可由像市场集中度、规模经济、制度性壁垒等这样的市场结构指标来反映，也可由像技术创新、并购等这样的市场行为指标来反映。

(3) 只有在非完全竞争市场中才会出现市场势力，从垄断竞争市场到寡头垄断市场再到垄断市场，市场势力依次增强。

(4) 市场势力的高低反映出企业提价能力的高低。然而随着市场经济的不断深入发展，非价格手段越来越成为企业提高市场势力的手段，因为反垄断法监控着价格手段。

3. 市场势力的影响因素

3.1 影响市场势力的企业层面因素

企业层面因素主要包括企业家精神与能力、技术创新和企业规模，在这些因素的影响下，市场势力不断发生变化，其作用机理如图 3.1 所示。

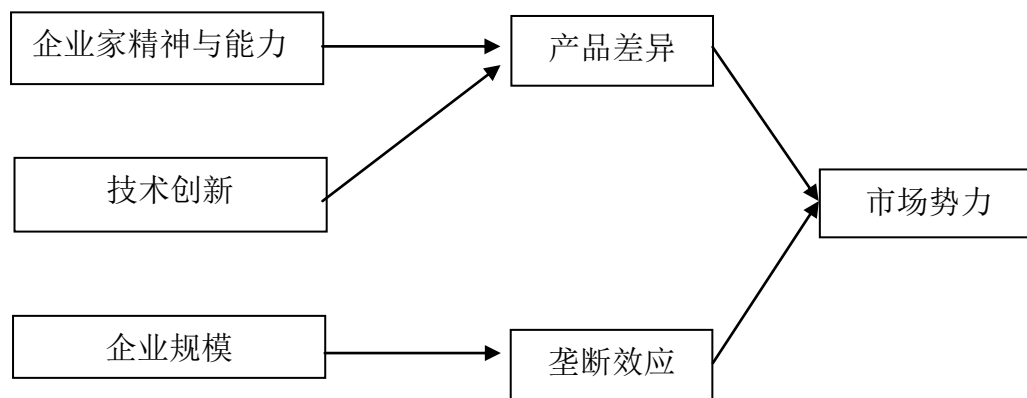


图 3.1 企业层面因素影响市场势力机制

3.1.1 企业家精神与能力

Foss 学者认为企业培育核心能力的过程中并非一帆风顺，最不容易拥有和管理的可能是核心能力：成熟的核心能力不容易改进；不够成熟的核心能力很容易昙花一现；不集中的核心能力很容易退出市场舞台；被“溺爱”的核心能力又容易水满则溢。为了解决这一困境就必然依赖企业家精神与能力，企业家从要素资源的获取、组合、分解到沉淀、重组、淘汰都起积极作用。这表现在：(1) 企业家介于组织与市场两者之间，可以决定企

业资源、能力的去留以及保障企业决策的及时性和正确性；(2)构建企业竞争力的过程中具有较大的不确定性，而企业家拥有组合、筛选企业资源的能力，并且承担决策风险；(3)由于历史积累性资源具有很强的专有性和嵌入性，所以其一旦脱离原始的制度体系就可能给企业造成“额外冲突”，这种决策的高风险性只有企业家才能承受、降低。可见，企业家作为要素资源支配者，可以通过要素的多种组合的试错中来动态优化资源配置，也可以灵活地调整技术创新的节奏，使其与市场需求变化和经济周期更吻合，通过产品差异化来提高市场势力。

3.1.2 技术创新

技术创新是指企业应用新知识、新技术和新工艺，采用新的生产方式、经营模式和管理方法提高产品质量，研发新产品，占据市场份额并实现企业市场价值的一系列活动。技术创新主要包括产品创新和过程创新，前者是指提高生产新产品的技术或工艺，强调的是产品在技术上有变化，主要是产品研发，如全新或改良的产品；后者是指投资寻找一种成本节约型技术来生产新产品，侧重于生产技术的重大变革，主要是 R&D 投资，如新设备、新工艺、新的组织和管理方法。一般情况下，成本节约型的过程创新方面在 R&D 研究中占主体。企业通过产品研发活动来降低生产产品的边际成本，企业也就有能力用低于同类企业的价格来出售自己的产品，获利的同时也淘汰了市场上那些低效率的企业。与此同时，企业的研发活动可以制造产品差异化，从而使企业获得市场优势，进而提高市场势力。另外，若新的高质量产品成本低于市场已有产品，企业就会采取一系列行为来创造新产品的市场需求，继而形成消费的主观偏好，赚取超额利润，从而获得市场势力。

3.1.3 企业规模

Brandow 学者在对市场势力及其来源的研究中提出，在所有影响市场势力的因素中，企业规模最受重视。Shepherd 学者收集了 1960-1969 年中 231 家企业的数据，发现企业规模对市场势力具有显著的正向效应，在追加各种解释变量后仍稳定。

在新古典经济学厂商理论基础之上，市场势力假说提出企业存在规模经济效应，高市场集中度意味着规模较大且市场占有率较高的企业凭借规模经济降低其经营成本，进而提高其获利水平。另外，大企业有力量操纵市场，彼此之间易于达成协议来降低共谋成本，利用价格优势获得垄断利润。熊彼特认为，企业规模越大，企业的创新能力就越强，企业越是拥有垄断势力，市场势力就越大。

3.2 影响市场势力的产业层面因素

产业层面因素主要包括资源禀赋、市场结构和规模经济，这些因素作用于市场势力的机制如图 3.2 所示。

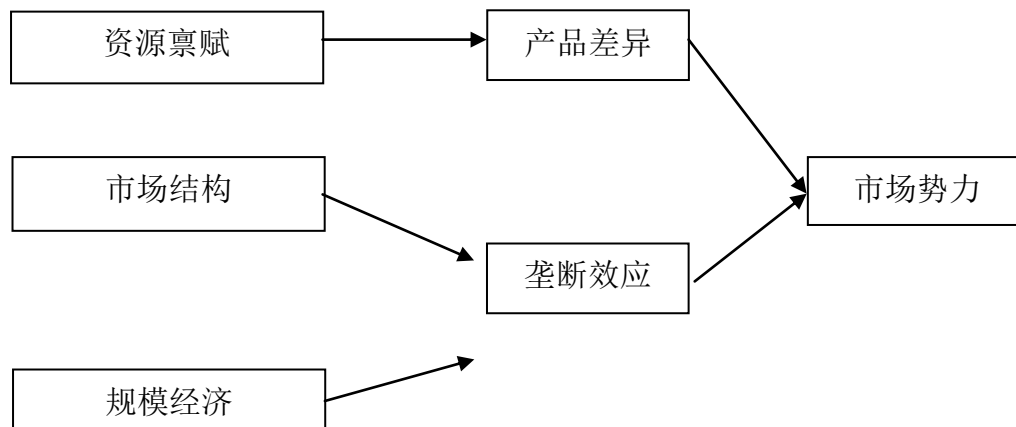


图 3.2 产业层面因素影响市场势力机制

3.2.1 资源禀赋

资源禀赋也叫要素禀赋，是指一国或区域拥有丰富的生产要素，包括资本、土地、技术、劳动力、管理等。一般情况下，一国或区域某种要素供给量占比大于他国或区域同种要素供给量占比，而价格相对较低，则该国或区域的这种要素相对丰富。资源禀赋理论表明各国以相同技术水平生产同种产品情况下，产品的成本差异导致生产同种产品的价格差异，产品的成本差异主要来自于生产过程中使用的生产要素的价格差异，而各国各种生产要素的相对丰富程度造成了生产要素的价格差异，由此导致了国际贸易与分工。全球价值链分工呈现两端高、中间低的微笑曲线形状，其中左高端是技术研发设计环节，是生产者驱动的核心价值链，需要大量的要素投入，在获得大量熊彼特租金后逐步转化为垄断租金，提高市场势力。右高端是营销市场渠道环节，是消费者驱动的核心价值链，需要大量管理和资本要素投入，此时企业凭借核心能力获得巨额垄断租金来提高市场势力。中间端则是需要大量劳动要素投入，经济租金少，市场势力微弱。

3.2.2 市场结构

市场结构是指某一系统中各种要素之间的内在联系及其特征，在产业组织理论中，它是指企业市场关系的特征和形式，包括买方之间的关系、卖方之间的关系以及买卖双方之间的关系等。市场势力与市场结构是联系紧密的两个概念。产业组织学将市场结构分为两大类，即完全竞争的市场结构和不完全竞争的市场结构，依据企业在竞争市场上所受限制程度不同，产业组织学将不完全竞争的市场结构进一步化分为寡头垄断、垄断和垄断性竞争三类。现代产业组织学认为，企业的市场势力根本上来源于不完全竞争的市场结构，且在这三种不完全竞争的市场结构中，绝大多数的企业容易形成垄断效应，进而拥有一定程度的市场势力。

3.2.3 规模经济

企业市场势力与规模经济相关联,判断某企业是否处于“最优规模”可以通过测算其市场集中度的变化来确定。通过三种方式可以确定企业的规模,即比较不同规模企业的投资收益率,或实际成本,或规模企业可能发生的成本。然而企业规模并非出于静态,而是随市场变化而动态变化,因此可将企业按规模分类,然后算出各类企业市场份额来估计企业规模经济。规模经济是企业形成市场势力的一个主要因素,市场势力从企业外部看生产要素与市场控制力的关系,而规模经济从内部看生产本与产量的关系,两者关系十分密切。企业要想形成市场势力,并形成主导市场的控制力,企业规模优势必须以产品和技术的优势为先导,并与产品和技术优势有机统一。市场势力通过提供生产条件和效率、增加市场要素并利用一切手段达到控制市场体现出来,一般而言,企业市场势力经济的“临界点”通过对某区域市场的垄断地位体现出来,在既定的市场份额和需求弹性条件下,企业规模经济特征越是显著,那么其市场势力越大。

4. 结论与研究展望

本文通过文献综述分析方法,从企业层面和产业层面研究了市场势力的影响因素,其中企业层面的影响因素主要是企业家精神与能力、技术创新和企业规模;产业层面因素主要是资源禀赋、市场结构和规模经济。综合了国内行业市场势力的研究文献,发现企业家能力与精神、技术创新和资源禀赋均通过产品差异化来影响企业市场势力,企业规模、市场结构和规模经济均通过垄断效应来影响企业市场势力。

现有理论分析和实证研究基本上是从市场结构、进入壁垒以及资源禀赋等方面考察市场势力的影响因素,鲜有学者从经济政策角度来研究其对市场势力的影响。特别是在当下中国政府过多地干预市场,执行经济政策对市场就是一种外部冲击,因而从理论上分析货币、财税以及环境政策等对市场定价行为的影响,构建经济政策影响市场势力的评价模型具有深远意义。

参考文献

- [1]陈志广. 利润率与市场结构: 基于中国汽车产业的实证分析[J]. 产业经济研究, 2005, (6): 37-42
- [2]陈爱贞,刘志彪. 以并购促进创新:基于全球价值链的中国产业困境突破[J]. 学术月刊, 2016, (12):63-74
- [3]杨晓玲. 垄断势力、市场势力与当代产业组织关系[J]. 南开经济研究, 2005,(4):41-46

- [4]朱勤. 国际竞争中企业市场势力与创新的互动研究——以我国电子信息业为例[D]. 浙江:浙江大学经济学院博士学位论文, 2007: 25-27
- [5]曾可昕,张小蒂. 中国企业家精神增进的激励机理——以矫正资本市场的估值扭曲为视角[J]. 学术月刊, 2016, (08): 61-70
- [6]张小蒂,曾可昕. 基于企业家才能提升的市场规模内生性扩大研究——以浙江义乌产业集群为例[J]. 财贸经济, 2013, (05):122-130
- [7]岳中刚,刘志彪. 基于渠道控制的国内价值链构建模式分析:以苏宁电器为例[J]. 商业经济与管理, 2011, (06): 5-11
- [8]占明珍. 市场势力研究[D]. 湖北:武汉大学博士学位论文,2011:85-88
- [9] Bain, J.S. The Profit Rate as a Measure of Monopoly Power[J]. The Quarterly Journal of Economics,1941,55(2):271-293
- [10] Bain, J.S. Barriers to New Competition, Cambridge. MA: Harvard University Press,1956:170-195
- [11] Bannock, G, Baxter, R.E., and Davis, E. The Penguin Dictionary of Economics[M]. Penguin,1992:123
- [12] Chamberlin, E. H. The Theory of Monopolistic Competition[M]. Cambridge, Mass: Harvard University Press,1933
- [13] Clark, J. M. Toward a Concept of Workable Competition[J]. American Economic Review,1940, 30(2):241-256
- [14] Landes, W. M., and Posner, R.A. Market Power in Antitrust Cases[J]. Harvard Law Review, 1981,94(5):937
- [15] Lerner, A.P. The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power[J]. Review of Economic Studies,1934,1(3):157-175
- [16] Liebler, Wesley, J. Market Power and Competitive Superiority in Concentrated Industries[J]. UCLA Law Review,1978,25:1231-1235
- [17] Schumpeter, Joseph A. Capitalism, Socialism and Democracy[M]. Routledge Place of Publication: London, 1954:82-87
- [18] Shepherd, William G. Market Structure and Profits, Market Power and Cournot: A Comment[J]. Review of Industrial Organization,2000,16(3): 247-250
- [19] Stigler, GJ. Capital and Rates of Return in Manufacturing[M]. Princeton NJ: Princeton University Press, 1963:11-104
- [20] Young, D. Firms, Market Power, Endogenous Preferences and the Focus of Competition Policy[J]. Review of Political Economy,2000,12(1):73-89

“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平测度 及时空聚类特征分析

张腾飞

摘要：入境旅游发展水平的测度对于确定区域入境旅游发展重点，提升区域入境核心竞争力以及健全省际入境旅游协调机制具有重要的理论和实践价值。文章以“一带一路”沿线的18个省市为例，在构建入境旅游发展水平评价指标体系的基础上，运用熵权法、TOPSIS法对2010-2016年“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平进行测度，并从时间和空间两个角度综合分析其入境旅游发展水平和空间演变状况。结果表明：①“一带一路”沿线省市入境旅游发展前景广阔，具有较大的发展潜力，地区的对外经济开放度、旅游资源禀赋和旅游基础设施等条件对入境旅游的发展具有重要的推动作用；②“一带一路”沿线省市入境旅游发展不均衡，东西部区域入境旅游发展水平内部差异显著，但整体上随时间呈现缓慢的下滑趋势；③“一带一路”沿线18个省市入境旅游发展可以分为五种类型，不同入境旅游发展类型的省市有不同的入境旅游支撑能力和发展态势；同时中西部各省市入境旅游发展水平东强西弱，边疆省市强于内陆省市。在此基础上，提出了“一带一路”沿线各省市加快其入境旅游发展的相关对策建议。

关键词：“一带一路”；入境旅游发展；熵权TOPSIS；聚类分析

1. 引言

“一带一路”即“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”，是中国为推动经济全球化深入发展而提出的一种国际区域经济合作新模式，将会对中国的社会经济发展以及全面对外开放产生积极的带动作用。“一带一路”战略的实施，为促进我国入境旅游大发展创造了新的平台和机遇。我国“一带一路”沿线各省市拥有丰富、独特的自然和人文旅游资源，是国际游客，特别是来自于“一带一路”沿线国家游客入境旅游的重要目的地区域。2016年，全国共接待入境游客1.38亿人次，实现国际旅游外汇总收入1200亿美元，而“一带一路”沿线18个省市接待入境游客7853.50万人次，占入境旅游总人数的比重高达56.91%；共获得国际旅游外汇收入493.93亿美元，占旅游外汇总收入的41.16%。在此

背景下,测度“一带一路”沿线省市的入境旅游发展水平,揭示该地区入境旅游发展水平时空演变特征,对于及时掌握“一带一路”沿线省市入境旅游发展动态,制定行之有效的入境旅游发展政策,强化丝绸之路旅游品牌影响力,提升区域入境核心竞争力有着重要的现实意义。

入境旅游是旅游业的重要组成部分,也是国内学术界的一个重要研究热点。在国外,关于入境旅游研究主要集中在入境旅游客源市场预测、入境旅游客源市场时空分布、入境旅游客源地游客行为、入境旅游客源市场细分等方面。国内学者对入境旅游的研究则聚焦于入境旅游市场、旅游流、经济影响及影响因素等,鲜有关于入境旅游竞争力方面的研究。鉴于此,本文拟在构建入境旅游发展水平评价指标体系的基础上,运用熵权法、TOPSIS法对其进行测度,并从时间和空间两个角度综合分析“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平和空间演变状况,以为我国入境旅游发展,特别是“一带一路”沿线省市入境旅游建设及核心竞争力提升提供有益参考和借鉴。

2. 指标构建与评价方法

2.1 指标体系构建及数据来源

2.1.1 指标体系构建

入境旅游发展水平测度是一个复杂的过程,根据入境旅游的特点,对其评价主要从市场活力、支撑能力和发展潜力三方面进行。入境旅游市场活力为反映某地区入境旅游整体实力;旅游支撑能力是促进旅游业发展的动力,用于反映某地区影响入境旅游发展的经济基础、对外经济开放度以及对外交通等基本状况;入境旅游发展潜力体现了地区入境旅游接待服务竞争力和入境旅游产业要素保障能力。本文从现实统计角度出发,结合国内城市旅游竞争力、省域旅游竞争力、文化旅游竞争力评价指标体系研究结果,选取了3个二级指标和17个三级指标,具体指标体系见表2.1。

表 2.1 入境旅游发展水平综合评价指标体系

目标层	准则层	指标层	X
入境旅游竞争力	入境旅游市场活力	国际旅游(外汇)收入(百万美)	X1
		接待入境过夜游客(万人次)	X2
		国际旅游外汇增长率(%)	X3
		入境旅游人次增长率(%)	X4
		入境旅游人次/总人次(%)	X5
		旅游外汇收入/旅游总收入(%)	X6
	入境旅游支撑能力	人均国内总产值(元)	X7
		第三产业占GDP比重(%)	X8
		实际利用外商直接投资(万美元)	X9
		进出口贸易总额(万美元)	X10
		机场数量(个)	X11

(续表)

目标层	准则层	指标层	X
入境旅游竞争力	入境旅游发展潜力	4A及以上等级景点数(家)	X12
		世界遗产数量(个)	X13
		国家级风景名胜区数量(个)	X14
		旅行社总数(家)	X15
		星级饭店数(家)	X16
		旅游业从业人数(人)	X17

2.1.2 数据来源

数据主要来源于 2010-2016 年的《中国交通数据库》、《中国旅游数据库》、《中国第三产业数据库》，以及中国民用航空局和各省市统计局的相关统计数据。

2.2 评价方法

“一带一路”沿线涉及 18 个省市，包括新疆、陕西、甘肃、宁夏、青海、内蒙古等西北的 6 省，黑龙江、吉林、辽宁等东北 3 省，重庆、云南、西藏等西南 3 省市，以及上海、福建、广东、浙江、海南、广西等 6 省市。本文将该 18 个省市为基本统计单元，采用客观性和可操作性比较高的熵值法计算权重，并用 TOPSIS 法进行排序。

2.2.1 熵值法

本文将利用熵值法确定各指标要素影响入境旅游综合竞争力的权值，以弱化评价的主观因素影响，提高评价的科学性。其具体步骤如下：

(1) 建立决策矩阵。 m 为指标数， n 为样本数，得到的原始数据矩阵为：

$$A = \begin{pmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1m} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ X_{n1} & \cdots & X_{nm} \end{pmatrix}_{n \times m} \quad (1)$$

其中 X_{ij} 表示第 i 个样本在第 j 项指标的指标值。

(2) 数据的非负数化处理。由于熵值法计算采用的是各个方案某一指标占同一指标值总和的比值，因此不存在量纲的影响，不需要进行标准化处理，若数据中有负数，就需要对数据进行非负化处理！此外，为了避免求熵值时对数的无意义，需要进行数据平移。本文指标都属于越大越好的指标，所以采用以下标准化公式：

$$X'_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj})}{\max(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj}) - \min(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj})} + 1 \quad , i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

为了方便起见，仍记非负化处理后的矩阵为 X'_{ij} 。

(3) 计算第 j 项指标下第 i 个省(市)指标的比重 P_{ij} :

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}} \quad (j=1,2,\dots,m) \quad (3)$$

(4) 计算第 j 项指标的信息熵

$$e_j = -k * \sum_{i=1}^n P_{ij} \log(P_{ij}), \text{ 其中 } k > 0, \ln \text{ 为自然对数, } e_j \geq 0. \text{ 式中常数 } k \text{ 与样本数 } m \text{ 有关,}$$

一般令 $k = 1/\ln m$, 则 $0 \leq e \leq 1$

(4)

(5) 计算 X_{ij} 的差异性系数 g_i

$$g_i = 1 - e_j \quad (5)$$

(6) 确定第 j 项指标的权重

$$W_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^m g_j}, \quad j=1,2,\dots,m \quad (6)$$

应用上述计算公式, 即可得出本文各个评价指标体系中各指标的权重值。

2.2.2 TOPSIS 评价方法

基于熵权的TOPSIS法采用比例归一化和熵权的权重模型, 客观地确定各地区综合竞争力值。其具体计算步骤如下:

(1) 由规范化决策矩阵 X_{ij} 和权重向量 $W = (w_1, w_2, \dots, w_n)$, 构成规范化的加权决策矩阵:

$$Z_{ij} = W_j Z'_{ij} \quad i=1, \dots, n; \quad j=1, \dots, m \quad (7)$$

(2) 确定正理想解和负理想解, 分别构成正理想解向量 x^+ 和负理想解向量 x^- , 即入境旅游竞争力最优值和最差值:

$$Z^+ = (Z_1^+, Z_2^+, \dots, Z_m^+) = \{ \max_i Z_{ij} \mid j=1, 2, \dots, m \}$$

$$Z^- = (Z_1^-, Z_2^-, \dots, Z_m^-) = \{ \min_i Z_{ij} \mid j=1, 2, \dots, m \} \quad (8)$$

(3) 采用欧几里德距离公式, 分别计算各被评价对象的指标评价值向量到理想解 Z^+ 的距离 S_i^+ 和到负理想解 Z^- 的距离 S_i^- :

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Z_{ij} - Z_j^+)^2} \quad i=1, \dots, n$$

$$S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^m (Z_{ij} - Z_j^-)^2} \quad i=1, \dots, n \quad (9)$$

(4) 计算各被评价对象指标评价值向量与理想解的距离:

$$C_i = \frac{S_i^-}{S_i^- + S_i^+} \quad 0 \leq C_i \leq 1, i=1, 2, \dots, n \quad (10)$$

将 C_i 值作为被评价对象的综合评价值。 C_i 值越大, 表明对被评价对象的综合评价越好; 反之, 对被评价对象的综合评价越差。

3.“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平综合评价

3.1 评价指标权重确定

通过对 2010—2016 年表 1 中各指标数据进行标准化处理, 并根据公式 (4)、公式 (6) 计算各指标的信息熵 (e_j) 和权重 (W_j), 这里我们只列出 2010、2013 和 2016 年的信息熵和权重值 (表 3.1)。由熵权法确定的权重, 客观性比较高。一般来说, 指标的信息熵越小, 表示该指标为我们提供的信息越有价值, 故而权重越大。

表 3.1 2010、2013 和 2016 年各指标的信息熵和权重

指标	2010		2013		2016	
	e_i	W_i	e_i	W_i	e_i	W_i
X1	0.993	0.060	0.994	0.056	0.994	0.057
X2	0.994	0.052	0.994	0.053	0.994	0.054
X3	0.994	0.053	0.996	0.036	0.997	0.025
X4	0.994	0.057	0.995	0.048	0.995	0.052
X5	0.995	0.047	0.994	0.054	0.995	0.047
X6	0.994	0.050	0.993	0.061	0.993	0.070
X7	0.994	0.055	0.994	0.060	0.994	0.054
X8	0.994	0.057	0.995	0.050	0.995	0.046
X9	0.989	0.094	0.991	0.082	0.991	0.088
X10	0.993	0.063	0.993	0.060	0.993	0.063
X11	0.993	0.061	0.991	0.080	0.993	0.069
X12	0.993	0.059	0.993	0.061	0.993	0.062
X13	0.993	0.064	0.994	0.051	0.995	0.051
X14	0.992	0.070	0.992	0.071	0.992	0.073
X15	0.994	0.055	0.994	0.058	0.993	0.067
X16	0.994	0.052	0.993	0.062	0.993	0.070
X17	0.994	0.051	0.994	0.057	0.994	0.053

3.2 入境旅游发展水平测度结果与排序

按照公式 (7) ~ (10) 计算出“一带一路”沿线 18 个省、自治区、直辖市入境旅游发展水平的综合指数 C_i , 依据 C_i 对 18 个省市入境旅游发展水平采用 TOPSIS 法进行排序, 结果见表 3.2。

表 3.2 “一带一路”沿线省市入境旅游发展水平和排序

区域	C _i							排名	
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2010	2016
内蒙古	0.207	0.247	0.316	0.316	0.307	0.279	0.270	10	6
辽宁	0.415	0.406	0.452	0.379	0.411	0.279	0.250	3	7
吉林	0.173	0.179	0.296	0.222	0.224	0.201	0.153	14	16
黑龙江	0.180	0.195	0.209	0.185	0.242	0.197	0.203	12	13
上海	0.404	0.355	0.370	0.366	0.411	0.403	0.395	4	4
浙江	0.509	0.515	0.546	0.452	0.517	0.519	0.471	2	2
福建	0.400	0.399	0.456	0.365	0.411	0.402	0.445	5	3
广东	0.770	0.724	0.760	0.709	0.755	0.735	0.702	1	1
广西	0.185	0.199	0.294	0.223	0.253	0.271	0.219	11	11
海南	0.124	0.147	0.162	0.178	0.149	0.117	0.156	16	15
重庆	0.224	0.254	0.321	0.220	0.257	0.218	0.246	9	8
云南	0.314	0.328	0.388	0.336	0.357	0.399	0.322	6	5
西藏	0.173	0.168	0.122	0.222	0.222	0.185	0.134	13	17
陕西	0.251	0.238	0.328	0.223	0.279	0.264	0.232	8	10
甘肃	0.156	0.182	0.294	0.207	0.161	0.225	0.211	15	12
青海	0.123	0.101	0.106	0.149	0.216	0.203	0.096	17	18
宁夏	0.120	0.086	0.115	0.287	0.265	0.131	0.193	18	14
新疆	0.267	0.309	0.323	0.294	0.262	0.270	0.244	7	9
平均值	0.277	0.280	0.326	0.296	0.317	0.294	0.274		
标准差	0.164	0.154	0.159	0.128	0.142	0.147	0.144		
变差系数/%	59.01	55.17	48.77	43.36	44.73	49.92	52.30		

从大区域尺度来看，“一带一路”沿线省市入境旅游总体发展水平一直处于不断地波动状态，由2010年的0.277增长到2012年的0.326，再下降到2016年的0.274，说明“一带一路”沿线省市的入境旅游状况整体上呈现出缓慢的下滑趋势（图3.1）。

从省域尺度来看，2010-2016年“一带一路”沿线18个省市入境旅游发展变化差异显著，东部沿海地区的辽宁、上海、浙江、福建和广东等省市入境旅游发展一直保持较高水平，其中广东省、浙江省的发展水平持续位居前列，福建省增速超过辽宁、上海，排名跃居第三，辽宁的排名下降明显；东北地区的吉林、黑龙江入境旅游综合发展水平出现小幅度地波动，但排名始终靠后。西部地区入境旅游发展指数普遍低于东部沿海地区，其中西北地区的内蒙古和宁夏入境旅游发展较快，排名分别从2010年的10、18位上升到2016年的6和14位，而陕西、青海和新疆等地区综合发展排序略有下降，且发展指数低于全国平均水平；西南地区的云南省入境旅游发展相对较好，2010-2016年综合发展指数均超过全国平均水平，排名较靠前并基本保持不变。

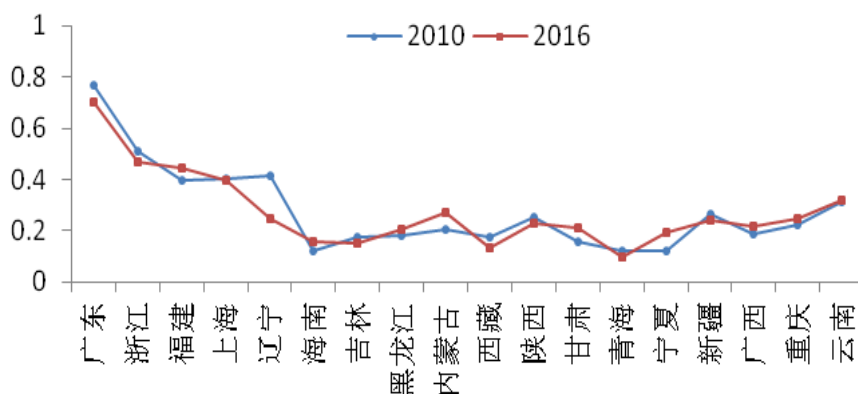


图 3.1 2010 和 2016 年入境旅游发展水平折线图

4.“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平时空聚类分析

4.1 入境旅游发展水平时间聚类分析

为进一步比较分析“一带一路”沿线各省市入境旅游综合发展水平的横向特征，本文采用 SPSS 软件中的系统聚类方法对“一带一路”沿线 18 个省市 2010-2016 年入境旅游发展水平的平均得分进行分析。沿线 18 个省市可分为 5 类，结果如表 4.1 所示。

对聚类结果进行单因素 ANOVA 检验（表略），可知其都达到了显著性水平，说明该分类是有效的。

表 4.1 “一带一路”沿线省市横向聚类

聚类类型	“一带一路”沿线省市
第一类	广东
第二类	浙江
第三类	福建、云南、上海、辽宁
第四类	广西、陕西、重庆、新疆、内蒙古
第五类	青海、海南、宁夏、西藏、黑龙江、甘肃、吉林

通过聚类分析可知“一带一路”沿线省市入境旅游综合发展水平总体有五个聚类：

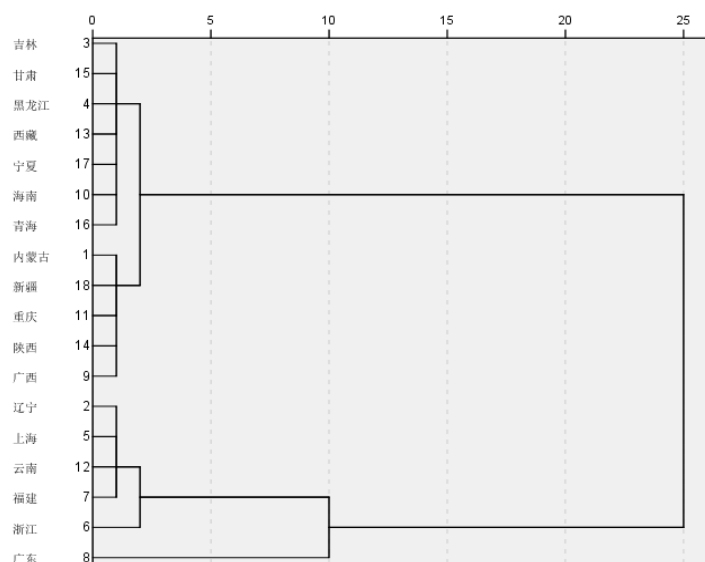


图 4.1 “一带一路”沿线省市聚类树状图

第一类：广东省。广东省是我国的经济大省，综合经济实力最强，第三产业发达，毗邻港澳地区，区位优势明显，拥有发达的国际机场，其外向型经济特征明显，同时拥有丰富的高级别的旅游景点，因此在入境旅游市场活力、支撑能力和发展潜力等方面的表现都是最好的，是“一带一路”沿线入境旅游发展水平最高的省份，在聚类中单独归为一类。

第二类：浙江省。浙江省是一个外向型的经济大省，经济实力雄厚，同时又是一个拥有丰富旅游资源的旅游大省，旅游产业是其支柱产业，旅游组织能力强，旅游接待设施完善，其入境旅游发展水平仅次于广东省，稳居“一带一路”沿线省市中的第二位。特别是，浙江省的4A级以上景区数、世界遗产数量、国家级风景名胜区、旅行社总数等入境旅游发展潜力指标远高于其他省市，居“一带一路”沿线省市中的第一位。

第三类：福建省、云南省、上海市、辽宁省。该类省市主要依托其丰富的旅游资源、便利的对外交通以及优越的地缘优势，吸引了众多的港澳台和国际游客，入境旅游综合发展水平不断提高。从入境旅游发展水平各项得分来看，上海市、福建省入境旅游市场活力得分较高，云南省提升较快；上海市入境旅游支撑能力一枝独秀，得分最高；云南省、福建省的入境旅游发展潜力得分最高，且云南省得分整体上呈上升趋势。福建省、上海市入境旅游综合发展水平得分最高。

第四类：广西、陕西、重庆、新疆、内蒙古。该类省市旅游资源相对丰富，旅游接待设施比较完善，但由于处于中国的中西部地区，经济发展水平较低，对外开放程度偏

低,其入境旅游发展能力受限。该类5个省市中,内蒙古自治区入境旅游支撑能力一枝独秀,得分最高,重庆市总体呈上升趋势,而其它省市得分成不断下降趋势。重庆市和陕西省的入境旅游市场活力得分最高且整体上呈上升趋势,其它省市上下波动较大。广西、陕西、重庆、新疆、内蒙古入境旅游发展潜力得分总体上呈增长趋势,尤其是广西、陕西和新疆地区增长幅度最大。

第五类:青海、海南、宁夏、西藏、黑龙江、甘肃、吉林。该类7个省市经济发展水平低,外向型经济发展滞后,旅游资源有限,入境旅游市场活力低,支撑能力和发展潜力弱,因此对国际游客和港澳台地区游客吸引力不足,其入境旅游综合发展水平低下。

4.2 入境旅游发展水平空间聚类分析

利用 ArcGIS 中的自然断点法对 2010、2013、2016 年“一带一路”沿线 18 个省市入境旅游发展水平进行空间分级聚类(结果如图 3 所示)。2010、2013、2016 年“一带一路”沿线省市入境旅游发展中水平以上的区域分别为 7 个、9 个和 9 个,但相当一部分省市的入境旅游发展水平处于中低、低和极低水平,各地区差异显著。“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平表现出明显的东西部差异:2010 年高水平区、中高水平区主要集中于东部沿海地区,其中东部沿海的广东、浙江、上海和福建的入境旅游发展水平整体实力最高,西部和东北绝大部分地区的入境旅游发展水平处于中水平以下;2013 年沿海地区入境旅游发展水平继续维持在中高水平,西部地区的入境旅游发展水平有了显著地提升,大部分地区入境旅游发展已经从低水平或极低水平过渡到中低以上水平,但西部地区的青海、东北地区的黑龙江和东部沿海地区的海南省由于受到旅游资源、对外交通以及旅游环境等因素的制约,入境旅游发展水平仍处于低、极低水平。2016 年“一带一路”沿线省市的入境旅游发展出现了小幅度地波动,东北和西南部分地区入境旅游发展出现了下滑趋势,如吉林、辽宁和西藏等地区入境旅游发展出现了倒退现象,青海省的入境旅游发展始终处于极低水平,黑龙江和重庆等部分地区由于旅游资源的开发,入境旅游发展水平有所提高。

从“一带一路”沿线省市入境旅游发展格局演变来看,东部地区入境旅游发展水平显著高于西部地区,东部省市入境旅游发展始终处于中高以上水平,而西部省市因为对外经贸合作程度低和区位优势的限制,入境旅游发展处于中以下水平,中西部入境旅游发展表现为明显的“俱乐部趋同现象”,但近年来西部地区入境旅游发展水平提升迅速,与东部地区的差异不断缩小。同时,由于边疆地区自然和人文旅游资源特色鲜明以及中国与周边国家合作需求的增强,边疆省市入境旅游发展的优势已经凸显,其发展水平较内陆省市偏高。

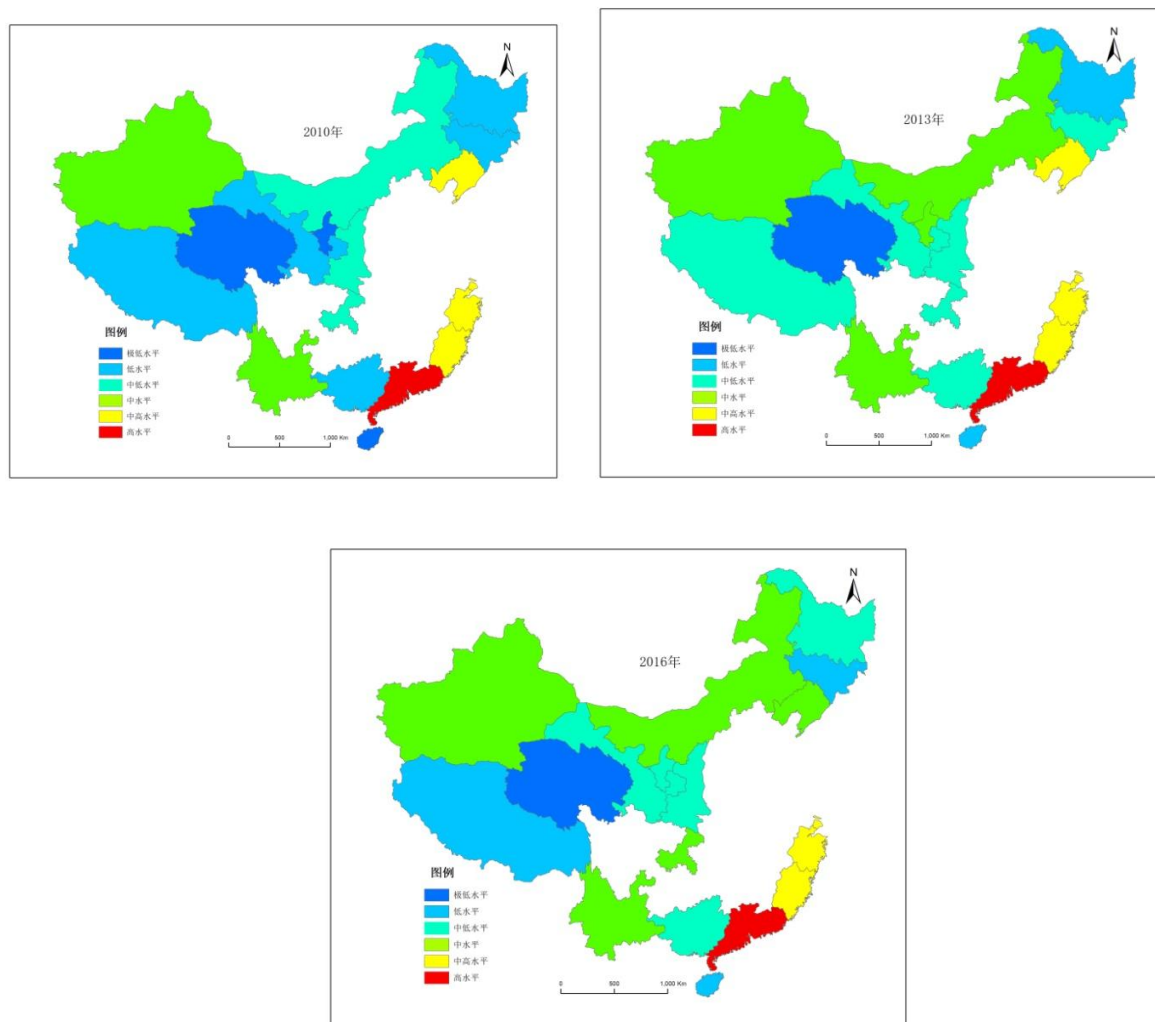


图 4.2 “一带一路”沿线省市入境旅游发展水平分类

5. 结论与建议

本文采用熵权 TOPSIS 法对我国“一带一路”沿线 18 个省市 2010-2016 年入境旅游发展水平进行综合分析，同时探讨了“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平的时空分布格局，得出以下结论：

第一，采用熵值法对“一带一路”沿线省市不同年份的同一指标进行赋权，从指标权重来看，入境旅游的支撑能力和发展潜力各项指标权重较大，表明“一带一路”沿线省市入境旅游发展前景广阔，具有较大的发展潜力。在评价“一带一路”沿线省市入境旅游发展水平的所有指标中，实际利用外商直接投资、国家级风景名胜区数量、机场数量以及星级饭店数的权重值最高，说明地区的对外经济开放度、旅游资源禀赋和旅游基础设施等条件对入境旅游的发展具有重要的推动作用。

第二,从入境旅游发展水平综合评价结果来看,“一带一路”沿线省市入境旅游发展不均衡:位于东部沿海地区的省市入境旅游发展一直保持较高水平;西部地区入境旅游发展水平普遍低于东部沿海地区。东、西部区域入境旅游发展水平内部差异显著,但整体上随时间呈现缓慢的下滑趋势。

第三,从入境旅游发展水平时空聚类分析结果来看,沿线18个省市入境旅游发展可以分为五大类型,不同入境旅游发展类型的省市有不同的入境旅游支撑能力和发展态势,但总体上与当地的经济基础、对外经济开放度、旅游资源特色以及旅游接待设施等相一致。入境旅游高水平区、中高水平区主要集中于东部沿海地区,西部和东北绝大部分地区处于中水平以下,但中西部各省市间入境旅游发展水平的区域差异性在缩小;同时,边疆省市入境旅游发展水平相对于内陆省偏高。

根据研究结果,本文建议:

广东省和浙江省的旅游资源丰富,可以通过进一步发挥旅游资源优势,提升旅游品质,打造专属旅游品牌,坚持走品牌化的道路,增强其在国际竞争中的影响力。同时扩大对外经济联系、完善入境旅游交通基础设施和服务接待设施、提高旅游服务人员的专业技能与服务能力以继续维持入境旅游的有序发展。

福建省、云南省、上海市、辽宁省可以充分利用各自的旅游资源特色,挖掘入境旅游的比较优势,加快旅游品牌打造的进程。上海市、福建省经济开放度高、对外交通便利,同时旅游资源相对丰富,今后可以着力于塑造良好的国际旅游形象。云南省、辽宁省的对外经济开放度不高,从而限制了其优质旅游资源优势的发挥,可以通过加强与其他国家的经贸往来,不断提升其对外开放程度,进而拉动入境旅游的发展。

广西、陕西、重庆、新疆、内蒙古多数处于边疆地区,具有独特的自然和人文景观,可通过深度开发旅游资源,以特色旅游产品吸引入境游客。内蒙古和重庆市的对外经济开放度较高,但旅游接待能力有限,应该重视入境旅游接待服务设施的建设以及组织能力的提高。广西、新疆、陕西省的旅游资源特色鲜明,其制约因素在于外向型经济发展水平低和区位条件限制导致的对外交通不便,因此要加强对外经济联系和提高入境旅游的可进入性。

青海、海南、宁夏、西藏、黑龙江、甘肃、吉林的经济发展水平低,外向型经济发展滞后,旅游资源有限,入境旅游发展能力弱。这类地区应该加强与相邻省市的跨区域合作,推进旅游资源的整合,从而形成区域旅游发展的合力,驱动地区入境旅游的发展。

参考文献

- [1] 刁宗广,刘力.安徽省入境旅游市场分析及提升对策[J].华东经济管理,2010,24(04): 20-23
- [2] 李文龙,林海英.内蒙古入境旅游目的地客流集散时空动态研究[J].干旱区资源与环境,2016,30(03): 195-201
- [3] 刘卫东.”一带一路”战略的科学内涵与科学问题[J].地理科学进展,2015,34(05): 538-544
- [4] 万田户,黄和平.江西省入境旅游流时空演变研究[J].世界地理研究,2014,23(03): 128-139
- [5] 张杰,陈龙燕,卢李朋,张雅洁.西藏入境旅游发展与经济增长相关性分析[J].干旱区资源与环境,2016,30(02):194-201
- [6] 张子昂,黄震方,孔少君,陈晓艳,徐冬冬.近 30 年浙江省入境旅游周期波动特征及影响机制[J].经济地理,2016,36(01):186-193
- [7] Bertine Bargeman, Chang -Hyeon Job, Harry Timmermans. Vacation Behavior Using a Sequence Alignment Method [J]. Annals of Tourism Research, 2002(02): 320-337. [7] Derek J W, Mwasaga B C, Paul F. A History and Market Analysis of Tourism in Tanzania [J]. Tourism Management, 2001(02):93-101
- [8] Jose A D, Michael M. Modelling sustainable international tourism demand to the Brazilian Amazon [J]. Environmental modeling & software, 2009(12): 1411-1419
- [9] Kim H, Park K, Sakai M. Forecasting international tourism demand from Japan to Korea [J]. Journal of the Faculty of Agriculture, Kyushu University, 2002(1): 179-183
- [10] Lim Christine, McAleer Michael. Analysing Seasonal Changes in New Zealand's Largest Inbound Market [J]. Tourism Recreation Research, 2008(01):83-91
- [11] Medeiros M. C, McAleer M, Slottje D, Ramos V, et.al..An alternative approach to estimating demand: neural network regression with conditional volatility for high frequency air passenger arrivals [J]. Journal of Econometrics, 2008(02):72-83
- [12] Najmi M, Sharbatoghlie A, Jafarieh A. Tourism market segmentation in Iran[J]. International Journal of Tourism Research, 2010(05): 497-509
- [13] Seddighi H R, Theocharous A L. A Model of Tourism Destination Choice: A Theoretical and Empirical Analysis [J]. Tourism management, 2002(03): 475-487
- [14] Soo Cheong Jang, Alastair M M, Joseph O'Leary. Benefit Segmentation of Japanese

Pleasure Travelers to the USA and Canada: Selecting Target Markets Based on the Profitability and Risk of Individual Market Segments[J]. *Tourism Management*.2002, 23 (4) :367-378

[15] William V. Forecasting inbound Canadian tourism: an evaluation of Error Corrections Model forecasts [J]. *Tourism Economics*, 2004(03):263-270

[16] Yasuo Asakura, Takamasa Iryo. Analysis of tourist behaviour based on the tracking data collected using a mobile communication instrument[J]. *Transportation Research. Part A, Policy and Practice*, 2007(07): 684-690

我国电子设备制造业全要素生产率分析

——基于 Malmquist 生产率指数法的实证研究

周 皞

摘要: 本文选取电子设备制造业 2001-2016 年间的面板数据, 利用 Malmquist 生产率指数法对我国电子设备制造业全要素生产率进行了实证分析。对电子设备制造业技术进步的效率变化和技术变化进行了分析。16 年间我国电子设备制造业取得了显著发展其年均全要素生产率增长率为 3.8%, 2003 年全要素增长率达到 14.9% 为 16 年来最高值。本文发现电子设备制造业全要素生产率的增长主要来源于技术进步的作用而技术效率变动对其影响很小, 表明我国电子设备制造业的发展主要来源于企业对技术进步的巨大投入。而技术效率变动很小也从侧面反映了我国电子设备制造业在全球的优势地位。

关键词: Malmquist 指数法; 电子设备制造业; 全要素生产率

随着全球计算机网络和信息技术的普及化发展, 以计算机设备和通信设备等为主体的电子设备制造业进入快速发展时期, 成为了各国经济发展和产业结构转型的主要推动力量之一。作为国民经济的先导性和支柱型产业, 电子设备制造业竞争力也成为一个国家或地区竞争力的重要影响因素之一。

我国自加入 WTO 以后, 电子设备制造业的发展取得突出成绩, 产业体系逐渐健全, 产业规模不断扩大。我国电子设备制造业销售产值从 2001 年的 8903.77 亿元发展到 2016 年的 98457.24 亿元, 十五年间增长了十几倍其占我国国内生产总值的比重也从 2001 年的 8.07% 发展到 2016 年的 13.2%; 全部从业人员平均人数从 2001 年的 205 万人, 增加到 16 年的 890.26 万人, 提供了大量的就业岗位。随着经济全球化和世界经济一体化的迅速发展我国电子设备制造业占据优势地位, 逐渐成为装备制造业乃至制造业中的领头羊。电子设备制造业质量竞争力指数曾连续 9 年位居制造业各子行业之首, 其中 2014 年更是达到 91.68 电子设备制造业进入较强竞争力发展阶段。

作为我国互联网等高新技术产业的基础, 电子设备制造业的技术进步影响着整个国民经济的发展, 本研究的目的是通过利用 Malmquist 生产率指数对电子设备制造业全要

素生产率的测算，来分析电子设备制造业技术进步的特征，得出其技术进步的速度和方向为政府监管和制定政策提供参考依据。

1.研究方法和数据来源

1.1 Malmquist 指数法

基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数及其分解是分析多投入 — 多产出决策单元，全要素生产率变动情况及相对效率的有效方法。这种方法该方法源于瑞典经济学家 Sten Malmquist (1953) 提出的 Malmquist 指数。在此基础上，Shephard(1970) 提出

了“距离函数”，而后 Caves, Christensen, Diewert 将其运用到生产率分析中，形成了 DEA — Malmquist 生产率指数法的理论模型。Fare (1989) 和 Gross-kof 在 Caves 的基础上又将 Malmquist 指数从理论模型变成了实证方法。

将各行业看作是生产决策单元，各行业有 n 种投入， $x = (x_1, \dots, x_n) \in R_+^n$ ，相应地有 p 种产出， $y = (y_1, y_2, \dots, y_p) \in R_+^p$ 。假设 t=1, \dots, T 时期，生产技术为 S^t 时，投入 $x^t \in R_+^n$ ，能够生产 $y^t \in R_+^p$

$$S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ 能够生产出的 } y^t\} \tag{1.1}$$

定义 t 时期的产出距离为 $D_0^t(x^t, y^t) = \inf \{\theta : (x^t, \frac{y^t}{\theta}) \in S^t\}$ 表示在投入为 x^t 时实际产出为 y^t 与最大可能性产出的比。

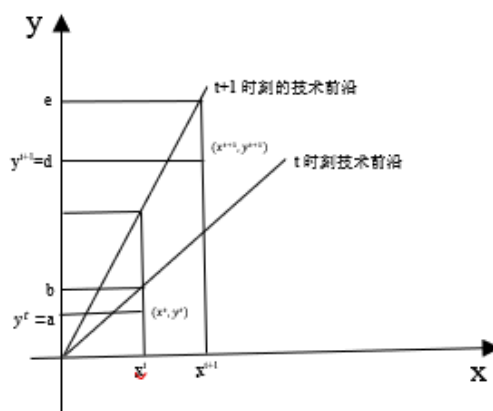


图 1.1 基于产出视角的 Malmquist 指数

如图 1.1 所示 (x^t, y^t) 在 t 时期处于技术边界的内部，也就是说存在技术无效率大可能产出为 $b = y^t / \theta$ ，距离函数的值为 a/b 。把 t 期到 t+1 期生产率增长分解为效率变化和技术变化两部分，效率变化为各个单元与技术前沿的接近度，技术变动为各个单元从 t 到 t+1 期的技术前沿变化度。当规模报酬不变时，定义 t 期到 t+1 期的 Malmquist 指数为：

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$$

其中 $\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)}$ 为效率变化, $\left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$ 为技术变化。

Malmquist 指数分析法的优点和特点在于它能够将全要素生产率变化进一步分解为效率变化和技术变化两部分, 能够更加明确的分析经济增长的源泉和改进方向。

1.2 样本的选取和数据处理

在使用 Malmquist 指数分析法来计算全要素生产率时需要一个产出变量和两个投入变量, 由于电子设备制造业属于资本密集型产业所以在数据上选择规模以上工业企业数据。在产出数据上选择规模以上工业企业销售总额作为我们的产出数据。在投入变量的选择上, 本文选择了制造业的两个主要投入指标资本和劳动力。选取规模以上工业企业资产总计来代表资本变量以及企业平均用工人数来代表劳动力变量。本文所选取的变量都来源与《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》, 选取了 2001-2016 年共 16 年 48 个样本值。需要说明的是在国民经济行业分类上在国民经济行业分类 2002 中本行业称为通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 而在国民经济行业分类 2012 中本行业称为计算机、通信和其他电子设备制造业。

在数据的处理上, 考虑到折现因素对资产总计和销售总额两个数据进行平价, 在资产总计上以固定资产投资价格指数来进行平价, 在产出变量上采用消费者价格指数来进行平价。

如图 2, 电子设备制造业规模以上企业的主要指标在 2007-2016 年间都有显著的提升。工业销售产值在十年间增长了 1.55 倍, 资产增加了 2.24 倍而平均用工人数只增加了 51%。2016 年平均用工人数还出现了下降电子设备制造业技术进步出现了资本偏向型技术进步。

2. 实证研究的结果和分析

利用电子制造业规模以上工业企业的工业销售产值作为产出变量, 用其资产总计和平均用工人数作为投入变量。本文使用 DEPA2.1 软件对电子设备制造业全要素生产率及其分解变量做出了计算。2001-2016 年间电子设备制造业全要素生产率变动平均值为

1.038, 这代表电子设备制造业算数年均全要素生产率增加 3.8%。其中技术效率增长率为-0.01%, 技术进步增长率为 3.8%。可见技术进步为我国电子设备制造业全要素生产率提供了主要增长动力。

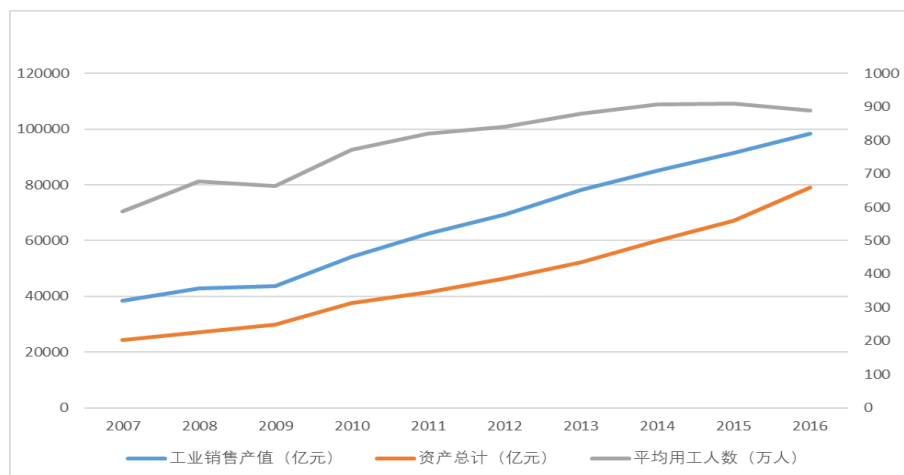


图 2.1 中国电子设备制造业规模以上企业主要指标

我国一直是电子设备生产第一大国, 因此在技术效率上我国电子设备制造业一直具有优势。通过数据发现我国在 2001-2016 年间技术效率几乎没有变化, 通过与纺织业、医药制造业和电气器械制造业相比, 电子设备制造业的技术效率一直具有很大的优势。因此如果想要提升我国电子设备制造业的产业优势, 只有从技术进步入手。

表 2.1 为电子设备制造业 2002-2016 全要素生产率及其变动因素, 通过对实证结果的分析本文将 2002-2016 年间全要素生产率发展过程分为 3 个阶段:

(1) 2002 年-2006 年为电子设备制造业发展的第一阶段。自从 2001 年我国加入 WTO 以来制造业得到了迅猛发展, 电子设备制造业作为制造业中高新技术的代表在我国也发展迅速。销售产值从 2001 年 8903.77 亿元迅速增长到了 2006 年的 36362.7 亿元。通过计算我们得到 2002-2006 年的全要素生产率变动分别为 1.100、1.149、1.046、1.050、1.073, 平均年增长率为 8.4%。在这个阶段中我国劳动力价格水平较低, 各企业在加大资本投入的同时业大力扩展用工人数, 年平均用工人数从 205 万人也迅速增长到了 505 万人。通过这个阶段的迅速发展我国奠定了电子设备制造业第一大国的地位。

表 2.1 电子设备制造业 2002-2016 全要素生产率及其变动因素

时间	技术效率	技术进步	纯技术效率	规模效率	全要素生产率
2002	1.000	1.100	1.000	1.000	1.100
2003	1.000	1.149	1.000	1.000	1.149
2004	1.000	1.046	1.000	1.000	1.046
2005	1.000	1.050	1.000	1.000	1.050
2006	1.000	1.073	1.000	1.000	1.073
2007	1.000	1.012	1.000	1.000	1.012
2008	1.000	0.986	1.000	1.000	0.986
2009	1.000	0.980	1.000	1.000	0.980
2010	1.000	1.023	1.000	1.000	1.023
2011	1.000	1.071	1.000	1.000	1.071
2012	1.000	1.024	1.000	1.000	1.024
2013	1.000	1.031	1.000	1.000	1.031
2014	1.000	0.998	1.000	1.000	0.998
2015	1.000	1.010	1.000	1.000	1.010
2016	0.990	1.023	1.000	0.990	1.013
平均值	0.999	1.038	1.000	0.999	1.038

(2) 2007年-2009年为第二发展阶段。2008年美国金融危机席卷全球使得全球需求迅速下滑,全球制造业因此进入寒冬期。2007年我国电子设备制造业全要素生产率出现断崖式下滑由2006年的7.3%减少到2007年的1.2%,更在2008年和2009年出现了下降。在这一阶段电子设备制造业销售总额从2007年的38538亿元增加到了2009年43680亿元,3年只增加了5000亿元左右。但是平均用工人数却从587.92万增加到了663.64万人,在金融危机期间就业人数稳步增加,为中国率先走出金融危急,保证就业起到了关键作用。在这个阶段我国电子设备制造业经受住了全球金融危机的洗礼,为后一阶段奠定电子设备制造业健康发展起到了支撑作用。

(3) 2010年-2016年为我国电子设备制造业第三发展阶段。2010年美国金融危机对全球的影响基本过去,全球经济进入复苏区间。并且在同一时期智能手机,互联网等电子设备或相关行业得到了迅猛发展,尤其是智能手机及其应用的发展使得电子设备在笔记本电脑产量增长乏力的情况下发展迅速,这都使得我国电子设备制造业迎来了第二

个春天。2010年我国电子设备制造业全要素增长率开始反弹达到了2.3%比2009年增加了4.3%,而2011年全要素增长率更达到了7.1%为2007-2016十年来最高值。2009年电子设备制造业销售总额为43680.24亿元而2016年达到了98457.24亿元,6年间增长了一倍多。增长原因除了技术进步的推动以外更重要的是投资的大量增加。我国电子设备制造业资本存量从2009年的29737.5亿元增加到了2016年的79055.49亿元,增长幅度为165%,同期平均用工人数从663.64万人增加到了890.26万人,只增加了34.1%。电子设备制造业的发展出现从劳动密集型向资本密集型转换的特征。其原因首先是随着我国劳动力工资水平的不断提高企业在技术进步上选择了资本偏向型技术进步,在加大资本投入的同时减少雇佣人数以节省成本,其次随着我国制造业转型升级和制造业2025计划的提出各企业纷纷推动生产自动化和智能化,随着生产自动化和智能化的不断普及,制造业也会从传统的劳动密集型产业转向了资本密集型产业。

通过对我国电子设备制造业发展过程的梳理,本文发现电子设备制造业经历的快速发展、接受洗礼和转型升级三个过程。在最近几年电子设备制造业作为互联网、物联网等高新技术和概念的基础行业,也是制造业中竞争力较强,技术性较高的行业,其发展逐步稳定。虽然近几年电子设备制造业的生产效率没有显著的提升,但电子设备的质量改进速度极快、市场竞争程度激烈、市场发展迅速,随着印度、非洲等欠发达地区的快速发展,电子设备制造业的发展也会迎来新的发展阶段。

3.结论和政策建议

本文利用Malmquist生产率指数法对2001-2016年我国电子设备制造业全要素生产率及其分解构成进行了实证计算,得到了以下结论:

第一,我国电子设备制造业经历了快速发展,经历洗礼和走向转型三个主要发展阶段。首先在我国加入WTO以后,由于拥有较低的劳动力成本和优惠的政策大量企业在中国进行投资,电子设备制造业发展迅速。2002-2006年间电子设备制造业全要素增长率年均增长8.4%,更在2003年达到了14.9%的历史最高水平。在2008年左右由于全球金融危机的影响电子设备需求下降我国电子设备制造业经历寒冬期。在金融危机期间电子设备制造业全要素生产率大幅下滑,从2006年的7.3%迅速下滑至2009年的-2%。但电子设备制造业的平均用工人数依然在稳步上升,在金融危机期间起到了很好的就业支撑作用。到2010年金融危机对制造业的影响已经基本过去后,全球迎来了一次由智能手机及互联网应用为主的发展器,作为其制造业基础电子设备制造业发展迅速。我国电子设备制造业规模以上工业销售总额从2009年的43680.24亿元增加到了2016年的98457.24亿元。在此基础上我国电子设备制造业全要素生产率稳步增长,但呈现了由劳

动力密集型产业向资本密集型产业转变的特征，其技术进步具有明显的偏向型。

第二，我国电子设备制造业全要素生产率在分解时体现了明显的技术进步效应远远大于技术效率的提升。这是由于电子设备制造业在制造业中属于高技术、高自动化的行业。与其他制造业相比，电子设备制造业产业水平高，生产效率也高。在质量监督总局发布的《全国制造业质量竞争力指数公报》中电子设备制造业曾连续8年位列第一，在最新发布的2015年公报中，计算机、通信和其他电子设备制造业竞争力指数为90.74远高于制造业总的83.51的竞争力指数。因此我国电子设备制造业全要素生产率增加的主要动力便是技术进步，技术效率已经很高。而想要全要素生产率提高就必须加大投资。2016年电子设备制造业资本存量达到79055.49亿元。

第三，我国电子设备制造业已经进入了转型发展期。在制造业2025计划提出以后我国制造业加速进入转型。电子设备制造业转型趋势明显，我国电子设备制造业资本存量从2009年的29737.5亿元增加到了2016年的79055.49亿元，增长幅度为165%，同期平均用工人数从663.64万人增加到了890.26万人，只增加了34.1%。因此我国电子设备制造业作为高新技术在制造业中的代表将率先转型。

根据上述结论本文带来的政策方面启示如下：首先为促进我国电子设备制造业转型发展应该加大对电子设备制造业的投资，尤其是如集成电路等高端产品的研发投入，电子设备制造业的生产效率极其依赖高投入带来的技术进步。其次在电子设备制造业转型后其带来的高就业效应一定会受到影响，尤其是技术上较为低端的产线工人。政府应做好准备，将劳动力向第三产业转移。最后我国虽然是电子设备制造业第一大国，但处于产业链的低端位置，为了我国电子设备制造业的长期发展应加大对高端电子设备制造和电子产品品牌的扶持改变我国电子设备制造业大而不强的局面。

参考文献

- [1]陶长琪，齐亚伟.中国全要素生产率的空间差异及其成因分析[J].数量经济技术经济研究，2010(1):19-32
- [2]成力为，孙玮.市场化程度对自主创新配置效率的影响——基于 Cost-Malmquist 指数的高技术产业行业面板数据分析[J].中国软科学，2012(5):128-139
- [3]姚耀军.中国金融发展与全要素生产率——基于时间序列的经验证据[J].数量经济技术经济研究，2010(3):6-80
- [4]章祥荪，贵斌威.中国全要素生产率分析：Malmquist 指数法评述与应用[J].数量经济技术经济研究，2008(6):111-122

[5]王兵, 颜鹏飞.技术效率、技术进步与东亚的经济增长——基于 APEC 视角的实证分析[J].经济研究, 2007(5): 92-104

[6]蔡跃洲, 郭梅军.我国上市商业银行全要素生产率的实证分析[J].经济研究, 2009(9): 52-65

[7]张才明, 周正卿, 王焯.我国上市软件公司全要素生产率实证研究[J].技术经济与管理研究, 2011(2): 7-12

财 务 与 会 计

水资源资产负债表的编制方法探讨

——以深圳市宝安区为例

程凡

摘要：“探索编制自然资源资产负债表”是党在十八届三中全会印发的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中明确提出的重点改革内容之一。自然资源资产负债表作为一个崭新概念首次出现在学者们视野中即引起了广泛关注与研究。在现有的研究中，研究者们普遍认为自然资源资产负债表集会计学、资源学、统计学、管理学等多门学科知识于一体，这也体现出了编制自然资源资产负债表的困难程度。当前，自然资源资产负债表面临着基础理论不扎实、价值核算不完善以及实践经验不足等一系列问题。本文在借鉴国内外水资源资产核算的方法与体系的基础上，结合深圳市宝安区水资源资产负债表编制研究实例探讨了水资源资产负债表的编制路径、价值化方法、报表体系设计等问题，以期为自然资源资产负债表的研究提供特色案例。

关键词：自然资源资产负债表；报表体系；宝安区；水资源

1.引言

广义上的水资源指的是一切水体，狭义上的水资源具有资产属性，仅仅包括在一定技术条件、一定的时间内可以被人类利用且能够产生经济价值的水体。换言之，要使水资源成为水资源资产，必须满足以下条件：一是可以被利用，用现代科学技术或其他手段可以取得；二是产权明确；三是能用货币计量；四是预期能为所有者带来经济效益。自然环境能够提供给人们从事各项活动的水资源有限，水资源稀缺性和人们对水资源需求的增长构成了水资源可持续利用的特殊矛盾，这一矛盾又深化了水资源的资产特性。

自上世纪七十年代以来，部分国家和国际组织逐渐在水资源核算方面开展探索并取得了一定的成果。其中，澳大利亚先后颁布并实施了水会计准则和水审计准则，其水资源核算体系最为成熟。澳大利亚在借鉴传统财务会计理论的基础上，采用权责发生制原则，以水资源流量为计量单位，由该国的相关管理部门定期编制水资源报表以反映资源

的变化情况。宝安区在借鉴澳大利亚等国水资源核算经验的基础上，结合深圳市建立生态文明制度、建设国家生态市的政策背景，实践并总结出了一套适用于工业区域的水资源资产负债表的编制方法。

2. 深圳市宝安区水资源资产负债表的编制思路与技术路径

2.1 编制思路

2014年，深圳市政府将“建立和完善自然资源资产核算体系与负债表”列为深圳市的重点研究项目，宝安区作为工业区域的典型代表被确立为编制试点区域。考虑到宝安区作为“老牌”工业区域，其最为突出的环境问题是水污染问题，宝安区政府于2015年选择以水资源为编制的突破口，将“创新水环境综合治理模式”列为宝安区重点推进的改革事项之一，要求开展宝安区水资源资产负债表编制研究工作。

在实践编制水资源资产负债表的过程中，深圳市宝安区引入专业科研机构，参照国内外经验首先制定了水资源整体编制框架，并在实践中不断发现并解决问题，最后形成了完整的水资源资产负债表。宝安区水资源资产负债表编制思路如图2.1所示。

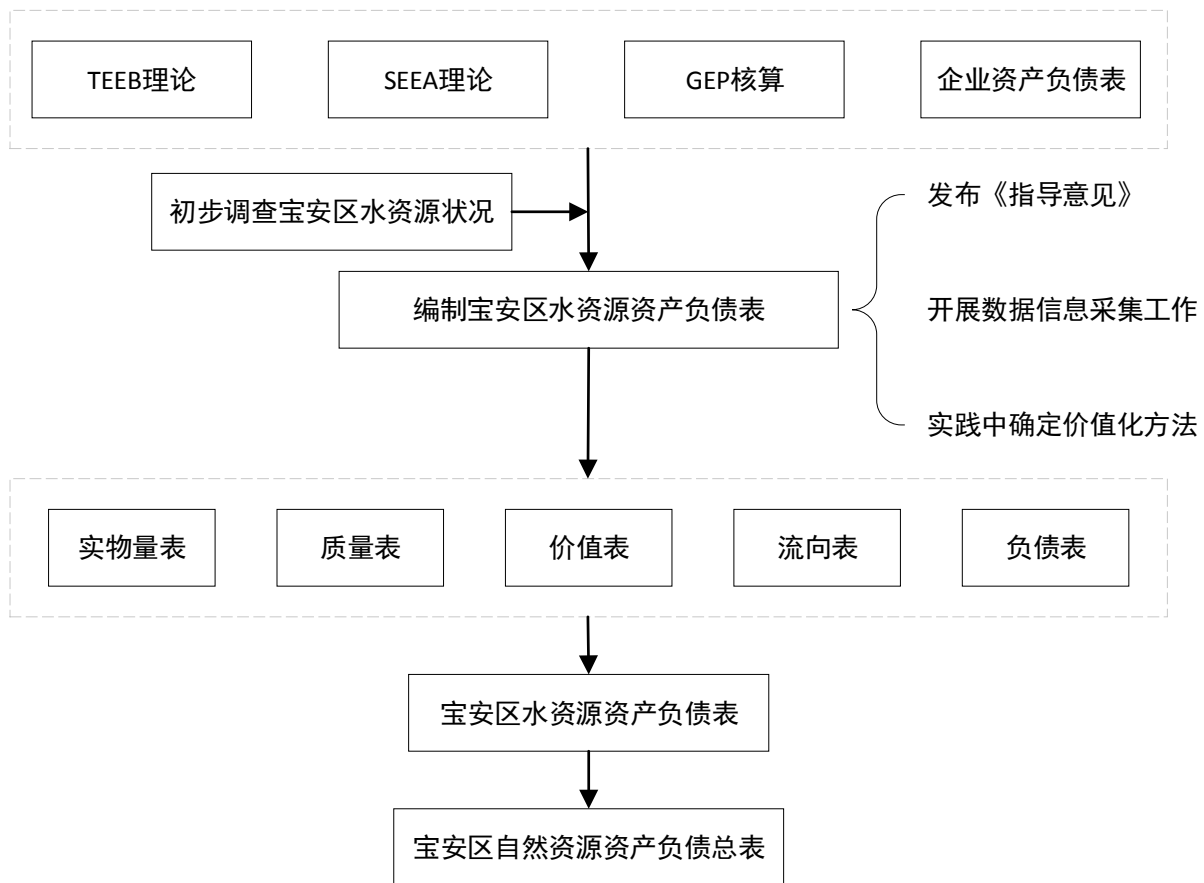


图 2.1 宝安区水资源资产负债表编制思路

2.2 技术路径

自然资源资产负债表不仅理论基础涉及诸多学科，其编制主体也由多个部门组成，涉及林业、农业、水利、国土等多个部门，是一个复杂且系统的工程，在目前无现成、可直接操作模式的情况下，深圳市遵循“由易至难”的原则、采用“先实物后价值、先存量后流量”的路径编制水资源资产负债表。

(1) 先实物后价值。实物核算是价值核算的基础，水资源价值核算准确度依赖于实物核算的完整与准确。宝安区首先建立了水资源的实物账户，以采集实物数量、气候调节、景观休闲、生物多样性等方面的数据；在确保核算体系科学性、完整性的前提下，采用治污成本法、影子工程法等计量方法，构建了对应于实物账户的价值账户，由此将不同形式的水资源（饮用水、景观水）统一到相同的度量体系中。

(2) 先存量后流量。存量核算反映的是某个时点会计主体所拥有的自然资源资产的数量与价值，而流量核算则侧重于统计在一个会计期间内该自然资源资产的变化情况。深圳市宝安区将水资源变化的驱动因素分为人为原因和自然原因，以2014年水资源资产的数量与价值为基准，核算2014-2017年宝安区因不同因素所引起的水资源变动，揭示了宝安区水资源流与经济流之间的动态关系。

3. 深圳市宝安区水资源资产负债表的价值化方法

3.1 核算指标

深圳市宝安区水资源主要包括景观水和饮用水两部分，饮用水的水质要求比景观水的水质要求更高，且饮用水价值化方法更复杂，故本文重点以饮用水为对象阐述宝安区水资源价值化方法。深圳市饮用水资源资产价值由饮用水资源的实物资产价值和生态服务价值两部分组成，前者主要包括某一水质的饮用水的单价；后者主要考虑单位水体的气候调节价值，以及单位体积水库生物资源保护价值。价值计算基本方法为价值等于数量乘以价格。计算公式如下。

$$P_d = \sum_{i=1}^n K_i R_i \quad (3.1)$$

$$S_d = \sum_{j=1}^n K_j R_j \quad (3.2)$$

上述公式中 P_d 为饮用水实物资产价值， S_d 为饮用水生态服务价值， K_i 为水量， R_i 为水价， K_j 为第 j 种饮用水生态服务功能量， R_j 为第 j 种饮用水生态系统服务价格。宝安区参照已有的水资源价值核算经验，选用治理成本法、影子工程法、机会成本法等进行价值核算，水核算体系指标如表3.1。

表 3.1 深圳市宝安区饮用水资源价值核算体系指标

核算因子	核算方法	所需数据、资料	数据获取方式
实物资产价值	治污成本法	饮用水资源量	数据采集
		饮用水水质	数据采集
		水质提升成本	成本核算
区域气候调节价值	影子工程法	水域面积	数据采集
		水域的降温升温效果	数据采集
		水域每年气候调节的天数	数据采集
		空调降温升温 1℃所需的电能耗	市场调查
		电价	市场调查
生物多样性保护价值	机会成本法	单位面积水域的生物资源保护价值	成果参照
		水域面积	数据采集

3.2 核算方法

3.2.1 饮用水实物量价值

依照治污成本法原理，饮用水的水质变化和污染处理成本分为两个阶段：阶段一为由最劣水提升到景观水，阶段二为由景观水提升到饮用水。宝安区采用两个阶段的水资源的污染治理成本单价作为水资源的实物量核算单价。核算单价公式如下。

$$K_{水质} = K_1 + K_2 = C_1 \Delta q_1 + (C_2 + C_{库}) \Delta q_2 \quad (3.3)$$

公式(3.3)中 $K_{水质}$ 表示达标饮用水价格[元/(t a)]； C_1 为景观水单位综合水质提升的成本（元/t）； Δq_1 为最劣水提升到景观水的水质指数提升量； C_2 为饮用水单位综合水质提升的成本（元/t）； $C_{库}$ 为单位库容造价（元/m³）； Δq_2 为景观水提升到饮用水的水质指数提升量。

3.2.2 区域气候调节价值

水域或者植被通过蒸发或蒸腾的作用，能对一定区域范围的小气候起到调节作用，如降温、增湿等。依据影子工程法的原理，宝安区采用电价作为气候调节的影子价格进行价值核算。总价值计算公式如下。

$$S_{气候} = 10000AC_{电} \sum w_j d_j \Delta t_j \quad (3.4)$$

公式(3.4)中， $S_{气候}$ 为区域气候调节效果价值（元/a）； A 为水域面积（hm²）； $C_{电}$ 为深圳电价（元/度）； w_j 为空调降温升温 1℃所需的电能耗[度/(m²·d)]； d_j 为水域每年气候调节的天数（d）； Δt_j 为气候调节区与非气候调节区得到温差（℃）； j =升温、降温。

经测算,按3~6m高的气候调节空间来计算,采用一台1.5匹的空调代替,则每天降温1℃的电能耗为8~16度/m²,升温1℃电能耗为7~15度/m²。

3.2.3 生物多样性保护价值

水域为水生生物提供栖息地,从而达到保育生物多样性的目的。结合现有的相关研究成果,宝安区通过目标资源(饮用水资源)和基准资源(森林资源)的生物多样性保护价值比,对基准资源的生物多样性保护价值进行校核,计算得到目标资源的生物多样性保护价值。

$$S_{\text{生物}} = \frac{\mu}{\mu_0} S_0 A \quad (3.5)$$

公式(3.5)中 $S_{\text{生物}}$ 为水域的生物多样性保护价值(元/a); μ 为水域的生物多样性保护价值比; μ_0 为参考基准资源的生物多样性保护价值比; S_0 为参考基准资源的单位面积生物多样性保护价值[元/(hm²·a)]; A 为水域面积(hm²)。

4. 深圳市宝安区水资源资产负债表的报表体系

宝安区水资源资产负债表报表体系主要由实物量表、质量表、价值表、流向表和负债表五张表,按照层次递进组成。

4.1 实物量表

表 4.1 宝安区水资源资产实物量表

水资源资产指标	水资源资产实物量		水资源资产变化量
	期初量	期末量	
饮用水 (m ³)			
景观水 (km ³)			

水资源实物核算是其价值量评估的前提,水资源资产实物量表反映实物数量情况,是水资源资产核算和负债表编制工作的数量基础。宝安区水资源资产实物量表如表 4-1 所示,纵列将宝安区水资源分为饮用水资源和景观水资源,横列为每类资源的期初值、期末值以及变化情况。

4.2 质量表

表 4.2 宝安区饮用水水源地质量表

单位: mg/L

分类项目	地表水环境质量标准(参照 GB3838-2002)	期初	期末	同比变化
pH 值	6~9			
溶解氧	≥ 2			
高锰酸盐指数	≤ 15			
铁	≤ 0.3			
锰	≤ 0.1			

水资源资产质量表反映了水资源资产质量情况,是衡量水资源价值的依据,是开展水资源资产核算的先决条件;在水资源资产核算时,首先要通过质量表反映质量的好坏,然后再通过质量价值关系将质量的好坏转化为价值的高低,最终核算出价值。宝安区饮用水主要由铁岗、石岩、罗田和长流陂水库提供,4座饮用水水源水库均按照上表编制水资源质量表。

4.3 流向表

表 4.3 宝安区水资源资产流向表

水资源 指标	期初	期末	人为干扰				自然干扰	
			本级及下级政府		上级政府		上升量及 原因	下降量及 原因
			上升量 及原因	下降量 及原因	上升量 及原因	下降量 及原因		
饮用水								
景观水								

水资源资产流向表反映水资源资产实物存量和质量变化的原因,同时也可以表明水资源资产价值变化的客观原因,作为水资源资产负债表的重要补充,为明确水资源资产损益的责任划分提供了依据。上表中人为干扰的主要因素有政策法规、规划计划、应急管理,自然干扰原因主要有气象灾害、海洋灾害等自然灾害。

4.4 价值量表

表 4.4 宝安区水资源资产价值量表

水资源指标	核算项目	期初值	期末值	变化量
饮用水	实物资产			
	区域气候调节			
	生物多样性保护			
景观水	实物资产			
	区域气候调节			
	景观休闲			

开展水资源资产价值核算是编制水资源资产负债的终极目标,以货币为衡量标准对水资源进行价值计算,能够将不同质量的水资源进行统一定量和比较。宝安区水资源资产价值量表记录当期水资源资产的价值及其变化情况,并作为资产项构成水资源资产负债表。

4.5 负债表

表 4.5 宝安区水资源资产负债表

资产类型	期初值	期末值	负债和净资产	期初值	期末值
饮用水			污染治理成本		
景观水			生态维护成本		
递延资产			负债合计		
资产合计			净资产		

水资源负债表综合记录了水资源管理者对水资源资产的投入、拥有的权益及其变化情况,并作为负债项构成水资源资产负债表。上表中资产像包括水资源资产和递延资产,由于污染治理在资金投入的当期往往无法及时产生收益,因此需要将该部分资金按年摊销,待摊销资产即递延资产。依据资金用途,宝安区水资源资产负债项包括污染治理成本和生态维护成本。

5. 结论与讨论

宝安区编制自然资源资产负债表的目的在于量化自然资源的价值并厘清不同会计期间的变化情况,进而分析变化原因,并提出相应的解决措施。在编制过程中,宝安区

以水资源为突破口以期逐步“编实”自然资源资产负债表,本文总结了深圳市宝安区水资源核算和资产负债表的编制经验,以期以该经验为“引玉之砖”,推进自然资源资产负债表编制工作。通过对宝安区水资源编制实践的研究,笔者发现目前编制自然资源资产负债表仍存在诸多困难,列示如下供大家深入探讨。

(1) 自然资源资产数据提取困难。自然资源资产负债表数据涉及分布、数量、质量、价值、权属等诸多问题,由于数据统计程序复杂,技术难度大,导致数据采集效率不够,数据链出现断层,难以满足编制需要。

(2) 自然资源资产价值核算方法难以统一。目前开展自然资源资产价值评估的研究方法很多,基于不同方法估算的自然资源价值量往往差异较大,甚至是数量级别的差距,不具有可比性。

(3) 自然资源资产质量价格体系有待完善。目前国内有关自然资源资产价值核算的方法,其价值量主要通过实物量和相关价格参数计算获得,质量往往是被忽略的。一个合理的自然资源资产价值不仅能体现实物量的多少,还应能反映质量的高低。因此,需深入剖析自然资源资产质量与价格之间的关系,解决当前自然资源资产价值不能精确反映自然资源资产质量高低的问题。

参考文献

[1]陈艳利,弓锐,赵红云.水资源资产负债表编制:理论基础、关键概念、框架设计[J].会计研究,2015, No.335(09):18-26

[2]陈波,杨世忠.会计理论和制度在水资源管理中的系统应用——澳大利亚水会计准则研究及其对我国的启示[J].会计研究.2015,(02):13-19

[3]耿建新,胡天雨,刘祝君等.我国国家资产负债表与水资源资产负债表的编制与运用初探——以SNA2008和SEEA2012为线索的分析[J].会计研究,2015, No.327(1):15-24

[4]黄溶冰,赵谦.水资源核算——从账户到资产负债表:演进与启示[J].财经理论与实践,2015, v.36;No.193(1):77-80

[5]刘明辉,孙冀萍.论“水资源资产负债表”的学科属性[J].会计研究,2016, No.343(05):5-10

小米公司可转换可赎回优先股会计处理探究

李 乐

摘 要：可转换可赎回优先股并非传统公司的主要股权形式，但在近年来接受大量风险投资的互联网创业公司中较为常见，其公允价值变动损失也成为这类公司寻求上市时财务报表中列示的亏损的主要来源。本文在小米公司 2018 年 5 月 3 日于香港提交的招股说明书为基础，分析在国际财务报告准则（IFRS）下的会计处理方法以及财务状况的影响，对比在美国会计准则（US GAAP）下对可转换可赎回优先股会计处理方法以及财务状况的影响。通过分析可知，在国际会计准则下，小米公司真实财务状况被严重扭曲，可转换可赎回优先股计入当期损益的公允价值变动，造成利润大幅度变化，但并不影响当期现金流量，对利润表带来一种“反直觉”效果，即公司前景良好的情况下增加亏损，而公司前景变差的情况下反而增加了利润。而在美国会计准则下并不会造成这一效果。

关键词：会计处理；可转换可赎回优先股；“反直觉”效果

1. 引言

小米公司 2018 年 5 月 3 日于香港交易所上载 IPO 文件，根据招股书数据，小米公司 2015、2016 以及 2017 年的营收分别是 668 亿、684 亿以及 1146 亿，经营利润也分别是 14 亿、38 亿以及 122 亿，但其 2017 年年度利润却为亏损 439 亿。而对其亏损的 439 亿元进行更细致的分析可以发现，造成亏损的原因系可转换可赎回优先股的公允价值变动，截至 2017 年年底，小米公司有净负债人民币 1272 亿。可转换可赎回优先股并非传统公司的主要股权形式，但在近年来接受大量风险投资的互联网创业公司中较为常见，其公允价值变动损失也成为这类公司寻求上市时财务报表中列示的亏损的主要来源。

本文在小米公司 2018 年 5 月 3 日于香港提交的招股说明书为基础，分析在国际财务报告准则（IFRS）下的会计处理方法以及财务状况的影响，对比在美国会计准则（US GAAP）下对可转换可赎回优先股会计处理方法以及财务状况的影响。

2. 案例概况

2.1 公司简介

北京小米科技有限责任公司是一家创立于2010年3月3日的互联网公司。“为发烧而生”是小米的产品概念。小米公司的主营业务分为4个模块，分别是智能手机、生活消费产品与IoT（物联网）、互联网服务及其他。其中，智能手机业务是其主要收入来源。

2.2 事件经过

2018年5月3日，小米科技有限责任公司公司向香港交易所提交上市申请，预计此次筹资至少100亿美元。小米公司招股文件表明，小米公司计划将30% IPO资金用于研发及开发智能手机等核心产品；30% IPO资金用于扩大投资及强化生活消费品与物联网产业；30%用于全球扩展；10%用作一般营运用途。根据小米公司招股书披露的信息，小米公司的2015年至2017年三年期间，分别亏损76亿、盈利4.916亿、亏损439亿。2017年的439亿的亏损与小米公司自成立以来发行的12个系列的可转换可赎回优先股的公允价值变动有关。

2.3 小米公司可转换可赎回优先股概况

优先股在公司盈利后分红及清算时对剩余财产分配的权利级别是高于普通股。可转换优先股是在某些条件下公司同意持有人把优先股部分或者全部按照确定比例转成为普通股的优先股。可赎回优先股是在一段时期后可按发行时规定的定价方式进行定价并由公司购买部分或者全部的优先股。

小米公司自成立以来至2017年年末，累计发行了12个系列的优先股，共发行3.06亿股，募集美元15.81亿，折合人民币约为98亿。概况如表2.1。

表 2.1 小米公司优先股发行情况表

轮次	首份购股 协议日期	最后支付 代价日期	股份总数 (股)	每股成本 (美元)	募集资金总额 (美元)
A 系列	2010/9/28	2011/5/17	102,500,000	0.1	10,250,000.00
B-1 系列	2010/12/21	2010/12/24	60,775,862	0.411348	25,000,029.28
B-2 系列	2010/12/21	2010/12/24	4,297,283	0.581763	2,500,000.25
B+系列	2011/4/11	2011/4/21	4,727,011	0.581763	2,750,000.10
B++系列	2011/8/24	2011/9/16	1,031,347	0.581763	600,000.00
C 系列	2011/9/30	2012/4/16	42,020,822	2.0942	88,000,000.00
C+系列	2011/11/10	2011/11/29	1,002,765	2.0942	2,100,000.00
D 系列	2012/6/22	2012/12/21	26,379,554	8.1882	216,000,000.00
E-1 系列	2013/8/5	2013/8/6	5,319,419	15.04	80,004,061.76

(续表)

轮次	首份购股协议日期	最后支付代价日期	股份总数(股)	每股成本(美元)	募集资金总额(美元)
E-2 系列	2013/8/5	2013/8/6	1,066,016	18.76	19,998,460.16
F-1 系列	2014/12/23	2017/8/24	48,787,104	20.1682	983,948,070.89
F-2 系列	2014/12/23	2017/8/24	8,376,037	17.9273	150,159,728.00
合计			306,283,220		1,581,310,350.44

数据来源: 小米公司招股说明书

从披露的招股说明书中, 可看到小米公司的可转换可赎回优先股主要拥有以下权利:

(1) 股息权

优先股持有人有权就每股优先股按每股原发行价 8% 的比率收取股息以及累计未发放的股息。

(2) 转换权

持有人可自 2015 年 7 月 3 日起, 在小米公开上市或超过 50% 已发行但未赎回 A 系列优先股的持有人书面同意或超过 2/3 已发行但未赎回优先股 (A 系列除外) 的持有人书面同意, 转换时按照发行时候合同规定的有效的相关转换价自动转换为普通股。

(3) 赎回权

自 2019 年 12 月 23 日开始, 以合法可作此用途的资金, 按优先股发行价加 8% 股息及已宣告发放但实际还未实际支付股息总数与优先股现行公允价值两者之间较高的价格, 赎回持有人要求的全部或者一些已发行还未赎回的优先股。

(4) 清盘优先权

持有人有权在清算时, 按发行价加 8% 股息及已宣告发放但实际未支付股息总数, 或优先股发行价格和发行价格 10% 之和较普通股收取剩余的权益。

而如果小米公司在中国香港成功上市, 优先股的赎回权并未触发, 所以待其上市发售完成后, 其全部优先股自动转换为普通股。

3. 小米公司可转换可赎回优先股分析

3.1 可转换可赎回优先股的特点

持有人被授予一定权利, 即在某些条件满足的条件下, 可以将持有人持有一定份额的优先股按照一定比例转换为规定数额的普通股, 或将卖给公司赎回。对于持有人来说, 当公司经营较好, 可选择转换成普通股; 而公司经营困难时, 可以不转换而收取规定数量的股息, 或要求公司赎回持有人股票以避免损失。一些快速发展的企业初期估值较低, 投资者以较低的价格购得优先股, 待企业成功上市时退出可能获取几倍甚至成百上千倍的收益。

而对于发行优先股的公司来说，公司在发行的时候收到了固定的融资款项，而承担了日后进行转换或赎回的不确定成本的义务。这种相对更能保障投资者权益的融资方式使得一些前期尚未盈利的初创企业更加容易获得投资以支撑后续发展。尤其对需要大笔“烧钱”的众多互联网企业来说，发行可转换可赎回优先股以快速获取大额投资成为非常受欢迎的融资方式。

3.2 可转换可赎回优先股会计处理

现行两大会计准则包括，以英国等国主导的国际财务报告准则（IFRS）和美国使用的美国会计准则（US GAAP）。虽然近年来业界一直在致力于两者的趋同，以期在全球化的背景下，使得财务报告更加统一，减少由于准则不一致带来的成本，但两大准则目前依然在很多项目上有着不同的会计处理方式。

小米公司寻求在中国香港进行 IPO，需遵循香港所执行的 IFRS 准则财务对公司状况进行报告。对于可转换可赎回优先股的处理，首先需要判断其是负债还是权益，在 IFRS 体系下，IAS 32 认为，不是其法律形式而是金融工具的实质决定其在会计处理当中的类型。区分金融负债以及权益工具的关键是，发行人是否承担被要求在己方有潜在不利的情况下把现金或其他金融资产交付给持有人，或者是与持有人交换其他金融资产的义务。当有着如此的义务，不管为实现义务的结算方式如何，金融工具就将会被归类为金融负债。同时，确认为金融负债的划分标准之一是当以主体自身权益工具或可以以主体自身权益工具结算的一项非衍生工具合同，主体一定或有一定的可能性交付数量可变的自身权益工具的义务。

小米优先股的转为普通股时，需要按变动对价而不是固定对价转换；同时持有人行使赎回权时，按优先股发行价加 8% 股息及已宣告发放但实际还未实际支付股息总数与优先股现行公允价值两者之间较高的价格，即赎回权的价格不是固定的，不符合 IAS 32 对于权益工具要求的划分，即未来发行固定数量的股份结算一项固定金额的现金或其他金融资产的义务的情况下，该类合同通常分类为权益工具。因此小米将可转换可赎回优先股划分为金融负债，这一做法完全符合 IFRS 的要求。

《国际会计准则第 39 号：确认和计量》规定了可转换可赎回优先股作为负债需每年评估公允价值，并把公允价值造成的收益或亏损计入当期损益。作为金融负债，后续的计量必须按公允价值计量，并将公允价值的变动额而作为盈利或者亏损计入当期损益，结果是 2017 年的小米公司利润减少 541 亿，2017 年年末 1272 亿的资不抵债。小米公司 2015 年到 2017 年合并利润表如图 2.1，合并资产负债表如图 2.2。

	截至12月31日止年度					
	2015年		2016年		2017年	
	人民幣	%	人民幣	%	人民幣	%
	(千元, 百分比除外)					
收入	66,811,258	100.0	68,434,161	100.0	114,624,742	100.0
銷售成本	(64,111,325)	(96.0)	(61,184,806)	(89.4)	(99,470,537)	(86.8)
毛利	2,699,933	4.0	7,249,355	10.6	15,154,205	13.2
銷售及推廣開支	(1,912,765)	(2.9)	(3,022,313)	(4.4)	(5,231,540)	(4.6)
行政開支	(766,252)	(1.1)	(926,833)	(1.4)	(1,216,110)	(1.1)
研發開支	(1,511,815)	(2.3)	(2,104,226)	(3.1)	(3,151,401)	(2.7)
按公允價值計入損益之						
投資公允價值變動	2,813,353	4.2	2,727,283	4.0	6,371,098	5.6
分估按權益法入賬之投資虧損	(92,781)	(0.1)	(150,445)	(0.2)	(231,496)	(0.2)
其他收入	522,436	0.8	540,493	0.8	448,671	0.4
其他(虧損)/收益淨額	(379,439)	(0.6)	(528,250)	(0.8)	72,040	0.1
經營利潤	1,372,670	2.0	3,785,064	5.5	12,215,467	10.7
財務(費用)/收入淨額	(85,867)	(0.1)	(86,246)	(0.1)	26,784	0.0
可轉換可贖優先股公允價值變動	(8,759,314)	(13.1)	(2,523,309)	(3.7)	(54,071,603)	(47.2)
除所得稅前(虧損)/利潤	(7,472,511)	(11.2)	1,175,509	1.7	(41,829,352)	(36.5)
所得稅費用	(154,519)	(0.2)	(683,903)	(1.0)	(2,059,763)	(1.8)
年度(虧損)/利潤	(7,627,030)	(11.4)	491,606	0.7	(43,889,115)	(38.3)
非國際財務報告準則計量:						
經調整(虧損)/利潤(未經審核) ⁽¹⁾	(303,887)	(0.5)	1,895,657	2.8	5,361,876	4.7

图 2.1 小米公司 2015 年~2017 年合并利润表

数据来源: 小米公司招股说明书

	12月31日		
	2015年	2016年	2017年
	(人民幣千元)		
非流動資產總值	14,184,010	20,129,283	28,731,300
流動資產總值	24,952,527	30,636,318	61,138,461
資產總額	39,136,537	50,765,601	89,869,761
非流動負債總額	109,310,565	116,760,214	169,947,781
流動負債總額	16,464,280	26,063,262	47,132,671
負債總額	125,774,845	142,823,476	217,080,452
淨負債	(86,638,308)	(92,057,875)	(127,210,691)
股本	150	150	150
儲備	(86,714,628)	(91,191,820)	(127,272,511)
非控股權益	76,170	133,795	61,670
總權益	(86,638,308)	(92,057,875)	(127,210,691)
權益及負債總額	39,136,537	50,765,601	89,869,761

图 2.2 小米公司 2015 年~2017 年合并资产负债表

数据来源: 小米公司招股说明书

而如果小米公司寻求在美国上市, 则在美国会计准则 (US GAAP) 的框架下进行会计处理。2007 年, FASB 提出了三种不同的划分标准, 即“基础所有者法”、“所有者一

一结算法”及“重估预期结果法”。FASB 首推的方法是第一种，后两种是次优选择。“基本所有权法”的两个原则永久存续原则以及直接所有权关系原则判定但凡符合“直接所有权关系”的工具都应该归类为权益工具，即使该工具并不是永久存续的。而“直接所有权关系”，是指金融工具持有人对一个主体净资产的请求权。FASB 认为权益工具的最根本特征就是持有人承担风险，并能够获得潜在的收益，该收益上下浮动而非固定。例如，以公允价值赎回股份工具该工具的标的股份是普通股，而且赎回价格是以公允价值来计算，那么该工具符合“直接所有权关系”原则的范畴，虽然其存续不是永久的，但应该归类为权益工具。

条款中，赎回时按优先股发行价加 8% 优先股股息及已宣告发放但实际未支付股息之和与优先股公允价值两者较高的价格，转换时按照有效的相关价自动转为 B 类普通股。优先股的条款可以明显判定是持有人承担风险，并能够获得潜在的收益，该收益上下浮动而非固定。因此在 US GAAP 准则下小米公司的优先股被划分为权益工具。被划为权益工具，后续计量时不需要使用公允价值重新计量，最后的结果是小米公司 2017 年利润增加 541 亿元，净资产也从 -1272 亿的资不抵债变为 343 亿。

3.3 小米公司真实财务状况分析

IFRS 和 US GAAP 两者不同的处理方式，造成优先股是金融负债还是权益工具不同认定，及其对于后续处理也有所不同。在 IFRS 准则的会计处理下，可将小米公司经营严重亏损，甚至是资不抵债濒临倒闭情况。这是因为当公司具有良好的发展前景时，公司本身的公允价值增加，小米公司优先股中包含的可转换期权的公允价值也会增加。由于小米公司优先股被视为公司的负债项目，所以优先股公允价值的增加部分，就会被视为“负债”的增加，计为公司的亏损项目。当信用风险增加时，小米本身的公允价值减少，可转换期权的公允价值也减少，也即金融负债公允价值减少，使得公司确认收益，计为公司的盈利项目。这就造成了一种“反直觉”的效果，即公司前景良好的情况下增加亏损，而公司前景的变差的情况下反而增加了利润。而 US GAAP 准则的会计处理下，小米公司运营良好，资本雄厚，由于小米公司优先股被视为公司的权益工具，优先股公允价值的变动并不会对于公司的负债有所影响，后续的资产负债表日不需要重新计量。

但究竟哪一种会计处理能够正确描绘小米公司目前的财务状况。笔者认为两种会计处理方式都有正确的地方，但是在小米公司即将于香港上市的背景下，US GAAP 准则的会计处理更接近于小米公司目前的财务状况。因为，首先小米公司通过优先股募集的资金不到 98 亿元，而这些发行的优先股到 2017 年末优先股的公允价值已经增加接近 17 倍，高达 1615 亿元，持有人如果不论行驶转换权或者赎回权，都可获得丰厚的回报。

而基于理性经济人,持有人放弃转股权或出售权的几率近似为零。如此一来,小米公司并不具有支付现金或转移其他资产的现时义务。其次,小米公司的优先股条款明确表明持有人可自2015年7月3日起,按照优先股发行时候合同规定的转换时有效的相关转换价自动转换。持有人将优先股转换为普通股时,负债也将不复存在,也不需要小米公司支付相关的现金或者资产,使得小米公司利益的流出。

虽然可转换可赎回优先股公允价值变动不会影响企业价值,但是也的确会造成账面上“反直觉”的效应,即公司风险降低的情况下增加亏损,而公司风险增加的情况下反而增加了利润。IASB也注意到了这种“反直觉”效应,为消除其可能带来的投资判断失误,在2014年7月进行了修订:主体自身信用风险使得的该等金融负债的公允价值变动部分计入其他综合收益。这个修订将于2018年1月1日实施。也就是说2018年以后,此类变动将不再影响当期利润,小米公司所遇到的这种尴尬,以后将不再存在。

4.结论

国际财务报告准则(IFRS)下,小米公司对于可转换可赎回优先股的会计处理造成的由于公允价值变动利润亏损只是一个会计处理,对于净利润来说,亏损其实是账面损失;对于资产负债表来说,资不抵债也只是一个会计处理,对公司的持续经营不会产生影响;而小米公司的现金流也十分充足。小米公司真实财务状况被IFRS严重扭曲,造成了一种“反直觉”的效果,即公司前景良好的情况下增加亏损,而公司前景变差的情况下反而增加了利润。

参考文献

- [1]江慧蓉.优先股融资的财务效应和市场效应研究[D].浙江工商大学,2018
- [2]李青原,张泓语.上市公司优先股融资的抉择——由广汇能源终止优先股发行引发的思考[J].财务与会计,2016(02):35~37
- [3]史琪.资本市场融资方式创新研究——混合性筹资工具的选择与应用[J].财会通讯,2016(05):13~16
- [4]施进益,肖振红.非商业银行优先股条款的设置抉择——由晨鸣纸业优先股的高回报率条款引发的思考[J].财务与会计,2017(16):17~19
- [5]田玉,高绍福.浅析金融负债的“反直觉”效应[J].中外企业家,2016(16):53~55
- [6]宣和.IFRS9对金融资产和金融负债分类与计量原则的修改及其应对[J].中国注册会计师,2014(05):95~102+3

-
- [7]Financial Accounting Standards Board (FASB).2006. Fair Value Option Comment Letter Analysis. May 10, 2006. Norwalk, CT: FASB
- [8]Lipe, R. Fair Valuing Debt Turns Deteriorating Credit Quality into Positive Signals for Boston Chicken.Accounting Horizons [J]. 2002, 16(2):169—181
- [9]Revealed stock preferences of individual investors: Evidence from Chinese equity markets[J]. Lilian Ng,Fei Wu. Pacific-Basin Finance Journal. 2005(2):175—192
- [10]Saeyoung Chang,John Puthenpurackal. Repurchases of convertible preferred stock and shareholder wealth[J]. Journal of Business Research. 2014(4):623-630

混合所有制、冗余雇员与企业绩效

罗思

摘要：十六届三中全会在论述公有制的实现形式时，首次明确提出了要大力国有资本、集体资本和非公有资本等参股的混合所有制，实现投资主体多元化，使股份制成为公有制的主要实现形式。国有企业中普遍存在的冗余雇员影响企业的效益，不利于企业的长远发展。因此，对企业实施绩效管理是很有必要的，混合所有制是国有企业走出困境的有效途径。本文主要研究冗余雇员在混合所有制改革对企业绩效影响过程中的作用，将混合所有制企业与非混合所有制企业进行对比研究，由于样本量不是特别大，且时间序列较短，因此，本文采用混合截面数据的相关模型和方法。在检验冗余雇员在混合所有制与企业绩效之间的中介作用时，本文主要应用中介效应检验方法。本文认为，由于非混合所有制企业存在更多的冗余雇员，导致企业的绩效不如混合所有制企业。冗余雇员会随着混合所有制程度的提高而减少，混合所有制会影响企业的冗余雇员进而作用于企业绩效，并据此提出了一些相关的政策建议。

关键词：混合所有制；冗余雇员；企业绩效；中介效应

1.引言

目前学术界对混合所有制企业的界定都比较成熟。一般来说，混合所有制企业有两种形成方式，一是国有独资企业通过吸收民间投资而形成，可称之为“国退民进”型；二是私营企业通过吸收国有投资而形成，可称之为“国进民退”型。所以，积极踊跃地发展混合所有制经济的现实意义是十分深远的，这对于进一步稳固和发展社会主义基本经济制度、保障市场在资源配置中施展决定性作用、提高企业的积极性推动社会财富创造和调节社会利益关系来说有着非常重要的影响。各个国家都注重于提高企业的效率增强企业的竞争力，以此促进经济更好更快的发展。中国长达二十几年的国有企业改革的重点始终都是如何提高国有企业的效率，然而这个困扰着中国二十多年的问题现如今仍然没有得到有效的解决。

对于企业而言，由于管理权和所有权的分离，企业的不同利益相关者对公司利益的回报要求也各不相同，即一个企业是融合了多方利益需求的结合体。就由利益相关者组

成的混合所有制企业的本质来说,它融合了私有制企业和国有制企业的特点。所以,企业在人力资源决策(尤其是冗余雇员管理决策)过程中可能表现出不同的偏好或收到不同的政策约束。而不同的冗余雇员管理决策会导致不同的经济后果(企业绩效)。因此,在我国正在进行的混合所有制改革背景下,将冗余雇员与企业绩效联系起来,探究这三者之间的影响路径关系,进而为国有企业在员工管理和提升绩效改革中提供理论依据。

2.理论分析与研究假设

2.1 混合所有制与企业绩效

目前关于影响企业绩效的研究已经很丰富,主要是围绕着其影响因素来开展研究,但不难发现国内外研究学者对其的研究主要还是仅仅集中在所有权结构与产业集中度这两个方面。有学者认为,当企业所有权主体较为单一时,企业所掌控的资源也较为单一,从而难以协调好各利益相关者的利益矛盾,进而影响企业绩效的提升。基于此,本文提出以下假设:

H1: 与国有控股的非混合所有制企业相比,混合所有制企业绩效更优。

2.2 混合所有制与冗余雇员

在我国,国有控股企业不仅具有提高或改善企业效益的目标,还担负着提高社会就业水平等社会目标,甚至这些企业的领导者的晋升在更大程度上取决于社会目标的完成情况,因此,与非国有控股企业相比,国有控股企业通常拥有更高水平的冗余雇员。资本是逐利的,在混合所有制企业中,由于对企业人力资源决策有实质性影响的股东在性质上更加多元化(包括了国有和非国有股东),企业的国有股东过度关注和提升社会就业等社会目标行为受到具有更强经济目标偏好的非国有股东更强烈的反对和抑制,从而企业冗余雇员的程度较低。基于此,本文提出以下假设:

H2: 与国有控股的非混合所有制企业相比,混合所有制企业的冗余雇员比例更低。

2.3 冗余雇员与企业绩效

根据人口经济学领域的相关理论,冗余雇员通常被认为是的无效劳动和负效劳动。在这种情况下,劳动量越多,企业收益或产出就越少。曾庆生和陈信元(2006)则认为,冗余雇员意味着人力资源的不良浪费,会直接导致公司的劳动力成本增加,影响公司的净利润大小,最终导致企业的绩效下降。基于此,本文提出以下假设:

H3: 冗余雇员与企业绩效负相关。

2.4 混合所有制、冗余雇员与企业绩效

企业的所有权结构和所有者性质的安排企业的顶层制度设计,属于公司治理范畴。根据公司治理的相关理论,不同性质的所有者(国有或非国有)在企业人力资源决策等

重大决策中表现出不同的偏好和动机,从而导致企业不同的冗余雇员比例。而冗余雇员的存在并非企业的最终结果,事实上,众多研究结果表明,冗余雇员会进一步降低企业效率,从而导致更低的企业绩效。很少有学者直接研究混合所有制、冗余员工与公司绩效之间的关系。在此基础上,提出了如下假设:

H4: 冗余雇员在混合所有制与企业绩效之间起中介作用。

3. 研究设计

3.1 变量定义

本文主要从冗余雇员的研究视角来探究在混合所有制改革对企业绩效的影响,因此,主要变量包括以下几个。

1. 企业绩效。我国证券市场没有西方国家成熟,股价并没有在真实的反应上市公司的内在价值,因此,本文使用国内学者常用的度量指标,即总资产收益率(ROA)=净利润/总资产或净资产收益率(ROE)=净利润/净资产。

2. 混合所有制。目前对于混合所有制的界定,学术界已经有了较统一的定义。根据前人的研究,本文对混合所有制企业进行了界定,只有同时满足以下三个条件才算为混合所有制企业,一是股份占比,即国有股和非国有股比率都超过20%;二是代表,即现有的除去独立董事的董事会成员中是否同时具有国有代表和非国有代表;三是前十大股东当中谁是否有国有和非国有股东,采用虚拟变量来度量。

3. 冗余雇员。有学者研究表明政府借助国有企业来解决冗余雇员问题,用国有企业来吸纳社会的一部分失业人口,以至于国有企业与其他企业相比通常存在超额雇员的现象。在我国的经济体制下,安排劳动力就业的重任就落在政府身上。

4. 控制变量的测度。现有的关于企业绩效研究的文献已经证明,企业的资产规模、资产负债率、成长性情况及所属地的外部制度环境都有可能对企业绩效和冗余雇员产生一定的影响,因此,本文对上述因素进行了控制,具体来说,本研究中主要使用了以下几个控制变量,本文的所有变量定义及符号见表3.1:

(1) 企业规模(Size)。企业规模越大,企业的总资产越多,相应的其每一资产创造的收益也多,因此,Size的大小会影响公司的经营绩效,一般采用 \ln (总资产)来衡量。

(2) 财务杠杆(Lev)。企业只要有负债就会存在财务杠杆,合理的资本结构会给企业带来盈利的增收,过度的资本结构会影响企业的实际运作。因此,本文使用负债比率=总负债/总资产来衡量财务杠杆。

(3) 成长性 (Growth)。企业的经营绩效毫无疑问是和企业的收入挂钩的, 每年收入都在增长, 表明企业未来的前景好, 这也影响了公司的员工。本文利用收入增长率来衡量企业的成长性。

(4) 采用市场化程度 (Market)。作为企业外部制度环境的代理变量, 用于控制其它不可观察的宏观环境变化的影响。因此, 采用行业哑变量和年度哑变量来控制其的影响程度。

表 3.1 变量表

变量名称	变量符号	变量定义与测量
企业绩效	ROA	资产收益率=EBIT/平均资产
混合所有制	MOE	虚拟变量, 若为混合所有制企业, 则为 1, 否则为 0
冗余雇员	Exstaff	实际雇员规模与模型估计的期望雇员规模之差
公司规模	Size	公司总资产的自然对数
财务杠杆	Lev	资产负债率=总负债/总资产
成长性	Growth	营业收入增长率
市场化程度	Market	市场化总体指数
行业	Indu01-11	剔除金融业后剩下 12 个行业, 共设置 11 个行业哑变量
年度	Year07, Year08	是 2007 年 Year07=1, 否则为 0; 是 2008 年 Year08=1, 否则为 0

3.2 研究方法 with 模型设计

在检验冗余雇员在混合所有制与企业绩效之间的中介作用时, 本文主要借鉴温忠麟等(2004)提出的中介效应检验方法, 主要的模型如下:

$$ROA = a_0 + a_1MOE + a_2Size + a_3Lev + a_4Growth + a_5Market + \varepsilon_1 \quad \text{模型 (1)}$$

模型 (1) 用来检验自变量 (混合所有制) 与因变量 (企业绩效) 的关系是否显著。

$$Exstaff = b_0 + b_1MOE + b_2Size + b_3Lev + b_4Growth + b_5Market + \varepsilon_2 \quad \text{模型 (2)}$$

模型 (2) 分别检验自变量与中介变量 (冗余雇员) 的关系是否显著。

$$ROA = c_0 + c_1Exstaff + c_2Size + c_3Lev + c_4Growth + c_5Market + \varepsilon_3 \quad \text{模型 (3)}$$

模型 (3) 中介变量与因变量的关系是否显著。

$$ROA = d_0 + d_1MOE + d_2Exstaff + d_3Size + d_4Lev + d_5Growth + d_6Market + \varepsilon_4 \quad \text{模型 (4)}$$

如果成立了模型(2)和模型(3)所检验的相应假设,则将自变量和中介变量结合起来,检验其对因变量的影响。

在模型(1)至模型(4)中, a, b, c, d 是方程的回归系数。在回归分析过程中,采用一般最小二乘法(OLS)进行回归分析。对于模型 1-3,控制变量和自变量逐渐被 OLS 和分层回归引入。

3.3 样本与数据来源

2007年起我国上市公司全面执行新的企业会计准则体系,而最新的《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》里只公布了截至 2009 年的市场化指数。因此,为了更好地控制新旧会计准则的影响及考虑到数据的可获得性,本文样本选取的时窗确定为 2007-2009 年。

为了保证关键数据的可获得性以及全面性,本文选取了 2007-2009 年我国沪深两市 A 股上市公司作为初选样本,并依据研究惯例进行了如下筛选:(1)剔除金融保险行业的公司,因为该行业比较特殊;(2)剔除样本期间出现过 ST 或 *ST 的公司,因为这类公司遭遇了连续两年的亏损,面临非常大的退市风险,如果不将其排除在外而纳入研究样本,可能会影响研究结论的可靠性和一致性。经过有效筛选,本文最终得到 98 家上市混合所有制企业与 98 家上市非混合所有制国有控股企业共 458 个企业观测值。同时采用了混合截面数据的方法来进行处理。本文的研究数据主要来自色诺芬数据库(CCER)和国泰安数据库(CSMAR),实证检验使用统计软件 Stata12.1 和 Excle。

4. 实证检验结果与分析

4.1 描述性统计

表 4.1 的主要变量的描述性统计结果显示,样本的 ROA 为 0.152,相对于行业水平一般,并未有明显的优势。但是最 ROA 最大值 0.973 和最小值 -0.755 两者之间有较大的差异,说明不同所有制下的企业绩效还是有很明显的区别。同样但企业冗余雇员的最大值 15.360 和最小值 -3.963 更是差异明显。

表 4.1 变量的描述性统计

变量	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
ROA	458	0.152	0.110	-0.755	0.973
MOE	458	0.500	0.500	0.000	1.000
Exstaff	458	0.047	1.294	-3.963	15.360
Size	458	21.488	0.882	18.246	24.479
Lev	458	0.618	0.590	0.045	0.916
Growth	458	0.233	1.278	-0.805	3.984
Market	458	8.689	1.885	3.32	12.18

各变量间的 Pearson 相关系数检验结果见表 4.2。

表 4.2 变量间的 Pearson 相关系数

	ROA	MOE	Exstaff	Size	Lev	Growth	Market
ROA	1						
MOE	0.130***	1					
Exstaff	-0.338***	-0.059***	1				
Size	0.039	0.043*	0.155**	1			
Lev	-0.080**	-0.074***	-0.236*	-0.048***	1		
Growth	0.243***	0.066*	-0.227	0.090***	-0.104	1	
Market	0.124*	-0.087**	-0.261**	0.283***	-0.179	0.117**	1

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著（双尾检验）。

其中,混合所有制与公司绩效显著正相关(在 1%的显著水平上为相关系数 0.130),这一定程度上验证了 H1;混合所有制与冗余员工呈显著负相关(在 1%的显著水平上为相关系数 0.059),在一定程度上也验证了 H2,而冗余员工与企业绩效呈显著负相关(在 1%的显著水平上为相关系数 0.338),同理也验证了 H3 假设。大多数控制变量与因变量之间存在显著的相关性,表明控制变量的选择是合理的。独立变量之间的相关系数不大,表明不存在显著的多重共线性问题,适用于进一步的回归分析。

为了检验混合所有制企业与配对样本企业（非混合所有制国有控股企业）在企业绩效和冗余雇员上的差异，最简单的方法是进行分组测试(T 检验)。在分组测试之前,有必要检验统计的正态性。本文用 Jarque-Bera 方法检验正态性(JB 检验)。JB 测试结果表明,企业绩效和冗余员工均服从正态分布,可以进一步进行组均值检验(T 检验),测试结果如表 4.3 所示。

表 4.3 企业绩效和冗余雇员的分组均值 T 检验结果

变量名	观测值	均值	变量名	观测值	均值
ROA_moe	229	0.1863	ROA 均值差 (moe-nmoe)	229	0.0680
ROA_nmoe	229	0.1183	P(T > t)	229	0.0849
Exstaff_moe	229	-0.0692	Exstaff 均值差 (moe-nmoe)	229	-0.3278
Exstaff_nmoe	229	0.2586	P(T > t)	229	0.0612

分组检验的 $P(|T| > |t|)$ 分别为 0.0849 和 0.0612, 应拒混合所有制企业与非混合所有制国有控股企业的绩效和冗余雇员无显著差异的原假设, 说明混合所有制企业的企业绩效和冗余雇员都显著优于非混合所有制国有控股企业, H1 和 H2 得到验证。

4.2 多元回归分析

模型 1-4 的 OLS 分层回归结果见表 4.4:

表 4.4 OLS 分层回归结果

	模型 1-1	模型 1-2	模型 2-1	模型 2-2	模型 3	模型 4
Intercept	2.7395*** (2.41)	3.3687*** (3.90)	0.7879*** (0.36)	3.3402*** (2.07)	6.2353*** (4.41)	4.2647*** (2.99)
MOE		0.1130*** (1.46)		-0.2639** (-8.25)		0.0956** (0.91)
Exstaff					-0.2904** (-3.77)	-0.2470** (-3.03)
Size	-0.1286 (-1.32)	-0.1047 (1.10)	0.0936*** (0.34)	0.0748*** (0.27)	-0.1209 (-1.19)	-0.1488 (-1.56)
Lev	-0.0973** (-0.81)	-0.0786* (-0.59)	-0.2473** (-2.90)	-0.2268** (-2.43)	-0.0863** (-0.71)	-0.0799* (-0.65)
Growth	0.2230*** (1.67)	0.2019*** (1.37)	0.1638** (1.44)	0.1739** (1.60)	0.2248** (1.54)	0.1837** (1.22)
Market	0.1427* (0.99)	0.1211* (0.84)	-0.3021*** (-3.41)	-0.2855*** (-3.07)	0.1209* (0.81)	0.1147* (0.78)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adjusted R²	15.32%	17.73%	9.67%	12.86%	18.49%	20.55%
Adjusted ΔR²	-	2.41%*	-	3.19%***	3.17%*	2.82%*
观测值	458	458	458	458	458	458

注: *、**、***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著, 括号内为 Z 统计量, “-”表示无数据。

模型 (1) 的回归结果表明, 企业的成长与企业的市场化程度和企业绩效之间存在着正相关关系。财务杠杆与企业绩效负相关, 企业资产规模与企业绩效之间没有显著的相关性, 说明控制变量的选择是合理的。加入混合所有制(见模型(1)和模型(2))后, 控制变量的相关性基本不变, 混合所有制与企业 1%水平上的表现正相关, 调整后的调整 R² 也大大提高。从 15.32%提高到 17.73%, 拟合优度的变化(调整后的 R²)在 10%水平也显著, 表

明混合所有制的改善是提高企业绩效的重要因素,一定程度上验证了 H1。加入冗余雇员后(见模型(3)),冗余雇员在 5%水平上与企业绩效显著负相关,调整拟合优度(Adjusted R²)也由此获得较大幅度的提高,从 15.32% 提高到 18.49%,且调整拟合优度的变化(AdjustedΔR²)也在 10%水平上显著,说明冗余雇员比率的下降是导致企业绩效提升的重要因素,H3 得到验证。

模型 2-1 的回归结果表明,企业资产规模和企业成长性与冗余雇员比例都存在一定程度的正相关关系,而财务杠杆和企业所属地市场化程度与冗余雇员比例存在统计显著的负相关关系,说结果表明,控制变量的选择是合理的。增加混合所有制(见模型(2))后,控制变量的显著性基本保持不变。而混合所有制在 1%水平上与冗余雇员比例显著负相关,调整拟合优度(Adjusted R²)也由此获得较大幅度的提高,从 9.67% 提高到 12.86%,且调整拟合优度的变化(AdjustedΔR²)在 1%水平上显著,说明混合所有制程度的提高是导致冗余雇员比例下降的重要因素,H2 得到验证。

通过以上的检验,由于 H2 和 H3 都成立,因此需要把自变量和中介变量放在同一方程检验其对因变量的影响(见模型(4))。对比模型(1)和模型(4)可以发现,不存在冗余雇员这一变量中介效应下的混合所有制的回归系数为 0.1130(显著性水平为 1%),在加入冗余雇员比例后,混合所有制的回归系数下降到 0.0956(显著性水平下降到 5%),回归系数变小,显著性水平下降但依然显著,因此验证了 H4 假设。

4.3 稳健性检验

为提升研究结果的可靠性,本文拟进行如下稳健性测试:一是以净资产收益率(ROE)来替代被解释变量指标,重新探究冗余雇员在混合所有制下对企业绩效的影响;二是检查混合所有制与企业绩效两者之间是否存在内生性问题,针对此问题,本文采用了最小二乘法来控制其可能存在的内生性问题。通过替代企业绩效指标变量和控制内生性进行稳健性检验后,实证结果显示对于之前得出的结论是相符的,即结论一致。

5. 结论与启示

本文通过冗余雇员研究了混合所有制作用于冗余雇员进而对企业绩效产生的影响。本文发现与国有控股的非混合所有制企业相比,混合所有制企业有着更低比例的冗余雇员,同时拥有着更优的企业绩效。通过实证分析,本文验证了冗余雇员会对国有控股企业绩效产生负面效应,而冗余雇员在混合所有制与企业绩效这两者的影响关系当中具有中间调节效果,有一定的中介作用。因此,我国应该创造良好的条件,加速国有企业的改革,完善相关的法律法规,同时在人员机制上也可以引用竞争上岗的方式,最终提升企业的经济效率。

参考文献

- [1]韩忠雪,尚娟,周婷婷. 董事会激励、所有权结构与公司价值——基于中国上市公司面板数据的分析[J]. 山西财经大学学报.2009(04): 59~66
- [2]李善民,周木堂,余鹏翼. 最终所有权性质、治理机制对企业绩效的影响研究[J]. 管理科学.2006(05): 9~16
- [3]王鹏,周黎安. 控股股东的控制权、所有权与公司绩效:基于中国上市公司的证据[J]. 金融研究.2006(02): 88~98
- [4]吴航,陈劲,郑小勇. 新兴经济体中企业国际多样化与创新绩效:所有权结构的调节效应[J]. 科研管理.2014(11): 77~83
- [5]武常岐,张林. 国企改革中的所有权和控制权及企业绩效[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版).2014(05): 149~156

新收入准则对房地产企业收入确认的影响

——以碧桂园为例

邱红萍

摘要：2017年7月5日，我国财政部正式发布了《企业会计准则第14号--收入》，并规定从2018年1月1日开始施行。新收入准则进一步完善了收入应何时计量以及如何计量的问题，引起了社会业内人士的广泛关注，不可否认，新收入准则对房地产企业收入确认方面的影响是深远的、深刻的，也是不可忽视的。新收入准则的颁布会对房地产业等多个行业产生较大的影响，尤其是对于房地产企业的商品房预售业务的收入确认产生较大影响。因此，本文就新收入准则的相关内容进行简要的阐述，以我国首家于2017年提前采纳新收入准则的碧桂园为案例分析的切入点，从财务会计的四要素出发，围绕确认、计量、记录与报告四个方面，剖析新收入准则对碧桂园收入确认方面产生的影响，进而总结出新收入准则的颁布对房地产企业整体的影响，以及提炼出其他房地产企业在采纳新收入准则的过程中应该注意的问题，并提出建议，以期缩短房地产企业对新收入准则的适应期。

关键词：新收入准则；房地产；收入确认；碧桂园

1.引言

收入是企业利润的来源，在很大程度上影响着企业的利润，企业的投资者、债权人以及其他各方利益相关者都高度重视一个企业的收入。因此，科学的确认和计量收入，确保财务报告中的收入信息真实可靠，一直都受到会计准则制定者以及财务报告理论框架理论研究的高度关注和重视。但是，随着经济高速发展，旧收入准则存在的一些弊端逐渐显现出来。比如风险和报酬难以区分，建筑合同和劳务合同难以区分，新兴行业日益兴起，交易事项愈发复杂特殊等等，旧准则无法给予这些行业收入确认标准的指导，降低了会计信息质量的可比性和可靠性。鉴于此，2015年12月7日，财政部颁布了新收入准则的征求意见稿，意在向社会公众公开征求意见，于2016年4月完成该项工作；2017年7月5日，财政部正式发布《企业会计准则第14号》并规定从2018年1月1日开始施行。

本文作者：邱红萍，江西财经大学会计学院研究生，研究方向：审计实务

2.新收入准则介绍

2.1 新收入准则制定的理念

旧收入准则以“收入费用观”为制定原则，但是随着市场经济日益发达，交易越来越复杂化，收入费用观的缺陷暴露出来。而新收入准则对收入的确认基于“权利和义务转移”观念，认为拥有一项权利就可能确认为一项资产，承担一项义务就可能确认为一项负债，由此实现了“收入费用观”到“资产负债观”的转变。以资产负债观确认收入和费用后，收入和费用各项目的认定变得通用，由权利和义务的转移来判断，由合同资产和合同负债的差额来计量，简化了实务中繁琐的认定。确认递延所得税费用时，企业可以按照资产负债的定义确认递延所得税资产和负债来予以确认，此外利润表的编制建立在资产负债观上，更符合财务会计理论的发展趋势。

2.2 新收入准则适用的范围

在旧收入准则下，销售商品、提供劳务和让渡资产使用权取得的收入适用收入准则，建造合同产生的收入适用建造合同准则，在这种情况下，由于两者界限不清，极易造成收入确认结果不一致。新收入准则合并了原有的建造合同准则，以合同为基础确认收入，适合所有与客户之间签订的商品和服务合同，有利于不同行业、不同交易模式、不同经济发展区域的会计实务操作，使收入的确认更具有可比性，提高了收入信息的质量。

2.3 新收入准则确认的条件

基于与客户签订的合同进行判断，满足下列条件之一的，则属于在某一时段内履行履约义务；反之，则属于在某一时点履行履约义务，该条规定可以有效的判断房地产企业进行收入确认的指标。（1）客户可以控制企业履约过程之中的在建商品；（2）客户在企业履约之时便获取并消耗企业因履约所带给客户经济利益；（3）企业履约中所产出的商品具有唯一性用途，且该企业在履约期间有权就累计至今已完成的部分收取费用。

2.4 新收入准则对特定交易的处理

新收入准则新增了对实务中可能出现的某些特定交易或事项的会计处理。随着经济合同设计的复杂化和交易模式及结算方式的多样化，实务中收入的确认和计量也越来越复杂，各种情形都有可能发生。因此，新收入准则对附有销售退回、质量保证条款的销售、售后回购、向客户授予知识产权许可、无需退还的初始费等均做了明确和详细的规定。

2.5 列报与披露

新收入准则对列报和披露有了更严格、详细的要求。首先，对于企业拥有的向客户收取对价的权利，作为应收款单独列示，在资产负债表中增加了对合同资产和合同负债

的列示要求。其次,要求企业在附注中披露与收入确认相关的详细信息,包括确认收入采用的方法、会计政策、会计估计与判断,及其变更的原因。最后,增加了披露合同成本相关信息的要求,以及具有重大融资成分或者合同成本因为存在未超过一年摊销期而计入当期损益的,也应当作出披露。

3.新收入准则对碧桂园收入确认的影响

3.1 碧桂园简介

碧桂园,总部位于广东佛山顺德,于2007年在联交所主板上市。2017年碧桂园的营业额排名我国房地产业第二名,仅次于恒大地产。碧桂园在2017年选择了提前采纳新收入准则,作为我国首家提前采纳新收入准则的房地产企业,具有很强的代表性和可研究价值。

3.2 新收入准则对碧桂园收入确认的影响

(1) 收入确认的标准发生改变

收入的确认标准发生全面变化。在旧收入准则下,碧桂园的收入需要按照销售商品房和劳务、建造合同分别遵循收入准则和建造合同收入确认准则进行确认和计量,销售商品,根据五个标准来判断其风险与报酬是否转移来确认,劳务和建造合同,采用完工百分比法确认。在新收入准则下,碧桂园的基础业务,即销售商品和劳务、建造合同,均基于企业与客户之间的合同来判断,不再进行区别判断,采用“五步法模型”来进行收入的确认,不同企业之间也运用同一判断标准。

(2) 收入确认的时点发生改变

新收入准则规定,当商品或服务的控制权在某一时点上发生转移时,则在该时点确认收入。同时按照履约方式的不同,列示了在一段时间内履行履约义务三类情形,碧桂园判断其房屋建造开发活动属于新收入准则中情形三所示的情况,因此将碧桂园的收入在一段时间内予以确认,其确认的时点自然由以往的完工时确认收入转变为如今的多个时点分开确认收入。

(3) 收入确认的进度发生改变

在旧收入准则下,碧桂园对房地产开发活动所产生的收入在某一时点上进行确认,即销售合同的风险和报酬均已转移的时点,而不是按照建造的进度逐一转移进行确认。因而判断房地产企业的销售行为属于时段履约,无需等到“交房”这个时间点再确认收入,完全可以在预售后就按照履约进度对收入确认了。在新收入准则下,碧桂园的期房预售属于时段履约行为,能够根据履约的进度确认收入,可以明显看到,碧桂园销售收入确认相比旧收入准则条件下提前了。

3.3 新收入准则对碧桂园收入计量的影响

(1) 计量金额确认的基础发生改变

新收入准则的计量基础是合同价格，旧收入准则将交易类型分为商品交易和劳务交易以及建造合同作为收入确认和计量的基础，但是随着多元化文化的发展，各行各业的产品和服务都越来越多样化，导致企业在做账务处理时，对于商品和服务难以区分，加之客户多种取得方式和企业多种收费方式，使得企业更加难以判断。面对不断推陈出新的业务，只能不断制定新的准则指南来填补旧准则的“漏洞”，然而准则过于复杂又会导致准则自身存在各种矛盾且会计人员难以掌握。新收入准则不再区分商品和劳务，统一为以合同为基础的收入模型来规范企业的收入。将商品和服务都作为资产，在合同中作为履约义务，如此一来，对于复杂的业务企业无需再区分适用哪项收入准则了。采纳新收入准则对碧桂园收入、成本及其利润金额的影响如表 3.1 所示。

表 3.1 采纳新收入准则对碧桂园收入的影响

	不考虑采纳新收入准则的金额（人民币千元）	采纳新收入准则的影响（人民币千元）	报告金额（人民币千元）
收入	198,133,790	28,765,996	226,899,786
销售成本	(151,423,420)	(16,690,984)	(168,114,404)
营销及市场推广成本	(9,381,049)	(621,351)	(10,002,400)
行政开支	(8,348,897)	47,889	(8,301,008)
所得税费用	(13,904,439)	(3,865,725)	(17,770,164)
与合营企业及联营公司经营成果所占份额	(700,741)	348,437	(352,304)
本年利润	20,767,543	7,984,262	28,751,805

(2) 关于合同成本的计量发生改变

与取得合同直接相关的人工、材料、制造费用，以及因该合同而发生的其他相关成本作为合同成本进行核算。但新收入准则规定，并非与履行合同相关的费用均属于合同成本，下列费用项目除外：①管理费用；②非正常消耗的直接材料、直接人工和制造费用；③与履约义务中已履行部分相关的支出；④无法在尚未履行的与已履行的履约义务之间区分的相关支出；⑤增量成本形成资产的摊销期限不超过一年的，也采取谨慎性办法可以在发生时计入当期损益；⑥与合同成本有关的资产减值损失计入当期损益。因此，碧桂园关于合同成本的计量也随之而发生了改变。

3.4 新收入准则对碧桂园收入记录的影响

(1) 对房地产开发活动的会计处理发生改变

在旧收入准则下，碧桂园在风险和报酬转移后的特定时点，即交付物业以后确认收入。在新收入准则下，碧桂园依据新收入准则所列示的满足一段时间内确认收入的条件里的情形三所示情况，判断碧桂园所建造的商品房有不可替代用途，并且在合约期内有一定的付款请求权，因此按照投入产出法计量的履约进度确认房地产开发活动产生的收入。

(2) 对合同成本的会计处理发生改变

在提前采纳新收入准则后，碧桂园将为获得合同而直接产生的预计可收回的印花税和销售佣金，进行可资本化，并记录在合同资产中。

3.5 新收入准则对碧桂园收入报告的影响

(1) 资产负债表中增加了合同资产和合同负债的列示

从2017年1月1日起，碧桂园按照新收入准则的要求对此进行了重分类，并在财务报告中增加了对合同资产和合同负债的列示，具体影响如表3.2所示。

表 3.2 碧桂园新增对合同资产和合同负债的列示

	不考虑采纳新收入准则的金额 (人民币千元)	采纳新收入准则的影响 (人民币千元)	报告金额 (人民币千元)
合同资产	—	15,737,728	15,737,728
合同负债	—	346,747,257	346,747,257

(2) 财务报表附注中与收入相关的信息披露更加详细

与以前年度的财务报告相比，2017年碧桂园的财务报表中，增加了会计政策调整的详细信息，同时在附注中详细披露了提前采纳新收入准则对碧桂园财务报表的影响，包括对公司财务状况和经营成果的影响两个方面，以及公司采纳新收入准则对房地产销售收入采用完工百分比法进行确认的依据。

4. 结论与建议

4.1 结论

(1) 统一收入确认模型，增强了会计信息的可比性

旧收入准则按照商品形态划分，强调风险和报酬的转移，但是实务中软件企业业务复杂，往往难以认定为单一的产品或服务，基于业务类型的收入确认计量也难以判断。新收入准则在实务中以合同为基础进行收入的确认与计量，不再区分不同类型的业务，

同时将确认条件由以往的风险报酬转移转为控制权的转移,比旧收入准则更符合资产的定义。并且新收入准则就控制权转移的时点也做了具体指引,对于服务类业务若判断属于一段时间转移的情况可以采用完工百分比法。新收入准则优点在于能够大范围地覆盖所有可能出现的业务类型,并且可以避免出现基于规则导向建立的准则自相矛盾的情况。整个行业基于相同的确认基础与计量标准处理得到的会计信息,无论是企业自身纵向比较还是行业横向对比都更具可比性。

(2) 以合同为基础计量,增强了会计信息的可靠性

新收入准则以合同价作为计量基础,比公允价值更具有可靠性,因为合同价可以减少企业自由裁量的机会,同时也利于企业准确把握,可以在一定程度上降低审计风险,提高企业的会计信息质量,增强可靠性。

(3) 明确特定交易处理,提高了会计信息的有用性

新收入准则企业提供了更明确的指引,其中有一章用来解释特殊交易的会计处理的原则和方法。充分考虑到了目前实务中收入确认计量存在的问题,对于所有交易做出了原则性规定,又对特殊事项做出单独规定,各项指引之间也不存在矛盾,没有影响到会计信息可比性的同时提高了会计信息的有用性,这些指引能够更全面真实反映企业收益的综合变动,有利于企业利益相关方做出正确明智的决策。

(4) 细化报告披露要求,提升了会计信息的完整性

相比旧收入准则,新收入准则要求企业在财务报告中增加了许多对于收入确认相关的信息,一是基于合同披露更多增量信息,例如合同资产、合同负债账面价值的披露,取得以及履行合同过程中的相关信息;二是披露了与收入确认相关的会计政策、会计估计的变更。因此,完整、详细的信息披露更好地满足了信息使用者的需要。

4.2 建议

(1) 提高财务人员职业判断水平

依据新收入准则的要求,对于商品房何时确认收入、在哪一段时间确认收入,都涉及到大量的会计估计与判断,因此企业应加强对财务人员的职业判断与专业胜任能力要求,安排财务人员进行新收入准则的学习和推广,并积极借鉴和学习同行业中其他主体实施该准则的方式。

(2) 注重合同签订的审核与管理

房地产企业需要重新考虑销售及签约流程,需要重新考虑现有的合同条款和商业惯例,积极关注合同签订的每一个环节,加强企业内部各个部门之间的默契合作,确定合同和交易信息的收集形成完整有序的业务流程,以保证合同的签约,不仅符合销

售部门的要求,更是有利于财务部门对于合同内容的判定,同时可以达到或维持特定的收入水平。

(3) 更新和完善企业的会计流程

由于新收入准则是基于合同确认的收入,而合同的签订属于销售部门的职责,收入的确认不再仅与财务部门相关,而且与销售部门、市场开发部门等息息相关,因此房地产企业需要修改、更新和完善会计流程和内部控制。为了确保新准则下财务工作的真实、准确、客观,企业需要修订流程,从源头部门如销售、市场开发等部门获得信息,尤其是针对市场预估和决策的信息,做出详实的记录。

(4) 即时反馈实务应用中的问题

积极关注新收入准则的应用,尽早准备是顺利过渡的关键。目前内地房地产企业对于新收入准则的关注度和接受度并不高,虽然应对收入准则改革短期内会造成企业成本上升,对财会从业人员也会有更高的要求,但国际趋同的收入准则是大势所趋。因此积极应对和反馈在实务应用中遇到的问题和疑惑,以供相关部门出台明细指引和解释参考和借鉴,从长远而言,能提升企业的会计信息质量,增强市场对企业的信心。

参考文献

[1]葛家澎.收入确认的探讨--兼评 IASB/FASB 的最新“初步意见”[J].财会学习,2010,09

[2]李塞北.客户合同收入国际准则引荐及对我国企业的影响--以建筑企业为例[D]济南:山东财经大学,2016

[3]李现宗,张启.收入准则的国际变化及我国的应对[J].会计之友,2015,19:9-12

[4]李运波.房地产开发产品销售收入确认若干问题研究--以上市房地产开发公司为例[D].西安:长安大学,2015

[5]卢富昌.浅谈“收入准则征求意见稿”[J].商业会计,2016,11:34-35

[6]马锐华,汪祥耀.IASB 准则变革中“控制”概念的转变及影响[J].财会月刊(上):财富,2014(005):104-107

[7]潘上永,张会莉.IASB 收入确认新模型及其影响[J].财会月刊(上),2014(008):63-65

[8]潘文慧.浅析新收入准则修订对特定交易(或事项)收入的影响[J].交通财会,2016,10:66-67+73

[9]田雯,彭珏.对 IASB/FASB 《客户合同收入准则征求意见稿》的思考[J].财会月刊,2012,01:93

[10]王秀荣,张克娜,张军.国际收入准则的发展及其对我国的启示[J].生产力研究,2012,11:164-167

[11]徐宗宇,王清儿.我国新收入准则在房地产行业的应用研究[J].会计之友,2018,04:11-14

[12]张金若,桑士俊.“合同基础的收入确认原则”探究[J].中南财经政法大学学报,2010,02:95-99

[13]张俊民.关于新收入准则会计计量的几个问题[J].会计之友,2017,20:13-15

现代金融与证券市场

异质机构投资者持股偏好与知情程度比较

杜佳宁

摘要: 基于中国证券市场, 利用 2005~2017 年沪深两市 A 股上市公司的数据, 以机构投资者的异质性作为视角, 通过研究不同机构投资者的持股情况进行实证分析, 比较各类机构投资者在持股偏好和知情程度等方面的不同。按照各类机构交易市值从大到小排序, 获得增持组、减持组和增持—减持组三类投资组合, 采用六因子模型对异质机构投资者的不同投资组合的表现进行检验, 从而判断在交易过程中哪一类机构具有更好的信息优势。通过实证分析, 笔者发现, 各类机构投资者存在不同的持股偏好, 其中社保基金的交易行为表现出了较好的知情程度, 这一发现能够对个人投资者的投资活动提供一定的参考意见和指导价值。

关键词: 机构投资者; 持股偏好; 知情程度; 异质性

1. 引言

近年来, 我国政府发布了一系列鼓励机构投资者发展的决策以强化证券市场的建设。在这一背景下, 机构投资者得到飞速发展, 逐渐形成了多元化的机构投资者体系。传统观点认为, 机构投资者的投资动向是市场上的“风向标”, 即其投资行为中包含了与未来收益相关的信息, 认识到这一点有助于提高证券市场的理性和信息有效性。然而, 由于不同类型的机构投资者自身特性明显不同, 从而会形成不同的持股决策。在异质性视角下, 了解各类机构投资者对股票未来收益的预见性是否是由于自身更好的信息优势正是文章的出发点。

就现有研究成果来看, 国外文献将重心逐渐转向了对机构投资者交易行为的动态变化以及不同类别机构的异质性的研究, 着眼于解释不同机构投资者在投资中的差异。Boehmer 和 Kelley (2009) 检验了机构持股对证券市场信息效率和市场质量的影响, 研究发现机构持股比例集中度高的股票信息含量更高, 表明机构持股有效预示了各类机构投资者之间知情交易活动的程度。Nofsinger 和 Sias (1999) 以 1977~1996 年纽约证券交易所的所有上市公司为研究对象, 最终发现机构投资者的持股比例变动和当期

股票收益之间是显著正相关的，因此他们认为机构投资者的交易行为中包含了和股票回报相关的信息。Bennett 等（2003）也指出机构投资者对股票回报的预测能力更多的取决于机构交易类型的划分，也就是说各类机构的不同交易行为与未来股票回报之间是高度敏感的。

然而国内学界对异质机构投资者这一主题的研究还是相对缺乏的，仅有少量文献从不同侧面对此做过相关研究。刘京军和徐浩萍（2012）将机构投资者划分为长期和短期机构投资者，进而研究长短期机构投资者持股特征对资本市场的影响，结果发现短期机构投资者具有更好的信息优势，其持股变化对股票回报率以及证券市场的稳定性的影响更为显著。刘建徽等（2013）发现机构投资者持股比例的净增加会显著提高下一期的股票收益，他们推断这是由于在监管不够完善的 A 股市场上，机构投资者相较个人投资者在选股上具有更好的自身优势，如获取内幕信息的能力。

由于我国证券市场环境与西方国家的差异性，导致国外的一些学术理论并不适用于中国市场。因此，本文聚焦中国 A 股市场，基于异质性视角，对机构投资者在交易行为中的信息优势和持股偏好进行研究，以期论证哪一类机构投资者具有更好的知情程度。具体表现为按照机构投资者的组织形式进行分类，选取了基金、券商、保险、社保以及信托这五类，以期使结果具有全面性。通过比较得出哪一类机构的持股策略更好的利用了信息优势，从而为个人投资者在证券市场中的投资提供参考。

2. 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

本文选取了 2005 至 2017 年上半年沪深两市 A 股上市公司的半年度数据作为研究对象，所有数据均来自 CSMAR 国泰安数据库，并用 SAS 软件进行数据处理。为保证结果的可靠性，剔除了研究期间缺失数据或数据异常的样本。

2.2 变量定义

2.2.1 机构投资者持股变量

为使结果具有全面性，本文将机构整体和各类机构持股比例作为机构投资者持股变量分别进行检验。考虑到部分机构持股比例较低，纳入研究范围可能会导致误差，最终选取机构投资者整体以及基金、券商、保险、社保、信托持股比例这六类。具体定义如下表 2.1:

表 2.1 机构投资者持股变量定义

变量名称	变量符号
机构投资者整体持股比例	INSHD
基金持股比例	FUND
券商持股比例	BROKER
保险持股比例	INSURANCE
社保基金持股比例	SSF
信托持股比例	TRUST

2.2.2 公司特征变量

为研究影响机构投资者持股偏好的因素，本文选取了下列九个与上市公司基本面、市场表现等方面相关的指标作为公司特征变量。具体定义如下表 2.2 所示：

表 2.2 公司特征变量定义

变量名称	变量符号	变量计算方法
公司市值	MKTCAP	每股价格*流通股股数
公司上市月份数	AGE	上市以来的月份数
股息收益	DP	每股现金股利/股价
账面市值比	BM	股权的账面价值/流通股市值
收盘价	PRC	每半年末那天的收盘价
换手率	TURN	交易金额/流通市值
波动性	VOL	取过去两年的月回报数据的标准差 (月份数少于 24 个月的视为缺失值)
沪深 300 指数成分股	CSI300	属于 CSI300 取 1，否则取 0
过去 12 个月的收益率	$RET_{t-12,t}$	前 12 个月的月平均收益率

注：除机构持股比例，CSI300 以及股票收益率外，其余变量均采用自然对数形式。

2.2.3 描述统计量

变量的描述性统计结果如表 3 所示，可以发现：机构投资者总体持股比例最大值为 0.7499，最小值为 0.0000，标准差为 0.0562，其中基金持股比例均值为 0.0231，券商持股比例均值为 0.0052，保险持股比例均值为 0.0041，社保持股比例均值为 0.0033，信托

持股比例均值为 0.0074，这表明我国机构投资者的上市公司持股比例存在显著差异。样本中股票的波动率均值为 15.71%，换手率的均值为 0.5838，这说明在中国证券市场上股票交易的波动性较大，且换手率极高。

表 2.3 描述性统计

NAME	MEAN	Q1	MEDIAN	Q3	MIN	MAX	STD
INSHD	0.0431	0.0041	0.0244	0.0632	0.0000	0.7499	0.0562
FUND	0.0231	0.0000	0.0058	0.0308	0.0000	0.4380	0.0371
BROKER	0.0052	0.0000	0.0000	0.0037	0.0000	0.6720	0.0189
INSURANCE	0.0041	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.6855	0.0226
SSF	0.0033	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1478	0.0087
TRUST	0.0074	0.0000	0.0000	0.0029	0.0000	0.7303	0.0272
MKTCAP	9101.1795	1285.2234	2946.4693	6535.7175	47.5893	1834577.1420	44954.1610
AGE	112.6093	50.0000	107.0000	169.0000	5.0000	318.0000	71.6817
DP	0.0078	0.0000	0.0040	0.0110	0.0000	0.2571	0.0114
BM	0.8117	0.3157	0.5477	0.9787	0.0004	33.0473	1.0512
PRC	14.2439	6.4500	10.3500	17.1500	1.1800	471.8500	13.7333
TURN	0.5838	0.2521	0.4513	0.7557	0.0016	6.4315	0.4935
VOL	0.1571	0.1096	0.1379	0.1781	0.0156	8.3316	0.1271
CSI300	0.1672	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.3731
RET _{t-12,t}	0.2931	-0.2271	0.0583	0.5478	-0.8693	21.5263	0.8377
NUMFIRM	3529.3846	2733	3408	4357	2117	4906	948.4759

3. 异质机构投资者持股偏好的实证分析

下面对影响异质机构投资者的投资偏好的因素进行探讨，构建模型(1)分别对机构投资者整体、基金、券商、保险、社保、信托的持股偏好进行检验：

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \alpha + \beta_1 MKTCAP_{it} + \beta_2 AGE_{it} + \beta_3 DP_{it} + \beta_4 BM_{it} + \beta_5 PRC_{it} + \beta_6 TURN_{it} + \beta_7 VOL_{it} \\
 & + \beta_8 CSI300_{it} + \beta_9 RET_{it-12,t} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

此处,被解释变量 $Y_{i,t}$ 代指各类机构在不同时期的持股比例,选取公司特征变量作为解释变量。

表 3.1 异质机构投资者持股偏好

NAME	INSHD	sig[-,+]	FUND	sig[-,+]	BROKER	sig[-,+]
INTERCEPT	-0.1407***	[0,25]	-0.0905***	[0,23]	-0.0098***	[0,7]
	(-8.59)	[0,25]	(-4.33)	[0,23]	(-4.58)	[0,7]
MKT CAP	0.0104***	[25,0]	0.0050***	[21,1]	0.0015*	[9,0]
	(12.65)	[25,0]	(4.74)	[21,1]	(1.92)	[9,0]
AGE	0.0051***	[19,1]	0.0019	[14,5]	0.0012***	[14,1]
	(3.38)	[19,1]	(1.11)	[14,5]	(3.76)	[14,1]
DP	-0.1051	[4,10]	0.0308	[6,5]	-0.0105	[0,6]
	(-0.96)	[4,10]	(0.43)	[6,5]	(-0.52)	[0,6]
BM	-0.0006	[8,6]	-0.0038**	[0,16]	0.0005*	[6,1]
	(-0.25)	[8,6]	(-2.71)	[0,16]	(1.85)	[6,1]
PRC	0.0309***	[25,0]	0.0232***	[25,0]	0.0013***	[11,0]
	(7.90)	[25,0]	(6.16)	[25,0]	(3.39)	[11,0]
TURN	-0.0109***	[0,22]	-0.0066**	[1,17]	-0.0025*	[0,11]
	(-3.07)	[0,22]	(-2.32)	[1,17]	(-1.72)	[0,11]
VOL	-0.0043	[2,11]	-0.0069**	[1,15]	0.0023	[6,1]
	(-1.60)	[2,11]	(-2.40)	[1,15]	(1.28)	[6,1]
CSI300	-0.0090***	[0,16]	-0.0075***	[0,16]	-0.0009	[4,6]
	(-6.33)	[0,16]	(-3.76)	[0,16]	(-0.44)	[4,6]
RET _{t-12,t}	0.0061**	[11,2]	0.0070***	[16,1]	-0.0010	[2,4]
	(2.75)	[11,2]	(3.01)	[16,1]	(-1.21)	[2,4]
R ²	0.2094***		0.2678***		0.0431**	
	(5.82)		(5.81)		(2.30)	
INTERCEPT	-0.0339***	[0,24]	-0.0088**	[0,15]	0.0023	[2,0]
	(-6.19)	[0,24]	(-2.74)	[0,15]	(1.06)	[2,0]
MKT CAP	0.0035***	[23,0]	0.0009***	[16,0]	-0.0005	[0,3]
	(9.53)	[23,0]	(3.30)	[16,0]	(-1.46)	[0,3]
AGE	0.0005	[7,1]	-0.0005	[1,10]	0.0021***	[14,0]
	(1.49)	[7,1]	(-1.69)	[1,10]	(4.84)	[14,0]
DP	-0.0041	[2,0]	-0.0019	[2,1]	-0.1195**	[0,10]
	(-0.18)	[2,0]	(-0.65)	[2,1]	(-2.74)	[0,10]
BM	0.0016***	[19,2]	0.0000	[2,3]	0.0011*	[8,1]
	(5.19)	[19,2]	(-0.36)	[2,3]	(1.81)	[8,1]
PRC	0.0030***	[24,0]	0.0021***	[25,0]	0.0013***	[4,0]
	(8.24)	[24,0]	(5.23)	[25,0]	(8.50)	[4,0]
TURN	-0.0004	[0,2]	-0.0007***	[1,13]	-0.0008*	[0,4]
	(-1.45)	[0,2]	(-4.12)	[1,13]	(-1.92)	[0,4]

(续表)

NAME	INSHD	sig[-,+]	FUND	sig[-,+]	BROKER	sig[-,+]
VOL	-0.0005	[0,2]	-0.0011***	[0,13]	0.0019	[5,3]
	(-0.97)	[0,2]	(-3.56)	[0,13]	(1.23)	[5,3]
CSI300	-0.0005	[1,4]	-0.0006	[0,6]	0.0005	[2,1]
	(-0.61)	[1,4]	(-1.41)	[0,6]	(0.63)	[2,1]
RET _{t-12,t}	-0.0014***	[0,9]	0.0002	[7,3]	0.0012	[8,1]
	(-4.47)	[0,9]	(0.66)	[7,3]	(1.68)	[8,1]
R ²	0.0525***		0.0718***		0.0148***	
	(10.53)		(5.83)		(5.47)	

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著

回归结果如表 3.1 所示，通过分析可以发现各类机构持股偏好上的共性和差异性：这五类机构投资者都偏好股价高和换手率低的股票；差异性表现在例如基金、券商、保险、社保持股比例与公司市值都是显著正相关的，而信托呈负相关关系，且不具有系数显著性。我们对此作出分析，大部分机构投资者对市值大的上市公司股票呈现出更强的偏好，有可能是由于在我国证券市场，市值大的上市公司股票多是在行业中占据了重要地位的企业，相对比较稳定，投资报酬可以较好的得到保障。通过以上结果，我们发现各类机构投资者在持仓上的确呈现出了不同的持股偏好。

4. 异质机构投资者持股对股票收益率影响的实证分析

4.1 异质机构投资者持股与股票收益率

下面建立模型(2)对各类机构投资者持股比例与未来半年的股票收益率的关系进行探讨。

$$\begin{aligned}
 RET_{i,t,t+6} = & \alpha + \beta_1 Type\ inshd_{PCT_{i,t}} + \beta_2 MKTCAP_{i,t} + \beta_3 AGE_{i,t} + \beta_4 DP_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} + \beta_6 PRC_{i,t} + \\
 & \beta_7 TURN_{i,t} + \beta_8 VOL_{i,t} + \beta_9 CSI300_{i,t} + \beta_{10} RET_{i,t-12,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (2)$$

其中被解释变量 $RET_{i,t,t+6}$ 表示股票*i*未来半年的收益率，解释变量 $Type\ inshd_{i,t}$ 代指各类机构投资者在不同时期的持股比例，即 INSHD, FUND, BROKER, INSURANCE, SSF, TRUST 这六类，选取公司特征变量作为控制变量。相关模型以此类推，方程估计采用 Fama-Macbeth (1973) 横截面回归方法。

表 4.1 异质机构投资者持股比例与未来股票收益率的关系

	RET _{t,t+6}						
INTERC	0.6347***	0.6346***	0.6209***	0.6256***	0.6265***	0.6220***	0.6421***
EPT	(3.96)	(4.01)	(3.85)	(3.88)	(3.90)	(3.86)	(4.02)
INSHD	0.1147**						
	(2.22)						
FUND		0.1917*					0.1754
		(1.71)					(1.62)
BROKER			-0.0522				-0.0430
			(-1.02)				(-0.83)
INSURA				0.1736			0.1218
NCE				(0.99)			(0.78)
SSF					0.6727*		0.4585
					(1.65)		(1.35)
TRUST						0.0747*	0.0824*
						(1.70)	(1.94)
MKTCAP	-0.0524***	-0.0525***	-0.0507***	-0.0515***	-0.0514***	-0.0509***	-0.0532***
	(-4.75)	(-4.85)	(-4.33)	(-4.52)	(-4.54)	(-4.37)	(-5.05)
AGE	-0.0001	0.0003	-0.0002	0.0000	-0.0002	-0.0003	-0.0001
	(-0.01)	(0.04)	(-0.03)	0.00	(-0.03)	(-0.04)	(-0.02)
DP	2.3204***	2.3036***	2.3392***	2.3363***	2.3344***	2.3419***	2.3056***
	(8.39)	(8.21)	(8.20)	(8.20)	(8.20)	(8.31)	(8.30)
BM	-0.0067	-0.0064	-0.0075*	-0.0075*	-0.0074*	-0.0076*	-0.0067
	(-1.60)	(-1.48)	(-1.93)	(-1.93)	(-1.88)	(-1.96)	(-1.51)
PRC	-0.0366**	-0.0372**	-0.0330*	-0.0334*	-0.0341*	-0.0330*	-0.0386**
	(-2.13)	(-2.23)	(-1.96)	(-1.95)	(-1.98)	(-1.96)	(-2.23)
TURN	-0.0352***	-0.0355***	-0.0367***	-0.0366***	-0.0359***	-0.0364***	-0.0355***
	(-5.26)	(-5.41)	(-5.80)	(-5.81)	(-5.59)	(-5.72)	(-5.42)
VOL	0.0210**	0.0216**	0.0218**	0.0219**	0.0218**	0.0219**	0.0216**
	(2.42)	(2.46)	(2.46)	(2.48)	(2.44)	(2.46)	(2.41)
CSI300	0.0412***	0.0406***	0.0402***	0.0400***	0.0402***	0.0401***	0.0415***
	(4.61)	(4.66)	(4.43)	(4.38)	(4.38)	(4.41)	(4.84)
RET_{t-12,t}	0.0036	0.0021	0.0044	0.0047	0.0039	0.0043	0.0023
	(0.14)	(0.09)	(0.17)	(0.18)	(0.15)	(0.16)	(0.09)
R²	0.1216***	0.1231***	0.1194***	0.1199***	0.1208***	0.1196***	0.1260***
	(6.95)	(7.06)	(6.65)	(6.77)	(6.84)	(6.69)	(7.40)
调整R²	0.1163***	0.1178***	0.1141***	0.1146***	0.1156***	0.1143***	0.1186***
	(6.41)	(6.51)	(6.13)	(6.23)	(6.31)	(6.17)	(6.61)

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著

得到结果如表 4.1 所示：可以看到机构投资者整体持股比例与未来半年股票回报率在 5% 的水平下显著正相关，说明机构整体对股票的增持会导致股票未来半年收益的增加。接着依次对基金、券商、保险、社保、信托持股比例对未来半年的股票回报的影响进行探讨，我们发现基金、社保和信托的系数估计值显著为正。得出上述结论后，下面我们将继续讨论异质机构投资者持股变动对股票回报率的影响这一问题。

4.2 异质机构投资者持股变化对股票回报率的影响

已有研究表明机构投资者持股变化会对所持有股票的未来收益产生一定程度上的影响，此处将对该结论进行进一步的论证。将当期机构投资者整体持股比例 $INSHD_{i,t}$ 分解为滞后项 $INSHD_{i,t-1}$ 和变动项 $\Delta INSHD_{i,t}$ ($INSHD_{i,t} = INSHD_{i,t-1} + \Delta INSHD_{i,t}$)，同理对当期各类机构持股比例进行拆分。由于异质机构投资者获取信息的能力存在差异，自然会存在不同的投资决策，其持股变动情况能传递出其得到的信息。建立模型(3)检验异质机构持仓比例变化对未来半年股票收益率的影响。

$$RET_{i,t,t+6} = \alpha + \beta_1 Type\ inshd_{i,t-1} + \beta_2 \Delta Type\ inshd_{i,t} + \beta_3 MKTCAP_{i,t} + \beta_4 AGE_{i,t} + \beta_5 DP_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 PRC_{i,t} + \beta_8 TURN_{i,t} + \beta_9 VOL_{i,t} + \beta_{10} CSI300_{i,t} + \beta_{11} RET_{i,t-12,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

此处被解释变量 $RET_{i,t,t+6}$ 表示股票 i 未来半年的收益率，解释变量 $Type\ inshd_{i,t-1}$ 代指各类机构投资者往期的持股比例。同理，另一解释变量 $\Delta Type\ inshd_{i,t}$ 代指各类机构投资者持股比例的变动项。同样的，选取公司特征变量作为控制变量。

将各类机构持股比例的滞后量和变动量同时纳入方程，依次进行回归，得到结果如表 4.2 所示。我们想知道，机构持股比例与将来收益的正相关关系主要是由往期的机构持股还是机构持股变动所驱动的。我们发现 $INSHD_{i,t-1}$ 的系数显著为正，表明需求冲击对未来的股票回报会产生一定影响。更重要的是， $\Delta INSHD_{i,t}$ 的系数也显著为正，表明机构整体的持股变动对未来收益具有一定的预见性，进一步证明了机构投资者具有信息优势。 $\Delta TRUST_{i,t}$ 、 $\Delta SSF_{i,t}$ 对未来半年股票收益在 5% 的水平下显著正相关，而 $TRUST_{i,t-1}$ 、 $SSF_{i,t-1}$ 的系数不显著，说明上一节得到的这两类机构持股比例与未来半年股票回报的正相关关系主要是由持股变动量驱动的，这一结果表明信托、社保可能具有信息优势，但是有待后续进一步的检验。

表 4.2 异质机构投资者持股变动对收益率的影响

	RET _{t,t+6}						
INTERCEPT	0.6295***	0.6297***	0.6196***	0.6280***	0.6283***	0.6221***	0.6382***
	(3.89)	(3.91)	(3.84)	(3.88)	(3.92)	(3.87)	(3.95)
INSHD _{t-1}	0.0915**						

(续表)

	RET _{t,t+6}						
	(2.21)						
ΔINSHD_t	0.2287*						
	(2.05)						
FUND_{t-1}	0.1628*						0.1409
	(1.73)						(1.63)
ΔFUND_t	0.2942*						0.2809
	(1.71)						(1.65)
BROKER_{t-1}			-0.0577				-0.0432
			(-1.10)				(-0.81)
ΔBROKER_t			0.0778				0.0956
			(0.42)				(0.53)
INSURANCE_{t-1}				0.6513			0.6358
				(1.30)			(1.30)
ΔINSURANCE_t				-0.6502*			-0.6952
				(-1.81)			(-1.58)
SSF_{t-1}					0.7718		0.5446
					(1.53)		(1.42)
ΔSSF_t					0.6754*		0.4030
					(1.64)		(1.18)
TRUST_{t-1}						0.0514	0.0557
						(1.09)	(1.24)
ΔTRUST_t						0.3644**	0.3642**
						(2.28)	(2.55)
MKTCAP	-0.0523***	-0.0524***	-0.0505***	-0.0517***	-0.0514***	-0.0509***	-0.0531***
	(-4.65)	(-4.71)	(-4.30)	(-4.53)	(-4.56)	(-4.40)	(-4.90)
AGE	0.0008	0.0012	-0.0001	-0.0001	-0.0002	-0.0002	0.0009
	(0.11)	(0.17)	(-0.01)	(-0.02)	(-0.02)	(-0.03)	(0.12)
DP	2.3368***	2.3156***	2.3507***	2.3316***	2.3305***	2.3439***	2.3213***
	(8.47)	(8.46)	(8.13)	(8.35)	(8.17)	(8.28)	(8.62)
BM	-0.0067	-0.0063	-0.0075*	-0.0073*	-0.0073*	-0.0076*	-0.0063
	(-1.62)	(-1.48)	(-1.93)	(-1.89)	(-1.83)	(-1.96)	(-1.45)
PRC	-0.0361**	-0.0366**	-0.0331*	-0.0330*	-0.0343*	-0.0331*	-0.0376**
	(-2.11)	(-2.20)	(-1.96)	(-1.95)	(-2.00)	(-1.97)	(-2.21)
TURN	-0.0357***	-0.0356***	-0.0369***	-0.0364***	-0.0361***	-0.0367***	-0.0361***
	(-5.37)	(-5.48)	(-5.82)	(-5.75)	(-5.72)	(-5.85)	(-5.66)
VOL	0.0207**	0.0215**	0.0220**	0.0221**	0.0224**	0.0221**	0.0225**
	(2.38)	(2.45)	(2.46)	(2.48)	(2.50)	(2.50)	(2.48)

CSI300	0.0412***	0.0406***	0.0400***	0.0399***	0.0403***	0.0401***	0.0411***
	(4.55)	(4.59)	(4.39)	(4.34)	(4.39)	(4.41)	(4.65)
RET _{t-12,t}	0.0019	0.0011	0.0044	0.0049	0.0039	0.0044	0.0016
	(0.08)	(0.05)	(0.17)	(0.19)	(0.15)	(0.17)	(0.07)
R ²	0.1231***	0.1248***	0.1198***	0.1208***	0.1216***	0.1200***	0.1300***
	(7.10)	(7.18)	(6.71)	(6.89)	(6.95)	(6.74)	(7.89)
调整R ²	0.1173***	0.1190***	0.1140***	0.1150***	0.1158***	0.1142***	0.1201***
	(6.49)	(6.56)	(6.13)	(6.29)	(6.35)	(6.16)	(6.77)

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著

5. 异质机构投资者持股组合收益的实证分析

这一节从异质机构投资者持股组合的角度，采用六因子模型(4)进行回归分析：

$$R_{p,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta_1 \text{Mkt}_{rf,t} + \beta_2 \text{SMB}_t + \beta_3 \text{HML}_t + \beta_4 \text{RMW}_t + \beta_5 \text{CMA}_t + \beta_6 \text{UMD}_t + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

其中， $R_{p,t}$ 是资产组合在 t 时刻的收益率， $r_{f,t}$ 是无风险利率， Mkt_{rf} 是市场因子，即市场收益率减去无风险收益率，按照 Fama 和 French (2015) 的方法构建了 SMB、HML、RMW、CMA 这四个因子，再根据 Carhart (1997) 的方法构建了动量因子 UMD。

首先，我们每半年末按照各机构的买卖股票金额从大到小进行排序，分为五组，第一组为增持最多的股票组，定义为 BUY 组；第五组为减持最多的股票组，定义为 SELL 组；增持组和减持组之差定义为 BUY-SELL 组。接着分别计算各类机构的以上三种投资组合在未来半年的加权平均回报率，具体方法是先计算每只股票的月收益率，然后按照每年 6 月及 12 月末各机构买卖该股票的市值占投资组合内各机构持有的所有股票市值的比例作为此后六个月的权重，每只股票的月收益率乘上对应权重，再累加起来得到各类机构的持股组合的加权平均收益率。如果某一机构投资者具有信息优势，则它的 BUY-SELL 组的加权平均收益率应是显著为正的，表明在交易过程中买入了收益高的，卖出了收益低的股票。

表 5.1 是上述六类机构投资者的三种模拟持股组合在未来 6 个月的收益的均值统计结果，我们可以看到只有社保基金的 BUY-SELL 组是显著为正的。

表 5.1 异质机构投资者不同投资组合的收益率序列均值

NAME	BUY	SELL	BUY-SELL
INSHD	0.1288	0.1186	0.0102
			(0.62)
FUND	0.124	0.1213	0.0026
			(0.13)
BROKER	0.1485	0.1283	0.0202
			(0.77)
INSURANCE	0.1065	0.1452	-0.0387
			(-1.05)
SSF	0.1466	0.1157	0.0310*
			(1.94)
TRUST	0.122	0.1063	0.0157
			(0.79)

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著

最后用六因子模型对各类机构的 BUY 组、SELL 组以及 BUY-SELL 组这三个组合在未来半年的加权平均收益率的均值依次进行回归分析，从而得知找出知情程度好的机构投资者能否获得更好的股票回报率。结果显示，只有社保基金的 BUY-SELL 组的截距项在 5%的水平下显著为正，表明社保基金获得了超额回报，在交易过程中显示出了更好的知情性。综合前面的分析，我们有理由去推断出社保基金是最具有信息优势的。

表 5.2 异质机构投资者投资组合收益的六因子回归

NAME	INSHD_0	INSHD_1	BUY_SELL	FUND_0	FUND_1	BUY_SELL
Raw_ret	0.0161**	0.0181**	0.0020	0.0165**	0.0178**	0.0013
	(2.02)	(2.35)	(0.74)	(2.06)	(2.23)	(0.49)
NAME	INSHD_0	INSHD_1	BUY_SELL	FUND_0	FUND_1	BUY_SELL
Intercept	0.0003	0.0020	0.0017	0.0009	-0.0002	-0.0011
	(0.17)	(0.83)	(0.61)	(0.41)	(-0.08)	(-0.38)

Mkt_rf	1.0086***	1.0004***	-0.0082	1.0278***	0.9748***	-0.0530
---------------	-----------	-----------	---------	-----------	-----------	---------

(续表)

NAME	INSHD_0	INSHD_1	BUY_SELL	FUND_0	FUND_1	BUY_SELL
	(40.20)	(28.90)	(-0.19)	(48.84)	(33.79)	(-1.55)
SMB	-0.1606	0.0379	0.1985	-0.1804	0.0786	0.2590*
	(-1.55)	(0.27)	(1.12)	(-1.60)	(0.71)	(1.82)
HML	-0.1757**	-0.2648***	-0.0891	-0.4161***	-0.4277***	-0.0116
	(-2.29)	(-3.29)	(-0.97)	(-6.63)	(-3.56)	(-0.09)
RMW	-0.1230	0.2153	0.3383**	-0.0678	-0.0859	-0.0182
	(-1.36)	(1.43)	(2.05)	(-0.86)	(-0.61)	(-0.10)
CMA	-0.1079*	-0.0677	0.0402	-0.0701	-0.1871	-0.1170
	(-1.73)	(-0.49)	(0.25)	(-1.19)	(-1.47)	(-0.96)
UMD	-0.0418	0.1386***	0.1803***	-0.0978***	0.1941***	0.2919***
	(-1.15)	(3.02)	(3.23)	(-3.04)	(3.57)	(4.48)
调整R²	0.9523	0.9202	0.1906	0.9543	0.9438	0.2449

NAME	BROKER_0	BROKER_1	BUY_SELL	INSURANCE_0	INSURANCE_1	BUY_SELL
Raw_ret	0.0185**	0.0206**	0.0021	0.0196**	0.0149**	-0.0047
	(2.39)	(2.39)	(0.59)	(2.51)	(2.03)	(-1.15)
Intercept	0.0017	0.0000	-0.0017	0.0065	0.0030	-0.0035
	(1.05)	(-0.02)	(-0.55)	(1.56)	(1.01)	(-0.63)
Mkt_rf	0.9780***	1.0020***	0.0240	0.9638***	0.9969***	0.0331
	(37.32)	(29.31)	(0.55)	(20.89)	(24.55)	(0.50)
SMB	-0.0060	0.1998*	0.2058	-0.2403	-0.0731	0.1672
	(-0.09)	(1.69)	(1.55)	(-1.49)	(-0.51)	(0.75)
HML	-0.1506	0.1622	0.3128	-0.0031	-0.2485**	-0.2453*
	(-1.59)	(1.13)	(1.53)	(-0.04)	(-2.39)	(-1.93)
RMW	-0.0213	-0.0776	-0.0563	-0.0324	0.6873***	0.7197***
	(-0.26)	(-0.37)	(-0.22)	(-0.22)	(4.58)	(4.05)

CMA	-0.0912	0.0326	0.1237	-0.1738*	0.1009	0.2747
	(-1.06)	(0.23)	(0.74)	(-1.78)	(0.67)	(1.53)
UMD	0.0048	0.1218	0.1170	0.0640	-0.0882*	-0.1522*
	(0.10)	(1.26)	(0.99)	(1.05)	(-1.72)	(-1.86)
调整R²	0.9421	0.8987	0.1333	0.8737	0.874	0.1703

NAME	SSF_0	SSF_1	BUY_SELL	TRUST_0	TRUST_1	BUY_SELL
Raw_ret	0.0160**	0.0207***	0.0047**	0.0157*	0.0167**	0.0010
	(2.14)	(2.69)	(2.15)	(1.95)	(2.13)	(0.23)
Intercept	0.0012	0.0039**	0.0027	-0.0050**	0.0010	0.0060
	(0.73)	(2.15)	(1.19)	(-2.33)	(0.29)	(1.38)
Mkt_rf	0.9632***	0.9795***	0.0163	0.9466***	0.9435***	-0.0031
	(33.39)	(32.87)	(0.41)	(22.91)	(14.79)	(-0.04)
SMB	-0.1796**	0.0109	0.1905	0.3216**	-0.0708	-0.3924
	(-2.15)	(0.10)	(1.36)	(2.57)	(-0.26)	(-1.14)
HML	-0.2776***	-0.2276**	0.0501	0.0537	-0.2836**	-0.3374**
	(-4.40)	(-2.18)	(0.42)	(0.48)	(-2.26)	(-2.17)
RMW	-0.0496	0.0022	0.0518	-0.0265	0.0097	0.0363
	(-0.55)	(0.02)	(0.47)	(-0.18)	(0.03)	(0.09)
CMA	0.0692	-0.1603	-0.2296*	-0.1459	0.0583	0.2042
	(0.63)	(-1.61)	(-1.73)	(-1.31)	(0.37)	(1.00)
UMD	-0.0111	-0.0009	0.0102	0.1550**	-0.1325**	-0.2875***
	(-0.26)	(-0.02)	(0.23)	(2.42)	(-2.22)	(-3.15)
调整R²	0.9533	0.9496	0.0263	0.917	0.8355	0.0894

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著

6.结论

本文从异质性视角出发,对我国证券市场中机构投资者的持股偏好和知情程度进行了实证检验,得出了以下结论:第一,不同类型的机构投资者由于自身特性不同,行为特征也有所差异,其持股偏好存在共性和差异性,对公司基本面、市场表现等指标存在

不同的偏好；第二，机构整体持股比例和未来股票收益呈显著正相关关系，且机构整体持股变动对未来收益具有预见性，进一步证明了机构投资者具有信息优势；第三，从异质机构持股组合的角度，发现只有社保基金的 BUY-SELL 组的加权平均收益率显著为正，运用六因子模型对各类机构投资者的 BUY 组、SELL 组以及 BUY-SELL 组这三个组合在未来半年的加权平均收益率的均值依次进行回归分析，发现只有社保基金的截距项显著为正，表明社保基金获得了超额回报。因此，我们认为相较其他几类机构投资者，社保基金是最具有信息优势的，关注其交易行为能为投资者带来更好的股票回报。这一结论对个人投资者的投资活动具有参考意义和指导价值。通过对比各类机构投资者的投资行为，能够更好的理解异质性这一概念，有助于监管层规范投资者行为，完善现有的市场规则，推动证券市场的健康发展。

参考文献

- [1]郭兆睿.中国社保基金、保险资金、券商自营的信息优势与投资偏好的实证研究[D].上海:复旦大学, 2012
- [2]刘京军, 徐浩萍.机构投资者:长期投资者还是短期机会主义者?[J].金融研究,2012,(9):141~154
- [3]刘建徽, 陈习定, 张芳芳等.机构投资者、波动性和股票收益——基于沪深 A 股股票市场的实证研究[J].宏观经济研究,2013,(1):45-56+99
- [4] Boehmer E, Kelley E.K. Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices[J]. Securities Market Herald, 2009,22(9):3563~3594
- [5] Bennett J.A, Sias R.W, Starks L.T. Greener Pastures and the Impact of Dynamic Institutional Preferences[J].Review of Financial Studies,2003,16(4):1203~1238
- [6] Nofsinger J.R, Sias R.W. Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors[J]. Journal of Finance,1999,54(6):2263~2295
- [7] Yan X., Zhang Z. Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-term Institutions Better Informed?[J]. Review of Financial Studies, 2009,22(2):893~924
- [8]Fama E.F, French K.R. Choosing factors[J]. Journal of Financial Economics,2018:234~252

我国投资基金规模经济效应实证研究

钟晓红

摘要: 该文章利用超越对数成本函数来研究我国证券投资基金经济规模效应。选取我国证券投资基金 2016 年年度报告面板数据和三年年化收益率时间序列数据进行超越对数成本函数最小二乘法拟合, 由拟合函数测算出基金的成本弹性来判定基金是否存在经济规模效应及规模效应的程度, 并得出函数的平均成本曲线。实证结果表明:

(1) 在我国证券投资基金的确有经济规模效应现象, 而且基金的规模越大, 基金需要的运营费率越低, 并且在不同类型的投资基金内部也有经济规模效应现象, 但是经济规模效应在不同量级的基金之间却不存在, 发现基金的运营费率随基金规模变大而降低。

(2) 基金申购费和基金资产与基金费用是负相关关系, 其他变量与基金费用正相关, 三年年化收益率与基金运营费用不存在显著关系。(3) 货币市场型基金的规模在基金中最大, 同时运营费率偏低。

关键词: 证券投资基金; 经济规模效应; 超越对数成本函数

1.引言

证券投资基金主要依托于公司、信托以及契约等各种存在形式, 目的在于通过平台来发行基金证券(比如有众所周知的“基金单位”和“基金股份”等), 然后能够募集社会上众多闲散、追求收益的资金, 使闲散资金通过基金的方式扩大其规模、让专业的机构和管理人员对资金进行更有效和收益更高的管理。当然管理必须是有偿的, 在投资者获益的同时, 也需要将收益的一部分回馈给基金管理人员这样的一种让资金增值的方式。在英国最早出现的证券投资基金“海外及殖民地政府信托基金”, 这还不是完全意义上的基金, 只是早期基金出现的一个雏形, 然而经过 100 多年的发展到现在, 证券投资基金已经完全被投资者青睐, 成为人们投资的一种重要工具。在我国, 投资基金的历史发展较晚, 最早的基金为淄博乡镇基金, 是中国人民银行在 1992 年 11 月设立的。基金在我国经过一段低迷期, 2006 年成为基金在我国的转折点, 随后进入快速发展的高潮阶段, 而在目前阶段, 证券投资基金已经成为我国经济运行中不可或缺的一部分。

毋庸置疑,证券投资基金在我国的经济运行中发挥着越来越重要的作用,并且随着投资者的青睐,其规模也是在逐渐变大。因此,越来越多的学者开始关注基金规模的学术研究,探讨我国的基金在经营和管理上是否存在着经济意义上的规模效应。正因为基金在投资者的选择中越来越普遍,对于其规模经济的研究也显得尤为重要。很多学者对其展开了研究,如 Malhotra、RandMartin、Philip Russel (2006) 研究了 1998 年到 2003 年之间,美国的共同基金的费率主要是由什么因素决定的。研究发现,随着基金规模以及资产的增长,基金费率并没有明显的增加;并且规模经济更容易出现在事先有对基金资金有较好规划的基金;特别的,零售类型的基金比起机构类型基金更不容易发生规模经济。而我国学者对我国情况也进行了相关研究,曾德明、周再望、刘颖(2005)对我国 1999 年 3 月至 2004 年 3 月的相关基金数据进行研究时发现,我国基金的费率与基金的规模之间存在比较弱的负相关关系。

2. 证券投资基金费用

所有的证券的投资基金都有运营费用。而基金的运营费用一般主要有两类,其中比较常规的一类是基金持有人所需要的费用,其中主要含有申购费、转换费、赎回费以及红利再投资费(随着业内行情的发展很多基金都相继不再收取相关红利再投资费)、还有就是账户管理费(多数基金也已经取消这一费用)。另外一类就是基金运营所相关的费用,运营相关费用主要含有基金管理费、托管费、运作费、基金交易费、或有业绩费、销售服务费以及客户维护费之类等。

3. 模型设定

在模型上,Uzawa 和 McFadden(1963)发现普通的成本函数(如 CES 函数或 Douglas 函数等)需要事先假定严格的齐次性和可加性,所以在生产中如果只有一种投入和产出的话,需要有事先假定替代弹性不变,同时如果生产存在多种投入和产出,那么不需要事先假定替代弹性不变。而 Christensen、Jorgenson 和 Lau(1973)提出的函数得到了更为广泛的应用。下面本文简单介绍三因素超越成本函数。

$$\ln TC = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln y_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \alpha_{ik} \ln y_i \ln y_k + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \beta_{jk} \ln p_j \ln p_k + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln y_i \ln p_j \quad (3.1)$$

上述函数中的 TC 为总成本,代表着第 i 项的产出结果,其中 $i=1, 2, \dots, m$; p_j 为第 j 项所投入的相关价格且 $j=1, 2, \dots, n$; ϵ 为总成本函数有关的随机扰动项。 $\alpha_0, \alpha, \beta, \alpha_k, \beta_j, \gamma_{ij}$ 是方程的接下来所需要估计的相关参数,为了保证模型中相关投入价格所需要具备的对称性以及线性一致性,需要参数满足下列条件。

$$\sum_{j=1}^n \beta_j = 1, \sum_{i=1}^n \beta_{jt} = 0, \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0, \alpha_{ik} = \alpha_{ki}, \beta_{jt} = \beta_{ij}, \forall i(k=1, 2, \dots, m; j, t=1, 2, \dots, n)$$

接着, 我们可以得出规模效率系数来分辨厂商是否存在规模经济。

$$SCE = \sum_{i=1}^m \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln y_i} = \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^m \alpha_{ik} \ln y_i + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} p_j \quad (3.2)$$

由上面的系数结果可知, 若 $SCE > 1$, 则代表着加入厂商需要增加它的产出, 那么它的成本的增加会高于产出的增加, 这样对于厂商来说是不利的, 很难通过增加产出来进行盈利, 也就是说在这个过程中厂商的规模报酬是递减的, 对外表现是规模不经济; 如果 $SCE < 1$, 则厂商规模报酬递减, 表现为规模经济; 如果 $SCE = 1$, 则厂商规模报酬不变, 表现为增减投入时, 成本与资产同等比例增减。

本文将用超越对数成本函数来作为证券投资基金的成本函数, 原因在于超越对数成本函数对于检测不同基金规模以及资产水平的规模经济是很方便的。该函数通常设定为如下形式:

$$\begin{aligned} \ln \text{COST} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{ASSETS} + \frac{1}{2} * \alpha_2 (\ln \text{ASSETS})^2 \\ & + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_6 X_6 + \alpha_7 X_7 + \varepsilon \end{aligned} \quad (3.3)$$

其中 COST 代表基金所需的全部运营费用, 在我国, 基金的运营费用主要涵盖相关管理人报酬、托管费、利息支出、销售服务费、客户维护费、其他费用 (其中主要有注册登记费、席位租用费、证券交易佣金、会计师费、信息披露费和持有人大会费等相关费用); ASSETS 代表相关基金资产, X_j 代表与基金运营费用有关的各个外生因素。 ε 为随机误差项。这些因素变量包括具有相同类型的基金类型平均费用率用 X_3 表示、基金三年的年化收益率百分比用 X_4 表示、基金的申购费用 X_5 表示、赎回费用 X_6 表示、该基金所属的基金公司所有基金资产总和, 即基金族资产用 X_7 表示。

基金管理是否存在规模效应主要通过观察基金费用的资产弹性。其中基金费用的资产弹性计算式如下。

$$SEC = \frac{\partial (\ln \text{COST})}{\partial (\ln \text{ASSETS})} = \alpha_1 + \alpha_2 (\ln \text{ASSETS}) \quad (3.4)$$

若 $SEC > 1$, 则表示证券投资基金的费用的增加比率将超过基金规模资产增加的比率, 结果显示为规模不经济。若 $SEC < 1$, 则表示证券投资基金费用的增加将少于基金规模资产的比率, 结果显示为规模经济。若 $SEC = 1$, 则表示证券投资基金费用的增加将等于基金规模资产的比率, 对外显示为规模报酬不变。我们可知, 若在基金管理中具有规模经济的现象, 则基金的经营费用和基金资产应该呈现出一定的负相关的关系。

众所周知基金的平均年化收益率会影响管理人报酬，如果基金的收益率比同类型基金高，基金管理人将索取较高的报酬，即基金的收益较高就会有较高的运营成本。但是其中的关系是复杂的，我国对管理费用施行统一的费率，基金的绩效水平很难影响基金的管理费用。

4. 样本选取及数据来源

本文研究所使用的数据来源于东方财富 choice 金融终端。我们将选取基金市场所有证券投资基金 2013 年年度数据。Choice 列举了 2346 只证券投资基金，我们将选取成立时间超过三年的证券投资基金并且我们剔除掉数据残缺（即无法获得我们模型变量所需数据）基金，我们最终得到 765 只样本数据。

我们效仿东方财富所使用的三级分类对我们的样本进行相应分类。相关分类标准可以将我国现有证券投资基金分为 16 类（普通股票型、被动指数型、增强指数型、偏股混合型、平衡混合型、偏债混合型、长期纯债型、中短期纯债型、商品型基金等）。该分类中长期纯债基金与中短期纯债基金样本数据较少，我们将其合并为纯债基金。并且数据样本中我们剔除了相关的保本型基金与商品型基金。因此，我们最终把基金类型分为 12 类。我们把同一个基金公司的所有基金资产加总得出该基金公司各个基金的基金族资产变量，同一类型所有基金每单位资产所需运营费用进行算术平均得出我们所需的基金类型平均费用率。表 4.1 列举了 12 类不同类型证券投资基金的数量、基金平均资产和算术平均费用率。

表 4.1 数据汇总

单位：百万元

基金类型	数量	平均资产（百万元）	平均费用率
QDII	27	327.75	2.58%
纯债型	9	1,180.92	2.01%
被动指数型	68	3,147.70	0.92%
封闭式基金	15	4,544.82	1.58%
混合债券型二级	77	998.32	2.71%
混合债券型一级	76	1,389.45	2.67%
货币市场基金	69	11,324.14	0.72%
偏股混合型	51	3,986.63	2.41%
偏债混合型	8	853.88	1.88%
平衡混合型	103	2,624.53	2.22%
普通股票型	238	2,830.59	2.39%
增前指数型	24	1,930.98	1.58%
全部样本	765	3262.89	1.71%

数据来源：东方财富 choice 金融终端

5. 样本选取及数据来源

表 5.1 报告了各个模型的估计结果

表 5.1 全部样本回归结果

		a	b
<i>Number of observations</i>	样本数量	765.000	765.000
<i>Adjusted R squared</i>	可决系数	0.910	0.910
<i>Standard error</i>	标准误差	0.480	0.480
<i>C</i>	固定变量	-4.385	-4.387
		(-23.257)	(-23.290)
<i>Log(ASSTES)</i>	对数资产	0.878	0.877
		(15.429)	(15.433)
$1/2*(\log(ASSETS))^2$	1/2 的对数资产平方	0.013	0.013
		(1.450)	(1.459)
X_3	基金类型平均费用率	0.463	0.464
		(22.916)	(22.978)
X_4	三年年华收益率	0.001	
		(0.683)	
X_5	申购费	-0.000	-0.000
		(-5.317)	(-5.304)
X_6	赎回费	0.000	0.000
		(5.143)	(5.130)
X_7	基金族资产	0.000	-0.000
		(-1.461)	(-1.478)

注：在 1%、5%、10% 显著性水平上 t 统计量分别为 1.282、1.645、2.323。

利用超越对数成本函数，对模型（a）进行初步的回归发现基金公司的三年年化收益率 t 检验不被拒绝，因此基金的收益率与运营费用的关系不显著。接着我们把模型中收益率变量去掉，对模型再一次进行拟合回归，可以得到模型（b）。

由模型（b）可知：

第一、对数资产平方和基金族资产 X_7 的系数在 0.1 水平上是显著的，其他变量在 0.01 水平上是显著的。对数基金资产和对数基金资产平方的系数都为正，表明有正的成本弹性，即 $SEC > 0$ 。

第二、基金的申购费 X_5 和基金族资产 X_7 系数都为负，并且系数的值非常小。验证了申购费和基金族资产与基金的运营费用成负相关的关系，但是由于系数相当小，申购费和基金族资产对运营费用的影响很小。

为了验证我国证券投资基金是否存在规模效应，我们根据基金规模对总体 765 个数据分为五类，每类各有 153 个数据，然后求出不同规模下的平均成本弹性以及成本弹性的标准差。表 5.2 报告了上面结果。

表 5.2 不同规模基金资产平均弹性 单位：百万

基金规模	成本弹性	弹性标准差
0--276.05	0.90379	0.00564
276.05--889.11	0.91343	0.00177
889.11--2090.91	0.91880	0.00141
2090.91--4400.25	0.92327	0.00123
4400.25 以上	0.92942	0.00328
全部基金	0.91774	0.00927

由表 5.2 可以清楚的出不同基金规模下成本弹性小于 1，说明不同规模下存在经济规模效应，并且全部基金的平均成本弹性小于 1，因此整体也存在经济规模效应，但是不同量级资产规模间却不存在经济规模效应。

表 5.3 不同类型基金资产平均弹性

基金类型	平均成本弹性	成本弹性标准差
QDII	0.9096	0.0115
被动指数型	0.9162	0.0097
封闭式基金	0.9228	0.0087
混合债券二级	0.9397	0.0069
混合债券一级	0.9415	0.0070
货币市场基金	0.9260	0.0083
偏股混合型	0.9231	0.0052
偏债混合型	0.9136	0.0058
平衡混合型	0.9440	0.0082
普通股票型	0.9185	0.0080
增强指数型	0.9149	0.0086
纯债型	0.9128	0.0096

表 5.3 报告了不同基金类型平均成本弹性及成本弹性标准差。所有基金类型在 0.01 的水平（由 1—平均成本弹性测量）上是显著的，表明不同类型基金内部存在着经济规模效应。

最后，本文依据所有的基金数据求出相关的平均成本曲线。这条曲线是由公式（3）推导出来的。我们保持变量基金类型平均费用率 X_3 、申购费 X_5 、赎回费 X_6 和基金族资产 X_7 不变，并用这些变量的算术平均值代替。可以发现，基金平均成本随着基金资产规模的扩大出现相应的下降，并且其下降趋势随着基金资产规模扩大而下降。当资产规模小于 49 亿人民币时，平均成本随基金资产增加迅速减少，当资产规模大于 49 亿时，资产规模扩大对平均成本影响不大，我们样本中 141 支基金达到这个规模。

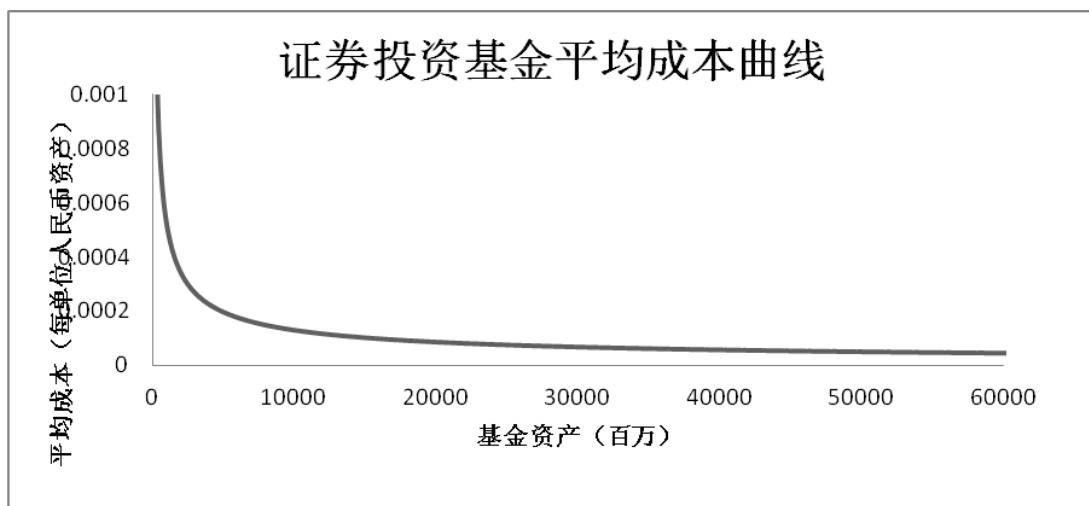


图 5.1 证券投资基金平均成本曲线

6. 结论与启示

本文采用超越对数成本函数对我国的证券投资基金经济规模效应进行相应研究。选取我国证券投资基金 2016 年年度报告面板数据和三年年化收益率时间序列数据进行超越对数成本函数最小二乘法拟合，由拟合函数测算出基金的成本弹性来判定基金是否存在经济规模效应及规模效应的程度，并得出函数的平均成本曲线。实证结果表明：（1）货币市场型基金的资产规模是最大的，并且运营费率最低。（2）基金申购费和基金族资产与基金费用是负相关关系，其他变量与基金费用正相关，三年年化收益率与基金运营费用不存在显著关系。（3）此外，我国的证券投资基金确实存在经济规模效应，随着基金的规模不断增大，基金的运营费率会相应有所降低，并且基金规模效应还存在于不同类型的投资基金内部之间，但是经济规模效应在不同量级的基金之间却不明显。

该文的实证结果有利于引导我国证券市场向以基金为主体的机构投资者占主体、投

资主体机构化的方向发展,引导我国经济平稳快速发展。我国作为世界第二经济大国,基金规模与我国的经济规模不相称,基金市场还处于“初级阶段”。基金的发展隐藏着经济规模效应,扩大基金市场规模有利于减少投资者的投资成本,增强基金市场竞争力,实现高效运营。

参考文献

- [1] 陈晓虹,刘肯,杨婕.我国证券投资基金市场发展现状及存在的问题[J].中国货币市场,2008(10):36-42
- [2] 邓超,余跃飞.开放式基金规模效应文献述评[J].求索,2008(3):10-12
- [3] 蔡奕奕,邓超.基金家族与基金业绩相关关系实证研究[J].湖南工程学院学报(社会科学版),2005,15(4):13-16
- [4] 黄蓉.我国证券投资基金发展现状的分析研究[J].金融与经济,2007(11):34-37
- [5] 胡俊华,周芳.中国商业银行规模经济实证分析——基于超越对数成本函数法[J].对外经贸,2006(1):60-62
- [6] 王霞,高翔.我国开放式基金费率模型实证研究[J].金融研究,2005(1):125-137
- [7] 王品.开放式基金费用问题研究[D].南开大学,2010
- [8] 曾德明,周再望,刘颖.证券投资基金费用与管理质量实证研究[J].财经理论与实践,2005,26(4):49-52
- [9] David A. Economies of Scale in Mutual Fund Administration[J]. Journal of Financial Research, 1999, 22(3):331-339
- [10] Pindyck, Robert S. Microeconomics / 微观经济学 / 罗伯特 S. 平狄克, 丹尼尔 L. 鲁宾费尔德.-6th ed[M]. 清华大学出版社, 2005

法
律

论机动车第三者责任险中“第三者”之界定

杨晴

摘要： 机动车已经成为了现今社会不可缺少的交通工具，在发生了交通事故之后为了保障受害者能够及时的得到救济，我国设立了机动车责任保险法。机动车责任保险法各国均有规定，但是在机动车责任保险第三者界定上各有差异。目前我国主要是这两种保险来保障机动车事故受害的第三者，分别是交强险和三责险。本文先对我国机动车责任保险“第三者”界定做了一定简要的概述。然后介绍了各国关于机动车责任保险“第三者”的规定，对比了我国与外国在机动车责任保险范围上的不同，认为各国在机动车责任保险第三者范围上都有扩大的趋势。最后对“第三者”做了实务上的一个界定和分析，主要包括车上人员发生瞬间时空转移以及被保险人家庭成员是否属于第三者的身份判断。

关键词： 机动车；第三者；交强险；三责险；家庭成员

1.引言

在现今社会中，机动车作为交通工具的使用越来越普遍。交通事故几乎每日都在全国各地发生着。保险具有分散风险的作用。在交通事故日益增加的今天，完善我国的机动车第三者责任保险制度则十分有必要。我国机动车责任保险法 2006 年开始正式实行，随着社会发展的进度，交通事故的多样性及复杂性的增加，过去的机动车责任保险“第三者”的规定出现越来越多难以界定的情况，法条过于僵硬、界限过于模糊导致法官在判案的时候需要自由裁量。目前世界各国对于机动车责任保险“第三者”界定上大多数都是呈现扩大的趋势，目地就是为了保障更多受害者的人身财产权益。我国学者关于机动车责任保险第三者的研究目前还比较狭隘，并没有提供一些行之有效的方案。

2.机动车“第三者”概述

第三者是指在发生交通事故之后，除了保险人与被保险人之外的人身财产受到了伤害向被保险人请求赔付之人。机动车第三者责任险主要分为两种，分别是机动车第三者责任强制保险（以下简称交强险）和机动车第三者责任保险(以下简称三责险)。根据《机

《机动车交通事故责任强制保险条例》第三条，交强险的第三者范围是指发生交通事故时本车人员、被保险人以外的人。该条款的定义则就是把本车人员以及被保险人排除在机动车第三者强制保险“第三者”之外。交强险具有强制性和公益性，交强险的强制性体现在合同订立的强制性即投保人必须投保与此同时保险公司也必须承保。交强险的公益性体现在交强险的设立主要是为了保障“第三者”在受到伤害是能够及时的得到保险公司的赔付以得到救济。三责险属于商业险，具有盈利性。依据《机动车第三者责任保险条款》第三条的规定，机动车本车人员、投保人、被保险人和保险人不属于三责险中“第三者”的范围，可直接排除在外。依据《机动车第三者责任保险条款》第五条的规定，被保险人家庭成员、保险车辆驾驶人及其家庭成员也不属于三责险中“第三者”的范围。^①在三责险签订过程中，保险人已经将《机动车第三者责任保险条款》第三条作为格式条款写入合同，缩小了第三者的范围，保险人与被保险人关于该第三者的范围并未进行协商。在这种情况下，投保人只有同意或者不同意，不利于投保人意思的表达，从而使之处于弱势地位。

3. 机动车责任险中“第三者范围立法考察”

各国法律对于机动车责任险当事人的规定并无较大差异，但是对于机动车责任险“第三者”的范围大小有不同的规定。美国马萨诸塞州 1970 年机动车保险法中确立了无过失保险制度。该制度不仅对投保人提供机动车责任保障，也为车上人员以及车下的第三人提供机动车责任保险。这种责任保障制度的保障责任范围相对于我国来说较大，也更容易引发关于机动车责任保险的道德危险，因此其他州针对此种情况做了相应限制。根据台湾 2005 年《强制汽车责任保险法》第 10 条第 2 款规定，本法所称受害人系指因汽车交通事故遭致体伤、残废或死亡之人，因此可以得知，台湾机动车责任险中的第三者不仅包括本车人员，也包括车外人员，其中本车人员也包括被保险人员或驾驶人员。综上，以上国家地区对机动车责任险“第三者”的范围都有些差异，相较于我国在“第三者”的保护范围的更大。根据前文我们知道我国保险责任将保险人、被保险人、车上人员、被保险人的家属排除在外，对于机动车责任保险“第三者”保护范围过于狭隘。我国的交通事故频发，相对于机动车一方来说，被机动车撞伤的受害者属于弱者，我国设立交强险的目地是为了保护在事故中受到伤害的弱者及时得到保护。在实际情况中，有的是因为法律规定第三者范围过大得不到保护，有的是因为时空发生瞬间变换使之身体发生车上车下难以认定状态而处于法律界限不明地带，例如车上人员被甩出。后面这种情况更加不利于第三者的保护。

^① 李琳. 机动车交通事故责任强制保险赔偿范围的再确定[J]. 法学杂志. 2010, (10): 34-38

4. 机动车第三者责任保险的被保险人是机动车实际使用者

我国《道路交通安全法》并没有明确规定发生交通事故之后的责任主体,只是用“机动车一方”来进行一个模糊表述。那么,机动车第三者责任险的被保险人是机动车所有人还是实际使用者呢?^①根据风险开启理论,在机动车的运行过程中,是由机动车的实际使用者制造了危险发生的可能,按照风险开启理论应当由机动车实际使用者来承担责任。根据我国《交强险条例》第2条和46条,交强险的被保险人是机动车投保人及其允许的合法驾驶人,投保人是该机动车的所有者或者管理者。在我国司法实践中还存在机动车发生出租、出借、分期付款等情况从而发生所有权与使用权相分离的情况,那么在这种情况下发生了机动车交通事故被保险人是谁,应当由谁承担机动车事故的民事责任。借用机动车是指机动车所有人或者管理者将机动车无常借用给人使用,出租机动车是指机动车所有者或者管理者有偿出租给他人使用。出借、出租一般都发生在比较熟悉的朋友之间,在发生交通事故之后是由出租出借人承担民事责任还是由借用人、承租人承担责任亦或者出租人与承租人、出借人与借用人承担连带责任。根据《侵权责任法》第49条规定,发生机动车交通事故原则上承租人、借用人承担机动车交通事故的民事责任,出租人、承租人有过错才承担相应的民事责任。也就是说,机动车发生交通事故承租人、出租人作为实际使用人是机动车责任保险的被保险人,而不是机动车的所有者。分期购买机动车是一种特殊的买卖方式,由卖方提前把机动车交付给买受人,买受人分期将款项付给卖方。在此种情况下,买方虽然提前占有使用了该标的物,但在双方当事人约定事项达成前,卖方仍然保留机动车的所有权。根据《最高人民法院关于购买使用分期付款的车辆从事运输因交通事故造成他人财产损失保留车辆所有权的出卖方不应承担民事责任的批复》以及《侵权责任法》第50条规定,在分期买卖中,发生机动车交通事故由买受人在交强险赔偿不足时承担民事赔偿责任。也就是说在卖方交付了机动车但是未办理机动车所有权转让手续发生机动车交通事故由买受人在交强险赔偿不足时承担民事赔偿责任。因此,在发生机动车交通事故时,机动车第三者责任保险的被保险人应当是机动车的实际使用者而不是机动车的所有者。机动车的实际使用者与机动车的所有者有时候是雇主与雇员的关系,基于雇主责任规定,雇员在执行工作任务时无论是给他人造成伤害还是给雇员自己造成伤害,雇主都要承担民事责任。在以上笔者讨论的机动车使用者与机动车所有者分离的出租、出借等情况中,若是机动车的实际使用者在运行过程中发生交通事故,交通事故的受害者却是该机动车的所有者,而此时机动车的实际使用者才是机动车的被保险人,该机动车的所有者作为机动车保险的投保者是否为机动车责任保险的“第三者”也是我们应该考虑的问题。

^① 张新宝. 道路交通事故责任规则原则的演进与《道路交通安全法》第76条[J]. 法学论坛. 2006, (2): 48-52

5. 机动车责任保险“第三者”界定分析

有的学者主张将驾驶员、车上人员都扩大到机动车责任保险第三者中来,有的学者主张本处于车上因时空瞬间转换处于车下的人员扩大到机动车责任保险的第三者中来。笔者认为不应当直接对上述人员进行扩大,而是应当根据不同的情况区别对待。

5.1 车上人员发生瞬间时空变化是否属于“第三者”

此类司法案例,在社会实践中也常有发生。在机动车运行过程中,上下客车的人员或者坐在车上的人员因为机动车处于危险的状态,发生了时空的变化瞬间处于车下。根据前述机动车的相关保险条例我们知道,本车人员、被保险人是机动车责任强制保险第三者之外的人。车上人员这时因为时空的瞬间转移发生车上还是车下难以认定的问题。如果僵硬的使用《机动车第三者责任保险》第6条的规定,保险公司为了规避自己的责任在很大程度上会把以上这种情况的人员认定为车上人员。笔者认为在机动车运行过程中任何人的身份都不是固定的,任何人都不可能一直在一个时空位置上,以上这种情况要根据具体情况来具体分析。如果车上人员属于搭乘的乘客而因为时空转换被甩出车外,保险公司直接把该乘客认定为车上人员排除在“第三者”之外,可能不利于乘客得到及时的救济。

5.1.1 被甩出车外的人员是否属于“第三者”

在机动车运行过程中,车上人员被甩出分为两种情况。第一种是车辆发生危险状态时,车上人员在车上时已经受伤后面被甩出车外;第二种是车辆发生危险状态时,车上人员并没有受伤,而是在完全甩出车外时受伤。笔者认为认定被甩出车外人员是否属于“第三者”首先应当以受伤的时间为判断标准,机动车受害者之所以要求赔偿就是因为受伤,无伤害也就无救济,因此我认为应当以受伤的时间为判断标准。在机动车发生危险状态时,若是在车上时就已经受伤了之后被甩出车外,甩出车外只是加重了车上人员的伤势,其受伤的时间还是在车上,因此我认为该种情况尽管发生了车上车下时空瞬间的转移但是还是属于车上人员,不属于机动车责任保险的第三者。若是机动车发生危险状态时车上人员并没有受到伤害而是在离心力的作用下被甩到车上而受到伤害,此时该人员受伤的时间则是在车下,因此我认为该种情况下车上人员发生了瞬间时空变化成为了车下人员,属于机动车责任保险中的第三者。在这两种情况下之所以受伤都是由本车人员造成的,若是车上人员被甩出机动车外受伤是由他人车辆造成的,对于他人机动车来说,均属于车外人员,自然就是机动车责任保险的第三者。

5.1.2 乘客在下车过程中被本车车辆撞伤是否属于“第三者”

例如A车的乘客B需要下车,A车驾驶员C把车辆停在路边,B的右脚已经踏出车门并站立在车外,B的左脚还在车上。此刻,机动车启动发车,B来不及把左脚拿下

来,于是B在受伤了。这个案例与甩出车外的不同点是,甩出车外是机动车毫无预兆强制性的把车内人员甩出车内,而乘客下车的乘客是有预见性。笔者认为应当以交通事故发生时的时间点为准来判断属于车上还是车外,不是以伤害结果发生时的时间点为判断标准。主要是因为事故发生之间的原因才是导致受害人受伤最直接的原因,受害人受伤的过程也是在交通事故发生之后,受害结果发生之前。以上述案例为例,在交通事故发生之时B的一只脚已经在车外,且B的重心也已经放在了车外。在此种情况下笔者认为区分属于车上还是车外应当以当事人的重心为准,若重心在车内则该人员在车内,若重心在车外则该人员在车外,重心不在车内的才与机动车的整理割裂了。因此笔者认为B发生交通事故时是出于车外,属于机动车交通事故的第三者。

5.2 投保人被保险人的家庭成员能否作为第三者

一般而言,家庭成员主要是指以家庭为单位共同生活的人。投保人被保险人的家庭成员能否作为第三者,交强险与三责险因为具有不同的性质就具有不同的规定。《机动车交通事故责任强制保险条例》并没有把投保人以及保险人的家庭成员排除在外,这主要是由交强险的公益性以及强制性决定的。三责险则具有更多的商业性。根据《机动车第三者责任保险条款》第5条的规定,被保险人家庭成员、保险车辆驾驶人及其家庭成员都排除在第三者之外。我国国内大部分专家及学者认为把家庭成员排除在外是为了防范道德危险。但是笔者对此并不赞同。若家庭内的经济收益都是一体的,本着风险共担收益共享的原则,发生了机动车交通事故损害赔偿时也只是保险人自己的金钱。因此把被保险人或者保险车辆驾驶人的家庭成员排除在外,笔者认为对于赔偿人来说赔偿或者不赔偿都是没有区别的。若是家庭内部成员的经济收益并不是一体的,而是独立分开并没有合并用于家庭共同生活,笔者认为该家庭成员应当作为机动车责任保险中的第三者。我国设立机动车保险是为了保护受害者在受到伤害时能够及时的得到救济,机动车被保险人的家庭成员同意是受害人,而被保险人的家庭成员却被《机动车第三者责任保险条款》排除在第三者之外这是不符合设立该法的宗旨。因此笔者认为不应当直接的就把被保险人家庭成员以及保险车辆的驾驶员的家庭成为排除在外,而是应当根据受害者是否与保险人或者保险车辆驾驶人员是否经济共同体来区别对待。

6. 结论

根据笔者上述的论述,笔者认为应当把我国机动车责任保险第三者范围进行扩大。前述笔者对比几个国家的机动车责任保险法第三者的范围均比我国要宽,因此可以知道机动车责任保险第三者的范围有扩大的趋势。在现行的国内环境下,笔者认为可以考虑调整机动车责任保险第三者的范围。对于机动车责任保险被保险人的家庭成员是否可以作为第三者,不能一概而论,则是要根据家庭内部是否属于经济共同体来进行区别对待。

参考文献

- [1]卞昌久.保险车辆转卖后的保险责任[J].法学杂志.1991, (3): 13~16
- [2]陈飞.责任保险与侵权法立法[J].法学家.2009, (1): 15~18
- [3]樊启荣.保险法诸问题与新展望[M].北京: 北京大学出版社, 2015 : 151~152
- [4]郭锋, 胡晓珂.强制责任保险研究[J].法学杂志.2009, (5): 20~24
- [5]韩长印.责任保险中的连带责任承担问题——以机动车商业三者责任险条款为分析样本[J].中国法学.2015, (2): 33~36
- [6]李琳.机动车交通事故责任强制保险赔偿范围的再确定[J].法学杂志.2010, (10): 34~38
- [7]孙玉荣.机动车交通事故责任强制保险疑难问题研究[J].法学杂志.2012, (3): 15~18
- [8]张新宝.道路交通事故责任规则原则的演进与《道路交通安全法》第76条[J].法学论坛.2006, (2): 48~52
- [9]张新宝, 解娜娜.“机动车一方”道路交通事故赔偿义务人解析[J].法学家.2010, (3): 52~55

全面二胎政策下再谈“失独”家庭养老保险

——以公民生育权为视角

郑俊俊

摘要：生育权作为人的基本权益虽未写入我国宪法，但已经成为国际社会的共识。2016年开始实施的全面二胎政策辐射惠及了70、80后、90后，全面二胎政策在一定程度上缓解了我国人口老龄化的问题，遏制“失独”家庭数量上升。“计划生育”是特殊时期应对“人口爆炸”问题、限制国民生育权的国家政策，“政策性失独”是“计划生育”缓解人口压力的同时滋生的社会问题。首先要看到“失独老人”之所以区别于“空巢老人”“丁克家庭”的特殊政策背景，着眼于“失独老人”的特殊情感需求，最重要的是国家在收益人口红利的同时，应该承担起反哺“失独老人”的社会保障义务。

关键词：计划生育；失独老人；社会保障；养老

自2012年6月5日85名失独群体第一次进京上访以来，先后发生了5次大规模的“失独”群体进京事件，失独者们从法律和上访两个层面向国家提出了不同的诉求。2015年5月10日近千名失独父母进京向国家人口和计划生育委员会提出诉讼，强烈要求将失独群体与三无人员区分开来，因国家计划生育政策导致的“政策性失独”群体，应该得到国家补偿，同时政府应该肩负起失独老人的养老责任。

1. 计划生育政策埋下“人口结构”隐患

1.1 独生子女家庭本质是风险家庭

1982年我国将计划生育写入《宪法》，宪法规定表明我国计划生育为经济与社会发展而服务的。80后、90后是独生子女的大潮，其父母也是遭遇“失独”风险的特殊群体。而2000-2013年的独生子女父母赶上“单独二胎”、“全面二胎”政策，降低了“失独风险”。2018年全国人大代表朱列玉在议案中提到“放开三胎”，以缓解自计划生育以来持续走低的出生率，放开三胎政策是大势所趋，也意味着我国实施了三十多年的计划生育已卓有成效。即使全面放开三胎政策，由于社会生活节奏的加快和人们生活观念的转变，并不会出现明显的新生儿人口井喷，可以说，政策性失独现象的群体基本不会扩

散到适龄生育女性,面临“失独”风险的群体仍然是子女为80年代、90年代出生的父母。而根据数据统计,“失独”老人的人数以平均每年7.6万的速度增加,仍然是一个庞大的群体,计划少生时代即将终结,但政策遗留的社会问题并没有妥善解决。对于多数80后、90后,独生子女作为父母的唯一支柱将承担起父母的“老病死”的责任,特别是八零后、九零后的独生子女已经面临着“不敢死,不敢没钱,不敢远嫁”的尴尬局面,独生子女的压力不仅来源于眼前赡养父母的精力匮乏、物资不足,并伴随独生子女遭遇“天灾人祸”后失独父母“老无所依”的焦虑,独生子女也意识到父母的“失独”风险,独生子女的不安全感和焦虑实质上来源于对我国如何妥善安排“失独老人”的保障制度的不信任。

1.2 失独家庭的养老困境

《老年人权益保障法》附则9章85条:与老年人分开居住的家庭成员,应当经常看望或者问候老年人。在争论“常回家看看”是否行走在法律和道德的边缘时,对失独老人而言并没有任何意义,亟需建立失独老人的社会保障体系。我国对于失独家庭的法律规定仅限于《老年人社会保障法》33条第3款规定:国家建立和完善计划生育家庭扶助制度、《计划生育法》第27条规定:独生子女发生意外伤害、死亡,其父母不再生育和收养子女的,地方人民政府应给予必要帮助。对于界定“失独”父母的年龄标准、“给予必要帮助”没有明确说明。

2016年财政部、卫生计生委出台《关于进一步完善计划生育投入机制的意见》,要求统一城乡失独扶助标准,各省市根据《意见》并结合本地区实际情况制定了政策。浙江省规定:对独生子女死亡时已满14周岁的计划生育特殊家庭,一次性给予5000元的补助,独生子女死亡家庭的计划生育特别扶助金标准由每人每月750元提高到1000元,给予收养子女家庭一次性补助5万元;给予辅助生育手术补助,累计补助最高标准不超过5万元^①。江西省对符合条件的发放对象,每人一次性发放5000元的抚慰金;采用人类辅助生殖技术(如人工授精、试管婴儿等)生育的,1胎/次补助2万元,而如果采取辅助技术不成功的,仍然按照一定比例报销^②。

由于我国关于“失独”家庭的立法软约束,对计划生育独生子女家庭法律保护空白,社会保障政策性强,各省份地区的失独保障内容弹性大,存在以下问题:首先,我国目前关于失独家庭的社会保障侧重“失独”后补救性措施。目前全国没有统一口径的财政预算,究其缘由,失独保障是救助政策,而不是限制公民生育权的财政补偿;其次,失

^①浙江省2017年12月份颁布《关于进一步完善计划生育特殊家庭扶助关怀政策的若干意见》

^②江西省2017年颁布《关于对全省独生子女死亡的计划生育特殊家庭发放一次性抚慰金的实施意见》

独群体面临办理领养手续复杂、辅助生育费用过高的问题。大部分“失独父母”成功再生育后，由于年龄大、经济负担重，很难担负起“再生育”子女的育儿成长费用，部分省市规定对尝试试管婴儿的失独家庭给予补贴，但存在救助条件复杂、救助力度有限等问题；再次，失独养老院定位不准，失独养老院是“盈利企业”还是“福利事业”？2016年北京“五福”养老院成为我国第一个“失独”养老院，开始专门接受“失独老人”并已经入住了十对“失独老人”，该养老院配备了居住、饮食、医疗、学习和娱乐设施，能够满足人的基本生活需求。但是，根据养老院与失独老人的入住协议，入住“失独”养老院并不是无偿的，而是有偿购买养老服务。^①“失独”养老院本该是争取失独老人保障路上的一面旗帜，但其高昂费用使得“失独”养老院的意义大打折扣，是一种变异的“高收费，优服务”的“莆田系”模式。

2.失独家庭的生育权

2.1 失独家庭的再定义

“失独老人”区别于“空巢老人”“丁克家庭”，父母年迈活动不便而子女离家留父母独居的老人称之为“空巢老人”，强调老人的客观居住环境是没有人陪伴。“空巢老人”是在特定条件下存在的，身份具有“可转换性”，这就意味着“空巢老人”如若在就医或者生活不能自理时，子女会迅速回到父母的身边改变父母“空巢老人”的状态，并撕掉父母“空巢老人”的标签，尽可能为其提供基本的生活保障和就医指导。而“失独老人”失去子女后由于客观原因再无生育子女的可能，将会永久性处于“失独”状态。与“失独”家庭类似的“丁克家庭”是20世纪80年代随着改革开放的发展，西方新的生育观念影响国内新一代青年产生的家庭模式。“丁克”家庭是否生育子女是该家庭按照自己的意愿自发决定的结果，并未受到国家生育政策的影响，同时也没有在政策影响下限制其物质条件，因此“丁克”一族在最开始拒绝生育的同时，已经预料到不能依赖子女承担自己的赡养义务，这种“心理预期”大大降低了他们无子女状态的焦虑和无助感。

“失独家庭”是指受国家政策影响生育一个子女且已夭折，并认为由于客观原因已错失最佳生育时机，无生育能力或者没有生育意愿和领养意愿的家庭，主要强调的是原来在政策外具有生育意愿和生育物质条件，但是响应政策后随着自身年龄增长和社会环境的变化，不再具备生育子女物质条件，导致丧失生育意愿。“失独”家庭能否继续生育抚养或者领养孩子受到各方面因素的影响，生育手段特别是人类辅助生育技术，例如：试管婴儿、人工授精技术的日趋成熟和完善，客观上提高了“失独”家庭生育子女的可

^①失独老人每人每月担负2750元的生活费用，如果包括吃饭费用大概预算在3750元，根据2016年北京的退休工资水平为3573元，极少数的失独老人能担负得起“失独”养老院的费用。

能性。但是,另一方面“失独”家庭的情感创伤是否恢复到可以接纳新生儿,特别对于失去成年子女的年事已高的父母,是否继续有经济能力抚养新生儿或者领养儿童,仍是有待讨论。

2.2 公民的基本生育权

生育权是公民的一项基本人权,1969年《世界进步和发展宣言》规定父母不仅自由决定子女的数量,还可以决定子女之间的出生间隔等基本权利^①。但国家干预限制生育权是保证国家正常运行、保障国家环境承载力的必要手段,特别是基于政府应满足现有公民的公共福利和社会保障。全球范围内许多国家都有计划生育政策,其英文翻译为 **Population and Family**,译为人口与计划生育政策,不仅包括少生计划政策,也包括多生计划政策,法国、丹麦鼓励多生并对生育二胎、三胎的家庭实行不同额度的补贴,韩国给予多子户以税收优惠,甚至包括不同种族生育政策不一致,例如:新加坡鼓励华裔生子,限制印度裔少生以及禁止胎儿性别鉴别、鼓励筛查胎儿畸形。在全球“计划生育”政策中的奖惩机制中,多数国家对于自愿让渡生育权的实行激励机制,各国采取的生育政策不尽相同,通过优惠分房、税收优惠以及直接的生育补贴,而我国对计划正生育政策外生育采取惩罚机制。我国在计划生育政策中获得巨大经济利益,是否应对自愿受限生育权的失独群体给予补偿,国家对失独群体的养老保障责任应定位于“补偿”,而不是人道“救助”。

2.3 社会抚养费功能错位

我国对计划外生育征收了社会抚养费,2013年山东、福建等24个省份公布的2012年全年社会抚养费就有200亿^②。社会抚养费一直作为计划外生育对社会所造成负担的一种强制经济补偿措施,纳入地方财政,成为地方财政收入的一部分,由地方政府连同其他财政收入一起,统筹用于本地区各类公共服务和社会事业支出。社会抚养费本身就是对人基本生育权的限制,公民通过缴纳社会抚养费保障自己的生育权转嫁了“失独风险”,部分自愿让渡生育权的公民实际承担了“人口的增长与经济和社会的发展计划相适应”的义务,社会抚养费是否部分相应成为“失独”群体的社会补偿费,政府是否应承担起失独群体的养老责任,调整资源配置,真正实现社会公平,从法理上回应杨建顺教授的“失独”要求行政赔偿和行政补偿无法可依^③。

3.构建“失独”家庭养老保障体系

^①郝林娜.从国际人权标准看中国的计划生育与人权保护[J].人口研究,2006,30(2):25-31.

^②24省去年征缴社会抚养费逾200亿去向成疑团

<http://finance.people.com.cn/n/2013/1209/c1004-23782318.html>

^③卫计委答复失独家庭:给予国家补偿无法律依据

http://china.cnr.cn/xwgf/201404/t20140427_515384688.shtml

3.1 政策“救助”向立法“补偿”的导向转变

计划生育政策是一个时代的产物,我国目前已全面放开二胎政策,计划生育基本完成了其特殊使命,未来可能放开三胎政策,甚至鼓励生育,这也表明可通过人口普查统计持“独生子女”证明的家庭和失独家庭的数量,并具体化失独家庭的养老保障措施。针对失独家庭社会保障法律法规的欠缺,有学者提出可以先有国务院制定《失独家庭社会救助条例》再过渡到《失独家庭社会救助法》,而笔者认为《计划生育法》已经对失独老人养老问题作了规定,只要再针对“失独家庭”增加细则一一说明,就足以完善失独家庭养老保障体系,无须再另立法。

此外,将“失独家庭”养老保障法律纳入到《计划生育法》而不应该纳入《老年人社会保障法》体现了制度设计的公平价值,《老年人社会保障法》第30条、第31条分别规定了“失能老人”、“三无老人”的社会养老保障,是基于失能老人和失独老人作为弱势群体需要过国家和社会的扶助,而国家承担“失独老人”的社会养老基于失独老人政策内遵守计划生育应取得的权利。《计划生育法》规定了政策外“再生育”的家庭将缴纳社会抚养费,社会抚养费具有补偿性、惩戒性和强制性,而社会抚养费“补偿”哪一部分社会群体,首当其冲应“补偿”在“计划生育”内权利受到限制的“失独群体”,即“失独”家庭应获得政策内的权利保障,是《计划生育法》权利与义务相对等的体现。因此,应增加《计划生育法》第41条规定第3款:社会抚养费及滞纳金应全部上缴国库,统筹使用于独生子女发生意外伤害、死亡家庭的社会保障事业;增加《计划生育法》第27条第2款:用于独生子女发生意外伤害、死亡家庭的社会保障金应该专款专用,任何单位和个人不得截留、克扣、挪用。

3.2 实行商业保险前置,制定国家统一补偿金

国家为独生子女家庭购买商业保险,降低独生子女家庭的“失独”风险。明确生育权为人的基本权利,消弭国家阶段性政策带来的消极影响。目前我国部分省市已经尝试为“独生子女家庭”“失独家庭”购买保险,深圳市为独生子女免费办理商业意外保险,包括意外医疗的0.5万保险金额和意外残疾、身故的9万保险金额。^①兰州城关为失独家庭成员购买商业意外伤害、住院护工津贴、重大疾病等险种。^②全国范围内尚未制定统一的失独家庭商业保险政策,政府可以借鉴地方经验,制定统一的“失独”风险防控政策。

将社会抚养费设立单独账户,建立“国家计生家庭风险保障基金”,不应将失独家庭的养老保障归纳入到老年人养老保障中,而纳入计划生育工作的一部分,明确建立“失

^①关爱独生子女家庭意外伤害保险可以免费办理

http://www.szft.gov.cn/bmxx/qxmhjdbsc/tzgg/201805/t20180510_11819855.htm

^②我市将为“失独”家庭成员买保险

http://www.lzcgq.gov.cn/art/2017/4/6/art_9158_182472.html

独养老院”的财政支持通过中央拨款而不是地方统筹,避免地方政府为国家政策“埋单”,由地方财政局、民政局和卫生与计划生育部门合理划分责任。

3.3 准确定位“失独养老院”功能和发展目标

在英国,除政府建立公立养老院外,鼓励私企建立养老院,政府通过补充福利金为老年人全额付费,而对于不住“院居”养老院,由政府购买服务实行“社区养老”。即建立了以政府、私企和志愿者三方为主体,以“院居照料”和“社区照料”相互依存的服务模式。在我国,“三无老人”已经能够入住公立养老院,政府也应该承担“失独”老人的养老责任,是借鉴英国的养老模式自行筹划公立“失独”养老院或实行“院居养老”还是通过购买第三方养老服务,仍有待商榷。实际上,根据中国人的家庭观念仍然倾向于居家养老,政府是否可以签订三方协议通过购买服务建立家政公司与“失独”老人之间的雇佣关系,无论采取何种方案,毋庸置疑,政府应该树立计划生育政策下的养老责任观。

短期内确定地方计划生育部门成为负责失独群体生老病死的风险负责人,避免失独群体养老无人接收、无人签字的尴尬局面,通过政府购买第三方服务的形式,托管失独群体养老保障。失独群体为整个时代的发展做出了巨大牺牲,国家理应实现政府养老的庄严承诺,落实自己在宪法上的人权保障责任,展示负责任大国的风采。

4. 总结

2013年新修订的《老年人社会保障法》将农历九月九日规定为老年节,“家有一老,如有一宝”是家和万事兴的美好愿景,对“失独老人”来说成了海市蜃楼。“失独家庭”已经分担了社会风险,政府是否要对“失独家庭”的养老社会保障埋单?从1985“政府来养老”到2012年“自己来养老”口号的嬗变,政府在担负“失独老人”的养老社会保障义务上仍暧昧不清、模棱两可。全面二胎政策的开放一方面是我国政策“老龄化”的形势严峻,另一方面是政府应意识到计划生育政策是特殊时期对生育权的限制,在认识到政策偏失时应不仅及时补救,也要妥善做好善后工作,拿出有效方案解决“失独老人”的社会保障问题。

参考文献

- [1] 郭秉菊. 我国失独老人社会保障的困境与出路[J]. 行政与法, 2015(3):54-59
- [2] 穆光宗. “失独”三问[J]. 人口与社会, 2016, 32(1):31-37
- [3] 潘屹. 社区综合养老服务体系建设:挑战、问题与对策[J]. 探索, 2015(4):70-80
- [4] 易富贤. 大国空巢[M]. 北京: 中国发展出版社, 2013:208-209

文
史
哲

政治话语翻译策略研究

邱慧玲

摘要:新时代的政治话语是中国特色社会主义话语的重要组成部分,不仅要在中国传播,更要在世界传播。要使中国特色政治话语为译语读者接受,达到预期的传播效果,必须通过相关的翻译策略创造“亲近性文本”,实现融通中外的新时代中国特色政治理论话语体系。本文以《十九大报告》及其英译本为语料,研究新时代中国特色政治话语的翻译策略。翻译策略是新时代中国特色政治话语外译融通必不可少的手段和工具,对新时代中国特色政治话语的外译具有指导性的意义。

关键词: 政治话语; 翻译策略; 外译融通

1. 引言

政治话语是他国了解我国在新时代的方针政策和政治立场等最权威的窗口。使用何种翻译策略使新时代中国特色政治话语的表述更加融通中外,是广大翻译工作者当前必须面对和研究的新课题。为实现政治话语的融通,翻译工作者必须从现实出发,在现有的政治话语范式的指导下,探索和研究如何在翻译有限的权限内,在不偏离原文的前提下,尽可能地通过准确、流畅、地道的外语传达其内容,以此来加强受众对译文的理解和接受程度,从而提升政治理论话语体系的对外传播效果。因此,要实现新时代中国特色话语体系的外译融通,翻译策略的选择至关重要。

2. 翻译策略

2.1 翻译策略与翻译方法

翻译策略是从与译入语和译出语相关的文化、政治、历史等因素出发制定的具体翻译方法。也就是说,制定翻译策略时,要将所涉语言相关的政治、文化、社会等因素考虑在内。由于这些因素具有多变性,因此,翻译策略的采用也并未产生一个固定的模式,往往会随着政治、文化、社会等要求而变化。

虽然在翻译过程中,针对不同的文本,译者会采取不一样的的翻译策略,但这些翻译策略大都可以分成两类:归化翻译和异化翻译。前者旨在“征服”源语文化,也就是

试图将源文本的内容和形式完全按照目标文本的语言习惯表述出来；后者恰恰相反，其目的在于对源语进行“译介”处理，也就是尽量保留源文本的内容和形式，将其呈现给目标语读者，给目标语读者带来一定的冲击和思考。

与“翻译策略”相比，“翻译方法”更加具体，后者解决的是如何通过具体的门路和程序将源文本转换为目标文本这一问题。中西方存在着多种多样的翻译方法。中国历史上习惯对翻译方法进行二元分类，主要包括死译与活译、直译与意译、字译与句译等；与此同时，西方学者也提出了一系列翻译二元方法论，如奈达提出的“形式对等”与“动态对等”、豪斯的“显性翻译”和“隐性翻译”、纽马克的“交际翻译”和“语义翻译”等等。

除了传统的翻译方法二元论，译者为圆满完成翻译目标，也广泛使用各种更加具体的翻译操作方法，这些方法从微观出发，不以传统的二元对立来进行归类，具体包括：词类转换法、增译法、减译法、加注法、省译法、词义选择法以及各类从句的译法等等。在很大程度上，“翻译方法”对所译文本进行了细化处理，主要分析词语的翻译和句子的翻译。词语的翻译涉及到词类的转换，而句子的翻译主要分成各种从句、被动句的翻译。

由此可见，翻译策略是从宏观上绘制翻译蓝图，而翻译方法则是从细微处着手探讨如何进行翻译，两者是包含与被包含的关系。

2.2 归化翻译与异化翻译

译者为了方便读者对源文本的理解和接受，往往会采用归化翻译，也就是对原文承载的文化信息进行加工，以迎合译入语读者的阅读习惯。归化翻译充分考虑到了译语读者，向目的语读者靠拢，某种程度上发挥着“润滑剂”的作用，减少了译语读者的阅读障碍，从而增强译文的可读性和欣赏性。如在翻译 *to shed crocodile tears* 时，译者如果译成“猫哭耗子假慈悲”，那这就是一种归化翻译；又如“事后诸葛亮”往往通过归化策略翻译成 *be wise after the event*，在译文中，考虑到译入语读者的前背景知识，译者往往会牺牲诸葛亮这一足智多谋的形象，从而增强译文的可读性。

异化翻译保留文化异质，从文化、历史、政治等方面对翻译进行宏观把握，为译语读者比较原语文化提供了途径，并为丰富本族语言表达手段与内容提供了可能。翻译中，采用异化翻译的例子有很多。如在语音层面上，我们有进入中文的 *laser*(镭射)、*model* (模特)、*sofa*(沙发)等，进入英文的高考 (*gaokao*)、关系 (*guanxi*)、阴阳 (*yin yang*) 等；在成语翻译上也有体现，如 *to show one's cards* 译为“摊牌”；“纸老虎”译为 *paper tiger*，这些译文都是通过异化翻译来发挥作用。如今，这些带有文化异质的表达大部分都渐渐融入到了译入语文化中，为译入语的表达方式与内容增添了新的活力。

作为两种不同的翻译策略,归化和异化一直以来都是一个备受争论的话题。支持前者的学者主要认为归化翻译能够尽量减轻译入语文化的陌生感,增强译文的可读性和欣赏性;而赞成异化翻译的学者则认为异化翻译保留了原文中特有的文化精髓和艺术特色,是对原文的尊重,能够帮助译入语读者理解译出语国家的文化,尤其是核心价值观。

然而,归化和异化虽然看似水火不容,实质上却是相辅相成、对立统一的。在政治话语的外译融通过程中,绝对的归化和绝对的异化都是不存在的。因此,译者应该根据文本语言特点、翻译目的、民族文化背景等因素恰当运用两种策略,以达到具体的、动态的统一。

3. 政治话语翻译策略评析

政治话语翻译是一项严肃的行为,因此,译者在翻译政治话语时,应该从多角度出发,制定行之有效的翻译策略。以下是两种最为常见的翻译策略。

3.1 “让源语向读者靠拢”——归化翻译

政治话语表达及其意义要实现转换,就要实现词汇层、句法层所指的同一性和对应性。

在词汇层,翻译政治话语往往通过词义选择法来向译语读者靠拢。如“新发展理念”译文是 the new development philosophy,“理念”一词并未直接译成 idea, concept 或 theory, 这些词大都带有浓厚的主观色彩。习总书记曾强调,作为发展行动的先导,发展理念十分重要,要管全局、管根本、管方向。此处通过词义选择法将“理念”翻译成 philosophy, 不仅仅体现了“新发展理念”的客观性,也揭示了其在我国经济建设中的指导性作用,能够增强读者对这一理念的理解。

增译法也是政治词汇翻译的有效方法之一,如“‘两学一做’学习教育”是 the requirement for all Party members to have a solid understanding of Party Constitution, Party regulations and related major policy addresses and to meet Party standards, 这个译文将“两学一做”的具体内容翻译出来,大大地提高了译文的可读性。此处如果不采用增译法,而只是简单地翻译成 Two Learning and One Doing, 那么这样的译文只会让译入语读者不知所云。

在句法层,翻译政治话语多通过意译法和省译法来提高译文接受度。在英汉语言对比中,汉语通常被认为是意合语言,英语则是形合语言。因此,在英译政治话语时,译者往往使用意译法将中文字里行间的意义传达出来。这一点尤其表现在汉语无主句的翻译当中,如:

例 1: 着力增强改革系统性、整体性、协同性,压茬拓展改革广度和深度。

译文: We have pursued reform in a more systematic, holistic and coordinated way, increasing its coverage and depth.

这个句子的译文通过意译的方式将汉语的意合成功转换成英语的形合,不仅给句子增加了主语,还省译了“压茬”一词,提高了译文的可理解性。“压茬”是农民种稻子的一种方式,原文中的“压茬拓展”指的是工作要层层推进,上一个动作或程序完成之前,不能进行下一个动作或程序。也就是说,完成工作要像农民种稻子一样,要循序渐进、依次展开,每个阶段都要扎扎实实,做出效果。然而,此处采用了省译的方法,未将“压茬”翻译出来,为的是避免给译语读者增加负担,确保阅读通畅。

3.2“让读者向源语靠拢”——异化翻译

政治话语的产生与理解具有高度的文化指定性。这里的文化指定性主要是指特定文化的民族性和时代性,具体表现为文化意象的指定性。异化翻译是民族文化和核心价值观的翻译,文化异质的保留为译语读者比较原语文化提供了途径,并为丰富本族语言表达手段与内容提供了可能。

异化翻译在政治话语翻译中的特点是从词汇到句子都尽量忠实于原文。这里的忠实原文包括对原文内容甚至形式的忠实。因此,往往会采用直译的方法来实现这一目标。

在词汇层面,直译法能够保留文化异质,让读者靠近源语。如作为政治隐喻的反腐热词“打虎”(take out tigers)、“拍蝇”(swat flies)、“猎狐”(hunt down foxes)都是通过直译法进行转换的。在认知语言学中,隐喻被认为是用源域来理解或表示目标域。王寅(2017)认为语言表达本身就是一个隐喻系统,用“声音系统”或“文字符号”为源域来表示现实世界或思想内容的目标域。翻译本身也是一种隐喻,用一种语言去表示另一国的语言,或用新的隐喻来适配原来的隐喻。本段所举例子保留了原文中的政治隐喻词,通过直译的方法将中国传统文化中“虎”、“蝇”和“狐”的形象呈现给译入语读者,从而保留了文化异质。

当政治话语有必要突出本国的政治历史文化特色时,译者应当尽量保留文化异质。在这样的情况下,直译是最常用,同时也是最有效的方法,一方面可以保留源语的表达习惯,另一方面也丰富了译入语表达,实现有效的文化交流。如今,take out tigers, swat flies 和 hunt down foxes 已经融入到英语国家,为西方主流媒体所接受。这一方法能将中国特有的政治文化意象完整地传递出去,让世界进一步了解中国,同时也让中国走向更广阔的世界政治舞台。

除了政治隐喻词,还有大量的核心理念词也是通过直译的方法来实现意义转换的。如“‘五位一体’总体布局”(the five-sphere integrated plan),“‘四个全面’战略布局”(the

four-pronged comprehensive strategy), “‘三严三实’专题教育”(the Three Stricts and Three Earnests), “四项基本原则”(the Four Cardinal Principles)等等。这些核心理念词具有浓厚的政治特色,是国理政的精华所在。在报告的翻译过程中并未对这些核心理念进行注释或是增译,目的是为了凸显我国的政治特色。虽然创建融通中外的话语体系是当下政治话语传播的重中之重,但我们绝不能牺牲“中国特色”来迎合国外读者的阅读习惯。

在句子层面,政治话语的翻译主要表现在惯用主动结构和并列结构,这些句子的意义转换大都是也通过直译法实现的。

例2: 坚定不移贯彻新发展理念,坚决端正发展观念、转变发展方式。

译文: We have remained committed to the new development philosophy, adopted the right approach to development, and endeavored to transform the growth model.

译文首先体现了中国人的思维方式。在英汉思维方式对比中,汉民族往往重主体,而英语国家则重客体。这在语言上则表现为汉语句式多用人做主语,而英语句子多用物做主语,也就是多用被动句。根据萨丕尔—沃尔夫假说,语言影响思维,思维促进语言的发展。因此,此处的译文突出了汉民族重主体的思维方式。

其次,译文保留了谓语动词的并列结构。此处应该注意的是,这三个小句是由此及彼、依次递进的,译文保留了各个小句之间的逻辑关系。虽然英语是形合语言,汉语是意合语言,但此处的译文并未使用任何的衔接手段,可以说,这样的译文实质上是意合型的英语。

4. 政治话语翻译策略的影响因素

翻译活动不是凭空发生的。译者在制定翻译策略时,总要考虑各种影响因素。政治话语的翻译策略主要受文本内部和文本外部因素的影响,如文本类型、翻译目的和文化自觉等因素。

4.1 文本类型与翻译策略

政治话语中包含不同类型的文本。以《十九大报告》为例,作为一份官方政治报告,其中占多数的是表达功能的文本,如表达中国在过去五年间取得的成就。除此之外,报告中不乏信息功能和交际功能的文本,如中国五年未来的发展计划等。

根据文本类型和功能,纽马克提出语义翻译和交际翻译。前者适用于表达类型的文本,可以保留原文的语义结构;后者适用于信息功能和交际功能的文本,能够最大程度地再现原作的风格。

由于文本类型与翻译策略相关联,译者在翻译政治话语的过程中要根据文本的功能制定相应的翻译策略。

4.2 翻译目的与翻译策略

德国功能目的论把翻译认定为是一种有目的的活动。也就是说,翻译目的决定了翻译策略。从这一点上看,政治话语的翻译也是有目的的,即:向国内外传达新时代的治国理政方略;构建新时代对外政治话语体系;增强国际社会与中国的交流与合作。

政治话语翻译是一项严肃的政治行为。在翻译过程中,那些与国家立场和基本政策有关的内容不仅仅在意义上,甚至在形式上都要尽量忠实原文,在这种情况下,应该尽量使用异化为主的翻译策略。

4.3 文化自觉与翻译策略

文化自觉解决的是以什么样的视角认识文化的问题,既指认识自己的文化,也指客观对待世界其他各国的文化。在全球化过程中,世界各国的文化相互交流、碰撞,随着时间的深入,这种文化上的交流和碰撞往往会渗透到政治、经济、艺术等各个领域。因此,一个优秀的译者,必然要清醒地认识和定位本国文化,同时也要对西方话语有正确的认识与判断,只有这样,才能胜任对外翻译工作。

因此,译者应该以正确理解原文为基础,尽量用译入语读者可理解、可接受的方式来讲好中国的故事。

5. 对政治话语外译融通的启示

进入新时代以来,中国社会各项事业取得了新的发展,因此在政治文献中也产生了越来越多的中国特色词汇。随着时代的进步,语言也在不断地发展,翻译必须反映出语言的这种变化,才能建构融通中外的政治话语体系,把新时代中国特色政治话语传播到世界各地,让世界更加真切地感受到中国的发展变迁和政治特色。

要实现政治话语外译融通,归化和异化谁也取代不了谁。从翻译的目的来说,政治话语的翻译是文化输出的重要组成部分。然而,在文化输出的过程中,译者一方面要考虑译入语读者对译文的可接受度,另一方面也要考虑如何保留中国文化特有的内容。脱离任何一方面的考虑都是不妥当的。因此,作为翻译策略,归化和异化实质上是对立统一、相辅相成的关系,共同服务于政治话语的对外传播。

参考文献

[1]贾毓玲.对融通中外话语体系建设的几点思考——《求是》英译体会[J].中国翻译,2015,36(05):93-95

[2]刘微.翻译与解释——劳伦斯·韦努蒂访谈录[J].中国翻译,2013,34(06):46-49

[3]罗选民.论文化/语言层面的异化/归化翻译[J].外语学刊,2004(01):106+112

- [4]田薇.概念隐喻与概念整合互补性研究——以反腐热词“打虎拍蝇”为例[J].中北大学学报(社会科学版),2016,32(04):105-109
- [5]王东风.归化与异化:矛与盾的交锋?[J].中国翻译,2002(05):26-28
- [6]王寅. 认知语言学 [M]. 上海: 上海外语教育出版社, 2007: 403
- [7]许均, 穆雷主编; 王克非等编著. 翻译学概论[M]. 南京: 译林出版社, 2009: 12-13
- [8]余小梅,汪少华.“打虎拍蝇”的英译及其翻译学启示[J].阜阳师范学院学报(社会科学版),2015(03):31-35
- [9]庄恩平,章琦.评论异化翻译的跨文化价值[J].上海翻译,2007(01):52-55
- [10]Lakoff, G & M, Johnson. Metaphors We Live By[M]. New York: Oxford University Press, 2006:116~118
- [11]Venuti, L. Strategies of Translation [A], Rootledge Encyclopedia of Translation Studies [C], L. et al. London and New York: Rootlege, 2001:240

“移动短视频”在高校思想政治教育中的应用研究

王晓震

摘要：全国高校思想政治工作会议召开一年多来，教育部已开展多项工作致力于做好高校思想政治教育工作。作为新媒体内容的一种呈现形式，短视频对于网络和现实社会影响巨大，短视频具有生产流程简单、制作门槛低、参与性强等特点，这也正符合了生于网络新媒体时代下高校年轻人对于信息的获取偏好，费力程度越低，信息选择的或然率会更高。这也使得短视频在高校年轻人中的影响力价值更大，新时代下高校思想政治教育工作比以前面临更多的挑战也比以往任何时候都更需要借助新媒体短视频的力量，因此需要充分认识其特征和价值，运用内容分析、文献分析和对比研究法去研究如何利用这一传播方式合理运用到高校思想政治教育工作当中去。

关键词：移动短视频；高校大学生；思想政治教育

高校思想政治工作是培养中国特色社会主义合格建设者和可靠接班人的关键所在。习近平总书记提出“要运用新媒体新技术使工作活起来，推动思想政治工作传统优势同信息技术高度融合，增强时代感和吸引力。”他把高校思想政治工作中新媒体技术的运用放在相当重要的位置上。国外学界最早关于移动短视频的研究开始于2011年，国内关于移动短视频的研究起源于2013年，大多集中于某一短视频APP分析其特征和运营原理，如《“移动短视频社交应用”的兴起及趋势》（张梓轩、王海、徐丹，2014）、《我国短视频生产的新特征与新问题》（王晓红、任焄媿，2016）等。还有一些包括移动短视频的应用型研究，如《移动短视频发展及其应用探析》（张琳，2017）、《动态社交语言对表意功能的革新——探析“移动短视频社交应用”赋予新闻传播的新空间》（张梓、轩汤嫣、王海，2015）等。对于如何推进高校思想政治教育工作中技术的应用，主要包括微博、微信等，如《微博应用于高校思想政治教育中的问题及对策研究》（陈文娟，2013）、《校园网络亚传播圈及其思想政治教育应用研究》（张瑜，2004），关于短视频在高校思想政治教育中的应用研究还较少。

本文作者：王晓震，江西财经大学人文学院研究生，研究方向：新闻学、新媒体传播

1. 移动短视频的形成及特征

移动短视频在2011年起始于美国,viddy公司正式发布移动短视频软件,给用户供随时提取、快速编辑、及时分享的便利。国内移动短视频起步较晚,最早由新浪微博在2013年发布了秒拍,实现快速拍摄和分享视频的目的。到2018年,随着网络的提速和移动终端的智能化,国内移动短视频领域的发展进行得如火如荼。

据多位学者研究总结,移动短视频主要是指以移动智能终端(包括平板电脑和手机)为载体,借助移动短视频APP为工具,时长一般在几秒到几分钟之间,可达到及时传播,周期短,制作成本低,内容丰富,高原创度,富有个性,互动良好参与度高,而且表现形式多样的一种视频类移动新媒体。^①移动短视频的类型包括社交分享类、新闻传播类和商业品牌推广类等。随着网红经济的出现,视频行业逐渐崛起一批优质UGC内容制作者,微博、秒拍、快手、今日头条纷纷入局短视频行业,募集一批优秀的内容制作团队入驻。到了2018年,短视频行业竞争进入白热化阶段,内容制作也偏向PGC、MGC和MCN化运作。

西方学者巴拉杰在20世纪初的《视觉与人类》中,认为人类文化经历了视觉文化、读写文化,再到视觉文化这样一个否定之否定过程。^②国内外视觉文化正迎来“视频时代”。

2. 移动短视频对高校思想政治教育工作的重要性

思想政治教育正是中国共产党的优势之一。毛泽东指出:“掌握思想领导是掌握一切领导的第一位。”^③思想政治教育在中国共产党的成长历史上起到了巨大作用,它既是保持党内团结进步和不断前行的政治保证,又是中国共产党能够在革命和建设过程中取胜的重要法宝。党的十九大提出的习近平新时代中国特色社会主义思想是新时代发展的航标。^④

新媒体环境下成长起来的新一代大学生已经从“读图”逐渐发展为“读视频”。他们更喜欢用短视频和微表达的方式来接受信息和发表观点。武汉大学在教育部委托下举办了“我心中的思政课”——全国高校学生微电影展示活动。全国各地156所高校共报送191部微电影作品。此举激发出大学师生的兴趣和参与度,在短视频制作的过程中潜移默化地接受并传达出正确的价值观。教育部调研报告显示,91.8%的学生表示喜欢或比较喜欢思政课教师,91.3%的学生表示在思政课上很有收获或比较有收获。大学生加深了

^① 腾云,楼旭东.移动短视频:融合发展的新路径[J].新闻世界,2016(3)

^② 张品良.视觉文化语境下的网络狂欢[J].江西财经大学学报,2008(06):73-77

^③ 毛泽东文集,第2卷[M].北京:人民出版社,1993:435.

^④ 史向军,夏玉汉.增强高校思想政治教育的时代性——新时代高校思想政治教育贯彻落实党的十九大精神的几个维度[J].思想理论教育,2017(12):21-25

对思政课的认识,增进了对思政课的感情,明确了自己肩负的历史责任,对实现中华民族伟大复兴的中国梦更加充满信心。^①

习近平总书记提出“要运用新媒体新技术使工作活起来,推动思想政治工作传统优势同信息技术高度融合,增强时代感和吸引力。”习近平总书记把新媒体技术置于一个重要的位置,包括移动短视频在内的新媒体之于高校思想政治教育工作为何有如此之大的价值?这主要是由移动短视频的特点及其传播特点决定的。移动短视频用户青年使用者居多,表达方式更受年轻人的喜欢,特点包括:(1)移动短视频用户数量庞大,艾媒咨询表明,截止2017年底,中国短视频用户规模增至2.42亿人,2018年将达到3.53亿人。(数据来源:艾媒北极星,截止2017年12月底,北极星采用自主研发技术实现独立装机用户监测,系统已覆盖用户8.09亿。)(2)内容制作门槛较低,它不同于以往的专业生产内容,需要借助高端器材和技术,现在用户只需要利用市场上的一些APP即可完成拍摄、剪辑和上传的任务。(3)传播语境更加碎片化。新时代下的注意力经济更加明显。在注意力稀缺的今天,人们平均每小时切换应用程序约36次,每天会登录约40个网站,近三分之二的人在做一件事的时候,手中还会忙着别的事情,时间被分割得越来越短,越来越零碎^②。(4)网络的社交性在移动短视频领域更加明显。用户可以自由转载评论并且可以对视频内容进行再生创作。移动短视频可以存在于多个软件,本来是视频APP生产的内容也可以连接微信、微博等,网民的表达方式更加多样。。(5)意见领袖起到较强的引领作用,其内容大多以轻松娱乐为主且创意更加多元化。移动短视频拥有巨大的明星效应,优质内容生产者会得到平台和用户的推荐转发,在用户当中能得到强烈响应并产生重大影响。

关于移动短视频的传播特点具体来讲主要包括:(1)视频信源的创作和发布更加方便。与以往的视频生产不同,它们数据较大,制作较难,极其不利于传播和推广。移动短视频则恰恰相反,可以实现快速生成和分享的效果,传播更方便并且效果更好。与另一种视频形式——网络直播相比,其不再是主播一个人的“自嗨”,移动短视频则是全体网民的集体“狂欢”,参与度更高。(2)视频内容极富个性和创意。以今日头条推出的抖音短视频APP为例,用户可以自由添加背景音效和各种横屏效果,再加上抖音特殊的滤镜效果,用户可以自由剪辑彰显个性。(3)传播渠道更加畅通和多元化。移动短视频APP现在的算法推荐能将用户发布的短视频及时准确地推荐给目标受众,有可能一夜之间就达到巨大的传播效果。用户自己也可以自由地分享到其他社交媒体或者“熟

^① 胡浩. 看看高校思政课的全新“打开方式”[N]. 中国青年报,2018-01-16(003)

^② 张露锋. 短视频作为新闻传播新方式的发展前景[J]. 新闻知识, 2016(7)

人”圈子，获取巨大的流量。(4) 适应受众快速消费的理念。移动短视频时间短，重点内容在几分钟甚至几十秒之内传达出来，便于受众的快速接受。这样更能促进与受众之间的高粘度交流，在碎片化时代下，这样的一种信息传达方式无疑成为受众的第一选择。

(5) 视频信息更容易被接受。目前人们的生活节奏越来越快，网民没有太多的时间去追电视剧或电影，大家普遍追求快速、短小和容易接受的信息来消费。在这种现实面前，短视频信息内容大多以轻松娱乐为主，而且叙事主题明显、传达观点明确、信息易理解，定位明确，易被受众选择、接受和推广，信息传播效果更好。

移动短视频的以上特点决定了其在高校思想政治教育工作中的作用及价值，但是我们更应注意到移动短视频对当今高校思想政治教育工作可能会带来的一些挑战。例如，网络移动短视频“议程设置”功能弱化，视频上传和表达缺少高质量的把关；短视频推荐功能下容易造成“信息茧房”，不利于用户兴趣广度的探索；视频的碎片化和去中心化、内容的粗制滥造有可能导致大量的垃圾信息和虚假信息，造成主流价值观和思想不能正确得到引导，反而出现偏差。因此，我们需要理性对待移动短视频，充分发挥其功效，如何把移动短视频创新应用于思想政治教育工作中就需要学界和业界统筹起来共同努力。

3. 移动短视频在高校思想政治教育工作当中的创新运用

党的十九大报告指出：“青年兴则国家兴，青年强则国家强。……广大青年要坚定理想信念，志存高远，脚踏实地，勇做时代的弄潮儿。”^①

真正实现移动短视频在政治思想教育领域的强大引导力传播力吸引力和公信力，需要将科学性和方向性相结合、普遍性与特殊性相结合、虚拟性与现实性相结合。同时，要在尊重移动短视频的传播规律的基础上，坚持以人为本，创新多样全方位渗透，只有这样相关工作者才能更好发挥移动短视频的政治功能。(1) 在思想政治教育工作中利用好移动短视频这个新平台。“微表达”逐渐演化为年轻团体特别是当代大学生传递观念和接受信息的重要方式，而且该群体也是最精通此种表达方式并利用这种方式的一类人。如今，不少学校都有自己的官方微博微信，可以组织一些相关思想政治教育类内容的文字和短视频竞赛，让大学生参与其中，亲身去践行，更容易激发出他们的参与性和创意。(2) 充当引导移动短视频舆论传播导向的强大角色。虽然移动短视频下的舆论纷繁复杂且不易控制，但是仍然可以通过具有吸引力的“议程设置”等来引导舆论。这就需要高校相关工作者洞察时代新鲜话题和有吸引力的方式，积极扮演好移动短视频领域

^①习近平：决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[N].人民日报，2017-10-28

的带路人角色。(3)通过移动短视频组建一个跨校的网络社区,保持高校内部和校际之间的资源共享。据新华社1月13日《江西14所高校学分互认 大学生可跨校选课》一文报道(记者 郭强)江西省已在试点的基础上逐步推进大学生跨校选课和省级精品在线课程建设,江西财经大学就在其中。有不少思想政治教育教育专家学者们有着丰富的教学经验和扎实地专业能力,有很多授课是学生比较喜欢的,那我们就应该充分发挥这批人的“意见领袖”作用。(4)利用移动短视频即时形象化地传递信息和观念的特点,改进高校思想政治教育工作的自由灵活性。包括移动短视频在内的网络文化加速了后现代主义文化的全面展开,后现代课程观也受网络文化的影响。教学的过程与受众在网络当中获取信息的过程是一样的,受众更偏向于主动获取而不是硬把信息塞进大脑。

在高校思想政治教育工作中移动短视频的应用更详细来说可以包括以下几点:(1)发挥移动短视频的社交效应,以校内外学者、杰出校友、学生党员干部为主组建移动短视频“正能量社区”。江西财经大学就是一个例子,充分利用校园新媒体和校内外学者、校友资源,将其制作成专题进行报道,在学生之间流传甚广,效果显著。(2)建设移动短视频网络“虚拟班级”。在网络“虚拟空间”,其匿名性帮助大学生更愿意表达在现实生活中不敢不愿意表达的观点。政治辅导员要注意总结短视频下方评论区的动态,做好班级舆情监管和收集。出现消极评论时,辅导员应该及时引导;出现积极评论时,要做好筛选和支持工作。(3)成立高校思想政治教育新媒体社团,举办移动短视频微电影活动。大学里边的新媒体社团是组织基础,举办微电影活动是形式之一。在社团里,学生自己设置议题和沟通相对方便容易,并能唤起学生共识,营造良好的舆论环境。学生在创作的过程中,潜移默化地理解和接受党的思想,并在传播分享的过程当中影响更多的同学,达到一种润物细无声的效果。(4)建立马克思主义理论课“移动短视频数据库”,作为学生主动学习和师生沟通的载体。用马克思主义中国化最新成果武装大学生,对大学生进行系统的马克思主义理论教育,是高校思想政治理论教育的主要任务。^①

4. 结语

网络后现代情况下,网络对大学生群体的意识形态影响比以往任何时候都要强烈。因此,不仅要在现实生活中加强思想政治教育,更要在高校网络虚拟世界运用网络手段加强引导教育。

经过短短几年时间的发展,移动短视频已经成为人们学习、生活和工作当中的重要组成部分。作为一种新型的媒体形态和接受度高的社交工具为大众喜闻乐见,具有独特的传播特点和优势,并在多个领域发挥着巨大的作用。移动短视频不仅仅具有传播信息

^①孙宜山.微博在高校思想政治教育中的应用研究[J].山东省青年管理干部学院学报,2010(06):85-87

的作用,更具有传递思想和塑造主流价值观的政治功能。移动短视频的发展在给思想政治教育带来挑战的同时,也为新时期的思想教育提供了良好的技术条件和新途径。为了发挥其政治功能,我们既要明确移动短视频的价值,又要探索创新应用方式,与时俱进。

参考文献

- [1]董洪亮.使高校成为坚持党的领导的坚强阵地[N].人民日报,2016-12-11(001)
- [2]胡浩.看看高校思政课的全新“打开方式”[N].中国青年报,2018-01-16(003)
- [3]毛泽东文集,第2卷[M].北京:人民出版社,1993:435
- [4]史向军,夏玉汉.增强高校思想政治教育的时代性——新时代高校思想政治教育贯彻落实党的十九大精神的几个维度[J].思想理论教育,2017(12):21-25
- [5]孙宜山.微博在高校思想政治教育工作中的应用研究[J].山东省青年管理干部学院学报,2010(06):85-87
- [6]唐文艳.网络时代高校马克思主义信仰教育研究[D].湖南大学,2017
- [7]腾云,楼旭东.移动短视频:融合发展的新路径[J].新闻世界,2016(3)
- [8]吴伯志.因势而动顺势而为 做好高校思想政治工作[N].云南日报,2017-03-08(008)
- [9]习近平.决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[N].人民日报,2017-10-28
- [10]张琳.移动短视频发展及其应用探析[J].出版广角,2017(14):66-68
- [11]张露锋.短视频作为新闻传播新方式的发展前景[J].新闻知识,2016(7)
- [12]张品良.视觉文化语境下的网络狂欢[J].江西财经大学学报,2008(06):73-77

讲好中国财经故事传播策略探析

张杨舒雅

摘要：中共十九大报告绘制了未来中国发展新蓝图。其中，不少经济领域的新表述折射出中国经济的新动向。传播和解读经济的新动向，财经报道是重要的渠道。目前国内对于财经新闻的研究偏重于分析现状，在提出解决措施时也是比较宽泛，没有回归新闻实务本身。因此本文聚焦到一种报道方式——解释性报道在财经新闻报道中的改进。通过对现状的分析，事例的探究针对财经新闻中的解释性报道在读者、记者、媒体的三个方面在实践中的提出具体改进方式。笔者认为解释性报道不能只局限于文本的创新，也要重视视角和报道方式创新，才能将财经故事讲得更加生动形象，被大众理解并接受。

关键词：十九大；新媒体；解释性报道；财经新闻

在充分学习十九大报告精神后，来自各行各业的党代表们普遍认为，在未来的工作中，自己将立足本岗、脚踏实地，以自身实际行动补齐发展短板、提高供给质量、增强创新活力、扩大开放水平，为驶入新征程的中国经济贡献力量。对于媒体而言，职责就是做好传播工作，为国民提供准确、可靠并且能为大众所理解的财经信息。在新媒体时代，面对没有财经知识基础但同时需要财经信息的受众，财经新闻的报道如何能够通俗易懂，更贴近群众，显得尤为重要。

1. 什么样的中国财经故事受欢迎

自资本市场兴起以后，财经新闻随之出现，它作为专业新闻，报道涵盖了经济活动、经济现象及经济决策等，具体对象有政府决策、业界动态及资本金融等。我国财经新闻报道发展历程如下。一是，经济新闻。改革开放初期，为了传播国家经济政策、解放人们思想，出现了经济类报纸，此时财经媒体由权威部门管理，其最具有较强的政治色彩，报道内容多为经济现象。二是，财经新闻。二十世纪末期，我国出现了证券类、金融类报纸，证券类报纸的影响力随着市场经济体制的确立及中国证券市场的发展不断增强，通过专业、权威性报道，披露上市公司的信息，促进了资本主义市场的发展。三是，新

媒体财经报道。在信息化、多元化、市场化及全球化的环境下,财经类新媒体不断涌现,与传统报纸相比,其在新闻理念、报道形式、运营模式等方面均发生了较大的改变。^①

所以在现今新媒体时代,财经新闻的报道不仅对记者新闻专业以及财经专业的要求变高,对专业知识灵活的运用能力提出了更高的要求。今年习近平总书记在给中华全国新闻工作者协会成立80周年的贺信中提到“希望广大新闻工作者坚定‘四个自信’,保持人民情怀,记录伟大时代,讲好中国故事,传播中国声音,唱响奋进凯歌,凝聚民族力量,为实现‘两个一百年’奋斗目标、实现中华民族伟大复兴的中国梦不断做出新的更大的贡献!”其中讲好中国故事不只有一个场合提到,而经济如同一个国家的血液,讲好财经故事是讲好中国故事的重要组成部分。如何讲好财经故事,成为财经新闻报道的一大重点、难点。解释性报道的运用,对讲好财经故事起着举足轻重的作用。

人民日报的《经济聚焦》作为经济时事类深度报道,力求以独家视角关注经济领域中正在发生的、社会普遍关注的各种热点问题、新闻事件,通过记者敏锐的新闻触角和权威的评述,透彻分析经济现象,深入报道经济事件,充分挖掘事件背后的真实;2017年1月19日,中国财富传媒集团挂牌 新华社打造权威财经信息旗舰;《中国财经报道》创办于1996年7月1日,是一档财经深度调查和评论型节目,2018年,《中国财经报道》将全新升级为《深度财经》,呈现一个调查有深度,表达有态度,发现有温度的深度财经节目。

不难看出,“人民日报”到“新华社”再到“央视”,一直以来,都非常重视财经新闻的报道。而几乎对财经报道,几乎都选用深度报道的形式。而学界普遍认为,深度报道中的一种具体报道形式就是解释性报道。

解释性报道又称解释性新闻、分析性报道。侧重于说明新闻事实的来龙去脉,阐述事实发生的原因、结果以及相关事物的联系。不论是在解读财经政策还是经济现状时,它能够在一定程度上提高传播效率。在新媒体时代,解释性报道必须要考虑到读者、记者以及媒体的新变化从而进行全新的诠释和实际操作。

由此可见,社会主义新时代的中国财经故事、足以吸引国民关注,获得更大的影响力。我国各级媒体要努力讲好中国财经故事,通过完整、准确的表达和阐释,引导国内社会更加全面深入地认识中国财经道路、中国金融制度。

2.如何讲好中国财经故事

中国财经故事能否讲好,能否让国民愿意听、听得懂,入脑入心,产生共鸣?这是

^①周根红:我国财经新闻报道的发展趋势[J],新闻研究导刊,2014年第十期

一个值得深入研究和探讨的问题。毕竟财经关系受众众多，但又不是每一个受众都具备一定的专业基础。讲好中国财经故事，要创新传播理念、内容、形式、方法、手段、渠道等，从多方面不断增强话语权，提高媒介传播力和水平。

2.1 紧扣新闻接近性，切忌专业术语堆积

每一篇报道都是为读者而生，财经报道也不例外。所以报道最根本的出发点，还是要立足于读者。自建国以来，广大人民群众对经济的关注度达到前所未有的热度，并且更愿意将自己投身到经济活动中去。而怎样能够通过精简的话语对宏观经济进行清晰的解读，解释性报道不失为一种较好的选择。可是在具体实践中，单单运用以前的解释性新闻报道方式来报道财经信息显然是不够的，机械地搬运财经信息早已不被读者所认可，理应站在读者的角度去考虑，他们想要了解的是什么。比如在中共十八届三中全会已提出稳定农村土地承包关系并保持长久不变，十九大报告在重申这一表述的同时，首次明确表示第二轮土地承包到期后再延长三十年。报告对农村土地承包关系长久不变列出更加具体、落实的细节，无疑是颗“定心丸”。这是广大农民都非常关注的话题，在报道时要在题目或者较前位置体现。

在新媒体时代下，每一次热点背后都是自媒体的一场狂欢，受众的阅读变得碎片化、快餐化。如何能让读者在海量的信息面前一眼看中自己的新闻，极为重要的是对读者痛点要把握的准确，让读者最短的时间内确定是自己想看的内容，才有继续读下去的欲望。尤其是财经新闻，如果想让读者在第一眼迅速确认是自己想要阅读的新闻，更具难度。需要至少满足以下三点其中一点：一是，与自身利益切实相关，只有与读者自身利益相关，读者才会去关注新闻背后的故事，如果标题或重心与读者无关，即使再新再重要，都会被读者放弃。二是，与时下热点事件密切相关。尤其是争议事件，比如一个政策实施之前褒贬不一的说辞，这里面就存在着一种不确定性，激起读者的求知欲。三是，对了解当今社会现状有所帮助，比如十九大提出的经济关键词“标准科学、约束有力”，这些新出现的名词，如果读者不能理解可能会影响到自己的日常生活，或者与社会脱节，所以读者在遇到新名词时会选择点开新闻阅读。

所以在写新闻过程中针对读者这一环节上，一定要一语中的，在解释新闻背后本身之前，先准确把握现下读者最想知道、最需要知道的信息点，在第一时间抓住读者眼球，获得阅读量，更大范围地传播财经故事。

2.2 扎实业务水平，将财经故事讲好讲透

财经报道的具体操作还是要落实到记者的业务水平上，只有记者自身的专业素养提升，才能结合时代需要灵活地将解释性报道运用到财经新闻中去，针对财经报道的问题，

记者在充分了解社会需要的前提下,更要提高自己的写作能力,而知识储备,是其非常重要的基础。

当前财经新闻报道专业性不够。据统计,我国财经新闻的发稿量在综合类报刊中占到了60%,而且大多数财经新闻稿件篇幅过大,仅局限在对当前政策一种直观性的报道,其实是也可以理解为生搬硬套。其中缺少了记者对于政策的解读,只有政策本身,或者比较官方的套话,而没有记者自己的观点,将精力放在政策的详细度上,造成各大媒体发布的财经报道千篇一律,尤其在社交软件上,更是索然无味。造成这一问题的原因,主要是记者财经方面知识储备普遍较低。对社会问题方面没有比较充足的知识储备,视角涉及范围较窄。比如十九大中提到纳税人的钱要怎么花,支出理由是什么,必须要一清二楚。乍一听可能让读者摸不到头脑,这时候就需要记者能够有较强的财经专业素养,能够快速准确地向受众解读国家政策的依据和目的,不仅做新闻专家,更争取做社会杂家,就能在最短的时间向受众传播党的精神,将解释性报道更加到位。

当前财经新闻报道趣味性匮乏。在新媒体时代下,一切与互联网挂钩之后都变得有趣起来,一段文字配上幅漫画更加生动。拿着手机,人人都是记者,人人都是拍客,发布新闻的人从第三者角度转变为第一视角,更贴近受众。而在这种情况下,如果财经新闻还是简单的数据罗列,就会直接将读者拒之门外。数字化的分析只是一种理论性的推理,只有术语而没有创意,是无法被大众所认可的。

随着互联网的飞速发展,人们的媒介素养普遍提高,对消息质量的要求越来越高,不仅要求又快又准,更是提出了一种新的要求——趣味性。这就要求记者转变传统的严肃呆板的报道风格,将财经信息以一种灵活、有趣的形式展现在公众面前,而想要把单调的数字变得有趣,这对记者提出了更高的要求,不仅有扎实的文字功底,更要具备一定的财经专业知识,并且能够灵活运用,对社会学、心理学方面也要有一定的研究。

记者只有具备丰富的知识储备,把自己锻造成一个杂家,才能在新媒体时代下将相对枯燥的财经新闻变得生动、通俗、易懂。打铁还需自身硬,只有记者自身的素质过关,才能对解释性报道在财经新闻上收放自如。互联网时代是一个竞争激烈的时代,想要不被时代所淘汰,就要提高自身素质,角度更加深入、表达更为有趣地传播财经故事。

2.3 提高媒体生存能力,搭上全媒体顺风车

习近平总书记在第五次全国金融工作会议上强调,“金融是国家重要的核心竞争力,金融安全是国家安全的重要组成部分,金融制度是经济社会发展中重要的基础性制度。”而金融工作除了其本身的运转,将如何呈现在公众面前,媒体有着不可推卸的力量。互联网时代对媒体来说是最坏的时代,也是最好的时代。竞争激烈的同时,却有着更多更多的机会。

想要在互联网中脱颖而出，资源、技术便是最大的竞争力。大家接收到的财经政策都是同一个，看到的财经现象也都是同一种，所以加入媒体独特的方式，让报道更加深入就显得尤为重要。中央批准成立的国内首家全媒体集团——南方财经全媒体集团，也是“媒体大省”广东媒体供给侧结构性改革的开篇，以“媒体+金融”“媒体+技术”思路探索破解媒体融合发展难题为目的。在2016年的时候，旗下的21世纪经济报道新媒体中心依托“21财经APP”特别成立了数据新闻实验室，对外合作与内功修炼的“双轮驱动”模式，合理借助外部数据资源优势，发挥自身专业性、权威性及分析能力特长，可谓是将资源利用到了最大化。21数据新闻实验室目前已先后与UC、新榜等互联网公司达成合作关系，共同开发数据新闻产品。5月初，“一带一路”国际合作高峰论坛在北京举办，海内外广泛关注。自“一带一路”倡议提出以来，仅UC平台上关于“一带一路”就产生了高达2.83亿阅读量和搜索量。基于此海量数据，21数据新闻实验室联合UC在21财经APP推出《图解|大数据揭秘：“一带一路”最热概念股有哪些？》“一带一路”大数据微报告，通过对UC平台数据的分析，运用气泡图、词云图等数据可视化呈现手法，描绘出关注“一带一路”的用户画像，更挖掘出最受网友关注的概念股，新闻价值与投资价值并存。这一系列内容，正是21数据新闻实验室对解释性报道一种贴合时代步伐的运用，在做解释性报道时不仅实务方面在表达形式上有所创新，而且在资源利用上也达到效益最大化，充分利用各方传播资源。

在新媒体时代，将一切都变得有可能，解释性报道不再单单是文字的表述，有着更加丰富的方式来表达，图片、图表甚至是视频，媒体在这个时候要加强自己的技术进步，更多元化地传播财经故事。

3. 稳抓“四力”，牢牢把握话语权

党的十九大报告指出：“坚持正确舆论导向，高度重视传播手段建设和创新，提高新闻舆论传播力，引导力，影响力，公信力。”财经新闻的报道不仅要牢牢抓住“四力”，更要切合中国经济的新动向。这对财经新闻的解释性新闻报道提出了更高的要求，不仅要解读财经新闻本身，还要满足受众对新闻背后深度信息的需求；新媒体时代的信息更新速度越来越快，这就对速度和深度同时提出要求，要在第一时间形成舆论引导力；以独到的见解更加多元的解读财经新闻；还有就是依托现有资源，用品牌效应提升自己公信力。

3.1 主动发声，有效影响社会舆论

议题设置能力是衡量媒体舆论引导水平的重要指针。在经济传播领域，近些年来，中国作为世界第二大经济体，经济动向引起国内外广泛关注。我国媒体要善于设置议题，

把“媒体想要报道的”和“受众想要了解的”结合起来，做好“党和人民的喉舌”，在重大经济问题上主动发声，坚持国家站位、全球视野，突出中国立场、中国观点、中国视角和中国主张，让国民更多地理解中国财经道路的发展和内涵。

3.2 主动出击，在重大和热点问题面前敢于亮剑

习近平总书记指出，落后就要挨打，贫穷就要挨饿，失语就要挨骂。话语权弱势对于中国国家和党政形象的宣传与塑造是非常不利的。我们必须坚持真理，而真理必须旗帜鲜明。因而，在重大和热点的财经问题报道中，媒体一定要敢于亮剑，不回避，不绕弯，旗帜鲜明地发出中国声音。

3.3 快速发声，力争第一时间介入、第一时间发布

时效是新闻工作者第一位的要求。在新闻报道中，谁能抢到“第一落点”，谁就能占据信息传播的制高点。在关于中国财经新闻报道中，媒体往往占有天时地利人和的优势，但有时却因为体制和理念的限制，未能在第一时间及时报道一些重大突发经济事件，导致在舆论中陷入被动，同时也使自媒体中意见领袖的负面炒作有了机会和空间。首发信息对受众形成第一印象非常关键，常常会先入为主，以后再要改变就很难了。我国媒体应进一步建立健全完善重大经济动向的快速反应机制，力争早介入、早发生，这样才能牢牢把我话语权，增强影响力。

中国特色社会主义已经进入新时代，这个新时代是我国日益走近世界舞台中央、不断为人类做出更大贡献的时代。我国媒体要充分发挥在政府和群众之间的桥梁纽带作用，更加生动地向世界讲好中国财经故事，树立有责任、有担当、有情感、有温度的大国形象。

基于此，从读者、记者以及媒体自身出发，用新时代的解释性报道讲好财经故事，为驶入新征程的中国经济贡献力量。

参考文献

- [1]贾肖明.曾婷芳.周雷.数据新闻的发展、误区规避及趋势探析——基于“21 财经APP”数据新闻的实践研究 [J]. 中国记者.2017.07
- [2]毛文逸.财经新闻报道的发展趋势应用研究[J]. 中外企业家.2016年第29期
- [3]十九大报告全文 [R]. 新闻世界.2017.10.18
- [4]魏明革.财经新闻报道百姓话的路径 [J]. 新闻世界.2011.第2期
- [5]郑保卫. 新媒体背景下李锦在解释性新闻中的兴起——为《国企改革的方向与焦点》而序[J]. 青年记者.2014.03

理
工
农

江西省森林碳汇评估与影响因素研究

谢超芬

摘要: 随着全球气候变暖, 2005年《京都议定书》正式生效, 使得森林碳汇进入人们的眼球。森林碳汇具有碳汇和碳源功能, 深受国家与地区的喜爱。本文利用生物量清单法, 来估算江西省的森林碳汇量, 得出江西省森林碳汇量比较充足, 森林碳汇密度较高。同时再进一步运用活立木总蓄积量法, 进一步得出江西省森林面积越大蓄积量越大森林碳汇量越多的结论, 再分析得出森林碳汇量与造林面积总体上呈正相关, 以及通过分析碳汇量与灾害之间的关系, 得出病虫害以及森林火灾进行有效防止也是增加森林碳汇量的重要途径的结论。再从合理优化龄组结构、加强森林病虫害防治、严控森林火灾、调整森林结构与质量这几个方面给出相应的建议。

关键词: 森林碳汇、评估、影响因素、江西省

1. 引言

CO₂是大气中对气候变化影响最大的温室气体。据国际能源署的数据显示, 我国已经成为世界头号温室气体排放大国, 并且2007年温室气体净增量已占全球46.1%, 2008年CO₂排放总量达83.25×108t, 面对如此严峻的气候局面, 缓解气候变化对人类带来的影响, 2005年2月16日《京都议定书》正式生效, 森林碳汇作为缓解温室效应的有效途径, 因此越来越受到人们关注。“碳汇”是指从大气中清除二氧化碳的过程。森林是大气CO₂重要的碳汇, 森林碳汇可以非常有效降低大气CO₂浓度, 抑制全球变暖, 从而最大限度地减小损失。可见, 森林碳汇是一种具有价值的重要资源。并伴随着2017年十九大的召开, 提倡健全生态文明体制、完善生态补偿机制。江西省为响应国家政策, 需要我们进行生态扶贫, 将绿色发展、可持续发展和扶贫工作有机结合, 更需要我们加强对森林碳汇及如何增加碳汇量的生态补偿机制的研究。为江西省的减排计划提供一定的理论基础, 为加快生态文明建设, 筑牢生态屏障, 为更好地走可持续发展道路和实现江西省振兴提供一定的决策支持并具有地域典型意义。

2.江西省森林资源状况

2.1 自然条件

江西省属于中国华东地区，长江中下游的南岸部分。位于 113°34'E 至 118°28'58"E，24°29'N 至 30°04'N；土地总面积约为 1669.5 万 hm^2 ，其中山地占全省总面积的 36%，42%为丘陵，岗地、平原、水面所占比例为 22%；水资源丰富，全省共有大小河流 2400 多条，流域面积达 16.22 万平方公里；全省属于温暖的亚热带湿润气候，阳光充足，雨水充沛，这为林业提供了良好的生存环境。

2.2 森林资源状况

江西省的森林资源类型丰富，据江西省“十一五”期间森林资源二类调查统计，江西省林业用地面积 1072.0 万 hm^2 ，活立木总蓄积 44530.5 万 m^3 ，疏林地由 1991 年的 1165.5 hm^2 减少到 2011 年的 111.59 hm^2 ，森林覆盖率由 1991 年的 40.93% 增加到 2011 年的 63.1%，森林覆盖率高于全国平均水平。主要有针叶林、针阔混交类、常绿落叶阔叶混交类。按树种分，主要有马尾松、国外松、杉木、硬阔类、软阔类、混交类等。

表 2.1 “十一五”期间江西省森林资源统计

年份	林业用地 /10 ⁵ hm^2	有林地 /10 ⁵ hm^2	疏林地 /10 ⁵ hm^2	灌木林 /10 ⁵ hm^2	未成林 /10 ⁵ hm^2	无林地 /10 ⁵ hm^2	苗圃林 /10 ⁵ hm^2	活立木蓄 积/10 ⁵ hm^3	森林覆 盖率/%
十一五	1072.0	918.5	11.2	104.2	23.0	8.7	0.3	44530.5	63.1

从龄组结构看，蓄积量和面积从整体上看呈现两头小、中间大的特征。其中幼龄林的蓄积量较小，幼龄林、中龄林以及近熟林的面积占总面积的比例高达 95%；而成熟林、过熟林的面积过小仅 6%，蓄积量占总蓄积量的 11%；不管是蓄积量还是面积，中龄林均位居榜首，分别是 53% 和 46%。由此可看出，江西省森林资源丰富，增长速度快，质量也相对较高。

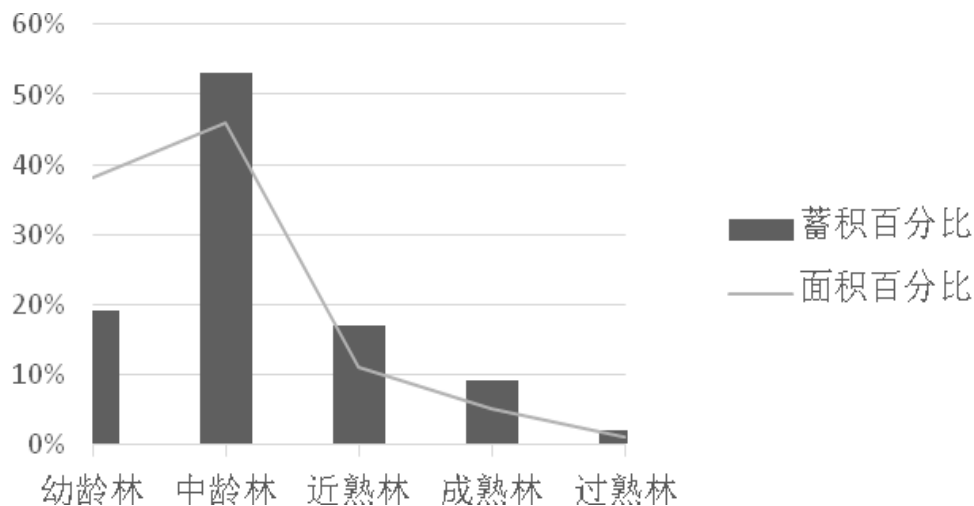


图 2.1 各龄组面积、蓄积的百分比

3.江西省森林碳汇量测算

3.1 估算方法

生物量清单法，就是将生态学调查资料和森林清查中的蓄积量结合起来进行。从主要树种的差异性以及应用的广泛性考虑，根据主要树种的树干密度、蓄积量、主要树种的含碳率和树干生物量占乔木层生物量的比例来计算森林碳汇量，可以更加精确的估算江西省森林碳汇量，也是比较常见的计算森林碳汇量的方法。本文研究的江西省的森林碳汇量主要研究乔木林并不包括地下的生物量，计算公式：

$$c = \sum_{i=1}^n V_i \times D_i / R \times C_i / T_c \quad (1)$$

在公式（1）中， V_i 为第 i 种树种的蓄积量； D_i 为第 i 种树种的树干密度； R 为树干生物量占乔木层生物量的比例，本文采用张坤（2007）年的数值 $R=51.83\%$ ； C_i 是第 i 种树种的含碳率； T_c 是植物中的碳含量，取常数值 $T_c=3/11$ 。

3.2 数据来源

依据《中国统计年鉴》、《江西统计年鉴》、江西省林业厅发布的《江西省森林资源概况》和相关研究报告数据，“十一五期间”江西省主要树种的蓄积量见表 3.1，由于不同树种的树干密度会有所差异，为更加精确的估算不同树种的生物量，本文依据 1982 年中国林业科学研究院木材研究所测定的结果，得出江西省主要树种的树干密度及平均含碳率见表 3.2。

表 3.1 “十一五期间”江西省主要树种的蓄积量

项目	杉木	马尾松	国外松	硬阔叶林	软阔叶林
蓄积量/ 10^4m^3	14528.7	9142.6	2511	7594.4	769.9
百分比/%	35.46	22.31	6.14	18.56	1.88

表 3.2 “十一五期间”江西省不同树种的树干密度和含碳率

项目	杉木	马尾松	国外松	硬阔叶林	软阔叶林
树干密度 $D_i/10^4\text{m}^3$	0.3	0.43	0.417	0.6	0.4
含碳率 C_i	0.5022	0.5500	0.5154	0.4834	0.4956

3.3 森林碳汇量估算

依据表 3.1、表 3.2 的数据以及生物量清单法的公式,计算出江西省“十五期间”及“十一五期间”主要树种的森林碳汇量(见表 3.3)。

表 3.3 “十一五期间”及“十五期间”江西省主要树种的碳汇量 (10^4t)

年份	杉木	马尾松	国外松	硬阔叶林	软阔叶林	合计
十一五	15485.13	15296.47	3817.84	15582.66	1079.73	51261.83
十五	13285.47	15012.37	3257.25	15824.78	455.79	47835.66

4. 结果与分析

4.1 碳汇量与碳密度分析

首先,由表 3.3 中计算的“十一五期间”及“十五期间”江西省主要树种的碳汇量结果可知,“十一五期间”江西省的森林碳汇量达到 $5.126183 \times 10^8\text{t}$,比“十五期间”的 $4.783566 \times 10^8\text{t}$ 增加了 $0.342617 \times 10^8\text{t}$ 。与此比较,张小有、刘俊昌(2013)基于活立木总蓄积量来计算江西森林碳汇量,得到 1995 至 2011 年的森林碳汇总量数据,其中 2000 年、2004 年、2008 年以及 2010 年的森林碳汇量数据分别为 $3.495596 \times 10^8\text{t}$ 、 $4.697063 \times 10^8\text{t}$ 、 $4.778114 \times 10^8\text{t}$ 、 $5.16633 \times 10^8\text{t}$,与本研究估计的结果相近。黄敏(2017)运用森林蓄积量扩展法,计算出江西省 2003 年与 2010 年的森林碳汇量分别为 $4.09676 \times 10^8\text{t}$ 和 $5.87597 \times 10^8\text{t}$,和本研究估计的结果相差较大。出现差距的原因可能是研究方法不同、采用的数据不同、查阅资料差异、时间精度差异导致得出的结果不一致。从研究整体上看,江西省森林碳汇量随着时间的推移森林碳汇量呈增长的趋势。

其次,从森林碳密度方面。方精云等人(2002)的研究中估算的全国森林碳密度分别为 $38.05\text{MgC}/\text{hm}^2$,焦燕(2005)估算的全国森林碳密度为 $23.69\text{MgC}/\text{hm}^2$,依据江西

省林业厅发布的“十一五期间”江西省森林面积为 1035.1 万 hm^2 ，因此根据方法，估算出江西省森林碳汇的密度约为 $49.52\text{t}/\text{hm}^2$ ，高于全国平均水平。

因此，江西省森林资源的碳汇量和碳密度较高。为了进一步体现江西省森林碳汇量、森林面积和蓄积量的关系，运用活立木总蓄积量法，考虑林木碳汇量、林地碳汇量以及林下碳汇量这三种类型的碳汇，计算公式为：

$$C-S = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (S_{ij} \times C_{ij}) + \alpha \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (S_{ij} \times C_{ij}) + \beta \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (S_{ij} \times C_{ij}) \quad (2)$$

采用国际通行的 IPCC 计算方法，计算公式为：

$$C-S = 2.4395 \times (V \times 1.9 \times 0.5 \times 0.5) \quad (3)$$

$C-S$ 表示碳汇总量， S_{ij} 表示第 i 个地区的第 j 类林木面积， C_{ij} 表示第 i 个地区的第 j 类林木的生物量碳密度， α 表示林下植被的碳转化密度， β 表示林地的碳转化密度， V 表示活立木蓄积总量。

表 4.1 1987 年以来森林碳汇及碳密度

时间	面积 (Mhm^2)	蓄积量 (Mm^3)	碳汇量 (Mt)	碳密度 (MgC/hm^2)
1978	5.476	302.6108	350.654	64.03
1983	6.127	263.0	304.755	49.74
1985	5.526	250.0	289.691	52.42
1988	5.990	240.0	278.103	46.43
1993	8.898	223.084	258.501	29.05
1998	9.506	290.0	336.041	35.35
2004	10.101	353.572	409.706	40.56
2008	10.447	374.0	433.377	41.48
2010	10.351	500.0	579.381	55.97
2016	10.697	470	544.618	50.9

通过分析江西省森林碳汇量、蓄积量以及森林密度之间的关系，发现蓄积量与碳汇量之间有密切关系，如图 4.1。自 1987 年以来森林碳汇量与森林蓄积量的变化方向趋势相同，1987 年至 1993 年森林碳汇量与森林蓄积量呈下降的趋势，1993 年最低但也有 258.501Mt，从 1993 年至 2010 年森林蓄积量和森林碳汇量始终上升的趋势，说明江西省森林有较好的碳汇功能。

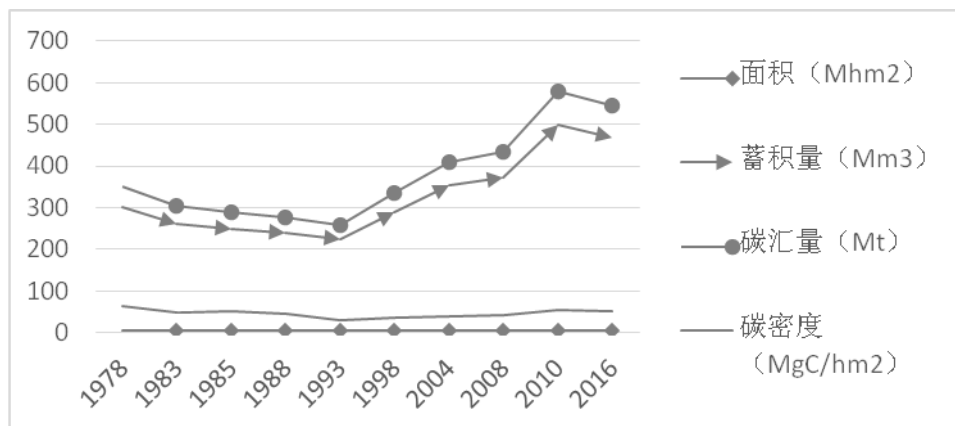


图 4.1 森林面积、蓄积、碳汇量及碳密度变化

故，可以得出江西省森林碳汇水平偏高，同时碳汇能力的增长潜力以及增长速度较大。同时由图 1 说明了，江西省幼龄林、中龄林以及近熟林的面积占总面积的比例高达 95%，其中幼龄林的面积占总面积的 38%，中龄林以及近熟林面积占比 70%，这样的龄林结构也反映了江西省碳汇潜力较大、质量较高和森林碳密度较高。因此江西省森林碳密度较高、森林的整体固碳能力较强。

4.2 碳汇量与林业工程项目分析

查阅相关资料显示，江西省 1991 年开始实施长江防护林建设项目、1998 年开始实施“中德造林”工程、2005 年开始“退耕还林”工程以及 2004-2008 年实行的“林权制度改革”政策^①。2007 年江西省为贯彻和落实国家的《国务院关于完善退耕还林政策的通知》，按照“生态立省、绿色发展”的战略要求，出台八项措施来完善退耕还林政策。这些工程与政策实施的同时提高了群众了生态环境保护意识，也极大的增加了江西省森林面积与森林碳汇量。如图 3 中江西省 2004-2016 年总体上造林面积的增加，森林碳汇量也增加，即森林碳汇量与造林面积总体上呈正相关。因此加大造林面积是增加森林碳汇量的重要途径。

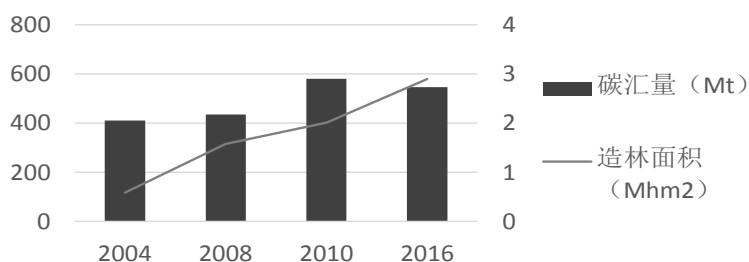


图 4.2 森林碳汇量与造林面积的关系

^① 钟乐,武晓玉,沈发兴,唐学君.江西省森林资源动态变化及驱动力分析[J].江苏农业科学,2017,45(14):215-219

4.3 碳汇量与灾害分析

通过查阅中华人民共和国统计数据，并且分析得出图 4.3 的结果。可以从图中看出森林火灾的受害面积与森林碳汇量面积呈反比关系，即森林火灾受害面积越多森林碳汇量越少。2004 年至 2016 年森林病虫害受害面积呈上升再下降的趋势大体上与森林碳汇量呈反比，但是这期间并没有发生很严重的病虫害，据了解 2008 年 1 月与 2 月有严重的冰雪天气会影响碳汇量，所以从图 3 中可以看到虽然 2004 年至 2008 年事实了很多造林措施但森林碳汇量的增长相当平缓。所以对病虫害以及森林火灾进行有效防止也是增加森林碳汇量的重要途径。

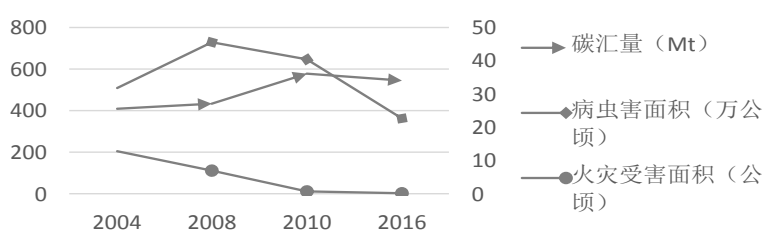


图 4.3 森林碳汇量与病虫害、火灾受害面积关系

5. 结论与建议

研究表明，江西省截止 2016 年森林碳汇量高达 544.618mt，碳汇密度高达 50.9MgC/hm²，超过全国平均水平，因此江西省森林碳汇量大、碳汇密度高、碳汇潜力大，但江西省的森林碳汇量又受到林业工程和自然环境的影响。所以江西省森林碳汇潜力方面还有很大的上升空间。森林碳汇量的增加有利于社会的可持续发展、提高生活质量，那么在如今经济高速发展的环境下如何满足人们的美好生活的需要呢？建议从以下几点：

(1) 合理优化龄组结构

从图 1 可知江西省森林蓄积量主要集中在幼龄林、中龄林和近熟林，成熟林和过熟林蓄积量少，故要加快培育幼龄林和中龄林，即打造“重造林、轻抚育”的方式，这是进一步提高江西省森林质量的重要方法。严格遵守采伐的限额、将过熟林及时同时采伐后及时造林，加快造林的速度尽量控制在一个分期内完成，使森林资源真正做到“青山常在”。

(2) 加强森林病虫害防治、严控森林火灾

森林病虫害也叫作“不冒烟”的森林火灾，尤其是春天是病虫害滋生蔓延的季节。做好病虫害的防治对于森林碳汇量的影响不容小觑。防治这两个“不冒烟”与“冒烟”的火灾是很重要的。一要广泛开展森林病虫害与森林火灾宣传，普及大家对病虫害于森林火灾

的知识,各有关部门备齐治疗病虫害的药剂和发生森林火灾需要的的设备,一旦发生人员、物资快速到位。二要对于病虫害要严格检查病虫害疫情,对病虫害及时发布,实施全天候监测,杜绝外来传播。

(3) 调整森林结构与质量

从“十一五”期间与“十五”期间统计出来的树种数据显示,江西省的树种结构较为单一,主要是马尾松和杉木,因此要调整森林树种结构,形成针阔混交林。同时从表5可知,江西省森林资源蓄积量与面积一直随着时间保持双增长的状态,但是森林资源的面积是有限的,所以要进一步提高森林资源的蓄积量,由数量扩张型向质量效益型转变,即保持质与量的增长。

参考文献

- [1]陈刚.我国森林碳汇经济价值评估研究[J].价格理论与实践,2015(05):109-111
- [2]陈元媛,温作民,谢煜.森林碳汇的公允价值计量研究——基于森林资源培育企业的角度[J].生态经济,2018,34(04):45-49
- [3]董方晓.对我国森林碳汇量的估算与分析——以辽宁省森林资源为例[J].林业经济,2010(09):54-57
- [4]方精云,陈安平,赵淑清,慈龙骏.中国森林生物量的估算:对 Fang 等 Science 一文(Science,2001,291:2320~2322)的若干说明[J].植物生态学报,2002(02):243-249
- [5]黄敏.森林碳汇价值评估模型与实践研究——以江西省森林碳汇经济价值评估为例[J].华东森林经理,2017,31(01):41-45
- [6]单保君,张治军,王秋华,杨思林,苏文静,冯岩岩.1996—2013年火灾对中国森林碳汇损失估算的研究[J].西南的研究[J].西南林业大学学报(自然科学),2017,37(06):156-162
- [7]焦燕,胡海清.黑龙江省森林植被碳储量及其动态变化[J].应用生态学报,2005(12):2248-2252
- [8]尹少华,周文朋.湖南省森林碳汇估算与评价[J].中南林业科技大学学报,2013,33(07):136-139+144
- [9]钟乐,武晓玉,沈发兴,唐学君.江西省森林资源动态变化及驱动力分析[J].江苏农业科学,2017,45(14):215-219
- [10]曾维忠,刘胜,杨帆,傅新红.扶贫视域下的森林碳汇研究综述[J].农业经济问题,2017,38(02):102-109+3
- [11]张小有,刘俊昌.碳汇及森林碳汇投资的影响性与趋势性研究——以江西省为例[J].求索,2013(06):1-4