

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

技术创新房价波动与经济波动——基于DSGE模型的数值模拟分析	方志强	3
基于企业微观层面可变贸易成本弹性的测算	李伟伟	12
江西新型城镇化包容性发展的测度及对策研究	杨泽民	22
江西省生态文明建设综合评价研究	张 靖	32

产业经济与企业管理

基于完全信息下网上订餐补贴的静态博弈分析	邓 婷	43
中国制造业进出口对国内就业波动性的影响	龚茜茜	50
中部地区制造业碳排放的影响因素分析——基于产业集聚视角	吴春燕	60
K-means 聚类在某互联网公司用用户画像中的应用	袁 洁	71
领导人“家乡情结”与县域经济增长——来自领导人更换的准自然实验	钟家福	81

财务与会计

机构投资者、信息披露质量与公司业绩	胡秋凡	101
上市公司购买理财产品行为与公司盈利能力研究——基于我国上市公司的经验数据	黄 佳	109
CFO话语权、股权性质与盈余管理	刘宁宁	124
浅析联想集团面临的财务困境——基于恒生指数剔除联想事件	刘燕青	132
新收入准则下网游企业的收入确认问题研究	刘 阳	139
大股东减持前的会计操纵研究-以吴通控股为例	罗 昊	145

现代金融与证券市场

- 我国分析师行业跟踪行为能力研究——基于A股市场的经验证据····· 江 洋 155
- 基于动态杠杆随机波动模型的中国股票市场杠杆效应研究····· 李 忆 164

法 律

- 我国破产管理人选任制度的实证研究——以21个省(自治区、直辖市)管理人名册为样本··· 陈珮瑜 177
- 论民事检察监督调查核实权····· 丛鸿全 187
- 网络虚拟财产法律属性的刑民思考····· 李玉瀚 194

文史哲

- “中国关键词”对外传播策略研究····· 余 赣 203
- 互联网时代知识付费的发展传播策略研究····· 朱雅智 210

理工农

- 时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题····· 程会兵 219
- 硕士研究生导师满意度调查分析····· 徐雪珂 罗 雯 232
- 大学生培养质量调查——以南昌市为例····· 张 帆 蒋 俊 241

公共经济与管理

技术创新房价波动与经济波动

——基于 DSGE 模型的数值模拟分析

方志强

摘要：技术创新对房价及经济增长的影响情况？如何兼顾经济增长和控制房价？本文在创建包含两类异质性家庭和生产部门等多部门的 DSGE 模型中引入建筑延迟，来研究在消费品部门技术冲击和住房部门技术冲击下经济波动的影响。研究发现：（1）一般而言，在消费品技术冲击下，消费品产出上升，房价下降等情况。（2）在住房部门技术冲击下，消费品产出减少，房价上升。（3）如果增幅想兼顾稳增长和控制房价的话，可以鼓励消费品部门企业创新，提高消费品部门的投资回报率，来同时达到经济增长和稳定房价的目标。

关键词：技术冲击；经济波动；DSGE 模型

1.引言

随着科学技术的不断进步，我国经济不断发展。房地产对我国经济也起着越来越重要的影响，随着我国货币发行量的增加以及经济的发展，住房价格也大幅度的上升，因此大量家庭贷款买房，居民承担风险能力下降。不仅如此，房地产市场还存在吸虹效应，又使得房价进一步上涨，为此在十几年来房地产热潮中，房地产泡沫加剧、地方政府预算紧缩、收入差距不断拉大、穷人买不起房、这些问题引起了人们和政府的广泛关注。今年正值改革开放四十周年，讨论技术创新与经济波动就显得恰到好处。

国外学者对技术创新与经济波动的关系上进行了大量研究，Iacoviello(2005)发现产出和资产价格的峰值只是随着消费品生产力的提高而延迟。Iacoviello et al(2010)得出美国过去四十年房价的高速增长与房地产行业的技术进步缓慢密不可分。He, Qing et al(2017)提出在一个消费品部门积极的技术冲击之后，当产出上升时，通货膨胀下降。利率下降是对通货膨胀的反应,产出的增长推高了房价。Bahadir, Berrak & Mykhaylova, Olena (2014) 表明消费品部门的技术创新会导致房价长时间的下跌。

而在国内学者对技术冲击和经济波动的研究中,况伟大(2008)讨论了技术创新对房地产泡沫的影响,王勇(2018)表明受到消费品部门技术冲击时,宏观审慎政策会降低房价的替代效应。王云清(2013)房地产部门的技术冲击能够解释大约9.5%的房价波动。徐妍等(2015)发现生产部门的技术进步会导致产出增加。罗娜和程方楠(2017)得出房地产部门的技术冲击是住房波动的主要原因。我国其它学者(侯成琪和龚六堂(2012);王频和侯成琪(2017);黄志刚和许伟(2017))也分别从通货膨胀,家庭预期,社会福利等多种角度来分析房价波动和经济波动。

本文在建立一个多部门的DSGE模型中引入建筑延迟来讨论技术创新和经济波动的情况,本文在以下方面做出了贡献。首先本文在模型上,引入了价格粘性,企业的融资约束等使模型更好匹配现实,并从生产技术,住房延期等供给侧方面来研究经济波动。首先,在研究住房价格高涨的原因中提供了一个深入具体的新视角解释。其次,为研究住房价格高涨的原因中提供了一个深入具体的新视角解释,也从另一个角度为兼顾稳增长和控房价提供了方法。

2.模型设立

在新凯恩斯框架基础上,本文建立的模型包括耐心和非耐心两种家庭,生产消费品和建造住房的企业,零售商,和政府部门。

2.1 耐心家庭

耐心家庭(右上标a表示)按以下函数最大化效用:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^a)^t \left(\ln C_t^a + j_t \ln H_t^a - \frac{(L_{c,t}^a)^{\eta c}}{\eta c} - \frac{(L_{h,t}^a)^{\eta h}}{\eta h} \right)$$

其中, β^a 表示耐心家庭的贴现因子, E_0 表示期望算子, C_t^a 表示消费品需求, H_t^a 表示住房需求, $L_{c,t}^a$ 和 $L_{h,t}^a$ 分别表示在消费品部门的劳动供给和房地产部门的劳动供给。 ηc 和 ηh 分别表示消费品部门劳动负效用和房地产部门的劳动负效用。 j_t 表示效用函数中住房的权重。

耐心家庭面临的预算约束为:

$$C_t^a + q_t (H_t^a - (1 - \delta_h) H_{t-1}^a) + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} b_{t-1}^a = b_t^a + w_{h,t}^a L_{h,t}^a + w_{c,t}^a L_{c,t}^a + \Pi_t + T_t^a \quad (1)$$

其中, q_t 表示住房实际价格, δ^h 表示住房折旧率, π_t 表示总通货膨胀, b_t^a 表示实际贷款额 ($b_t^a < 0$), R_t 表示贷款名义利率, $w_{c,t}$ 和 $w_{h,t}$ 分别表示指借款人在消费品部门和房地产部门收到的实际工资, Π_t 表示来自零售商的利润, T_t 表示来自政府的净转移支付, 耐心家庭在预算约束和信贷约束的条件下最大化自己的效用。

2.2 缺乏耐心家庭

缺乏耐心家庭（右上标 b 表示）按以下函数最大化效用：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t \left(\ln C_t^b + j_t \ln H_t^b - \frac{(L_{c,t}^b)^{\eta c}}{\eta c} - \frac{(L_{h,t}^b)^{\eta h}}{\eta h} \right)$$

其中 β^b 表示缺乏耐心家庭贴现因子， $\beta^b < \beta^a$ 。

缺乏耐心家庭面临的预算约束和信贷约束分别是：

$$C_t^b + q_t(H_t^b - (1 - \delta_h)H_{t-1}^b) + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} b_{t-1}^b = b_t^b + w_{h,t}^b L_{h,t}^b + w_{c,t}^b L_{c,t}^b + T_t^b \quad (2)$$

$$b_t^b \leq m_t^b E_t q_{t+1} H_t^b \frac{\pi_{t+1}}{R} \quad (3)$$

m^b 为贷款抵押比率，缺乏耐心的家庭在约束条件下最大化自己的效用。

2.3 生产部门

为了引入消费领域的价格刚性，我们区分了竞争灵活的价格/批发企业，它们使用两种技术生产批发消费产品和住房，以及在垄断竞争下在消费领域运作的最后的好公司（如下所述）。批发公司雇佣劳动力和资本服务，购买中间产品，以生产批发商品和新住宅，企业最大化其总消费。

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t C_t^c$$

其中 γ 是公式的贴现因子，企业收到的约束条件为：

$$\begin{aligned} \frac{Y_t}{X_t} + b_t^c + q_t I H_t^c = C_t^c + \frac{R_{t-1} b_{t-1}^c}{\pi_t} + W_{c,t}^a L_{c,t}^a + W_{c,t}^b L_{c,t}^b + \\ W_{h,t}^a L_{h,t}^a + W_{h,t}^b L_{h,t}^b + q_t I H_t^c + I K_{c,t} + I K_{h,t} + \zeta_{K,t} + \zeta_{e,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中 b^c 表示企业借贷额， $I H_c$ 和 $I K_h$ 分别表示中间品投资和住房资本投入， ζ_K 和 ζ_e 分别表示资本调整成本和住房调整成本。其消费品和住房的生产函数为：

$$Y_t = A_{c,t} K_{c,t-1}^{\mu} (H_{t-1}^c)^{\nu} (L_{c,t}^a)^{\alpha(1-\mu-\nu)} (L_{c,t}^b)^{(1-\alpha)(1-\mu-\nu)} \quad (5)$$

批发公司雇佣劳动力和资本服务，购买中间产品来生产新房子。

$$I H_t = A_{h,t} K_{h,t-1}^{\mu} (L_{h,t}^a)^{\alpha(1-\mu)} (L_{h,t}^b)^{(1-\alpha)(1-\mu)} \quad (6)$$

其中 γ 是厂商的贴现因子。A 是技术参数，K 是资本投入，H 是房地产投入，L 是劳动投入。企业家，受限于技术约束、借款约束和资金流动：

$$b_t^c \leq m_t^c E_t q_{t+1} H_t^c \frac{\pi_{t+1}}{R} \tag{7}$$

$$I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1} \tag{8}$$

$$IH_t = H_t - (1 - \delta_h)H_{t-1} \tag{9}$$

本文采用 Matteo Iacoviello (2005) 提出的资本调整成本函数和住房调整成本的方程:

$$\zeta_{K,t} = \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1} \tag{10}$$

$$\zeta_{e,t} = \frac{\psi_H}{2\delta} \left(\frac{H_t^c - H_{t-1}^c}{H_{t-1}^c} \right)^2 H_{t-1}^c \tag{11}$$

2.4 零售商

本文假设了调整名义价格的隐性成本, 如 Bernanke et al. (1999), 零售层面由连续统 (0, 1) 垄断竞争厂商组成。零售商在完全竞争市场上以 P_t^w 购买中间品 Y_t 。

$$Y_t^f = \left(\int_0^1 Y_t(z)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dz \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \tag{12}$$

价格指数为:

$$P_t^f = \left(\int_0^1 P_t(z)^{1-\varepsilon} dz \right)^{1/(1-\varepsilon)} \tag{13}$$

因此每一个零售商都面临着个人需求曲线:

$$Y_t(z) = (P_t(z) / P_t)^{-\varepsilon} Y_t^f \tag{14}$$

零售商选择一个可以在每一个时期内改变价格的概率为 $1 - \theta$ 。可以重置价格的零售商将价格定为 $p_t^o(z)$, 最优价格满足如下方程:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{k,t} \left(\frac{P_t^o(z)}{p_{t+k}} - \frac{X}{X_{t+k}} \right) Y_{t+k}^o(z) \right\} = 0 \tag{15}$$

其中 $\Lambda_{k,t} = (\beta^a)^k \frac{C_t^a}{C_{t+k}^a}$ 是耐心家庭折扣因子, X 表示价格加成。

总的价格水平为:

$$P_t = \left(\theta P_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_t^o)^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)} \tag{16}$$

2.5 货币政策

本文采取侯成琪和龚六堂 (2014) 包含住房真实价格的货币政策规则。

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{r_R} \left(\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{r_\pi} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{r_Y} \left(\frac{q_t}{\bar{q}} \right)^{r_q} \right)^{1-r_R} \tag{17}$$

其中 $\bar{R}, \bar{\pi}, \bar{Y}, \bar{q}$ 分别代表稳态的名义利率, 通胀率, 产出, 房价。

2.6 稳态条件

企业消费品产量用于耐心家庭消费, 非耐心家庭消费, 企业消费和总投资, 企业生产的住房被家庭购买和企业自己用于生产消费品。非耐心家庭和企业向耐性家庭借贷, 因此市场出清的条件有:

$$Y_t = C_t^a + C_t^b + C_t^c + I_t \quad (18)$$

$$H_t = H_t^a + H_t^b + H_t^c \quad (19)$$

$$B_t^a + B_t^b + B_t^c = 0 \quad (20)$$

3. 参数估计和稳健性检验

本文密切关注现存的文献, 来设置大多数参数值(总结为表 1), 模型中的每个时间段对应于一个季度。根据 Iacoviello(2005), 侯成琪和龚六堂(2014) 等国内外文献, 本文将耐心家庭贴现因子 β^a 设定为 0.99, 利润率 x 为 1.05, 资本和住房调整成本都设定为 2, 资本对产出弹性为 0.3, 房地产对产出弹性 0.03; 将缺乏耐心家庭贴现因子 β^b 设定为 0.95, 将厂商的产出弹性设为 0.98, 住房对家庭效用的影响设定为 j_t 为 0.1。将消费品和住房部门的劳动负效应都设为 1.01, 资本对消费品部门和住房生产部门的产出弹性分别设为 0.3 和 0.1, 将住房对消费品部门的产出弹性设为 0.03, 将企业贷款比例设为 0.7。住房折旧率 δ_h 设为 0.008, 资本折旧率为 0.025。这与事实基本一致。参考黄志刚, 许伟(2017) 将抵押贷款比例设定为 0.7, 将企业贷款比例设为 0.7。参考王频和侯成琪(2017), 将产出缺口, 通货膨胀的反应系数分别设为 0.19, 1.43, 将利率平滑系数设为 0.6。

3.1 技术冲击

参考梁璐璐等(2014) 和 Bahadir, Berrak & Mykhaylova, Olena(2014) 将消费品部门技术冲击和住房部门技术冲击的持续性分别设为 0.745 和 0.730。将其标准差分别设为 0.049 和 0.020。

$$\begin{bmatrix} A_{c,t} \\ A_{h,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.745 & 0 \\ 0 & 0.730 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_{c,t-1} \\ A_{h,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.049 \\ 0.020 \end{bmatrix}$$

3.2 稳健性检验

为了检验本文模型结果的有效性, 本文将几个重要参数取值进行微调, 以及改变两种冲击的持续性和标准差, 结果表明脉冲响应图变化不大, 仅仅稍微改变了各经济变量波动幅度, 这符合我们的模型认知和经济认知。

表 3-1 参数取值

参数	含义	取值
β^a	耐心家庭的贴现因子	0.988
β^b	缺乏耐心家庭的贴现因子	0.95
γ	厂商的贴现因子	0.98
j_t	住房对家庭效用的影响	0.11
δ	资本折旧率	0.025
δ_h	住房折旧率	0.008
x	利润率	1.05
η^c	消费品部门劳动负效应	1.01
η^h	住房部门劳动负效应	1.01
m^c	企业抵押贷款比例	0.7
m^b	家庭抵押贷款比例	0.7
ψ_k	资本调整成本	2
ψ_h	住房调整成本	2
μ	资本对消费品部门的产出弹性	0.5
μ^c	资本对住房生产部门的产出弹性	0.5
ν	住房对消费品部门的产出弹性	0.03
α	耐心家庭的劳动	0.64
θ	价格粘性指数	0.75
r_R	利率反应系数	0.61
r_π	通胀反应系数	1.43
r_Y	产出反应系数	0.19
r_q	房价反应系数	1.72

4.建筑延期的脉冲响应分析

我们现在描述的机制是，建筑部门的延期会影响住房市场变量的动态。图 1，2 给出了消费品产出，房价，新增住房，住房库存，消费品投资，住房投资，企业消费，耐心家庭消费，非耐心家庭消费等变量在生产部门技术冲击和住房部门技术冲击下的脉冲响应。我们将模型规范与无建设部门的延期进行比较，并结合 4 个周期的延迟。

4.1 生产部门技术冲击

我们发现，在施工延误的情况下，房屋市场变量对外源干扰的响应程度取决于冲击的部门。在第 t 期消费品部门的生产技术的正向冲击的情况下，消费品产出增加，在大

约第 $t+3$ 个季度冲击的影响最大,直到大约第 $t+12$ 个季度之后这个技术进步的影响才会消失;与此同时,技术进步会带来短暂的房价上涨,但是马上又会导致房价大跌,这是因为在生产部门技术冲击下,在消费品部门的投资会获得更高的利润。新增住房会有小幅度的上升,这是由于家庭投资住房的减少。住房存量在第 $t+10$ 个季度之前会增加,在第 $t+10$ 个季度之后会减少。消费品投资会取得一个较大的增长,挤出了在住房部门的投资。而企业消费会减少,耐心家庭的消费也减少,非耐心家庭的消费先减少后上升,这与我们的经济直觉保持一致。我们可以看到,消费品部门的技术进步可以同时达到产出增加和房价下降。

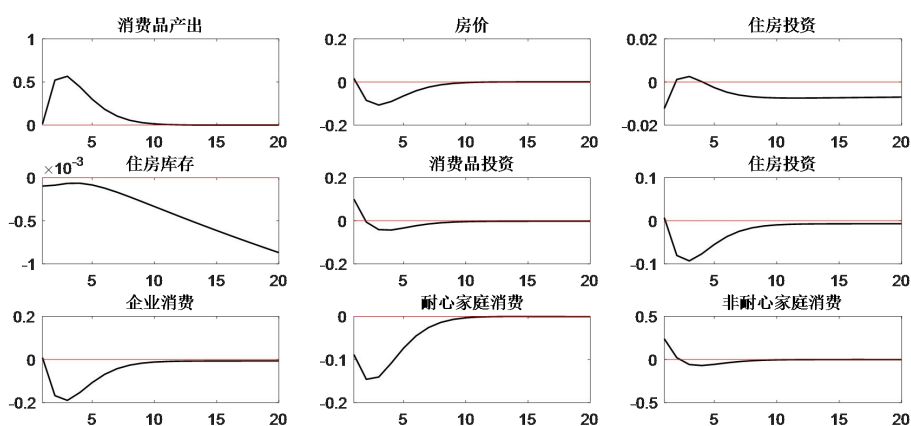


图 4-1 消费品部门生产技术冲击的脉冲响应分析图

4.2 住房部门技术冲击

我们发现,在施工延误的情况下,与生产部门技术冲击不同,住房部门技术冲击会导致几乎相反的结果。在第 t 期住房部门的生产技术正向冲击的情况下,消费品产出下降,在大约第 $t+3$ 个季度冲击的影响最大,直到大约第 $t+12$ 个季度之后这个技术进步的影响才会消失;与此同时,技术进步会造成产量上涨,带来短暂的房价下降,但是马上又会导致房价大幅度上涨,这是因为在住房部门技术冲击下,在住房部门的投资会获得更高的利润,造成房产数量增加。新增住房会有一定幅度的上升,这是由于投资住房的增加。住房存量会长时间的增加。消费品投资会在一个短暂的下降之后,又会上升。和我们预想的一致,在住房部门的技术冲击下,住房部门的投资也大幅度上涨。而企业消费会增加,耐心家庭的消费也增加,非耐心家庭的消费先减少后上升,这与我们的经济直觉保持一致。

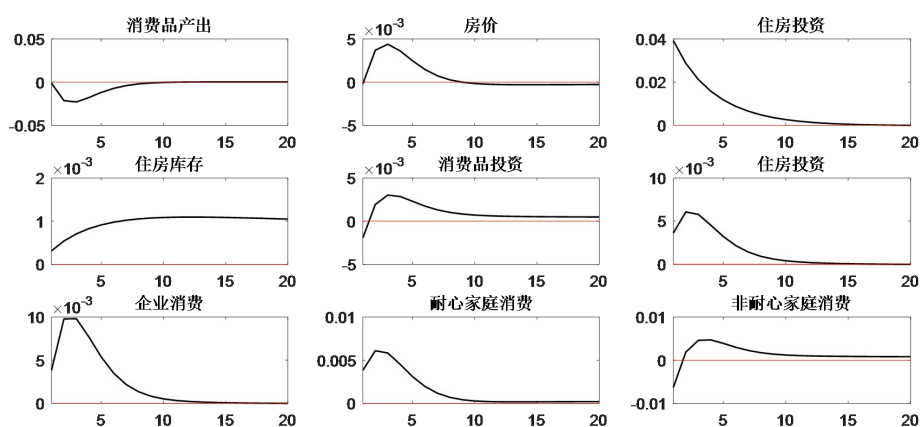


图 4-2 住房部门生产技术冲击的脉冲响应分析图

5. 结论

为了更好地理解中国的建筑产出和房价的联合动态，我们建立了标准的住房市场的货币 DSGE 模型中，我们的模型包含模拟使用两种技术冲击计算的数据，可以观察到房价波动和经济波动的情况。

本文通过讨论在技术创新条件下消费品产出，房价，投资，消费等经济变量的影响。在消费品技术冲击下，消费品产出上升，房价下降等情况。而在住房部门技术冲击下，消费品产出减少，房价上升。因此，政府鼓励消费品部门的创新，导致消费品部门的利润上升，会导致更多的投资落在消费品部门上，挤出住房部门的资金，导致经济增长和稳定房价。

参考文献

- [1]段忠东.房地产价格与通货膨胀、产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验[J].数量经济技术经济研究,2007(12):127-139
- [2]侯成琪,龚六堂.住房价格应该纳入通货膨胀的统计范围吗?[J].统计研究, 2012, 29 (04): 8-15
- [3]黄志刚,许伟.住房市场波动与宏观经济政策的有效性[J].经济研究, 2017, 52(05): 103-116
- [4]罗娜,程方楠.房价波动的宏观审慎政策与货币政策协调效应分析——基于新凯恩斯主义的 DSGE 模型[J].国际金融研究,2017(01):39-48
- [5]况伟大.中国住房市场存在泡沫吗[J].世界经济,2008(12):3-13

- [6]梁璐璐,赵胜民,田昕明,罗金峰.宏观审慎政策及货币政策效果探讨:基于 DSGE 框架的分析[J].财经研究,2014,40(03):94-103
- [7]王频,侯成琪.预期冲击、房价波动与经济波动[J].经济研究,2017,52(04):48-63
- [8]王勇.宏观审慎政策调控住房市场的有效性研究[J].当代财经,2018(03):12-22
- [9]王云清,朱启贵,谈正达.中国房地产市场波动研究——基于贝叶斯估计的两部门 DSGE 模型[J].金融研究,2013(03):101-113
- [10]徐妍,郑冠群,沈悦.房地产价格与我国货币政策规则——基于多部门 NK-DSGE 模型的研究[J].南开经济研究,2015(04):136-153
- [11]Bernanke, Ben S. and Gertler, Mark. “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?” *American Economic Review*, 2001 (Papers and Proceedings), 91(2), pp. 253–57
- [12]Bernanke B, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework [R]. NBE R Working Paper 6455, 1998
- [13]Iacoviello M, Neri S. Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model [J]. *American Economic Journal*, 2010, 2(2) :125–164
- [14]Iacoviello M. House prices, borrowing constraints and monetary policy in the business cycle [J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3) :739–764

基于企业微观层面可变贸易成本弹性的测算

李伟伟

摘要：贸易成本弹性是国际贸易领域研究的关键参数。本文基于企业微观层面估计了可变贸易成本（关税）对企业出口的边际影响，首先从说明微观经济结构如何影响总体出口的方式入手，基于扩展的引力模型估算关税对中国总出口贸易边际的影响。其次，由于企业构成效应的影响，在更高汇总水平（国家层面）确定的集约边际估计可能存在偏差，因此需要进一步估计企业级出口的可变贸易成本弹性。对贸易成本弹性的精确估计有利于模拟贸易自由化对企业的福利效应，对政府制定贸易政策提供微观基础。

关键词：贸易成本弹性；集约边际；扩展边际；引力模型

1. 引言

贸易成本弹性反映了贸易流量对贸易成本变化的敏感程度，是研究国际贸易领域相关问题的重要参数。Arkolakis et al. (2012) 认为无论贸易理论基础如何，贸易福利的测算中仅需要考虑两个重要的参数，贸易弹性是其中之一。以往对贸易成本弹性的测算大都基于引力模型从宏观角度来反映贸易成本对国家总出口量的影响（Anderson & van Wincoop, 2004; Arkolakis et al., 2012 等）。随着异质性贸易理论的发展，将出口增长分解为出口增长的二元边际，从而为贸易成本弹性的研究提供了新的视角——贸易成本的二元边际弹性。本文将基于出口增长的二元边际视角从国家层面、企业层面对可变贸易成本（关税）弹性进行估算，考虑了企业的组成效应（composition effects）。企业作为国家出口增长的微观构成主体，研究企业层面贸易成本（尤其是关税）的二元边际弹性，能更明晰地理解企业在进出口市场上的动态，为企业的生存和扩张提供合理的政策以应对国际外部冲击——英国脱欧、特朗普上台后的举措折射出反全球化的局势等。另外，基于微观贸易成本弹性进行测算和模拟贸易自由化的福利效应对政府制定福利增进型的贸易政策提供了微观基础。

2. 文献综述

以往对贸易成本弹性的测度大都借助引力模型，分析贸易成本对贸易流量整体的边际影响，考察对替代弹性这一关键参数的估计。如 Humels (2001) 考察了包括关税

和运输成本在内的成本对贸易量的影响, 并对比不同数据选取层面弹性值估计存在差异, 一位 SITC 数据的替代弹性是 4.79, 四位 SITC 数据的替代弹性值是 8.26。Baier and Bergstrand (2004) 将关税和运输成本考虑到引力方程中, 采用 OECD 国家贸易数据, 估算替代弹性值为 6.4。Anderson 和 van Wincoop (2004) 认为替代弹性很可能介于 5~10 之间。但是, Novy (2013) 提供的超越对数引力模型把 CES 效用函数替换成超越对数偏好, 认为贸易成本弹性内生, 测算了 2000 年 OECD 国家的贸易成本弹性。国内在研究贸易成本测算时也提到了对替代弹性的取值问题, 如钱学锋、梁琦 (2008) 在测度贸易成本时, 将替代弹性分别设定为 5(低)、8(中)和 10(高)。施炳展 (2008) 根据 Andersen (2004)、Novy (2007) 做法, 将替代弹性统一设为 8。薛冰等 (2017) 在测算 APEC 国家双边贸易成本时, 将替代弹性取值设置为 5。周丹 (2013) 基于 Novy (2013) 超越对数引力模型测算了 2000-2010 年金砖国家双边贸易成本弹性, 结果表明金砖五国的贸易成本弹性变化幅度较大, 在[245,0.48]不等。周丹 (2015) 运用同样的方法测算了中国与主要亚太国家 21 大类产品的贸易成本弹性, 结果显示虽然结果存在差异但是均为正。

新新贸易理论的出现为贸易成本弹性的测度提供了新思路。不仅反映在使用数据上更加微观化, 而且异质性贸易理论模型认为贸易增长可以通过扩展边际和集约边际来实现 (Melitz, 2003; Bernard et al., 2003)。随着 Chaney (2008) 将 Melitz (2003) 模型引入引力模型, 借以分析贸易成本变化对异质性企业进入和退出决策的贸易流量效应, 将贸易弹性分解为集约边际弹性和扩展边际弹性, 这也为我们测算贸易成本弹性构建了理论机制。Chaney (2008) 从国家层面来测算了可变贸易成本和固定成本贸易成本弹性, 认为在企业生产率服从帕累托分布的情况下, 总贸易成本弹性仅取决于扩展边际弹性。Melitz 和 Ottaviano (2008) 采用拟线性效用函数、Arkolakis et al. (2010) 使用超对数效用函数等都得到了相同的结论 (原因在于假设生产率分布符合帕累托分布)。Mayer et al. (2017) 通过数理模型的推导得到了总贸易成本弹性也应该是两者加总, 但是当生产率分布服从自然对数分布时, 总贸易成本弹性应该是两者之和, 而且存在异质性。

国内外学者对贸易成本二元边际弹性直接估算的研究较少, 主要着重于贸易成本对二元边际的影响研究。国外学者 Eaton et al. (2004)、Lawless (2010) 通过对出口企业的研究得到贸易成本的变动主要作用于扩展边际。Bernard et al. (2011) 美国制造业出口数据为例, 得出贸易成本对总贸易量、出口企业数目和出口产品种类数均为负, 而对集约边际影响不显著。Berthou 和 Fontagne (2013) 从国家层面也验证了双边距离与贸易边际之间的负向关系, 但在企业层面上得出双边距离对产品集约边际显著为负。Andersson (2007) 通过对瑞典企业层面出口数据的经验研究, 得到固定成本对扩展边际的作用大于对集约边际。国内学者基于企业数据或产品数据得到大致相同的结论, 即贸

易成本主要是通过扩展边际影响贸易流量（钱学锋，2008；钱学锋、熊平，2010；陈勇兵等，2012；陈阵、隋岩，2013；曹亮、陆蒙华 2017 等）。

通过文献的梳理发现：（1）传统贸易成本对贸易流量的边际影响主要是集约边际弹性的测算，数据大都来自国家整体层面，或者是产业、行业层面。（2）基于异质性贸易理论贸易成本弹性的测算，将贸易成本弹性拓展为集约边际弹性和扩展边际弹性，在实证分析中大都局限于分析国家层面，而忽略了贸易成本对企业层面边际的影响。因为 Bernard et.al（2011）构建了多产品企业一般均衡模型，并重新对二元边际定义，集约边际定义为企业内产品种类的平均贸易额，扩展边际定义为企业内产品种类数。这为我们分析贸易成本对企业边际的影响提供了依据。（3）分析贸易成本对二元边际的影响主要集中于可变贸易成本（包括 GDP、距离等）而没有将关税对贸易边际的影响区分开。由于距离可能与固定和可变成本有关（Anderson&van Wincoop，2004），在异质性企业贸易中由于固定成本会对贸易贸易边际产生不同影响（Chaney，2008），因此将距离果断的定义为可变贸易成本有些站不住脚，但是关税可以很自信被认为是可变贸易成本，并且可以用来估计可变贸易成本弹性（Berthou&Fontagne，2016）。

本文的目的是估计可变贸易成本（关税）对企业出口的边际影响，首先从说明微观经济结构如何影响总体出口的方式入手，基于扩展的引力模型估算关税对中国总出口贸易边际的影响。其次，由于企业构成效应的影响，在更高汇总水平（国家层面）确定的集约边际估计可能存在偏差，因此我们固定企业层面和目的地层面的不可观测的决定因素，最终估计可变贸易成本的企业级出口弹性。

3.数据选择与处理

3.1 数据选择

在本文的分析过程中主要应用到的企业海关数据来源于企业海关数据库；出口国与目的国之间的距离及其他引力变量数据来源于 CEPII 数据库；目的国的实际 GDP 数据来源于世界银行数据库；关键的可变贸易成本—关税—数据来源于 WITS 数据库。

3.2 数据处理

本文采用 2002-2006 年的企业海关数据，首先将月度数据加总为年度数据，然后将海关数据中的 HS8 位产品编码与关税数据 HS6 位产品编码相匹配，最后再分别按照目的地与 CEPII 数据库中的距离、引力变量等和世界银行数据库中的目的国实际 GDP 数据相匹配。

关于目的国：本文按照 2002-2006 年出口值进行加总排序，并结合关税数据的可获

得性选择了出口总值占比 75% 以上的目的国^①。

关于出口企业：在对企业层面进行分析时，为避免企业出口选择带来的偏差，在此筛选出每年出口至 18 个目的国的前 200 个企业（其出口总值占可全部出口至 18 个目的国的企业出口总值的 90% 以上）。

关于关税：关税是从价税，可以被视为准确衡量可变交易成本。关税数据的观察单位是中国目的地 j 对产品 p 出口的关税税率，记为 τ_{jp} ，由于在实证分析中的第一部分我们想评估以关税衡量的可变贸易成本对中国出口的影响，需要进行整合。另外中国在目的地 j 面临的总关税必须反映中国按产品出口的结构，因此我们使用国家层面的加权关税 τ_j （ $\tau_j = \sum_p w_{CN,p} \tau_{jp}$ ，其中 $w_{CN,p} = \frac{X_{CN,p}}{\sum_p X_{CN,p}}$ ， $X_{CN,p}$ 是中国出口产品 p 的收入）。以相

同的方式计算每个目的地 j 对出口企业的平均关税，不同之处在于使用企业 f 出口的产品构成作为权重来得到企业层面的加权关税 τ_{fj}

（ $\tau_{fj} = \sum_p w_{f,p} \tau_{jp}$ ，其中 $w_{f,p} = \frac{x_{f,p}}{\sum_p x_{f,p}}$ ， $x_{f,p}$ 是企业 f 出口产品 p 的收入）。

4. 关税对国家贸易边际的影响

中国出口在每个目的地的总价值的第一次分解说明了企业和产品选择如何影响总出口的集约边际。每个观测对象对应于 t 年企业 f 出口产品 p 到目的国 j ，用 x_{fjp} 表示，为了方便省略时间 t 。这些个别贸易流量对企业和产品的总和就是中国在某一年出口到目的地的总价值： X_j 。在此，根据 Bernard et.al（2011）模型将出口总价值进行分解，即：

$$X_j = N_j^{fp} \times \bar{X}_j^{fp} \quad (1)$$

其中， N_j^{fp} 表示出口到目的国 j 的企业产品观测值数目（扩展边际）；

\bar{X}_j^{fp} ($\bar{X}_j^{fp} = \frac{\sum_{fp} x_{fjp}}{N_j^{fp}}$) 表示每个观测值的平均出口额（集约边际）。从这个分解开始，我们

可以估算关税对中国出口总额的影响。基于（1）式取对数可以得 t 年中国所有企业出口至目的地 j 的总值的对数等于出口到目的地 j 的企业产品观测值数目的对数和每个观测值平均出口额的对数之和。相应地，关税对贸易流量的边际影响可以表示为：

$$\frac{\partial \ln(X_j)}{\partial \ln(1 + \tau_j)} = \frac{\partial \ln(N_j^{fp})}{\partial \ln(1 + \tau_j)} + \frac{\partial \ln(\bar{X}_j^{fp})}{\partial \ln(1 + \tau_j)}$$

一可变成本的弹性。我们采用扩展的引力模型（2）：

^① 按中国企业出口收入排列，18 个目的国主要是：美国、日本、韩国、德国、荷兰、英国、新加坡、意大利、法国、加拿大、澳大利亚、印度、印度尼西亚、西班牙、比利时、墨西哥、菲律宾和南非

$$\ln(Y_{jt}^{fp}) = \mu_0 + \mu_1 \ln(1 + \tau_{jt}) + \mu_2 \ln(GDP_{jt}) + \mu_3 \ln(\Omega_j) + k_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

其中因变量 $\ln Y_{jt}^{fp}$ 分别代表出口至目的地的贸易总值 (X_{jt})、每个目的地的企业产品观测数目 (N_{jt}^{fp}) 或每个观测值的平均额 (\bar{X}_{jt}^{fp}) 的对数。我们的核心变量是每个目的地对来自中国进口产品的加权关税平均值 τ_{jt} 。 GDP_{jt} 表示目的地 j 的实际 GDP，将其作为目的地市场规模的代理变量。 Ω_j 是控制市场准入其他方面的一系列变量：中国与目的地之间的地理距离，是否相邻、是否有共同语言、是否有殖民地联系的虚拟变量。 k_t 表示时间虚拟变量， ε_{jt} 表示误差项。鉴于我们使用的关税数据具有目的地*年的维度，使用目的地固定效应将控制关税的大部分变化（关税的大部分变化是来自目的地、产品的横截面变化）。对（2）式进行 OLS 回归，得到结果见表（1）。

表 1 关税对国家贸易边际的影响

	$\ln X_{jt}^{fp}$	$\ln N_{jt}^{fp}$	$\ln \bar{X}_{jt}^{fp}$	$\ln X_{jt}^{fp}$	$\ln N_{jt}^{fp}$	$\ln \bar{X}_{jt}^{fp}$
$\ln(1 + \tau_{jt})$	-6.041*** (1.192)	-7.427*** (0.826)	1.386* (0.549)	-3.117* (0.794)	-5.434*** (0.292)	2.317* (0.612)
$\ln(GDP_{jt})$	0.780*** (0.0243)	0.414*** (0.0135)	0.365*** (0.0112)	0.792*** (0.0208)	0.423*** (0.0106)	0.369*** (0.0105)
$\ln(Dist_j)$	-0.426*** (0.0572)	-0.176*** (0.0363)	-0.251*** (0.0258)	-0.469** (0.0569)	-0.205** (0.0369)	-0.264*** (0.0250)
contig	-0.166 (0.143)	0.0406 (0.0605)	-0.207 (0.122)	-0.438* (0.118)	-0.144** (0.0222)	-0.293 (0.123)
comlang	1.131*** (0.0438)	0.413*** (0.0614)	0.718*** (0.0254)	1.277*** (0.0561)	0.512*** (0.0458)	0.765*** (0.0412)
smctry	0.565*** (0.106)	0.480*** (0.0561)	0.0846 (0.0716)	0.408* (0.0916)	0.373*** (0.0386)	0.0347 (0.0725)
_cons	5.412*** (0.530)	1.720*** (0.278)	3.692*** (0.289)	5.303*** (0.264)	1.647*** (0.171)	3.656*** (0.203)
目的地固定 效应	否	否	否	是	是	是

续表

	$\ln X_{jt}^{fp}$	$\ln N_{jt}^{fp}$	$\ln \bar{X}_{jt}^{fp}$	$\ln X_{jt}^{fp}$	$\ln N_{jt}^{fp}$	$\ln \bar{X}_{jt}^{fp}$
时间固定 效应	否	否	否	是	是	是
N	90	90	90	90	90	90
R^2	0.8339	0.8607	0.5614	0.838	0.865	0.563

注：“****”、“***”、“**”分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著

由表（1）可知，在国家总体层面，可变贸易成本弹性为-3.117，主要受关税对每个目的地的企业产品观测数目的扩展边际影响，而集约边际弹性的贡献较小，这个结果与 Melitz（2003）或 Chaney（2008）异质企业贸易模型所预测的结果是一致的。基于假设每个部门企业层面的生产率遵循帕累托分布：企业进入预计会完全补偿可变交易成本对企业层面出口的负面影响，这使得每个企业的平均出口不受组成效应的影响。接下来，我们更依赖企业层面以准确估计企业集约边际的贸易弹性。

5. 关税对企业贸易边际的影响

在该部分我们基于企业层面提出对总出口的另一种分解方法，将用于评估可变交易成本对企业贸易边际的影响。考虑到每个目的地，我们从出口总量开始计算产品种类数和企业产品出口的平均值。然后，基于扩展的引力模型估计关税对企业出口总值、企业出口产品种类数目、企业出口产品平均值三个变量的边际影响。

在我们对公司层面出口的分解中，依赖的是企业层面出口的观测值，出口到 j 国的总值是企业出口到 j 国（ x_{jf} ）的加总。将其分解为每个企业出口产品种类数 n_{jf}^p 乘以企

业出口产品的平均值 \bar{x}_{jf}^p ($\bar{x}_{jf}^p = \frac{\sum_f x_{fj}}{n_{jf}^p}$)，如（3）所示：

$$X_j = \sum_f x_{jf} = \sum_f n_{jf}^p \times \bar{x}_{jf}^p \quad (3)$$

在此我们使用 \bar{x}_{jf}^p 而不是国家层面出口的平均值 \bar{X}_j^{fp} ，这是确保了集约边际不受企业选择而产生的偏差：因为 \bar{X}_j^{fp} 受到了出口到目的地 j 的企业间组成效应的影响。Melitz（2003）指出由于成本下降导致进入出口市场的企业增加，但由于新进入企业一般规模较小使得企业的平均出口额降低。Bernard et.al（2011）指出可变贸易成本对企业—产品

一目的地的集约边际影响是模糊的。一方面，贸易成本下降导致已经出口到目的地的产品价格下降，因此企业出口产品到目的地的数目增加；另一方面，贸易成本降低导致低消费偏好的产品进入出口市场，但新产品出口的份额一般较小。

与（2）式相类似，我们构建扩展的引力模型（4）：

$$\ln(y_{fjt}^p) = \mu_0 + \mu_1 \ln(1 + \tau_{fjt}) + \mu_2 \ln(GDP_{jt}) + \mu_3 \ln(\Omega_j) + \alpha_f + k_t + \varepsilon_{fjt} \quad (4)$$

其中因变量 $\ln y_{fjt}^p$ 分别代表 t 时期企业 f 出口至目的地 j 的贸易值 (x_{fjt}^p)、企业 f 出口至目的地 j 的产品种类数 (n_{fjt}^p) 或企业出口产品的平均值 (\bar{x}_{fjt}^p) 的对数。我们的核心变量是每个目的地对中国出口企业的加权关税平均值 τ_{fjt} 。 GDP_{jt} 表示目的地 j 的实际 GDP，依旧将其作为目的地市场规模的代理变量。 Ω_j 是控制市场准入其他方面的一系列变量：中国与目的地之间的地理距离，是否相邻、是否有共同语言、是否有殖民地联系的虚拟变量。 α_f 表示出口企业的固定效应， λ_j 表示出口目的国的固定效应， k_t 表示时间虚拟变量， ε_{fjt} 表示误差项。在此我们控制企业、目的地和时间三个固定效应以减少估计偏差。

对（4）式进行 OLS 回归，得到结果见表（2）。

表 2 关税对企业贸易边际的影响

	$\ln x_{fjt}^p$	$\ln n_{fjt}^p$	$\ln \bar{x}_{fjt}^p$
$\ln(1 + \tau_{fjt})$	-1.111* (0.382)	0.699* (0.203)	-1.810** (0.329)
$\ln(GDP_{jt})$	0.807*** (0.0151)	0.468*** (0.00422)	0.340*** (0.0116)
$\ln(Dist_j)$	-0.00648 (0.0541)	-0.0278 (0.0347)	0.0213 (0.0196)
contig	-0.780** (0.104)	-0.675*** (0.0670)	-0.106 (0.0381)
comlang	0.874*** (0.0831)	0.749*** (0.0544)	0.125 (0.0496)
smctry	0.244** (0.0399)	0.0693* (0.0218)	0.175** (0.0332)

续表

	$\ln x_{ijt}^p$	$\ln n_{ijt}^p$	$\ln x_{ijt}^{-p}$
_cons	-7.817*** (0.213)	-9.406*** (0.216)	1.588** (0.214)
企业、目的地固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
<i>N</i>	18000	18000	18000
<i>R</i> ²	0.280	0.180	0.115

注：“***”、“**”、“*”分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著

从表（2）中可知可变贸易成本对企业总出口、企业每类产品平均出口值显著负相关，从企业层面上关税对企业总体贸易边际的影响受到集约边际的显著影响，从而这也就说明关税影响企业级出口的产品组合。

6.结论

本文通过将出口总值进行了国家层面和企业层面的分解，基于出口增长的二元边际视野利用扩展的引力模型估计了关税对国家层面贸易边际影响和对企业层面贸易边际的影响，但无论是在国家还是在企业层面，关税对总贸易流量都呈现出显著的负面影响。另外考察了除关税以外，距离和目的地 GDP 对出口量的影响，毫无疑问距离越远会增加贸易成本，与总体出口值负相关；一个国家的规模越大会促进贸易的发展。

从二元边际弹性的视角考察可变贸易成本弹性让我们对贸易成本影响贸易边际有了更加深入的了解。基于企业层面估算的贸易成本弹性可用于校准模型和模拟贸易自由化对福利的影响，并对政府制定福利增进型的贸易政策提供了微观基础。

参考文献

- [1]陈勇兵,陈宇媚,周世民.贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观数据:2000--2005[J].经济学(季刊),2012,11(4):1477-1502
- [2]陈勇兵,赵羊,汪婷.异质企业框架下贸易自由化的福利效应:一个文献综述[J].国际贸易问题,2016(3):28-36
- [3]曹亮,陆蒙华.贸易成本、多产品出口企业与出口增长的二元边际[J].宏观经济研究,2017(1):42-53

[4]陈阵,隋岩.贸易成本如何影响中国出口增长的二元边际——多产品企业视角的实证分析[J].世界经济研究,2013(10):43-48

[5]钱学锋,梁琦.测度中国与G-7的双边贸易成本——一个改进引力模型方法的应用[J].数量经济技术经济研究,2008,26(2):53-62

[6]钱学锋.企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际[J].管理世界,2008(9):48-56

[7]钱学锋,熊平.中国出口增长的二元边际及其因素决定[J].经济研究,2010(1):65-79

[8]施炳展.我国与主要贸易伙伴的贸易成本测定——基于改进的引力模型[J].国际贸易问题,2008(11):24-30

[9]薛冰,卫平.APEC国家双边贸易成本测算——基于纳入不可观测部分的测算方法[J].世界经济研究,2017(5):28-37

[10]周丹.金砖国家间双边贸易成本弹性的测度与分析——基于超越对数引力模型[J].数量经济技术经济研究,2013(3):66-81

[11]周丹.基于扩展的超越对数引力模型贸易成本弹性测度与分析——以中国与主要亚太国家间贸易为例[J].南开经济研究,2015(3):59-73

[12]Anderson J E, Wincoop E V. Trade Costs[J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42(3):691-751.

[13]Andersson M. Entry costs and adjustments on the extensive margin - an analysis of how familiarity breeds exports[J]. Working Paper, 2007.

[14]Arkolakis, C., Costinot, A., Rodríguez-Clare, A., 2010. Gains from trade under monopolistic competition: a simple example with translog expenditure functions and Pareto distributions of firm-level productivity. Manuscript.

[15]Arkolakis C, Costinot A, Rodríguez-Clare A. New Trade Models, Same Old Gains?[J]. American Economic Review, 2012, 102(1):94-130.

[16]Baier S L, Bergstrand J H. The growth of world trade: tariffs, transport costs, and income similarity[J]. Journal of International Economics, 2004, 53(1):1-27.

[17]Bas M, Mayer T, Thoenig M. From micro to macro: Demand, supply, and heterogeneity in the trade elasticity ☆[J]. Journal of International Economics, 2017, 108:1-19.

[18]Bernard A B, Eaton J, Jensen J B, et al. Plants and Productivity in International Trade[J]. American Economic Review, 2003, 93(4):1268-1290.

[19]Bernard, A. B., Redding, S. J., and Schott, P. K. (2011). Multiproduct Firms and

Trade Liberalization. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(3):1271–1318.

[20]Berthou A, Fontagné L. How do Multiproduct Exporters React to a Change in Trade Costs?[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2013, 115(2):326–353.

[21]Berthou A, Fontagné L. Variable Trade Costs, Composition Effects and the Intensive Margin of Trade[J]. *World Economy*, 2016, 39(1):n/a-n/a.

[22]Chaney T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade[J]. *American Economic Review*, 2008, 98(4):1707-1721.

[23]Eaton, J., S. Kortum and F. Kramarz, 2004, “An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms”, New York University, Mimeo.

[24]Hummels D, Ishii J, Yi K M. The nature and growth of vertical specialization in world trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54(1):75-96.

[25]Lawless M. Deconstructing gravity: trade costs and extensive and intensive margins[J]. *Canadian Journal of Economics/revue Canadienne Déconomique*, 2010, 43(4):1149–1172.

[26]Mayer T, Melitz M J, Ottaviano G I P. Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2014, 104(2):495-536.

[27]Melitz M J. The Impact of Trade on Intra - Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6):1695-1725.

[28]Melitz M J, Ottaviano G I P. Market Size, Trade, and Productivity[C]// *Centro Studi Luca d'Agliano, University of Milano*, 2008:295-316.

[29]Novy D. International trade without CES: Estimating translog gravity ☆[J]. *Journal of International Economics*, 2013, 89(2):271-282.

江西新型城镇化包容性发展的测度及对策研究

杨泽民

摘要: 城镇化在国民经济和社会发展中发挥着重要的作用,我国在走过一段传统城镇化之路后,现已步入新型城镇化建设阶段。包容性发展不仅仅是经济的增长,还强调社会的公平性,对我国新型城镇化的推进有着重要的指导作用。江西城镇化水平与经济发展不协调、城镇化水平低,在新型城镇化建设阶段,研究如何提高江西省城镇化水平,对江西省的发展有着重要意义。本文选用2014年江西省各城市的原始数据,采用综合指标评价法来测量江西各个城市的包容度,通过应用相应的指标,加总数学计量模型,得出城市包容度指标评价体系的过程。本文采用因子分析常用模型以及客观赋权法来测度城市包容度。最后本文提出了在包容性理念下的江西新型城镇化的发展对策:以人的发展为价值取向,倡导新型城镇化包容性发展理念;区域统筹兼顾,实现城镇化的协调发展;协调资源、环境和城镇化,实现城镇化的可持续发展。

关键词: 新型城镇化, 包容性发展, 测度指标体系

1. 引言

据数据统计,截止2013年末,我国城镇化率为53.73%,我国人口城镇化率提高到世界平均水平。从城市规模、人口数量来看,我国已经进入到城市型社会的初级阶段。然而在我国城镇化过程当中也存在一些问题,城镇化水平提高的速度高于城镇化质量的提高速度,水平与质量没有得到同步提高。江西省的城镇化水平不高,经济欠发达,因而在城镇化的新阶段,以包容性为基础,探究江西省城镇化发展出路,对江西省社会和经济发展具有重要意义。

江西省处于城镇化发展的关键时期,各种矛盾与问题日益显现。本文将以包容性发展理念为江西省的城镇化发展提供引导作用,解决江西传统城镇化过程中的问题,从而探索江西省新型城镇化发展的可行性路径,提出对策建议来缓解或解决江西城镇化建设中出现各种弊端。将江西省的城镇化与包容性发展理念相结合进行系统的研究是很有必要的,也是很有价值的。这有利于把握包容性发展作用于城镇化发展的规律和特征,

本文作者: 杨泽民, 江西财经大学经济学院研究生, 研究方向: 公共经济

正确理解包容性发展理论和城镇化的基本内涵。解决包容性理念应用于江西省实际情况所遇到的问题,有利于完善包容性发展理论和城镇化理论,同时对探索出一条江西省城镇化水平与经济水平同步提高的新路径有着极大的帮助。

2.文献综述

2.1 国外文献综述

保罗·诺克斯(2001)认为,城市化不仅仅是包括城市和乡镇工作、居住人口数量的增加,它所反映的内容要远远多于这些。另外城市化是被一系列密切联系的变化过程推动的,包括人口、经济、政治、科技、文化、环境的变更。Friedmann John(2006)认为,中国的城镇化研究应该认识到中国是一个具有古老城市文明的国家,并且中国的城镇化过程又是史无前例的,中国城镇化过程具有二元、多维的特征。最后中国城镇化虽然与全球化过程相互联系,但是涉及城乡关系,它首先得理解为一种内生的过程,这个过程将引导中国特殊的现代化。Barry Naughton(2006)认为,中国的城镇化处于中期阶段,其水平也在正常的发展中国家的正常范围内,但是中国的城镇化是非常独特的,以往的城镇化过程是由控制个人选择的政府决定的。如何面对城镇化浪潮将影响中国社会的发展,能否持续发展取决于中国缩小城乡居民差别的效果如何。Ali I.,H.zhuang(2007)认为,以印度城市为例子,包容性的城市规划能够很好的提高城市化发展的质量和水平。

2.2 国内文献综述

仇保兴(2010)认为,中国新型城镇化道路要坚持,紧凑性的城市化发展模式,保护农田的城市规划,加强农村人居整治,严格的环境保护政策。李永中认为,新型城镇化的发展原则应该基于人的价值实现,既要适应经济发展模式的重大改变,也要反映出改革开放所包含的价值观的改变。推进新型城镇化的发展应落实到对人的文化关怀,应基于人的价值实现。李嘉汉,罗蓉(2011)认为,新型城镇化道路要考虑农民的利益,关注其生存的持续发展。新型城镇化道路具有双向性,多维性的特点,要以发展权为重心。新型城镇化道路包括城乡空间形态一体化、城乡要素市场一体化、城乡公共服务一体化、城乡产业发展一体化、城乡管理体制一体化。在已有的文献中,都普遍认为包容性发展是关注人、社会、国家、民族乃至世界公平和谐发展。

3.实证分析

3.1 包容性测度方法

因子分析最常用的测度模型如下:

$$Z_j = a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + a_{j3}F_3 + \cdots + a_{jm}F_m + U_j \quad (3.1)$$

其中 $j=1,2,3\dots,n$, n 为原始变量总数。

3.2 包容性的分析框架和指标体系

本文本章基于因子分析法,将城市包容度与城市综合排名相结合,测度了经济增长、权利获得和机会均等、可持续发展、利益共享四个公共因子,以探求城市包容性与城市发展能力之间的联系,并得到了江西地级市城市包容性的排名。

依据包容性理念的内容和特征,它的衡量指标包括经济增长指标、权利获得和机会均等指标、可持续发展指标、利益共享指标。本文将城市包容性程度的评价指标体系分为三个层次,第一层次为综合评价指标:城市包容度;第二层次为权利获得和机会均等指标、可持续发展指标、经济增长指标3大类;第三层次为3大类二层次指标下的各个具体指标:医院、卫生医院的床位数(X_1)、医生人数(X_2)、城乡收入比(X_3)、城镇登记失业率(X_4)、每百人公共图书馆藏书(X_5)、生活垃圾无害化处理率(X_6)、污水处理率(X_7)、建成区绿化覆盖率(X_8)、人均GDP(X_9)、工业增加值占总产值的比重(X_{10})、城镇居民人均可支配收入(X_{11})。

表 3.1 城市包容性发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计量单位	指标性质
城市包容度	权利获得和机会均等	医院、卫生医院的床位数 (X_1)	张	正
		医生人数 (X_2)	人	正
		城乡收入比 (X_3)	元	逆
		城镇登记失业率 (X_4)	%	逆
		每百人公共图书馆藏书 (X_5)	册	正
	可持续发展	生活垃圾无害化处理率 (X_6)	%	正
		污水处理率 (X_7)	%	正
		建成区绿化覆盖率 (X_8)	%	正
	经济增长	人均 GDP (X_9)	元	正
		工业增加值占总产值的比重 (X_{10})	%	正
		城镇居民人均可支配收入 (X_{11})	元	正

3.3 江西新型城镇化包容性测度的基本步骤

根据原始数据,通过运用 SPSS18.0 软件的因子分析得出了以下的结果(KMO 检验值 0.701)。如表 3.2、3.3、3.4 和 3.5 所示,根据这些图表能算出每个城市的综合得分,即包容度。下面将对这些表进行解释和说明。

表 3.2 变量共同度

	Initial	Extraction
人均 GDP	1.000	.884
工业增加值占总产值的比重	1.000	.885
医院、卫生医院的床位数	1.000	.951
医生人数	1.000	.948
城镇登记失业率	1.000	.806
每百人公共图书馆藏书	1.000	.930
污水处理率	1.000	.657
建成区绿化覆盖率	1.000	.900
生活垃圾无害化处理率	1.000	.904
城镇居民人均可支配收入	1.000	.838
城乡收入比	1.000	.881

“变量共同度”,是指提取 4 个特征根下的因子分析的初始解。我们从表中可以看出,大部分变量的共同度都在 80%以上,共同度比较高,这说明提取的因子可以代表原始变量的大部分信息。

表 3.3 特征根和方差贡献率

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	
dimension0	1	4.916	44.690	44.690	4.916	44.690	44.690	3.877	35.244	35.244
	2	1.788	16.251	60.941	1.788	16.251	60.941	2.448	22.259	57.503
	3	1.680	15.272	76.213	1.680	15.272	76.213	1.940	17.633	75.137
	4	1.199	10.904	87.117	1.199	10.904	87.117	1.318	11.981	87.117
	5	.797	7.242	94.360						
	6	.260	2.365	96.725						
	7	.222	2.015	98.740						
	8	.075	.686	99.426						
	9	.059	.541	99.966						
	10	.004	.034	100.000						
	11	.000	.001	100.000						

从表中可看出前四个因子能够解释87.117%的方差，这说明前四因子个就可说明大部分即87.117%的效果，所以本文选取四个主成分来进行分析。

表 3.4 旋转后的因子载荷矩阵

	Component			
	1	2	3	4
人均 GDP	-.386	.186	.835	-.047
工业增加值占总产值的比重	-.815	.317	.328	-.111
医院、卫生医院的床位数	.949	-.115	.012	-.191
医生人数	.949	.119	.107	-.148
城镇登记失业率	.066	.868	-.194	.099
每百人公共图书馆藏书	.120	-.128	.943	.101
污水处理率	-.393	.645	.289	-.043
建成区绿化覆盖率	-.080	.045	.004	.944
生活垃圾无害化处理率	-.602	.730	.012	-.095
城镇居民人均可支配收入	-.086	.687	.201	.564
城乡收入比	.845	-.303	-.268	.065

从表 3.4 中可看出, 医院、卫生医院的床位数、医生人数、城乡收入比在第一个因子上有较高的载荷, 第一个因子主要解释了这几个变量, 可定义为社会公平因子。第二个因子经济可持续, 解释了污水处理率、城镇登记失业率以及生活垃圾无害化处理率。人均 GDP、每百人公共图书馆藏书、工业增加值占总产值的比重在第三个因子中占有较高的载荷, 可定义为经济文化因子。建成区绿化覆盖率、城镇居民人均可支配收入在第四个因子中有较高的载荷, 可定义为利益共享因子。

表 3.5 因子得分系数矩阵

	Component			
	1	2	3	4
人均 GDP	-.020	.006	.424	-.062
工业增加值占总产值的比重	-.187	.032	.095	-.125
医院、卫生医院的床位数	.295	.112	.101	-.138
医生人数	.341	.224	.144	-.130

续表

	Component			
	1	2	3	4
城镇登记失业率	.142	.455	-.138	-.017
每百人公共图书馆藏书	.107	-.096	.544	.089
污水处理率	.000	.263	.099	-.107
建成区绿化覆盖率	-.018	-.094	-.012	.739
生活垃圾无害化处理率	-.081	.290	-.079	-.156
城镇居民人均可支配收入	.100	.270	.074	.368
城乡收入比	.205	-.018	-.059	.087

根据表 3.5, 可以写出因子得分函数, 分别用 F1、F2、F3 和 F4 来表示 4 个主成分, 表达式为:

$$F1 = -0.02X_1 - 0.187X_2 + 0.295X_3 + 0.341X_4 + 0.142X_5 + 0.107X_6 + 0X_7 + 0.018X_8 + 0.081X_9 + 0.1X_{10} + 0.205X_{11} \quad (3.2)$$

$$F2 = 0.006X_1 + 0.032X_2 + 0.112X_3 + 0.224X_4 + 0.455X_5 - 0.096X_6 + 0.263X_7 - 0.094X_8 + 0.29X_9 + 0.027X_{10} - 0.018X_{11} \quad (3.3)$$

$$F3 = 0.424X_1 + 0.095X_2 + 0.101X_3 + 0.144X_4 - 0.138X_5 + 0.544X_6 + 0.099X_7 - 0.012X_8 - 0.079X_9 + 0.074X_{10} - 0.059X_{11} \quad (3.4)$$

$$F4 = -0.062X_1 - 0.125X_2 - 0.138X_3 - 0.13X_4 - 0.017X_5 + 0.089X_6 - 0.107X_7 + 0.739X_8 - 0.156X_9 + 0.368X_{10} + 0.087X_{11} \quad (3.5)$$

用F表示城市综合得分, 以每个主成分的贡献率为权数求加权平均值, 得出主成分综合得分, 最后确定江西各个城市的综合分析模型为:

$$F = 0.352F_1 + 0.223F_2 + 0.176F_3 + 0.120F_4$$

根据以上所得的城市综合评价模型来计算城市综合得分, 得出最后各城市的定量分析结果并进行排名。

3.4 江西新型城镇化包容性测度的结果

表 3.6 各城市综合得分及排名

城市	F1社会公平	F2经济可持续	F3经济文化	F4利益共享	F 综合
南昌	12066.15 (2)	6247.33 (2)	33675.95 (1)	1031.95 (9)	11681.23 (1)
九江	10355.35 (4)	4912.37 (5)	18549.02 (6)	5241.75 (3)	8634.18 (3)
景德镇	4775.1 (9)	2378.82 (10)	20452.8 (5)	9769.81 (1)	6983.4 (9)
萍乡	5763.52 (8)	9209.01 (1)	21294.97 (4)	5282.54 (2)	8464.18 (4)
新余	3507.95 (11)	2526.97 (9)	32488.89 (2)	4917.72 (4)	8106.48 (6)
鹰潭	3655.18 (10)	1992.06 (11)	21394.11 (3)	-628.4 (10)	5420.79 (10)
赣州	13697.41 (1)	6174.1 (3)	13659.16 (9)	2133.32 (8)	8858.32 (2)
宜春	9780.93 (5)	4517.93 (6)	14825.38 (7)	3559.4 (7)	7486.79 (7)
上饶	11661.15 (3)	5408.25 (4)	13321.2 (10)	4635.36 (5)	8211.53 (5)
吉安	9379.69 (6)	4266.68 (7)	13940.06 (8)	4550.56 (6)	7252.64 (8)
抚州	6332.11 (7)	2948.99 (8)	11177.17 (11)	-1222. (11)	4707.7 (11)

结果分析：在表 3.6 中，江西各个城市的综合得分排名顺序：南昌、赣州、九江、萍乡、上饶、新余、宜春、吉安、景德镇、鹰潭、抚州。从表中可看出，综合得分高并不说明其各方面的包容性度都好，例如南昌综合得分虽然排第一，但它的利益共享因子方面却排第九，景德镇综合得分排名第九，而其利益共享方面排第一，南昌是江西的省会城市，综合排名第一，但这也只是与江西省内各个城市相比较，这并不能说明它的包容性高，从本文所找的原始数据和表中可看到，江西各个城市发展不平衡，发展水平不高，江西的城镇化需要更多的改革和发展。

4.政策建议

4.1 以人的发展为价值取向, 倡导新型城镇化包容性发展理念

在新型城镇化包容性发展倡导的理念下, 效率不再是优先衡量目标, 效率与公平应该实现动态平衡, 强调经济发展前提、过程和结果的系统性公平, 通过促进发展前提、过程和结果的包容性发展, 实现公平的发展。

4.2 区域统筹兼顾, 实现城镇化的协调发展

发展思路应该以南昌为中心, 赣南、赣北为两翼, 纵深全覆盖发展城镇化。优化城市城镇空间布局, 建立科学的城镇化体系, 以沪昆和京九线沿线建设为主线, 以建设鄱阳湖生态经济区为依托, 聚焦优势产业, 连接江西各个区域的发展。优化产业布局, 因地制宜的发展包括生态农业、生态旅游、影视传媒、金融服务、社区服务等在内的绿色产业, 让这些产业成为江西的主导产业。

4.3 协调资源、环境和城镇化, 实现城镇化的可持续发展

大力发展低碳循环经济, 构建可持续发展。第一, 减少高能耗、高污染型投资, 重点发展战略性新兴产业, 以“创新驱动”来替代原有的“要素驱动”和“投资驱动”。第二, 对传统产业升级, 减少环境污染。第三, 发展和壮大包括生态农业、生态旅游、影视传媒、金融服务、社区服务等在内的绿色产业, 使之成为江西的主导产业。

参考文献

- [1] 保罗·诺克斯,琳达·麦克卡西.城市化[M].北京:科学出版社, 2011
- [2] 陈义国,陈甬军.中国的城市化与城乡包容性增长[J].暨南学报, 2014(10): 88-94
- [3] 陈丽华,张卫国.中国新型城镇化包容性发展的路径选择--基于城镇化的国际经验比较与启示[J].世界农业,2015(8):189-194
- [4] 蔡荣鑫.“包容性增长”理念的形成及其政策内涵[J].经济学家,2009(1):102-104
- [5] 付仰岗.江西城乡一体化与新型城镇化研究[J].中国国情国力,2015(5):38-39
- [6] 郭苏文.经济包容性增长水平的测度与评价--基于省级层面数据[J].工业技术与经济,2015(1):100-107
- [7] 李嘉汉,罗蓉.以发展权为核心的新型城镇化道路研究[J].经济学家,2011,(5):85
- [8] 刘嘉汉,罗蓉.以发展权为核心的新型城镇化道路研究[J].经济学家,2011(5): 82-87
- [9] 仇保兴.中国的新型城镇化之路[J].中国发展观察,2010,(4):58
- [10] 魏婕,任保平.中国经济增长包容性的测度:1978-2009[J].国民经济, 2011(12):

- [11]徐盈之,邹芳,魏莎.中国包容性增长水平的综合评价与空间效应研究[J].江苏社会科学,2015(3):24-27
- [12]朱旭靛,邱小云.“包容性发展”内涵的维度解析[J].重庆工商大学学报,2013,(2):63
- [13]Ali I.,H.zhuang.Inclusive Growth toward a Prosperous Asian:Policy Implications [R].ERD Working Paper NO 97,2007
- [14]Barry Naughton. The Chinese Economy:transitions and growth[M]. Cambridge: The MIT Press, 2006, 126-129
- [15]Friedmann John. Four Theses in the Study of China's Urbanization[J].International Journal of Urban and Regional Research, 2006, (30);440-451
- [16]J.Felipe.Macroeconomic Implications of Inclusive :what Are the Questions[R].Asian Development Bank,Manila,2007
- [17]M.H Suryanarayna.Inclusive Growth:What Is So Exclusive about It[R].Working Paper,2008.

江西省生态文明建设综合评价研究

张靖

摘要:以党的十八大对生态文明建设的要求为基础,从国土空间开发、资源节约、生态环境保护、生态文明制度、生态宜居五个层面出发构建江西省生态文明建设指标体系,然后用熵值法对江西省整体以及各地市生态文明建设进行综合评价,并将构建的统计指标体系内的江西省各指标水平与全国各省进行排名比较。研究表明:江西省南部以及东北部生态文明建设水平相对落后,而西北部地区较为领先,且国土空间开发和生态宜居是江西省生态文明建设的短板,最后提出相应政策建议。

关键词:生态文明建设; 指标体系; 熵值法

生态文明是人类顺应自然的客观发展规律所取得的物质、精神、文明成果之和;是以人、社会、自然三者之间和谐共处、全面发展、持续繁荣为主旨的良好社会形态。我国人均资源日趋紧张,生态系统退化形式严峻,拥有良好的生态环境是实现全面小康社会的基础。作为我国首批全境列入生态文明先行建设区的省份之一,江西省要为其他地区的生态文明建设起到带头作用。因此,选取合理的统计指标构建新型生态文明建设指标体系对江西省生态文明建设成果进行评价分析,为江西省总体及各地市的生态文明建设提供理论支撑。

1 生态文明建设指标体系的构建

1.1 指标体系的建立原则

(1) 科学性原则。是指统计指标和指标体系均要与客观认识对象本身的性质、特点和关系相符合。本文选取的所有统计指标即要能正确反映党的十八大所提出的关于生态文明建设的内涵要点,又要围绕“建设富饶、美丽、幸福江西,进一步提高生态环境质量,增强人民群众幸福感为导向”的指导思想,为全国其他省份的生态文明建设发挥示范作用。

(2) 全局性原则。即要涵盖国家对于生态文明建设的所有要求,从多个角度覆盖生态文明建设的重点,将生态文明建设融入社会发展的各方各面。因此统计指标的选取做到必须覆盖面广。

本文作者:张靖,江西财经大学统计学院研究生,研究方向:经济统计

(3) 目的性与客观性原则。是指统计指标和指标体系的设计一方面要考虑管理的需求, 另一方面又要保证数据来源的真实可靠性。本文所建立指标体系要能体现江西省总体及各地市在生态文明建设中的优势与短板, 为各级政府的工作指明方向。同时数据的来源应以统计部门的官方结果为准。

(4) 可比性原则。为了保证各地区之间的一致和相对稳定、不同地区的统计指标相互可比, 本文所建立的指标体系均选取的是数量指标, 且利用熵值法进行权重衡量之前对所有的逆指标进行了正向化处理。

1.2 指标体系的框架

自“生态文明”一词提出后, 便引起了国内诸多学者对于生态文明建设指标体系的研究。关琰珠、郑建华等(2007)针对资源节约度、环境友好度、生态安全和社会保障建立了厦门市生态文明指标体系。张静(2009)本着人与自然和谐共生的原则在生态文明评价指标体系中加入了人口发展支持系统。赵芳(2010)在生态文明评价指标体系中加入了生态行为文明子系统, 认为提高公众对于生态文明重视可以推动生态文明建设发展不断向前。张欢、成金华等(2014)在前人的基础上增加了资源环境消耗强度子系统, 分析了武汉市生态文明建设成果。张振东(2016)从经济、社会、人文、制度等五个方面共选取 38 个指标建立了生态文明评价指标体系。

由于生态文明是一个包含了若干个层面的复杂事物, 并且不同学者对于生态文明建设的内涵有着不同的理解, 因此生态文明建设指标体系至今仍然没有统一定论。本文从国土空间开发、资源节约等五个方面构建了江西省生态文明建设综合评价指标体系(表 1)。这五个方面基本涵盖了党和国家对于生态文明建设的总体要求。

表 1 生态文明建设统计质保体系

目标层	准则层	指标层	权重
生态文明建设 评价指标体系	国土空间开发	人均耕地面积	0.0548
		单位土地产值	0.0487
		国土开发强度	0.0795
		土地产出率	0.0815
	资源节约	单位 GDP 能耗	0.0239
		单位 GDP 用水量	0.0253

续表

目标层	准则层	指标层	权重
		单位 GDP 用电量	0.0153
		能源消费总量	0.0306
		节能环保支出占财政支出的比例	0.0072
		水资源开发利用率	0.0299
		能源消费弹性系数	0.0303
	环境保护	单位 GDP 碳排放	0.0452
		森林覆盖率	0.0088
		二氧化硫排放量	0.0310
		氨氮排放量	0.0710
		工业固体废物综合利用率	0.0135
		城市污水集中处理率	0.1365
		生活垃圾无害化处理率	0.0454
	生态文明制度	万人拥有公交车辆	0.0508
		R&D 占 GDP 的比例	0.0199
	生态宜居	人均公共绿地面积	0.0860
		城镇居民可支配收入	0.0008
		人均 GDP	0.0300
		万人拥有医生数	0.0341

(1) 国土空间开发。包括人均耕地面积、单位土地产值、国土开发强度、土地产出率四个指标。

(2) 资源节约。包括单位 GDP 能耗、单位 GDP 用水量、单位 GDP 用电量、能源消费总量、节能环保支出占财政支出的比例、水资源开发利用率、能源消费弹性系数七个指标。

(3) 环境保护。单位 GDP 碳排放量、森林覆盖率、二氧化硫排放量、氨氮排放量、工业固体废物综合利用率、城市污水集中处理率、生活垃圾无害化处理率七个指标。

(4) 生态文明制度。包括万人拥有公交车辆、R&D 占 GDP 的比例两个指标。

(5) 生态宜居。包括人均公共绿地面积、城镇居民可支配收入、人均 GDP、万人拥有医生数四个指标。

2 江西省生态文明建设综合评价

2.1 综合评价方法的选择

综合评价法是运用多个指标对多个参评单位进行评价的方法。常用的综合评价方法有层次分析法、模糊评价法、双基点法、熵值法等等。层次分析法计算的各指标的权重易受评价人的主观影响从而失去客观性。模糊评价法通常用于评价难以对其进行量化的事物。双基点法也称逼近理想解排序法，通常用于对部门的整体评价。熵值法是根据各项指标的指标值变异程度来确定指标权数的，并且避免了人为因素带来的偏差。由于生态文明建设水平受到很多因素的影响，且各因素在总体中的重要性无法衡量。因此本文采用比较客观的方法（熵值法）计算各指标的权重从而进行评价分析。

2.2 算法实现过程

(1) 数据矩阵

$$A = \begin{pmatrix} X_{11} & \dots & X_{1m} \\ \dots & \dots & \dots \\ X_{n1} & \dots & X_{nm} \end{pmatrix}_{n \times m} \quad \text{其中 } X_{ij} \text{ 是第 } i \text{ 个方案第 } j \text{ 个指标的数值。}$$

(2) 计算第 j 个指标下第 i 个方案占该指标的比重

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

(3) 计算第 j 项指标的熵值

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

有关，一般令 $k = \frac{1}{\ln m}$ ，则 $0 \leq e \leq 1$

(4) 计算第 j 项指标的差异系数

对于第 j 项指标，指标值 X_{ij} 的差异越大，对方案评价的作用越大，熵值就越小。 $g_j = 1 - e_j$ ，则 g_j 越大指标越重要。

(5) 求权数

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

(6) 计算各方案的综合得分

$$S_i = \sum_{j=1}^m W_j * P_{ij} \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

2.3 评价结果

本文采用的数据均来源于《江西省统计年鉴》、《江西省统计公报》、《江西省设市区公报》和《江西省普查公报》。本文在利用熵值法计算各指标权重之前对能源消费总量、能源消费弹性系数、单位 GDP 碳排放、二氧化硫排放量、氨氮排放量等逆指标进行了正向化处理。利用熵值法计算的结果见表 1，各地市的五个生态文明建设体系子系统的综合评价价值以及总体综合评价价值结果见表 2。

表 2 江西省各地市综合评价价值

地市	国土空间开发	资源节约	生态环境保护	生态文明制度	生态宜居	生态文明总指数
南昌市	1065.74	51.39	1881.27	2.05	2287.68	5286.48
景德镇市	1091.84	24.20	2197.36	0.13	1435.62	4749.15
萍乡市	705.07	40.06	4574.03	0.12	1461.34	6781.62
九江市	2222.99	51.05	6232.36	0.12	1204.03	9710.55
新余市	444.59	45.68	3035.52	0.25	2459.17	5985.21
鹰潭市	3799.29	20.31	1388.18	0.11	1683.58	6891.48
赣州市	682.01	35.43	3271.77	0.07	712.71	4701.99
吉安市	786.48	25.70	2587.44	0.07	834.94	4234.62
宜春市	524.47	47.31	7173.17	0.07	902.07	8647.10
抚州市	421.44	22.88	867.37	0.08	850.03	1743.55
上饶市	764.97	33.20	2692.24	0.18	2776.83	6267.43

由表2可知,江西省生态文明建设总体排名前三的是江西西北部地区——九江、宜春、鹰潭。生态文明建设排名后三位的是江西南部地区——赣州、吉安和抚州。从十八大报告中提出的生态文明建设几大措施出发分析江西省各地市的生态文明建设成果可知,在国土空间开发方面,鹰潭、九江和南昌成果相对突出。其中鹰潭市人均耕地面积、单位土地产值、国土开发强度和土地产出率均位列前茅,南昌市和九江市土地产出率和国土开发强度也位居全省前列,抚州市,新余市和宜春市则相对落后。在资源节约方面,南昌、九江和宜春位居前三。资源节约子系统选取的统计指标多为逆指标,由数据资料可知南昌、九江、宜春的单位GDP能耗、用电量、用水量都较低,从侧面说明资源利用率较高。而吉安、抚州、景德镇的资源利用率相对较低。在生态环境保护方面,宜春、九江和萍乡位居前列。在生态文明制度方面,选取的统计指标是万人拥有公交车数和R&D(研究与发展投入)占GDP的比例,南昌市作为江西省的省会,在公交车数量和R&D投入无疑是全省最高的,因此在生态文明制度方面是做得最好的。在生态宜居方面,上饶、新余和南昌是得分较高的三个市,从数据上非常可以直观地观察到这三个市在人均公共绿地面积、人均GDP、万人拥有医生数方面都遥遥领先于其他地市,而赣州、吉安和抚州在人均公共绿地面积和人均GDP两个指标上较为落后,其中也包含有人口较多的因素。

将本文中江西省生态文明建设评价指标体系中的统计指标在全国各省水平中进行对比排名,结果如表3所示。

表3 江西省生态文明建设统计指标水平及在全国排名

目标层	准则层	指标层	排名
生态文明建设评价指标体系	国土空间开发	人均耕地面积	20
		单位土地产值	22
		国土开发强度	21
		土地产出率	24
	资源节约	单位GDP能耗	15
		单位GDP用水量	12
		单位GDP用电量	17
		能源消费总量	22
		节能环保支出占财政支出的比例	25

续表

目标层	准则层	指标层	排名
		水资源开发利用率	16
		能源消费弹性系数	15
	环境保护	单位 GDP 碳排放	14
		森林覆盖率	2
		二氧化硫排放量	18
		氨氮排放量	18
		工业固体废物综合利用率	11
		城市污水集中处理率	18
		生活垃圾无害化处理率	17
		生态文明制度	万人拥有公交车辆
	R&D 占 GDP 的比例		24
	生态宜居	人均公共绿地面积	20
		城镇居民可支配收入	18
		人均 GDP	25
		万人拥有医生数	23

从表3中我们可以看出,江西省生态文明建设各项指标在全国各省中总体排名居中,在国土空间开发方面,江西省排名居中;在资源节约方面,江西省在全国各省中排名中上,资源利用率较高;在环境保护方面,江西省排名中上游,其中森林覆盖率位居全国第二,仅次于福建省。在生态文明制度和生态宜居两个方面都位于全国中下游。但江西省境内有武夷山脉还有鄱阳湖,森林资源与水资源丰富,江西省生态文明建设水平会越来越越好。

3 政策及建议

3.1 加快完善国土空间开发保护制度

进一步细化落实空间布局。在构建空间规划体系方面:按用途进行分区并建立管制制度,依据不同地区的资源承载能力对不同的主体功能区实行不同的保护制度体系。在

用途管制制度方面：一方面针对生态红线保护区进行重点保护和修复，将环境污染控制和环境改善有机联系起来，从源头上扭转环境恶化的势头。另一方面对农村土地制度进行整治优化，大力发展农村经济的同时保护耕地不受破坏，完善农村建设用地管制制度，推进农村农业的现代化发展。

3.2 建立生态环境资源保护机制

积极调整能源消费结构。首先利用江西省的自然优势推广水力发电。鼓励污染性企业进行设备更新换代，使用清洁能源，减少对生态环境的损害。其次推进鄱阳湖生态城的建立，加强流域生态环境治理和经济建设，加快流域水利工程的建设，提高水资源利用率和环境承载力、改善生态环境实现经济社会的绿色发展，推动江西省创新驱动发展。

3.3 夯实生态经济、提高生态宜居度

生态文明建设的目的之一是提高居民的生活舒适度。一方面大力推动绿色城镇化，加大城市建设投入，完善城市基础设施，推动医疗、教育等公共服务事业的发展，改善居民的的生活和工作环境，提升居民的获得感。另一方面夯实江西省生态经济基础，准确把握经济发展新常态的指导思想，加快产业结构升级，重点发展节能环保的“绿色”产业，敦促重污染老旧企业的整改，保持生态经济优质快速增长。

3.4 加快生态文化建设、提高全民生态文明意识

提高居民生态文明意识，倡导全民加入生态文明建设。一方面需要倡导人们摒弃铺张浪费的生活方式，大力提倡适度消费、绿色消费，减少或杜绝由不环保的消费方式所造成的生态破坏和资源浪费。另一方面可以借助法律的手段来提高居民对于生态文明建设的参与度，例如通过鼓励对政府工作进行监督和对污染环境的各种社会群体进行举报，使居民参与到生态文明建设中。还可以强化对公民的生态文明教育，将生态环境保护纳入学校教学活动中，提高学生群体对生态环境保护的意识。

参考文献

- [1] 关琰珠,郑建华,庄世坚.生态文明指标体系研究[J].中国发展,2007
- [2] 张静.生态文明指标体系的构建与评价方法[J].统计与决策,2009
- [3] 赵芳.生态文明建设评价指标体系构建与实证分析[D].中国林业科学研究院,2010
- [4] 张欢.中国省域生态文明建设差异分析[J].中国人口资源与环境,2014
- [5] 胡晓英.基于模糊层次分析法的成都市生态文明城市评价指标体系的构建研究[D].西南交通大学,2014
- [6] 高媛,马丁丑.兰州市生态文明建设评价研究[J].资源开发与市场,2015(2):155-159

- [7] 江秀琼,彭韵研,等.中国生态文明建设水平综合评价与空间分异[J].中国能源,2014
- [8] 胡智宇,杨宏伟,戴彦德.我国生态文明建设评价指标研究[J].中国能源,2013(11):9-13
- [9] 成金华,陈军,李悦.中国生态文明发展水平测度与分析[J].数量经济技术经济研,2013(7):36-50
- [10] 李国柱,李从欣.基于嫡值法的经济增长与环境关系研究[J].统计与决策,2010(24):107-109
- [11] 刘耀彬,柯鹏.江西省生态文明建设水平评价及优化路径分析[J].生态经济,2015(04)-174-07
- [12] 陈胜东.江西省生态文明建设评价体系研究[J].低碳经济,2016-08-004

产业经济与企业 管理

基于完全信息下网上订餐补贴的静态博弈分析

邓婷

摘要：网络订餐这一新兴的餐饮营销形式通过电子商务平台获得发展机遇，订餐平台因其便捷性、补贴政策迎合了消费者的需求，迅速抢占了市场，排挤了传统餐饮行业的市场份额。网络订餐的高额补贴政策是否会持续？抑或占领市场后提高价格，进而损害消费者利益？本文通过建立完全信息静态博弈模型，研究网络订餐平台和传统餐饮业二者之间的博弈关系，分析不同的补贴政策对网络订餐市场产生的影响，以及二者在两种不同补贴下的策略选择，并比较两种补贴政策的优劣。研究表明：短期内，订餐平台的补贴政策会使消费者剩余增加，从而吸引较多顾客，但订餐平台的补贴政策在短期和长期的效果不同。目前的补贴政策难以长期维持，进一步地模型计算得出网络订餐的合理价格区间，有利于网络订餐市场的有序发展。

关键词：网络订餐；完全信息静态博弈模型；补贴政策

1.引言

随着互联网应用的普及以及电子商务平台的逐渐发展，网络订餐这一新兴的餐饮营销形式通过电子商务平台获得发展机遇，订餐平台因其便捷性、补贴政策迎合了消费者的需求，迅速抢占了市场，排挤了传统餐饮行业的市场份额，造成了很多线下门店的营销额下降，甚至部分店家不得不停止营业，给社会造成了一定的影响。如同曾经的滴滴与uber价格战一样，各大互联网公司外卖手机app竞争正在掀起“百团大战”，也由“烧钱”补贴开始，客户人群从学生逐渐发展到都市白领一族。餐馆因网络生意火爆，许多餐厅负责人均表示在与网络外卖网站合作以后生意更好。互联网外卖公司为了吸引消费者网络下单，推出了不少面向消费者的“1分钱”、“优惠吃”、“免费送饮料”等活动，这种烧钱补贴模式与互联网公司在打车、购物等领域的方式，如出一辙。网络订餐平台依靠价格战吸引用户数量这一策略能维持多久？当补贴不再实行时，消费者又该作何选择？最近想要在外卖平台上订餐时会发现，外卖平台上的餐越来越贵了。在大肆“补贴”

模式之后,各大外卖平台因急于走出亏损而开始向商家收取各种名目的费用,消费者则成了部分成本的变相买单者。所以如何分析网络订餐平台和传统餐饮业之间的价格博弈和结论尤为重要。本文通过建立完全信息静态博弈模型,研究网络订餐平台和传统餐饮业二者之间的博弈关系,分析不同的补贴政策对网络订餐市场产生的影响,以及二者在两种不同补贴下的策略选择,并比较两种补贴政策的优劣。

2. 订餐平台与顾客利益分析的模型假设

美团、饿了么等网络订餐平台为了拓展市场份额、争夺消费者,推出了各类补贴政策。网络订餐的补贴政策及消费者的选择,都遵循其自身的利益偏好最大化。以下具体分析网络订餐与消费者博弈中二者行为主体的利益偏好。

2.1 网络订餐利益分析与假设

各订餐 APP 推出订餐平台,其目的是为了追求经济利益最大化,大部分订餐平台采取补贴政策来吸引消费者,此时商家的经济利益可定义为经济利润与补贴成本之差。为采用完全信息静态博弈来分析网络订餐平台与消费者二者之间的经济利益,我们进行以下四项假设以简化模型:

假设 1: 采取补贴政策时,假设补贴成本为 C ; 那么不补贴时,补贴成本 0。

假设 2: 如果对网络订餐不进行补贴,则认为顾客的数量就会减少。因为不补贴时的价格高于补贴时的,理性人会选择放弃网络订餐,而选择其他的就餐行为。

假设 3: 定义网上订餐所能得到的经济利润为 $\pi = PQ$, 其中 P 表示网络订餐的价格, Q 表示消费者数量。

假设 4: 由市场均衡来看,需求函数 $Q = \alpha - \beta P$, 其中 α 和 β 分别为需求函数系数。

综上,美团、饿了么等平台的经济利益可表示为 $L = \pi - C$ 。

2.2 消费者利益分析与假设

对于有限理性人来说,为追求效用最大化,当其选择网络订餐时,获得的效用大于外出就餐。为展开分析,我们假设消费者的效用分为:服务质量 U_1 、价格 U_2 、安全性 U_3 以及其他综合效用 U_4 。进一步,定义网络订餐服务质量、安全等都低于外出就餐,因而网络订餐提供的服务、安全性等效用低于外出就餐。以 UR 表示网络订餐时所获得的效用;以 UW 表示选择外出就餐时所获得的效用。由于网络订餐的价格低于外出就餐定价,则 UR_2 表示订餐的价格效用,以 UW_2 表示外出就餐的价格效用。因为价格为消费者支付出去的,因此价格的效用应为负。

3. 网络订餐补贴策略的完全信息静态博弈

网络订餐与顾客外出就餐之间的博弈是一个较为复杂的过程,网络订餐采取各种措施吸引顾客,以达到经济利益最大;顾客综合考虑各种因素选择是否网络订餐,以达到

效用最大。我们假设补贴发放存在以下两种方式。

- (1)以固定金额发放补贴；
- (2)以价格的某一权值发放补贴。

以上这两种补贴方法，实质上都是降低了网络订餐的价格。为此，基于上述假设，分别就设定固定金额和设定权值两种补贴方式构建模型。

3.1 设定固定金额的补贴策略分析

当网络订餐 APP 平台对顾客进行补贴时，假设补贴的固定金额为 A，此时网络订餐的价格变为 $P_1 = P - A$ ，消费者数量 $Q_1 = \alpha - \beta(P - A)$ ，那么订餐的经济利润为：

$$\Pi_1 = P_1 * Q_1 = \alpha (P - A) - \beta (P - A)^2 \tag{3.1}$$

相应的，补贴成本为：

$$C_1 = Q_1 * A = [\alpha - \beta (P - A)]A \tag{3.2}$$

根据论文第二部分关于网络订餐利益的假设，我们假定订餐的经济利益表示为 $L_1 = \pi_1 - C_1$ ，进而，将公式(3.1) 和(3.2) 代入后得出订餐的经济利益为：

$$L_1 = \pi_1 - C_1 = \alpha P - 2\alpha A - \beta P^2 + 3AP\beta - \beta A^2 \tag{3.3}$$

当订餐平台没有给予顾客补贴时，补贴成本 $C=0$ ，此时经济利益为：

$$L_1' = \alpha P - \beta P^2 \tag{3.4}$$

如果订餐平台给予顾客补贴，而顾客没有选择订餐时，订餐平台上商家的经济利益为 $-C_1$ 。

如果订餐平台没有对顾客给予补贴，且顾客也没有选择订餐，此时商家的经济利益为 0。

进一步地，考虑顾客的消费效用，根据第二部分关于消费者利益的假设，即 UR_1, UR_2, UR_3, UR_4 表示网络订餐时所获得的服务、价格、安全及其他综合效用。当消费者选择订餐且拥有补贴时，顾客的效用为 $UR - UR_2 + C$ ；当顾客选择订餐但没有补贴时，顾客的效用为 $UR - UR_2$ ；当乘客选择外出就餐但拥有补贴时，其效用为 $UW - UW_2 + C$ ；当乘客选择外出就餐且没有补贴时，其效用为 $UW - UW_2$ 。其中，

消费者选择订餐时的总效用： $UR = UR_1 + UR_3 + UR_4$

乘客选择出租车时的总效用： $UW = UW_1 + UW_3 + UW_4$

根据以上分析，建立博弈收益矩阵如表 3.1：

表 3.1 网络订餐平台和消费者的收益矩阵（固定金额）

网络订餐平台	消费者	
	订餐	不订餐
	补贴	$(\alpha P - 2\alpha A - \beta P^2 + 3AP\beta - \beta A^2, UR - UR_2 + C)$
不补贴	$(\alpha P - \beta P^2, UR - UR_2)$	$(0, UW - UW_2)$

基于表 3.1 的博弈收益矩阵, 运用完全信息静态博弈均衡求解网络订餐的策略选择,

$$L1 - L1' = \beta AP - \beta A^2 - \alpha A \quad (3.5)$$

求解公式(3.5) 可得:

(1)当 $L1 > L1'$, 即 $P > 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 时, 补贴所产生的经济利益大于没有补贴的经济利益, 因此应该对订餐采取补贴政策;

(2)当 $L1 < L1'$, 即 $P < 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 订餐选择不补贴政策。

根据表 3.1 博弈收益矩阵, 运用完全信息静态博弈均衡求解消费者的策略选择:

$$(UR - UR_2) - (UW - UW_2) = (UR - UW) - (UR_2 - UW_2) \quad (3.6)$$

其中 $UR - UW < 0$, $UR_2 - UW_2 < 0$ 。

求解公式(3.6) 可得:

(1) 当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$ 时, 即订餐与外出就餐时由服务质量、安全等所产生的效用之差要高于两者价格的效用之差, 而且足以弥补为此所付的较高价格, 此时消费者选择订餐所获得的总效用更高;

(2) 当 $(UR - UW) < (UR_2 - UW_2)$ 时, 即订餐与外出就餐时由服务质量、安全等所产生的效用之差要低于两者价格的效用之差, 而且无法弥补为此所付的较高价格, 此时消费者选择外出就餐所获得的总效用更高。

根据以上分析, 推导得出以下均衡解:

(1) 当 $(UR - UW) < (UR_2 - UW_2)$ 时, 不论价格为何值, 模型都存在唯一的纳什均衡(不补贴, 不订餐)。这就类似于囚徒困境, 即订餐 APP 在传统餐饮市场无法生存, 原因在于顾客都选择了外出就餐, 少有乘客选择订餐, 最终导致订餐平台失去市场。

(2) 当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$, 且 $P > 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 时, 模型存在唯一的纳什均衡(补贴, 订餐)。此时顾客会选择网络订餐, 而订餐平台虽有收入, 但因为给予了消费者补贴, 因此其获得利益或许并不大。

(3) 当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$, 且 $P < 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 时, 模型存在唯一的纳什均衡(不补贴, 订餐), 即商家有收入, 但顾客无补贴, 此时商家获得最大利润。

3.2 设定某一权值的补贴策略分析

考虑以价格的某一权值 t 进行补贴(以下简称“权值补贴”), 则补贴金额为 tP , 此时网络订餐的价格 $P_2 = P - tP = (1-t)P$, 顾客数量 $Q_2 = \alpha - \beta P_2 = \alpha - \beta(1-t)P$ 那么平台的经济利润为:

$$\pi_2 = P_2 * Q_2 = \alpha(1-t)P - \beta(1-t)^2 P^2 \quad (3.7)$$

相应的，补贴成本为：

$$C_2 = tPQ_2 = \alpha tP - \beta t(1-t)P^2 \quad (3.8)$$

根据论文第三部分关于订餐平台利益的假设，订餐平台的经济利益为 $L = \pi - C$ ，即平台获得的经济利润减去补贴成本。得出此时专车的经济利益为：

$$L_2 = \alpha P - 2\alpha tP - \beta P^2 + 3\beta tP^2 - 2\beta t^2 * P^2 \quad (3.9)$$

公式(3.9)表明，当订餐平台给予补贴但顾客没有选择订餐时，平台的经济利益为 $-C_2$ ；当没有给予补贴且乘客没有选择专车时，专车的经济效益为 0。进一步地，当没有补贴但乘客选择订餐时， $C=0$ ，则专车的经济利益为： $L_2' = \alpha P - \beta P^2$ 。当没有给予补贴且乘客没有选择专车时，专车的经济效益为 0，综合以上证明可得表 3.2 所示，按某一权值补贴的专车和乘客的博弈收益矩阵。

表 3.2 网络订餐与消费者的收益矩阵

网络订餐平台	消费者		
		订餐	不订餐
	补贴	$(\alpha(1-t)P - \beta(1-t)^2 P, UR - UR_2 + C)$	$(-C_2, UW - UW_2 + C)$
不补贴	$(\alpha P - \beta P^2, UR - UR_2)$	$(0, UW - UW_2)$	

基于表 3.2 的博弈收益矩阵，运用完全信息静态博弈均衡求解订餐平台的策略选择：

$$L_2 - L_2' = 3t\beta P - 2\alpha tP - 2t^2 * P^2 \quad (3.10)$$

求解公式(3.10)可得：

(1) 当 $L_2 > L_2'$ 时，即 $P > \frac{2\alpha}{\beta} (3-2t)$ 补贴带给订餐平台的经济利益大于无补贴的情况，平台应采取补贴政策！

(2) 当 $L_2 < L_2'$ 时，即 $P < \frac{2\alpha}{\beta} (3-2t)$ 平台应选择无补贴政策。

这里，消费者的选择与本文第三部分中(一)设定固定金额补贴的策略分析相同，在此不再赘述。同理，我们推到得出以下均衡解，结论与(一)设定固定金额补贴类似，即：

(1) 当 $(UR - UW) < (UR_2 - UW_2)$ 时，不论价格为何值，模型都存在唯一的纳什均衡(不补贴，不订餐)，平台最终会失去市场。

(2) 当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$ ，且 $P > \frac{2\alpha}{\beta} (3-2t)$ 时，模型存在唯一的纳什均衡(补贴，订餐)，此时平台有利可图，但利益有限。

(3) 当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$, 且 $P < 2\alpha/\beta (3 - 2t)$ 时, 模型存在唯一的纳什均衡 (不补贴, 订餐), 此时平台利益最大。

3.3 两种补贴策略的价格比较

以固定金额对顾客进行补贴时, 当价格 $P_1 = 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 时, 平台不论是否对顾客进行补贴, 都有 $L_1 = L_1'$, 其经济利益都是相等的。

以某一权值对顾客进行补贴时, 当价格 $P_2 = 2\alpha/\beta (3 - 2t)$ 时, $L_2 = L_2'$ 补贴与不补贴的经济利益也是相等的。考虑两种补贴方案的比较:

$$P_1 - P_2 = 2(\alpha + A\beta) / \beta - 2\alpha/\beta (3 - 2t) = [2A\beta (3 - 2t) - 4\alpha t] / \beta (3 - 2t) \quad (3.11)$$

根据(3.11)式, 当 $P_1 - P_2 > 0$ 时, 以固定金额进行补贴的订餐平台均衡价格要高于以某一权值进行补贴的订餐平台的均衡价格, 即 $[2A\beta (3 - 2t) - 4\alpha t] / \beta (3 - 2t) > 0$, 因为 t 为权重, $0 < t < 1$, 所以 $3 - 2t > 0$, 那么有 $2A\beta (3 - 2t) - 4\alpha t > 0$, 得 $t < 3\beta A / 2(\beta A + \alpha)$ 。

(1) 当 $t < 3\beta A / 2(\beta A + \alpha)$ 时, $P_1 > P_2$, 此时应采取以某一权值进行补贴的补贴政策, 因为此时权值补贴价格 P_2 较小, 根据第二部分网络订餐利益分析的假设 2, 价格降低则消费者数量将增多, 网络订餐会有更大的市场。

(2) 当 $t > 3\beta A / 2(\beta A + \alpha)$ 时, $P_1 < P_2$, 此时则应该采取以固定金额进行补贴的补贴政策。

3.4 结果说明与分析

本文基于对网络订餐的两种补贴方案展开探讨, 并研究了订餐平台和消费者之间的完全信息静态博弈分析, 主要发现以下三点模型结果。

1. 当订餐平台给予消费者以固定金额 A 补贴时, 即当 $P_1 = 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 时, 订餐平台补贴与不补贴的所能获得的经济利益相等, 因此对于选择是否补贴无差异; 当且仅当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$, 且 $P < 2(\alpha + A\beta) / \beta$ 时, 模型对订餐平台存在最优纳什均衡(不补贴, 订餐)。

2. 当订餐平台给予消费者以某一权值 t 的补贴时, 即当 $P_2 = 2\alpha/\beta (3 - 2t)$ 时, 订餐补贴与不补贴的所能获得的经济利益同样相等, 对于选择是否补贴同样是无差异的; 当且仅当 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$, 且 $P < 2\alpha/\beta (3 - 2t)$ 时, 模型对专车也存在最优纳什均衡(不补贴, 订餐)。

3. 同时考虑两种补贴政策, 当 $t < 3\beta A / 2(\beta A + \alpha)$ 时, 订餐平台采取以某一权值 t 补贴消费者的补贴政策会占有更大的市场份额; 而当 $t > 3\beta A / 2(\beta A + \alpha)$ 时, 订餐平台采取以固定金额 A 补贴消费者的补贴政策将会获得有更大的市场。

4. 结论

1. 短期内, 订餐平台的补贴政策会使消费者剩余增加, 从而吸引较多顾客。当 $P < \alpha/\beta(3-2t)$ 或 $P > \alpha/\beta(3-2t)$ 时, 订餐进行补贴所获得的经济利益较大, 短期的经济利润会有显著的提升。此时, 平台应该根据补贴的权值 t 与 $3\beta A/2(\beta A + \alpha)$ 的大小, 选择更优的补贴政策, 以较低的价格吸引消费者, 扩大市场需求, 这样有利于平台拓展市场。

2. 订餐平台的补贴政策在短期和长期的效果不同。短期内, 网上订餐的补贴政策或许使得利润增加; 从长期看, 订餐平台则不可能维持这一补贴政策, 订餐平台采取的补贴政策势必会降低顾客的消费成本, 使得顾客更愿意选择网络订餐, 但当这种行为一旦停止, 订餐平台的价格将会提高, 或是传统餐饮业降低价格, 此时部分消费者会放弃网络订餐而重新选择外出就餐, 导致订餐平台失去大量顾客, 竞争力下降, 进而失去市场。因此, 从长期的角度, 订餐平台的价格范围应为: $0 < P < 2(\alpha + A\beta)/\beta$ 或者 $0 < P < \alpha/\beta(3-2t)$ 。此时, 订餐平台不对消费者进行补贴, 只要顾客的效用 $(UR - UW) > (UR_2 - UW_2)$, 顾客就会选择网络平台订餐, 订餐市场在长期内就会较为稳定。

网络订餐平台的推出, 使得餐饮市场变得尤为复杂, 订餐平台和顾客之间的利益关系也是千丝万缕, 本文从博弈的角度, 分析二者之间的利益关系, 并研究比较订餐平台的两种补贴策略。订餐平台想要长期并且稳定的发展, 必然要经过一段长时间的磨合。

参考文献

[1]陈海涛,李同强,宋姗姗.在线外卖平台用户重复购买行为的建模与实证研究[J].软科学,2015,29(11):79-82

[2]陈蓉. 博弈论均衡理论在价格竞争中的应用分析[D].中国地质大学(北京),2006

[3]康兴涛.互联网餐饮外卖发展研究[J].管理观察,2016(03):81-83

[4]吴维库.从博弈论看价格战[J].企业管理,2000(04):23-26

[5]徐馥.浅析 O2O 模式下餐饮外卖的第三方配送方式[J]中国电子商务, 2014(16): 15-17

中国制造业进出口对国内就业波动性的影响

龚茜茜

摘要: 中国作为“制造大国”而非“制造强国”，制造业至今仍然是中国经济健康发展的基石。此外，中国有着 13 多亿人口，就业市场的稳定关系到社会的稳定以及国家宏观经济的正常运行。因此，本文结合中国工业企业数据库和中国海关数据库实证探讨中国制造业企业的贸易行为和国内就业波动性之间模糊的关系。研究发现：进口企业会增加就业波动，出口企业会降低国内就业波动性，而既出口又进口的企业对降低就业波动的影响最大。从异质性分析得到：企业的贸易方式、地理位置以及贸易伙伴国的收入水平等都会影响就业波动。该研究具有很强的政策含义，有助于国家政府采取积极有利的就业政策，也为企业未来的发展与管理提供了重要的实践价值和指导意义。

关键词: 制造业；进出口；就业波动性

1. 引言

2010 年，中国超越美国成为了全球制造业第一大国。2015 年，中国首次提出“中国制造 2025”。改革开放以来，中国制造业企业积极参与全球经济的发展。值得注意的是，制造业企业在参与全球化贸易中是异质的。有些企业服务于本国市场，不进行对外贸易；而相当大部分的企业开始参与全球化贸易，进口或者出口。因此，不同企业的贸易活动对就业市场的影响可能会不同。而这些不同企业所雇用的员工也会经历不同程度的冲击波动，造成就业市场的不稳定。

中国作为人口大国的发展中国家，就业市场的稳定一直是国家社会高度关注的话题，尤其是制造业带来的劳动力市场就业问题，更是不可忽视的研究内容。因此，本文研究微观企业层面制造业进出口贸易对就业波动性之间的关系显得非常重要，尤其是就业波动水平的方向、大小以及程度等，已经成为了全球化福利影响中一个重要的讨论话题。

2. 文献综述

关于制造业进出口贸易对就业市场影响的文献主要参考国外学者的研究。

最早有 Baldwin 和 Brown(2004)研究发现：工厂规模大，出口强度较高，其就业波

动水平接近稳定。差异化分析表明,对于较大地区而言,多样性和出口强度的增加与就业波动性下降有关。

Ousama(2013)利用1983-2009年面板数据,认为出口和进口都会增加突尼斯技术工人的就业波动。从贸易方式出发,王有鑫等人(2013)比较一般贸易和加工贸易后得到:加工贸易的出口结构变化会降低国内就业波动。庄宗和明卫瑞(2015)认为出口扩张是就业增加的主要驱动因素。

Vannoorenberghe et al.(2016)发现在小规模出口商中,向多元化国家出口的企业,其出口波动更大,增大就业者就业的不确定风险,而大型出口企业则相反。Kurz和Senses(2016)收集1991-2005年期间所有美国制造业企业进出口产品贸易交易量的数据,来验证就业增长波动性和企业在不同贸易状态下两者之间的关系。研究结果显示,那些只进行出口贸易的企业和既出口又进口贸易的企业具有较小的就业波动。Higuchi Yoshio et al.(2016)利用日本制造业数据得到了与Kurtz和Senses(2016)相同的研究结果。

使用哥伦比亚企业层面数据,Cosar et al.(2016)利用开放经济动态模型将贸易与就业流动联系起来,探讨全球化对拉丁美洲和其他地区劳动力市场的影响。Maria et al.(2017)区分了熟练工和非熟练工,认为高出口水平的企业在面对外部需求冲击时,熟练工相对于非熟练工的就业波动性更低。

3. 模型构建

3.1 计量模型建立

本文主要参考Senses和Kurz(2016)的做法,建立基准模型如公式(3.1)。

其中, i 代表企业, j 表示行业, w 则为时间窗口(这里 $w=7$)。3种类别变量 $Exp, Imp, Both$ 分别表示在既定时间窗口内只出口不进口企业,只进口不出口企业以及既出口又进口企业。企业水平的贸易强度包括出口强度($ExpInt$)和进口强度($ImpInt$)。

$X_{i,w}$ 代表企业水平的控制,包括企业的年龄、规模、就业数量、工业产值以及产品数量等; $Y_{j,w}$ 为行业水平的控制,包括行业的规模、出口份额以及进口渗透等。 σ_{ijw} 则为应变量,代表就业波动水平。

$$\ln\sigma_{ijw} = \beta_0 + \beta_1 Exp_{i,w} + \beta_2 Imp_{i,w} + \beta_3 Both_{i,w} + \beta_4 ExpInt_{i,w} + \beta_5 ImpInt_{i,w} + \varphi X_{i,w} + \theta Y_{j,w} + \varepsilon_{ij,w} \quad (3.1)$$

3.2 核心指标测度

本文首次参考Senses和Kurz(2016)的测算方法。首先,计算就业增长率 γ_{ijt} ,见公式(3.2)。

$$\gamma_{ijt} = \ln(E_{it}) - \ln(E_{it-1}) \quad (3.2)$$

其中, E 代表就业人数, 时间 t 企业 i 的就业增长率 γ_{ijt} 作为应变量。

为保证结果的刚性, 将就业增长率进行对数差分, 通过公式 (3.3) 得到就业波动性 σ_{it} 。其中, w 指的是时间窗口 (本文为 7)。

$$\sigma_{it}^w = \left[\frac{1}{w-1} \sum_{\tau=0}^{w-1} (\gamma_{i,t+\tau} - \bar{\gamma}_{it})^2 \right]^{1/2} \quad (3.3)$$

出口强度的测算主要参考史青和李平(2014)的做法, 即出口交货值与工业销售额的比值。同理, 进口强度的测算为年进口金额与工业销售额的比值。考虑到 WTO 可能会影响就业波动, 中国虽然在 2001 年加入 WTO, 但实际生效是在 2002 年。因此, 设定 WTO 虚拟变量, 2000-2001 年为 0; 2002 年之后为 1 (包括 2002 年)。

本文的企业控制变量主要是企业的年龄、规模、就业数量、工业产值以及产品数量等, 所有的控制变量都是在 w 时期内的均值。行业的控制变量主要从行业的规模、出口份额以及进口渗透等进行控制。主要变量的定义以及描述性统计特征见下表 3.1。

表 3.1 主要变量定义及描述性统计特征

变量	含义	数据形式	均值	最小值	最大值
ImpInt	进口强度	比值	0.233	0	39.221
ExpInt	出口强度	比值	0.397	0	30.711
dum_enter	加入 WTO		0.832	0	1
Employment	就业数量	对数	5.651	2.079	11.831
Firm_age	企业年龄	对数	1.943	0	7.556
Firm_scale	企业规模	对数	6.612	3.837	14.042
Firm_output	工业产值	对数	6.620	0	14.003
pro_num	产品数量		95.778	1	1067
Import_share	进口渗透	比值	0.092	0	0.292
Export_share	出口份额	比值	0.214	0	0.588
Industry_scale	行业规模	对数	2.224	1.137	2.322

3.3 数据说明

本文第一套数据来自1999-2007年全部国有及规模以上非国有工业企业数据库,此数据库样本量非常大、指标多,但是却存在样本错配、指标缺失等问题(聂辉华,2012)。故作者做了以下处理:第一,参照Brandt等(2012)的序贯识别匹配法来识别同一家企业。第二,按照Cai和Liu(2009)的做法,剔除明显不符合会计原则的观测值。第二份数据库来源于中国海关数据库。该数据库包括中国从事进出口贸易的所有企业样本。最后,将两套数据库进行匹配,得到2000-2006年共3万多家微观贸易企业。

4. 实证分析

4.1 基准估计结果及分析

下表4.1报告了使用跨度为2000-2006年所得的回归结果,考察了中国制造业企业进出口贸易行为对国内就业波动性的影响。

表 4.1 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Exp	-0.0140*** (0.000223)	-0.0161*** (0.000188)		-0.0177*** (0.000200)
Imp	0.0121*** (0.000397)	0.0119*** (0.000498)		0.00890*** (0.000500)
Both	-0.00472*** (8.96e-05)	-0.0101*** (9.63e-05)		-0.0136*** (0.000121)
dum_enter	-0.132*** (9.16e-05)	-0.133*** (0.000113)	-0.133*** (0.000113)	-0.133*** (0.000113)
Firm_scale		-0.0319*** (0.000262)	-0.0316*** (0.000268)	-0.0268*** (0.000273)
Firm_age		-0.00725*** (4.61e-05)	-0.00724*** (4.60e-05)	-0.00708*** (4.61e-05)
Employment		0.00448*** (4.67e-05)	0.00369*** (4.79e-05)	0.00394*** (4.82e-05)
Firm_output		0.0352*** (0.000264)	0.0347*** (0.000270)	0.0309*** (0.000273)
pro_num		-2.80e-05*** (2.78e-07)	-3.82e-05*** (2.84e-07)	-3.34e-05*** (2.84e-07)
Import_share		0.0138***	0.0178***	0.00861***

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
		(0.000678)	(0.000675)	(0.000681)
Export_share		0.0348***	0.0238***	0.0338***
		(0.000372)	(0.000364)	(0.000376)
Industry_scale		-0.0224***	-0.0260***	-0.0225***
		(0.000420)	(0.000418)	(0.000420)
ExpInt	0.00697***		-0.00329***	0.00260***
	(8.64e-05)		(8.37e-05)	(0.000119)
ImpInt	0.00619***		0.00584***	0.00586***
	(5.12e-05)		(7.64e-05)	(7.72e-05)
Constant	0.275***	0.294***	0.304***	0.292***
	(9.39e-05)	(0.000963)	(0.000955)	(0.000963)
Observations	28,925,621	28,923,328	28,923,328	28,923,328
R-squared	0.070	0.073	0.073	0.074

注：***、**和*分别为在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内为系数标准差。以下各表同。

第1列没有控制企业和行业固定效应，实证结果显示：对比非贸易企业来说，进口企业会提高国内就业波动，系数为0.0121。出口企业和既出口又进口企业会降低就业波动性，后者的系数达到最小。除此之外，可以发现中国加入WTO之后确实会降低就业波动，因为中国加入WTO后会减少各种贸易不确定因素，从而降低贸易风险，稳定就业水平。进出口强度增加会导致就业市场的不稳定。

第2、3列都控制了企业和行业固定效应，第2列没有加入进出口强度，第3列没有包括3种类别变量。第4列包括3种类别变量以及进出口强度，同时控制企业和行业固定效应。从回归结果可以得到与之前相同的结论，其中，企业规模越大、年龄越长，越能稳定就业波动水平，企业生产的产品类别数量越多，就业波动性也会降低。但是，企业的工业产值和就业数对就业波动性的影响为正，就业波动性会随着工业产值的增加而增大，也会随着就业数的增多而更加不稳定。行业规模越大，其就业波动性越小。行业的出口份额和进口渗透对就业波动性影响为正，符合进出口强度对就业波动性的影响方向。

4.2 异质性分析

4.2.1 贸易方式

本文根据样本数据库，主要将企业的贸易方式分为两类：一般贸易和加工贸易。其中，加工贸易共包括5种类型，具体见下表4.2。

表 4.2 贸易方式的分类

类别	观察值个数
一般贸易	8,536,970
出口加工区进口设备	12,092
出料加工贸易	663
来料加工装配贸易	1,470,840
来料加工装配进口的设备	23,319
进料加工贸易	6,720,151

基于以上分类,在2种不同的贸易方式下分别考察进出口行为对就业波动性的影响。具体回归结果见下表 4.3。

表 4.3 不同贸易方式的影响

	一般贸易	加工贸易
Exp	-0.00945*** (0.000201)	0.0230*** (0.00185)
Imp	0.0185*** (0.000580)	-0.0160*** (0.00123)
Both	-0.0149*** (0.000141)	-0.00558*** (0.000143)
dum_enter	-0.0455*** (0.000268)	-0.0871*** (0.000231)
ExpInt	0.0143*** (0.000163)	-0.00658*** (9.59e-05)
ImpInt	0.00375*** (0.000190)	0.00287*** (7.97e-05)
企业效应	是	是
行业效应	是	是
年份效应	是	是
Observations	19,837,464	19,527,556
R-squared	0.167	0.173

实证结果得到：一般贸易状态下的回归结果与总样本回归结果方向一致。然而，加工贸易的实证结果发生了变化。出口企业会增加其就业波动，而进口企业和既出口又进口企业会降低就业波动，后者的系数更小。加工贸易的性质就是外包，承接外包的过程中会增加不确定性，使得就业波动更加不平稳。因此，出口企业会增加就业波动，而进口企业则会稳定就业水平。

4.2.2 贸易伙伴国的收入水平

企业在进出口贸易活动中，贸易伙伴国不同的收入水平可能会影响国内就业波动性。因此，本文收集世界银行数据，根据国家收入水平的高低将贸易伙伴国划分为3种情况，分别为低收入国家、中等收入国家和高收入国家。

本文将企业贸易伙伴国区分为出口目的国家和进口来源国，分别考察不同国家低中高收入下对就业波动性的影响。下表4.4为在不同进出口强度下的低中高收入国家对就业波动性的影响。

表 4.4 贸易伙伴国不同收入水平的影响

	(1)	(2)
Export intensity		
Low_income_country	-0.0143*** (0.000500)	-0.00193*** (0.000439)
Middle_income_country	-0.00228*** (0.000169)	0.00475*** (0.000176)
High_income_country	0.00697*** (8.87e-05)	0.00526*** (8.33e-05)
Import intensity		
Low_income_country	0.0170*** (0.000319)	0.0131*** (0.000315)
Middle_income_country	0.00954*** (0.000284)	0.00695*** (0.000256)
High_income_country	0.0136*** (0.000103)	0.00186*** (7.06e-05)
年份效应	否	是
Observations	17,611,100	17,611,100
R-squared	0.004	0.162

如表 4.4 可得, 当控制年份效应时, 出口到低收入国家的企业会降低就业波动, 而出口到中、高收入国家的就业波动性则更大。中国出口到低收入国家的产品主要是价值链低端产品, 因此对就业波动性的影响较小。从进口来源国的角度看, 不管是低、中还是高收入的来源国, 企业的就业波动性水平都很高。这也间接解释了进口企业对就业波动性的影响最大。

4.2.3 地理位置

目前存在许多划分中国区域的方法, 因不同作者研究内容、研究对象和研究方法的差异, 不同文章就区域划分存在明显区别, 并没有统一的标准。

本文参考国务院发展研究中心提出的新区域划分法, 将企业地理位置分为 4 个板块, 分别为东部地区、中部地区、西部地区以及东北地区, 分别考察不同地理位置下进出口贸易活动对就业波动性的影响。

表 4.5 不同地理位置的影响

	东部	中部	西部	东北
Exp	-0.0153*** (0.000213)	-0.0531*** (0.000862)	-0.0329*** (0.000944)	0.00231 (0.00176)
Imp	0.0124*** (0.000544)	0.0720*** (0.00300)	-0.0235*** (0.00190)	-0.0492*** (0.00114)
Both	-0.0129*** (0.000128)	-0.0461*** (0.000645)	-0.0189*** (0.000793)	0.00557*** (0.000643)
dum_enter	-0.134*** (0.000123)	-0.122*** (0.000426)	-0.124*** (0.000507)	-0.129*** (0.000569)
ExpInt	0.00227*** (0.000115)	0.00872*** (0.000726)	0.0133*** (0.00109)	0.0230*** (0.000639)
ImpInt	0.00485*** (7.68e-05)	-0.0331*** (0.000406)	0.0198*** (0.00112)	0.0220*** (0.000431)
企业效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
Observations	23,899,734	2,111,400	1,463,579	1,448,615
R-squared	0.078	0.066	0.070	0.081

控制企业和行业效应发现: 东中部地区的进口企业会加大就业波动, 出口企业则会稳定就业波动。而西部和东北地区的情况相反, 进口企业反而会降低就业波动水平。这

可能与地区的经济发展程度相关。沿海地区城市经济发展程度高，贸易水平更加开放。因此，东部地区的企业出口贸易会不断带动就业市场的稳定，而西部地区因其经济发展水平受限，需要不断进口，进口反而会稳定就业波动水平。

5. 结论与政策启示

5.1 研究结论

本文首次参考 Kurz 和 Senses(2016)的就业波动性的测算方法，实证探讨中国制造业进出口对国内就业波动性的影响。研究发现：相比非贸易企业来说，进口企业对国内就业波动性更大，而出口企业和既出口又进口企业则会降低就业波动水平。

从企业的贸易方式、地理位置和贸易伙伴国收入水平等角度进行异质性分析，结果表明：与非贸易企业相比，一般贸易状态下的回归结果与总样本回归结果一致。然而，加工贸易下的出口企业会增加其就业波动，不利于稳定就业水平，而进口企业却会降低就业波动。此外，出口到低收入水平国家的企业，会降低国内就业波动；而出口到中高收入国家的企业，就业波动性更大。不管是低、中还是高收入的来源国，企业的就业波动性水平都很高。这也间接解释了进口企业对就业波动性的影响最大。研究还得到，东中部地区贸易开放程度高，进口企业会加大就业波动，出口企业则会稳定就业波动。而西部和东北地区的情况相反，进口企业反而会降低就业波动水平。此外，中国加入 WTO 之后确实会降低国内的就业波动。企业规模越大、营业年龄越长，越能稳定就业波动。

5.2 政策启示

本文的研究具有重要的政策启示和企业价值。为了稳定国内就业波动水平，国家政府应当充分利用中国加入 WTO 的特征事实，不断扩大贸易往来和人员配置，带动国内就业，稳定就业水平。相比非贸易企业来说，国家要鼓励企业不断走出去，企业在承接外包的同时要不断地进行自主创新学习，主动发包和出口，降低就业波动。对于企业来说，不要约束于单纯的进口或者出口，要不断迎合市场需求进行多元化生产，进口和出口保持平衡。

在贸易方式上，企业要根据自身发展情况选择适合的贸易方式。我国是“制造大国”而非“制造强国”，国家政府要鼓励企业发展高新技术产品，不要仅限于劳动力密集型的低端制造业。中国出口到低收入的国家主要是价值链低端产品，因此，为了降低国内就业波动，企业仍然要保持对低收入水平国家的出口。但是，企业要不断自主创新学习，不断改善出口产品结构，发展高端价值链产品。最后，国家要不断支持东中部地区更开放的出口贸易，也要加强西部地区的进口贸易，以进口带动更好出口。

参考文献

- [1] 聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济.2012,(5):142~158
- [2] 史青,李平.再议中国企业出口的就业效应[J].财贸经济.2014,(10):83~93
- [3] 王有鑫,赵雅婧,金丽丽.中国工业品贸易结构变化与国内就业波动—基于一般贸易和加工贸易的研究视角[J].中国人口科学.2013,(2):78~88
- [4] 庄宗明,卫瑞.生产国际化与中国就业波动:基于贸易自由化和外包视角[J].世界经济.2015,(1):53~79
- [5] Christopher Kurz, Mine Z. Senses. Importing, exporting, and firm-level employment volatility[J]. Journal of International Economics. 2016, 98: 160~175
- [6] Higuchi Yoshio, Kiyota Kozo, Matsuura Toshiyuki. Multinationals, Intrafirm Trade, and Employment Volatility[J]. Journal of International Economics. 2012, 12(2): 12~102
- [7] John Baldwin, W. Brown. Regional manufacturing employment volatility in Canada: The effects of specialisation and trade[J]. Papers in Regional Science. 2004, 83(3): 519~541
- [8] Kerem Cosar, Nezhir Guner, James Tybout. Firm Dynamics, Job Turnover, and Wage Distributions in an Open Economy[J]. American Economic Review. 2016, (4): 2~55
- [9] Maria Bas, Pamela Bombarda, Sébastien Jean. Firms' Exports, Volatility and Skills: Micro-evidence from France[J]. Journal of Economic Literature. 2017: 1~30
- [10] Myungkyu Shim, Hee-Seung Yang. New stylized facts on occupational employment and their implications: Evidence from consistent employment data[J]. Economic Modelling. 2016, 59: 402~415
- [11] Ousama Ben Salha. Does Economic globalization affect the level and volatility of labor demand by skill? New insights from the Tunisian Manufacturing industries[J]. Economic Systems. 2013, 37: 572~597
- [12] Vannoorenberghe, Zheng Wang, Zhihong Yu. Volatility and diversification of exports: Firm-level theory and evidence[J]. European Economic Review. 2016, 89: 216~247

中部地区制造业碳排放的影响因素分析

——基于产业集聚视角

吴春燕

摘要：经济快速增长导致资源消耗增多，引发严重的环境污染问题，碳排放作为现阶段全球气候变暖的主要因素之一，受到各个国家的高度关注。因此，如何有效减少温室气体排放已成为人类实现可持续发展所面临的严峻考验。中国作为国际上碳排放总量较大且碳排放增速较快的国家，自愿承担碳减排的责任，并提出2020年碳排放降低40%—45%的减排目标，对此，中部六省有义务分担国家碳减排的重任。由于制造业多属于能源密集型行业，能源效率相对较低，制造业的快速发展会直接导致能源消费与碳排放量的不断增长。因此，分析我国中部六省制造业能源消费相关的碳排放演变特征与影响因素，对于节能减排工作的开展具有重要意义。鉴于产业集聚在提高能源利用效率、优化资源配置等方面的突出表现，其是否会对中部六省制造业碳排放产生影响？如果集聚有利于碳减排，当前的区域协调发展战略应如何与碳减排目标相协调？对此，本文选取产业集聚、产业规模、技术进步、产业结构等5个变量，构建面板数据计量模型对2004至2011年我国中部六省21个两位数制造业行业碳排放影响因素进行回归分析，结果表明，产业集聚能够有效推动中部地区制造业的碳减排，除集聚因素之外，产出规模、技术进步，产业结构均对制造业碳减排具有积极作用。并在实证分析基础上，联系相关理论，就如何降低中部六省制造业碳排放提出了相应的政策建议。

关键词：碳排放；产业集聚；中部地区；影响因素

1. 引言

全球气候变化是近二十年来最热门的话题。人们对于温室气体排放对气候的影响，区域经济增长与碳排放的关系，全球节能减排任务的分配与实施等等一系列的问题的争论从未停止。现有研究均表明，全球气候变暖的日益加剧是由以CO₂为主的温室气体的大量排放所造成得。如何控制与降低CO₂排放已成为世界各国应对气候变化问题所应承担的不可推却的责任。作为全球最大、发展速度最快的发展中国家，中国已于2006年

超过美国成为了世界第一碳排放大国。而我国的国民经济支柱产业制造业正处于由低级向高级转变的中间阶段,具有碳排放量多、能源消耗大的特点,无形中增加了我国节能减排的压力。随着中部六省经济的快速发展,碳排放量也在逐年增加,其中很大的原因是因为东部高污染高能耗的产业纷纷转移到中部地区。^①现阶段,中部六省必须主动承担起碳减排的重任,因此,具体分析中部六省制造业各行业碳排放影响因素,对于制定科学合理的制造业节能减排政策,发展低碳经济具有重要的理论价值及实际意义。

本文首先详细测试分析了中部地区制造业分行业的集聚程度、碳排放现状及变化趋势,然后对制造业集聚与碳排放的关系以及影响各行业部门的碳排放的主要因素进行进一步的实证分析;最后对政府相关部门如何科学有效地制定长期的产业发展、能源开发和二氧化碳减排政策提出相应的对策建议。

2 中部地区制造业集聚程度和碳排放现状分析

2.1 中部地区制造业分行业集聚程度变动研究

本文采用以产值计算的空间基尼系数指标测量我国制造业两位数行业产业集聚程度。假设 G_{jt} 代表 t 年 j 行业空间基尼系数, S_{ijt} 代表 t 年 i 省份制造业 j 行业产值占全国 j 行业总产值的比重, X_{it} 代表 t 年 i 省份制造业产值占全国制造业产值的比重,那么具体计算公式为: $G_{jt} = \sum_{i=1}^n (S_{ijt} - X_{it})^2$ $n=1,2,3,\dots,n$ 。

鉴于数据的可得性,本文只统计收集了农副食品加工业,食品制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业等 21 个制造业两位数行业,并根据上述方法,对 2004 至 2011 年中六省 21 个制造业两位数行业集聚程度进行测算,相关结果整理至表 2.1。

表 2.1 2004-2011 中部地区制造业分行业的空间基尼系数统计表

两位数制造业	2004	2007	2009	2011
农副食品加工业	0.0529	0.0329	0.0087	0.0056
食品制造业	0.0354	0.0388	0.0511	0.0400
饮料制造业	0.0086	0.0085	0.0091	0.0235
烟草制品业	0.0638	0.0695	0.0637	0.0539

^① 闫妮.我国中部地区碳排放影响因素研究——基于制造业集聚视角[D].西北师范大学硕士学位论文.

续表

两位数制造业	2004	2007	2009	2011
纺织业	0.0166	0.0172	0.0133	0.0213
纺织服装、鞋、帽制造业	0.0697	0.0575	0.0323	0.0310
造纸及纸制品业	0.0490	0.0618	0.0448	0.0331
石油加工、炼焦加工业	0.0636	0.1003	0.1029	0.0910
化学原料及化学制品制造业	0.0024	0.0027	0.0056	0.0054
医药制造业	0.0117	0.0128	0.0108	0.0125
化学纤维制造业	0.0487	0.0435	0.0200	0.0163
非金属矿物制品业	0.0394	0.0409	0.0456	0.0334
黑色金属冶炼及压延加工业	0.0398	0.0429	0.0292	0.0354
有色金属冶炼及压延加工业	0.0271	0.0333	0.0463	0.0572
金属制品业	0.0032	0.0065	0.0079	0.0072
通用设备制造业	0.0021	0.0074	0.0120	0.0103
专用设备制造业	0.0538	0.0438	0.0526	0.0688
交通运输设备制造业	0.1129	0.0937	0.0747	0.0641
电气机械及器材制造业	0.0781	0.0706	0.0618	0.0725
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.0338	0.0963	0.0928	0.0764
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.0044	0.0042	0.0284	0.0527

资料来源：根据国研网，中部六省 2005-2012 各省统计年鉴整理计算得出。

通过观察图 2.1 和图 2.2, 我们可以看出我国中部六省制造业两位数行业集聚程度整体呈先升后降、总体上升的变动态势。制造业由集聚到分散的转变, 政府的区域协调发展战略是重要影响因素之一。尽管两位数行业集聚水平波动较明显, 但处于中、高度集聚的行业比重一直保持在较高水平且相对稳定。除此之外, 我国中部地区制造业细分行

业的产业集聚程度具有较大差异。高度集聚的行业主要包括烟草制品业，石油加工、炼焦加工业，专用设备制造业，交通运输设备制造业，通信设备计算机及其他电子设备制造业等；低度集聚行业主要包括食品制造业、饮料制造业、医药制造业、金属制品业等。

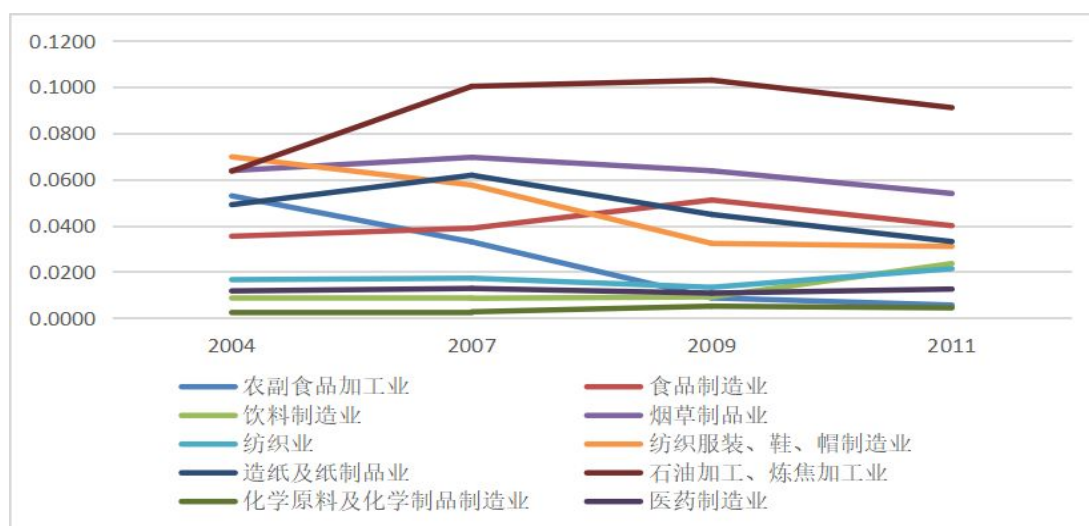


图 2.1 中部地区制造业分行业的空间基尼系数 (部分)

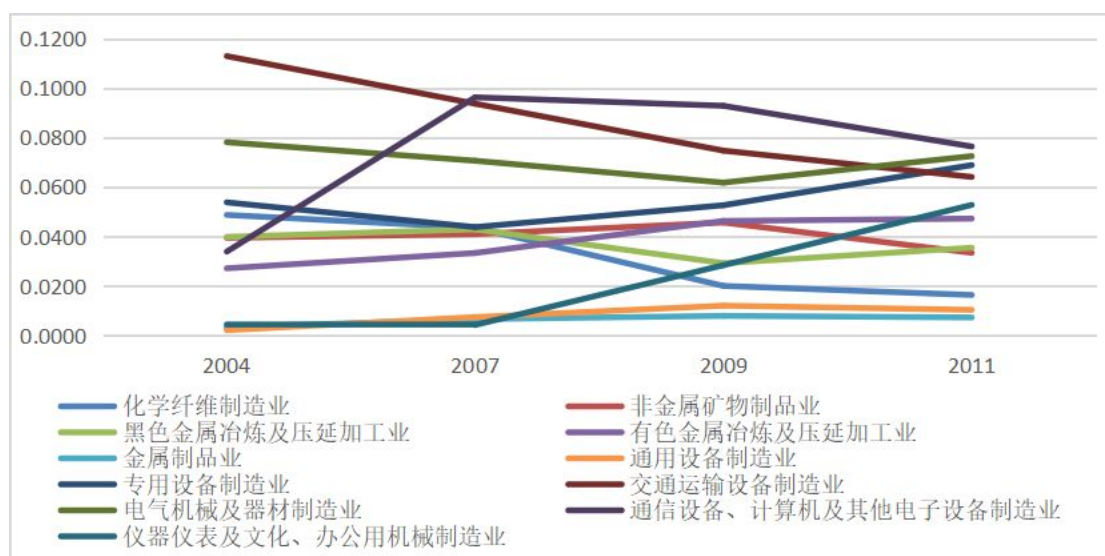


图 2.2 中部地区制造业分行业的空间基尼系数 (部分)

2.2 中部地区制造业分行业碳排放量变动研究

IPCC (2006) 国家温室气体清单关于一次化石燃料燃烧排放的测量一共详细介绍了三种方法，本文中二氧化碳排放量的估算采用的是通用简化了的的第一种方法。通过权威部门公布或者是专业研究者推算的碳排放因子 (吨碳标准煤) 乘以化石燃料消费量 (标

准煤)直接进行碳排放量再换算成二氧化碳的排放量即可,估算公式如下:

即碳排放总量是各种能源消费的碳排放量之和,计算公式如下:

$$C_{it} = \sum (EC_{ijt} \times EF_j)$$

其中 C_{it} 为 t 年 i 行业的碳排放强度, EC_{ijt} 为 i 行业 t 年 j 能源的标准煤消耗量; EF_j 为 j 能源的排放系数。由于数据的可获得性,需要将各能源的实物量转化为标准煤消耗量,本文采用的各能源折算标准煤系数取自《中国能源统计年鉴》,排放系数则是根据 IPCC(2006)换算而来,表 2.2 详细展示了本文所采用的各类能源折算标准煤系数和碳排放系数。^①

表 2.2 各类能源折算标准煤系数和碳排放系数

	能源折算标准煤系数	碳排放系数
原煤	0.7143 千克标准煤/千克	0.7559
焦炭	0.9714 千克标准煤/千克	0.8550
原油	1.4286 千克标准煤/千克	0.5857
汽油	1.4714 千克标准煤/千克	0.5538
煤油	1.4714 千克标准煤/千克	0.5714
柴油	1.4571 千克标准煤/千克	0.5921
燃料油	1.4286 千克标准煤/千克	0.6185
天然气	1.2143 千克标准煤/立方米	0.4483

注:表 2.2 中的能源折算标准煤系数来源于《中国能源统计年鉴》,碳排放系数数据来源于《IPCC (2006)》。

本文所用到的数据是中部六省 2004-2011 年制造业 21 个行业各类能源(原煤、原油、焦炭、煤油、汽油、燃料油、柴油、天然气)消费量。鉴于相关比较和数据的可得性,本文研究的是二位码制造业,无法进行更细致的分类。数据主要通过中部六省 2005-2012 年统计年鉴整理而得,表 2.3 为我国中部六省 2004-2011 年制造业两位数行业的碳排放量。

^① 闫妮.我国中部地区碳排放影响因素研究——基于制造业集聚视角[D].西北师范大学硕士学位论文.

表 2.3 2004-2011 中部地区制造业分行业的碳排放量统计表 (单位: 万吨)

两位数制造业	2004	2007	2009	2011
农副食品加工业	112.29	263.89	364.15	334.17
食品制造业	158.39	399.04	418.23	367.36
饮料制造业	110.32	228.03	251.96	244.77
烟草制品业	28.34	16.62	12.96	37.32
纺织业	166.73	210.23	209.67	167.26
纺织服装、鞋、帽制造业	12.78	15.73	28.07	30.86
造纸及纸制品业	413.50	633.99	662.91	675.24
石油加工、炼焦加工业	6237.06	10341.59	8552.13	9329.00
化学原料及化学制品制造业	2746.31	3264.94	4120.15	4355.92
医药制造业	142.96	147.74	216.55	254.49
化学纤维制造业	148.23	210.14	148.77	160.28
非金属矿物制品业	2832.84	3917.32	5061.04	5398.08
黑色金属冶炼及压延加工业	1478.21	1975.04	1871.30	2445.44
有色金属冶炼及压延加工业	950.59	1774.14	1777.17	1943.64
金属制品业	36.89	80.89	98.40	81.34
通用设备制造业	109.29	125.14	277.23	204.26
专用设备制造业	60.08	127.30	140.08	130.89
交通运输设备制造业	209.49	81.80	189.85	185.16
电气机械及器材制造业	29.62	79.63	73.14	54.15
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	16.37	27.52	15.44	15.48
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	3.18	5.57	6.74	5.44

资料来源: 根据中部六省 2005-2012 各省统计年鉴整理计算得出。

通过对表 2.3 的分析,我们可以得出随着我国中部六省经济的快速发展,制造业各个细分行业碳排放总量呈现先上升后下降的趋势,总体上碳排放总量增加。我国中部六省制造业细分行业的碳排放总量差异较大。其中造纸及纸制品业,石油加工、炼焦加工业,非金属矿物制品业,化学原料及化学制品制造业,黑色金属冶炼及压延加工业,有色金属冶炼及压延加工业等行业的碳排放量远远大于其他行业。烟草制品业,纺织服装、鞋、帽制造业,金属制品业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,电气机械及器材制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业等行业的碳排放量则很少。

3 产业集聚对中部地区制造业碳排放影响的实证分析

3.1 计量模型的构建

要研究产业集聚对制造业企业碳排放的影响,也要考虑其他一些相关变量的影响,基于前文理论分析与文献综述,除了产业聚集以外,产出规模、产业结构、环境规制、对外开放也会影响碳排放强度,因此,引入上述变量作为控制变量,通过构建面板数据计量模型来实证考察这些因素对中部地区制造业碳排放强度的影响。设定计量模型为:

$$\ln C_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln Agg_{it} + \beta_2 \ln Prod_{it} + \beta_3 \ln Tech_{it} + \beta_4 \ln IndStr_{it} + \beta_5 \ln Open_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, i 代表制造业某一细分行业, t 代表年份, C 代表碳排放强度, Agg 代表产业集聚, $Prod$ 代表产出规模, $Tech$ 代表技术水平, $IndStr$ 代表产业结构, $Open$ 代表对外开放程度, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 为待估参数, ε_{it} 为随机误差项。

3.2 数据来源及变量说明

本文的数据选自《中国能源统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》,中部六省各省统计年鉴,国研网数据库。在充分考虑统计口径及数据可得性的情况下,选取我国中部六省制造业中农副食品加工业,食品制造业,仪器仪表及文化等 21 个行业作为研究对象,^①样本区间为 2004—2011 年。

(1) 制造业碳排放强度(C)。本文中,制造业的 CO_2 排放主要来自于生产过程中的化石能源消耗,运用 2004~2011 年中国中部六省的原油、煤炭、焦炭、柴油、汽油、煤油、燃料油和天然气共八种能源消费数据来进行计算分析。具体计算公式为:

$C_{it} = \sum (EC_{ijt} \times EF_j)$ 。其中 C_{it} 为 t 年 i 行业的碳排放强度, EC_{ijt} 为 i 行业 t 年 j 能源的标准煤消耗量; EF_j 为 j 能源的排放系数。

(2) 产业集聚 (Agg)。本文采用以产值计算的空间基尼系数指标衡量我国制造业两位数行业产业集聚程度。

^① 七敏,赵洪海.产业集聚是否促进了低碳发展——来自中国制造业的证据[J].经济与管理,2013,27(06):70-75.

(3) 产出规模 (Prod)。以各行业的工业总产值来测度。

(4) 技术水平 (Tech)。选取能源效率作为技术水平的代理变量, 以位能源产生的工业总产值来测度, 单位为万元/吨标准煤。^①

(5) 产业结构 (IndStr)。本文借鉴 Grossman、Krueger (1991) 的做法, 采用资本密集度来衡量产业结构, 即行业固定资产净值比上行业年平均从业人数。

(6) 对外开放 (Open)。本文用各行业出口交货值与规模以上工业企业主营业务收入的比值来衡量行业的开放程度。

3.3 实证结果分析

面板数据(panel data)通常采用固定效应和随机效应模型进行处理, 为了确定面板数据模型形式, 本文需要进行 F 检验和 Hausman 检验。经检验结果知, 本文应选择固定效应模型形式。

表 4.1 面板回归结果

变量	方程(1) lnC
lnAgg	-0.680461*** (-4.726)
lnProd	1.189396*** (4.554)
lnTech	-0.582188** (-2.617)
lnIndStr	-1.178648** (-2.243)
lnopen	-0.136060 (-0.790)
常数项	15.595781** (2.483)
行业固定效应	Yes
年份固定效应	Yes
R-squared	0.705
样本观察值个数	167

(注: (1) 系数下方的数据是 t 值。(2) *、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。)

^① 刘雪阳. 中国制造业二氧化碳排放的影响因素——基于行业面板数据的实证研究[J]. 改革与开放, 2016.

通过观察方程(1),我们可以得出结论:第一,产业集聚因素的系数为负,且通过了1%的显著性检验,说明产业聚集的增加能有效降低制造业碳排放总量,这表明中部六省制造业可以通过提高聚集度来降低碳排放总量,实现节能减排与经济增长双赢。第二,行业产出规模的系数显著为正,这表明了随着行业产出规模的不断扩大会极大促进中部地区制造业二氧化碳的排放。第三,技术水平的系数为负,且通过了5%的显著性水平,说明通过技术水平的提高有利于降低制造业的二氧化碳排放量。第四,产业结构对碳排放影响显著为负,通过产业结构的调整和升级可以有效减少中部地区制造业碳排放。基于此结论,我国中部六省应加快对制造业的转型升级,推动制造业由以依赖资源和劳动力为主的行业结构向依赖资本和技术的行业结构转型,由要素驱动型行业结构向创新驱动型行业结构转变。第五,对外开放对碳排放效率有负向影响,但未通过显著性检验,这表明中部六省制造业可以通过积极参与出口和扩大出口量来获得技术外溢,研发更多环保技术来降低碳排放总量率。

3.4 稳健性检验

采用修正的EG指数来衡量制造业聚集水平,对上述回归结果进一步做稳健性。本文采用张卉在其博士论文中介绍的一个修正后的EG指数,^①修正后的EG指数的计算

公式为:
$$\hat{\gamma}_a = \frac{G_a}{1 - \sum_i x_i^2} - \frac{1}{n}$$

其中, $G_a = \sum_i \left(\frac{n_i}{n} - x_i \right)^2$ 是地理集中度指数, n 表示全国该产业的企业数, n_i 表示 i 地区某产业的企业数, x_i 表示的是 i 地区全部就业占全国总就业的比例, 该比值越大, 制造业聚集程度越高, 估计结果如表 4.2 所示。

表 4.2 面板回归结果

变量	方程(2) lnC
lnAgg	-0.187065** (-0.094)
lnProd	1.099861*** (3.737)

^① 张卉. 产业分布、产业集聚和地区经济增长: 来自中国制造业的证据[D]. 复旦大学, 2007.

续表

变量	方程(2) lnC
Intech	-0.755712*** (-4.012)
lnIndStr	-0.297935 (-0.700)
lnopen	-0.053204 (-0.276)
常数项	10.039916* (1.733)
行业固定效应	Yes
年份固定效应	Yes
R-squared	0.683
样本观察值个数	167

(注：(1) 系数下方的数据是 t 值。(2) *、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。)

比较方程 2 与方程 1，可以发现变量系数符号完全一致，即产业聚集能有效降低碳排放总量，这进一步证实了本文的预期，也表明前面的总体回归结果是稳健的。

4 政策建议

4.1 大力推进制造业集聚升级

各级政府应采取措施，引导同类企业向特定地区集中，特别是引导污染程度较高的行业进行集中分布，加快产业集聚的形成，通过集聚外部经济效益的积极作用，实现节能减排的战略目标。加强集聚区环保基础设施建设，实现环保集中治理。一方面，政府应制定严格的技术和环保标准，强化监测与监督，建立优胜劣汰机制，加快淘汰集聚区内技术落后和污染严重企业。另一方面，政府应建立退出补偿机制，对不符合技术和环保标准的企业进行退出援助，鼓励和帮助集聚区企业退出并对符合条件的企业进行转型支持。

4.2 加强政府宏观调控，实现区域良好合作

政府可以通过价格机制，制定差别电价政策手段，提高高耗能、高排放行业的用电价格，引导正确的投资流向。利用财政手段，加大对节能减排项目倾斜，奖励和补助对低碳技术的研发，增强低碳技术自主研发能力的融资渠道。采用税收手段对相应减排政策的制造业企业实施税收优惠政策。除此之外，中部地区政府也应该出台相关的政策，

支持和鼓励地区间的合作和交流,以区域合作为纽带,达到降低中部地区制造业各行业总体碳排放的目的。

4.3 引导社会各界对低碳项目的融资支持

中部六省制造业行业的低碳发展离不开技术进步,这就需要引导社会各界不断加强对节能领域的资金支持和研发投入。企业除了用于生产的资金外,还需要设立专门的技术研发资金,使得企业的压力增大。因此,商业银行要加大对这部分企业的融资力度,对于制造业行业低碳项目给予一系列的鼓励和优惠措施,切实解决企业在低碳项目融资方面的困难。

4.4 低碳技术开发,优化能源结构

上述实证分析表明技术水平的提高可以显著地减少碳排放,就长期而言,要想有效地减少碳排放,离不开技术的创新。因此,企业要大力发展制造业低碳技术,尤其是要突破其中的关键技术,加大对节能技术、节能工艺的创新。加快攻克可再生能源的应用技术,并缩短科研周期,加快成果转化并投入使用,大力推进太阳能、风电、水电等可再生能源的技术进步和开发应用。通过降低煤等高碳能源的消费比例来优化能源结构。

^①加大新能源开发的研发投入、制定清洁能源的相关鼓励政策,逐渐实现降低煤炭和原油在一次化石能源中所占的占比计划,提高清洁能源在能源消耗中的占比,从而实现碳排放的减排。

参考文献

[1]谢守红,王利霞,邵珠龙.中国碳排放强度的行业差异与动因分析[J].环境科学研究,2013

[2]闫娅.我国中部地区碳排放影响因素研究——基于制造业集聚视角[D].西北师范大学硕士学位论文,2012

[3]也敏,赵洪海.产业集聚是否促进了低碳发展——来自中国制造业的证据[J].经济与管理,2013

[4]刘雪阳.中国制造业二氧化碳排放的影响因素——基于行业面板数据的实证研究[J].改革与开放,2016

[5]张卉.产业分布、产业集聚和地区经济增长:来自中国制造业的证据[D].复旦大学,2007

[6]黄芳.中国能源消费碳强度影响因素及减排路径研究[D].南京航空航天大学,2014

^① 黄芳. 中国能源消费碳强度影响因素及减排路径研究[D]. 南京航空航天大学, 2014.

K-means 聚类在某互联网公司用户画像中的应用

袁洁

摘要: 互联网公司在运营的过程中存储了海量客户信息, 这些数据都是企业挖掘客户价值的利器。本文主要针对数据挖掘的聚类分析进行研究, 利用某互联网公司用户数据, 从用户自然属性、用户平台属性和用户使用属性三个方面选择了 6 个数值型指标。K-means 聚类分析中, 本文提出了遍历 K 值比较 SSE 和轮廓系数确定 K 值的方法, 将 97, 991 个用户分为高端价值用户、中高端价值用户、普通价值用户、普通低价值用户以及低价值依赖优惠券用户五大类, 然后基于 K-means 和 K-modes 的 K-prototypes 算法分别计算数值属性和分类属性的中心点, 通过联合两种属性的指标来确定聚类效果的评价函数, 进而判定聚类效果。本文通过 K-means 将用户聚类后发现: 普通低价值用户和低价值依赖优惠券用户占平台总用户量的 75%; 平台用户租期普遍偏短; 用户租车次数普遍偏低, 反映出目前国内用户租车意识不强, 需要平台进一步培养。并提出以下建议: 对于消耗平台资源的低价值依赖优惠券用户, 减少优惠券的发放, 宁愿丢失, 绝不培养; 培养用户租车意识; 引导用户由短租向中长租发展; 开发其他用途用车, 实现双赢。

关键词: 数据挖掘; 用户画像; K-means 算法; K-prototypes 算法

1. 绪论

1.1 研究意义

用户画像是企业应用大数据技术了解客户的基本方式, 传统用户画像是根据用户特征的一维属性来分类, 这种方法简单易行。但是现在用户肖像越来越多元化, 用户需要从更多角度进行定义。本文利用 K-means 聚类方法从互联网用户信息中提取潜在知识, 建立互联网细分用户群体, 为企业提供用户细分理论与实证的参考。同时对 K-means 算法进行优化, 试图解决将 K-means 算法应用于某一具体数据时所遇到的现实问题, 考虑真实的适用前提、适用场景, 优化聚类模型。

1.2 研究现状

K-means 是 1967 年提出的一种用于对象分类的统计分析聚类算法。国外发展迅速, Tsai、Houaria Abed、Lynda Zaoui 等人均在研究 K-Means 算法, 国内学者也基于 K-means 算法提出了许多关于用户分割和潜在用户预测的研究, 例如华南理工大学的吴文良提出了一种改进的 K-means 算法。陕西师范大学谢隽颖提出了改进的全局 K 均值聚类算法, 并证明改进的全局 K 均值聚类算法比原始 K 均值聚类算法等具有全局优势。现在聚类算法有很多研究方向, 例如算法的效率问题; 小波变换聚类算法。

2. 聚类分析理论

2.1 聚类分析

聚类分析是根据对象及其关系的描述将数据对象划分为子集的过程。子集遵循最小化组内差距和组间差距最大化的原则。聚类的作用是发现数据中以前未知的组。聚类方法包括统计方法, 机器学习方法等。在统计中, 聚类称为聚类分析。在使用上, 首先要定义多维空间和距离, 以距离作为相似性的判别标准。在机器学习中, 聚类称为无监督学习, 主要反映在远程学习示例或数据对象中, 而不需要通过聚类学习算法自动计算类别标记。作为数据挖掘的一个功能, 聚类分析在发现数据分布, 数据类别特征, 缩小用户群和扩大用户特征方面具有极高的商业价值。

聚类分析已被社会各界学者广泛研究, 重点是基于距离的聚类分析。常用的聚类算法有 K-means 算法、K-medoids 算法和系统聚类。

2.2 K-means 聚类算法

K-means 算法是一种快速的分区聚类算法, 然后, 任意选取 K 个数据作为初始中心点, 并计算数据集中每一点到这 K 个初始中心点的距离, 根据最小距离原则, 数据集中的每个点被分成最接近其初始中心点的组。对于每个最初划分的组, 计算该组中所有数据的中心距的平均值作为新的聚类中心点, 重复上述步骤直到平方误差准则函数收敛。K-means 聚类算法是一种典型的基于距离的非层次聚类算法, 其结果非常依赖于初始聚类中心的选择, 并且其特点是迭代的过程, 每次迭代都要考虑每个点的分类是否正确, 如果不正确需要进一步调整, 当某次迭代完成后所有的点都被正确分类就不需要调整了, 此时聚类中心也不会再发生变化。

在 K 均值聚类算法中, 通常需要测量各种数据集之间的距离, 例如点与点, 点与聚类, 以及聚类与聚类之间的距离。度量点与点之间的距离最常用的是: 欧几里德距离、曼哈顿距离、闵可夫斯基距离; 测量点与聚类之间的距离是计算点与聚类中心点之间的距离 $d(e_i, x)$; 聚类与聚类之间的距离则为两个聚类的中心点之间的距离 $d(e_i, e_j)$ 。

欧几里德距离公式为

$$d(i, j) = \sqrt{(x_{i1} - x_{j1})^2 + (x_{i2} - x_{j2})^2 + \dots + (x_{ip} - x_{jp})^2} \quad (2.1)$$

曼哈顿距离公式为

$$d(i, j) = |x_{i1} - x_{j1}| + |x_{i2} - x_{j2}| + \dots + |x_{ip} - x_{jp}| \quad (2.2)$$

闵可夫斯基距离公式为

$$d(i, j) = \sqrt[q]{(|x_{i1} - x_{j1}|)^q + (|x_{i2} - x_{j2}|)^q + \dots + (|x_{ip} - x_{jp}|)^q} \quad (2.3)$$

其中, q 为正整数。

连续型变量的 SSE 计算公式为

$$SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{x \in E_i} dist(e_i, x)^2 \quad (2.4)$$

其中, K 为聚类的数量, E_i 为 e_i 簇的聚类中心。

在评估聚类算法时, 主要有 Purity 评价法、RI 评价法。

(1) Purity 评价法

Purity 评价法是一种较简单的聚类评价方法, 其公式如下。

$$Purity(X, Y) = \frac{1}{n} \sum_k \max_i |x_k \cap y_i| \quad (2.5)$$

其中, $X = (x_1, x_2, \dots, x_k)$ 是聚类的集合, x_k 表示第 K 个聚类的集合, $Y = (y_1, y_2, \dots, y_i)$ 表示需要被聚类的集合, y_i 表示地 i 个聚类对象, n 表示被聚类集合对象的总数。

(2) RI 评价法

RI 评价法是一种用排列组合原理对聚类进行评价的手段, RI 评价公式如下。

$$RI = \frac{R + W}{R + M + D + W} \quad (2.6)$$

其中, R 是指在一个分类正确的分类中组合在一起的两个对象; W 是指两个不应该组合在一起的对象被正确分开; M 是指不应放置在不正确放置在类别中的类别中的对象; D 意味着不应分开的物体被错误地分开。

3.K-means 算法在用户画像中的应用实例

3.1 数据处理

本文基于一家互联网公司的背景, 利用该公司的多年用户属性数据, 结合 K 均值聚类算法, 将用户租车及确定其用户类型的基本属性分为三大类: 用户自然属性, 用户平台属性, 用户属性。利用用户在平台上总支出和使用优惠券的金额来判定用户的商业价值, 利用年龄等用户属性来构建用户清晰的用户肖像, 因此 3 个一级指标下共设置 6 个二级指标, 如表 3.1。

表 3.1 指标列表

一级指标	二级指标
用户自然属性	年龄（岁）
用户平台属性	注册时长（年）
用户使用属性	租车次数（次）
	租车天数（天）
	每日租金（元）
	每日优惠券金额（元）

数据的时间跨度自 2014 年平台建立以来，共获得了 97,991 个用户数据。平台初期，由于用户的数据采集宽松，App 后台日志存储未抓取等原因导致了数据的不完整，并且大部分的数据都存在重复与信息冗余，甚至存在异常数据，这些都会让研究结果不真实。K 均值聚类对数据中的异常值特别敏感，故本文对于明显的异常值采用特定数值代替，对于订单量上的异常值从源头查起，验证用户的真实订单数据。

3.2 数据分析

3.2.1 相关性分析

通常情况下，用户自然属性、用户平台属性和用户使用属性之间存在一定的相关性联系。为了分析这些数据指标之间的相关性，我们利用 Stats 软件进行相关性分析，具体分析结果如表 3.2 以及表 3.3。

表 3.2 描述性统计

统计指标 \ 统计量	平均数	标准差
年龄（岁）	30.98322	10.42902
注册时长（年）	1.195772	0.682073
租车次数（次）	2.4	7.539
租车天数（天）	2.689498	4.053327
每日租金（元）	213.308	129.5294
每日优惠券金额（元）	92.16915	75.57816

表 3.3 Pearson 相关分析

	年龄	注册时长	交易次数	租车天数	每日租金	每日优惠券金额
年龄	1	0.112	0.005	0.012	-0.007	0.028
注册时长	0.112	1	0.105	-0.028	0.016	0.133
租车次数	0.005	0.105	1	-0.004	0.02	-0.05
租车天数	0.012	-0.028	-0.004	1	-0.017	-0.348
每日租金	-0.007	0.016	0.020	-0.017	1	0.101
每日优惠券金额	0.028	0.133	-0.05	-0.348	0.101	1

由表 3.2 可以看出平台上主要是 30 岁，注册时长在一年左右的租客。大部分租客租期为两天，日租金在 200 元左右，但是优惠券金额高达 92 元，租车实际支付金额大约占 50%。标准差可以说明租客在日租金和优惠券使用上有明显的差异，差异性可能与平台限制优惠券金额有关。通过表 3.3 可知，6 个指标的 Pearson 相关系数都很小，相关性很弱，因此可以不用降维，这些指标有利于本文做聚类分析。

3.2.2 经验 K-means 聚类分析

在经验 K-means 聚类时，首先需要确定 K 值，本文遍历多个 K 值并计算出每一个 K 值所对应的 SSE，通过 K 与 SSE 之间的关系来判断最优化的 K 值。列举 K 值为 1 到 15，计算不同聚类的 SSE。为了减少结果的偶然性，对于每个 K 值重复运行 50 次，求出平均的 SSE，最后绘制出 SSE 曲线，如图 3.1。

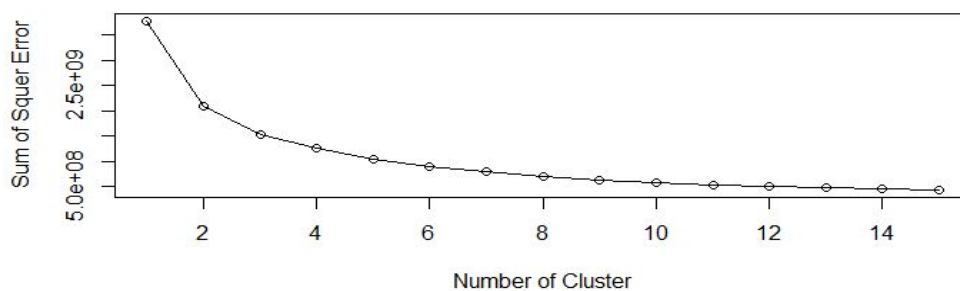


图 3.1 各 K 值下 SSE 曲线图

图 3.1 只能简单地看出当 $K=5$ 以后 SSE 曲线渐趋于平稳，但是不能得出最优的 K 值，所以采用轮廓系数确定 K 值的方法，计算不同的轮廓系数，与 SSE 计算处理方法一样，为了减少结果的偶然性，对于每个 K 值，都重复运行 50 次，找出平均轮廓系数，最后绘制出平均轮廓系数曲线图，如图 3.2 所示。

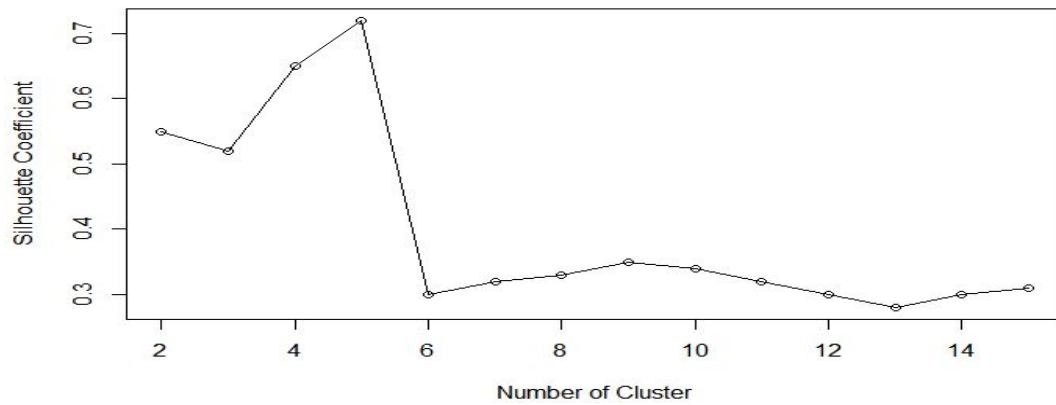


图 3.2 各 K 值下的平均轮廓系数曲线图

从图 3.2 可以明显看到 $K=5$ 与 $K=6$ 之间有一个巨大的深沟，平均轮廓系数值较大时的 K 较优，所以估算 $K=5$ 为最优聚合簇数。因此本文将客户分为高端价值用户、中高端价值用户、普通价值用户、低价值用户和低价值依赖优惠券用户五类。用户分类是为了挖掘用户的商业价值，从而更好地推动企业对用户的了解，帮助企业建设智能推荐系统。利用 MATLAB 软件执行 K-means 聚类算法，其中类别 1 是高端价值用户；类别 2 是中高端价值用户；类别 3 是普通价值用户；类别 4 是普通低价值用户；类别 5 是低价值依赖优惠券用户，输出的结果如表 3.4。

表 3.4 K-means 聚类算法结果

类别		1	2	3	4	5
人数 (人)		613	5759	18127	47531	25961
占比 (%)		0.63	5.88	18.49	48.51	26.49
聚类中心	年龄 (岁)	29.78707	30.48838	30.87252	31.44543	31.39604
	注册时长 (年)	1.553863	1.082995	1.141897	1.350072	1.266464
	租车次数 (次)	2.365416	2.600618	2.616709	1.897439	2.827735
	租车天数 (天)	2.646683	3.402011	3.235961	1.323962	2.839613
	每日租金 (元)	1049.216	298.5792	140.7734	201.3915	509.7394
	每日优惠券金额 (元)	168.0343	51.21286	63.7557	164.1045	126.3478

通过表 3.4 可以看出, 用户类别的体现主要在租车天数、每日租金、每日优惠券金额三个指标上。为了更清晰地看出各类用户的商业价值, 利用 R 软件绘制出不同客户群的概率密度函数图, 如下。

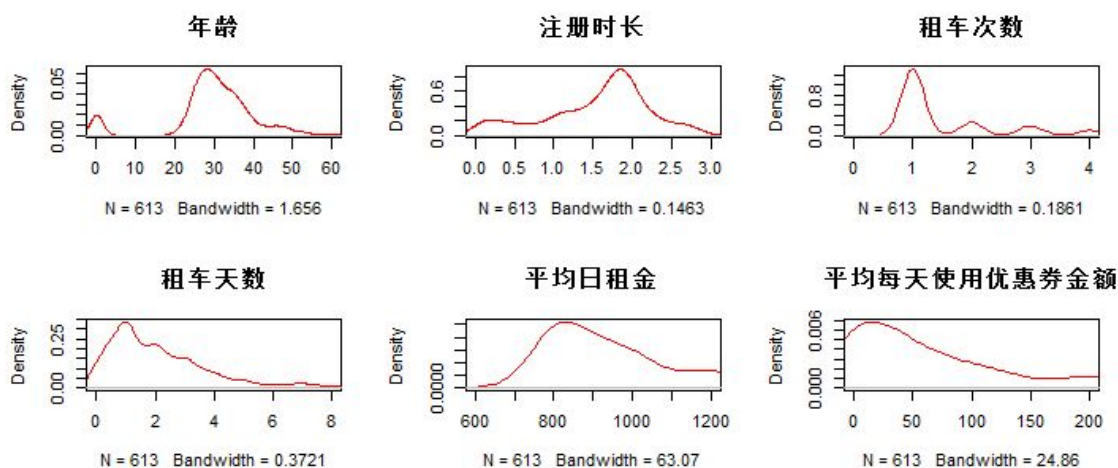


图 3.3 高端价值用户各指标的概率密度函数图

通过图 3.3 可以看出, 高端价值用户具有日租金高, 优惠券使用低, 注册时间较长以及年龄在 30 岁左右等特点。这一类高端价值用户多为城市高端白领, 在平台租用高价值的车, 可能是体验高端品牌车或者约会等原因。

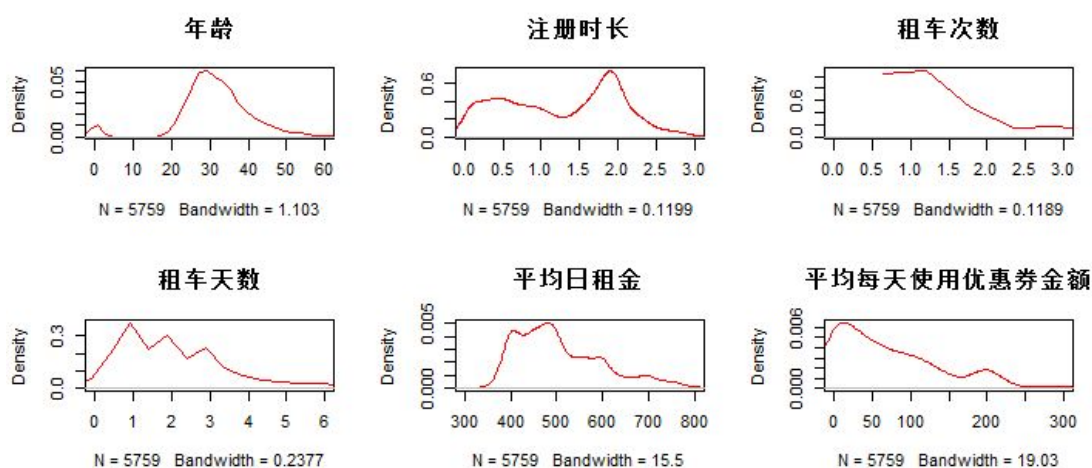


图 3.4 中高端价值用户各指标的概率密度函数图

中高端价值用户在用户价值上仅次于高价值用户，但是在用户人群占比及使用频率上却远远高于高价值用户，这一类用户的特点是日租金高于平台平均日租金，使用优惠券金额较低，使用频次较高，主要用途为商业接待和承包用车，这一类用户多为创业型公司用车。

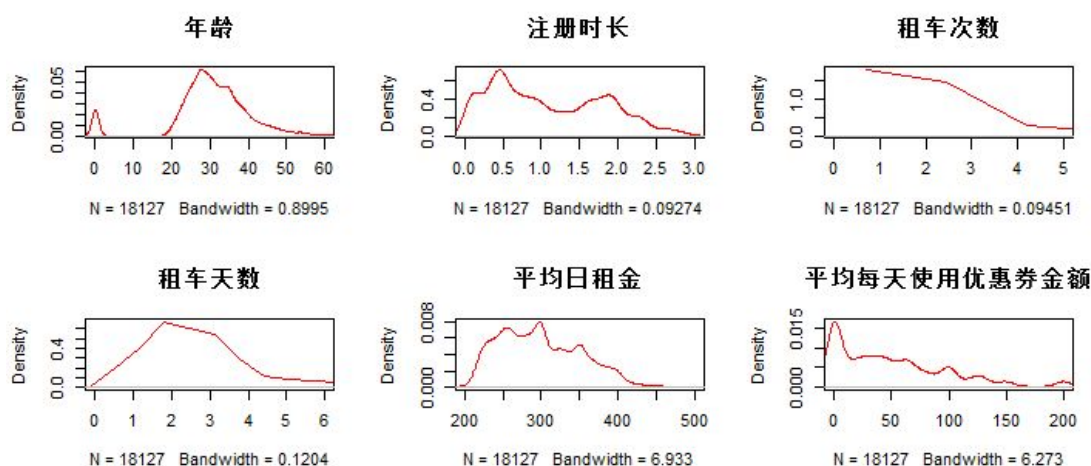


图 3.5 普通价值用户各指标的概率密度函数图

普通价值用户的年龄也在 30 岁左右，注册时长与中高端价值用户区别较大，其主要集中在半年左右，其他指标上无较大差异。普通价值用户虽然没有高端价值用户和中高端价值用户的日租金高，但是在车辆溢价等方面跟高价值用户具有相似性。

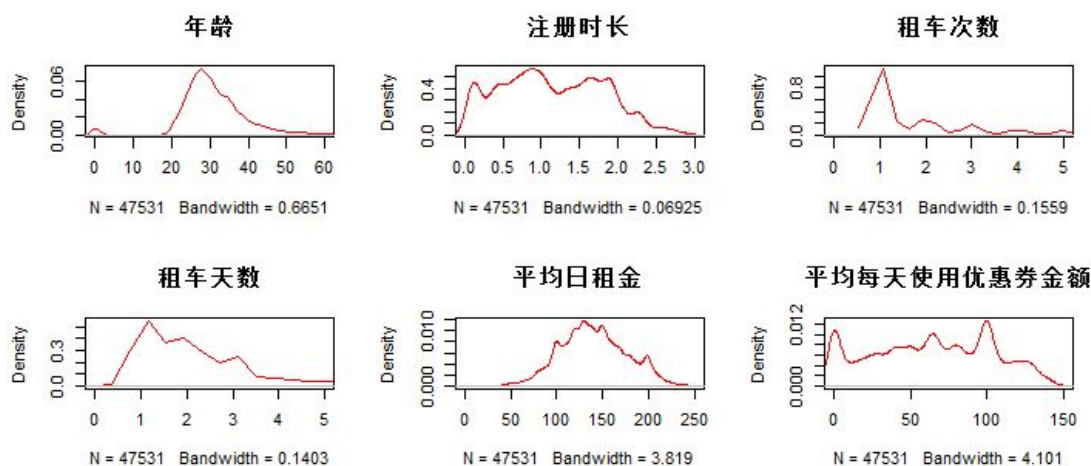


图 3.6 普通低价值用户各类指标的概率密度函数图

普通低价值用户相对于低价值依赖优惠券用户来说对优惠券的依赖不大，但是为企业带来的价值也不大。从注册时间来看，这一类用户在企业的各个时期都是存在的，且

较均匀,值得注意的是这一类用户达到了总交易用户量的一半,如果能将这一类用户加以引导,将一部分用户转化到普通价值用户上,将会为企业带来较大的企业价值。

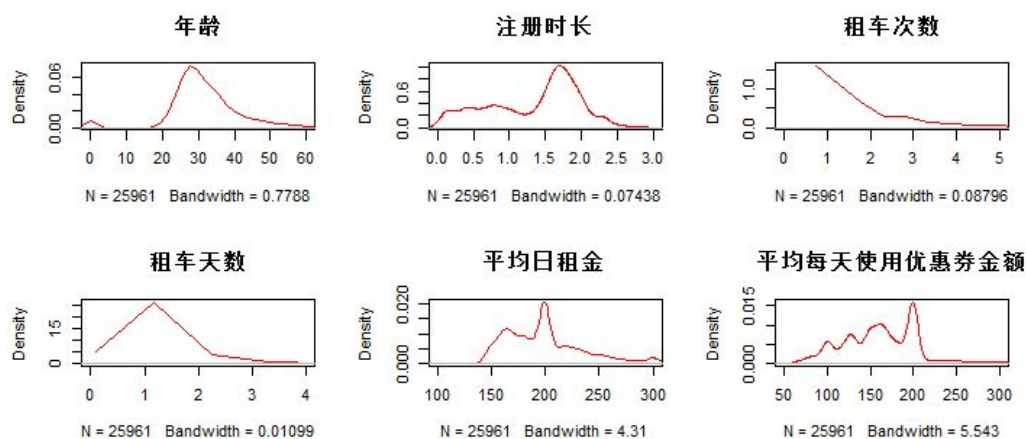


图 3.7 低价值依赖优惠券用户各指标的概率密度函数图

这一类用户的日租金主要分布在 150 元到 250 元之间,使用优惠券金额主要分布在 100 到 220 元之间,平台提供的优惠券支付了用户 80%的租车费用。因此此类用户低价值依赖优惠券用户对于企业来说毫无价值,目前这类用户的占比达到 26.49%,如果这类用户后续大量增长的话非常可能拖垮企业。

4.分类属性在 K 均值聚类中的应用

在研究实际问题时,难免会遇到需要将含有数值属性和分类属性的数据集进行聚合的情况。此时,K 均值聚类不能完成聚类,需要引入新的聚类算法 K-prototype。该算法是对数值属性和分类属性的混合属性进行聚类的典型算法。同时,K-prototype 算法提出了混合属性簇的原型,其定义是数值属性原型属性中所有属性值的均值。分类属性的原型是分类属性中具有选定属性值的频率最高的属性。

K-prototype 算法中混合属性的不同之处在于将数字属性与分类属性分开。设 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ 表示具有 n 个样本点的数据集, $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}, x_{i(p+1)}, \dots, x_{im})$ 表示样本点 x_i 的 m 个属性, x_{i1} 到 x_{ip} 具有数值属性, $x_{i(p+1)}$ 到 x_{im} 具有分类属性,具体公式如下。

$$d(x_i, x_j) = \sum_{p=1}^p (x_{ij} - x_{ij})^2 + \gamma \sum_{m=p+1}^m \delta(x_{ij}, x_{ij}) \quad (4.1)$$

其中, $\delta(x_{ij}, x_{ij}) = \begin{cases} 1, & \text{if } x_{ij} \neq x_{ij} \\ 0, & \text{if } x_{ij} = x_{ij} \end{cases}$ 。

公式 4.1 的第一项是计算数值性质的相异度的公式,第二项是类别性质上的简单匹配相异度。引入参数 γ 来控制聚类过程中数值属性和分类属性的权重,以避免将结果偏向数值属性或分类属性。

5. 结论

本文采用 K-means 聚类算法研究用户肖像。低价值依赖优惠券用户消耗平台资源却无法带来企业价值, 需要减少优惠券对租客的支持; 平台租车次数比较低, 大部分租客首次租车后不再交易, 所以需要培养租客的租车意识; 用户租期普遍在 2 天左右, 租期短, 平台维护支出花费高, 需要引导租客长租; 开发其他用途用车, 例如与修车公司合作, 为车主解决车辆维修期间无法用车的困境。本文研究了选取 K 值的方法, 在混合类型指标上也提出了一些看法, 但本文依然存在一些不足: 首先在指标选取时未加入分类属性的指标, 在改善 K-means 聚类时只是提供了解决混合属性进行聚类的方法, 并未进入到实践检验的环节; 其次提出的基于用户画像的推荐系统因为目前的环境和设备无法实现实时的计算条件, 所以未对推荐系统进行有效的实战检验, 这些在今后的研究中都可以进一步的完善。

参考文献

- [1] Jiang Xiaoping, Li Chenghua, Xiang Wen, et al. Parallel implementing K-means clustering algorithm using map reduce programming model[J]. Journal of Huazhong University of Science & Technology (Natural Science Edition), 2011, 39(1): 120~124
- [2] 冯超. k-means 聚类算法的研究[D]. 大连: 大连理工大学, 2007
- [3] 蒋丽, 薛善良. 优化初始聚类中心及确定 K 值的 K-means 算法[J]. 计算机与数字工程, 2018, 46(1): 21~23
- [4] 李晓坤. 大数据背景下用户画像的统计方法实践研究[D]. 北京: 首都经济贸易大学, 2016
- [5] 李冰, 王悦, 刘永祥. 大数据环境下基于 k-means 的用户画像与智能推荐的应用[J]. 研究与开发, 2016, (24): 11~15
- [6] 马安华. 基于用户行为分析的精确营销系统设计与实现[D]. 南京: 南京邮电大学, 2013
- [7] 马子斌, 杨鸿宾. 客户细分在电信营销中的应用研究[J]. 计算机系统应用, 2009, (3): 105~08
- [8] 王帅宇. k-means 算法在用户细分方面的应用研究[D]. 北京: 北京理工大学, 2015
- [9] 张明微, 吴海涛. 一种优化初始聚类中心的 K-means 算法[J]. 上海师范大学学报(自然科学版), 2016, 45(5): 599~603

领导人“家乡情结”与县域经济增长 ——来自领导人更换的准自然实验

钟家福

摘要：基于领导人更换的准自然实验，本文以中国2000—2015年间39位首次就任中央部门正部级以上领导人的家乡县和其他无家乡籍领导人的周边县共213个县为样本，研究了领导人“家乡情结”的经济增长效应，并进一步探讨了这种效应的持续性与外部性。结果显示，相比无家乡籍领导人的周边县，领导人在任期间其家乡县经济增长速度更快。进一步的研究还发现“家乡情结”的经济增长效应对周边县具有正外部性。通过相应的稳健性检验，发现本文的结果依然是稳健的。

关键词：领导人；家乡情结；经济增长

1.引言

改革开放40年来，在中国经济高速增长的同时，地区经济发展也存在差异性和不平衡性。对于区域发展差异产生的原因，有大量文献将其归因为地区间的资源禀赋不同。有学者认为是自然资源方面的原因（谢书玲和王铮，2005；邵帅和齐中英，2008）；也有学者认为是地理位置方面的因素（Sylvie Démurgeret 等，2002）；还有学者认为是经济资源方面的原因，如人力资本（杨建芳等，2006）、基础设施水平（刘生龙和胡鞍钢，2010）、制度环境（王小鲁，2000）、地区发展战略（徐朝阳和林毅夫，2010）、外商直接投资（沈坤荣，1999）等。但本文认为由政治资源差异导致地区经济发展差异值得我们重点关注，因为在中国国情下政治资源与经济资源是密切相关的。政治资源的配置差异造成了地区经济发展的差距（金太军，2008）。

更进一步地，政治资源主要掌握并主要体现在政治行为主体身上，然而这个主体主要是政府官员。我国的地方官员在地区经济发展中发挥了不可替代的作用，采用官员的视角来研究中国经济增长的问题是一个很好的切入点（周黎安，2004）。现有文献大多着眼于官员的个人特征，如工作地、任期、更替等（张军和高远，2007；王贤彬和徐现祥，2008、2009），来论证地方官员有激励发展本地经济，其背后的传导机制是财政激

励 (Qian 和 Roland, 1998; Jin 等, 2005) 和晋升激励 (Li 和 Zhou, 2005; 周黎安, 2007)。但这难以解释, 在地理相邻、经济发展基础、条件原本接近或相同的不同地区, 为什么有些地区比相邻地区发展快而出现地区间差异呢? 还有为什么中央官员晋升与地方经济发展关联不大, 他们还会有意识地促进某些地区特别是其家乡的经济发展? 基于此, 本文从领导人“家乡情结”着手, 研究“家乡情结”的政治关联与地区经济发展不平衡的关系, 拓展了地区经济发展的政治关联研究, 从微观上阐释了“乡土中国”特征下官员“家乡情结”的表现, 更吻合中国的社会文化背景。

2. 文献回顾与研究假说

2.1 文献回顾

官员的家乡作为一个学术概念, 最近在政治经济学有关经济发展的分析中受到越来越多的重视。目前对于官员与地方经济发展的研究主要集中在政治因素与地区资源配置方面。Hodler 和 Raschky(2011)检验了国家元首对国外官方发展援助分配的偏向性, 发现他们会更多地把这些援助分配到自己的出生地; Dreher 等(2016)研究了中国对非洲的援助的分配情况, 结果表明政治领导人的家乡获得更多的援助资源。国内资源配置方面, Knight(2005)考察美国交通基础设施建设项目的审批发现, 交通委员会成员会倾向于利用提案权把高速公路援助项目投向他们的来源地。Kramon 和 Posner(2016)关注肯尼亚的教育状况发现, 官员为了获得选票支持会更多地把教育资源分配给自己的种族聚集地。

我国也有学者关注了官员与地区资源配置和经济发展的关系。在官员与地区资源配置差异上, Su 和 Yang(2000)采用各省拥有中央委员会成员数所占的比例来衡量政治资源, 表明比例越大的省份可以获得越多的投资资金。范子英和李欣(2014)则以财政转移支付为研究对象, 发现各部委在任部长的来源地有更多的转移支付。Kung 和 Zhou(2016)针对我国“三年经济困难”^①时期各地区的死亡率与地区所拥有家乡籍的中央委员会成员之间的关系进行了研究, 结果表明中央委员会委员的家乡死亡率更低, 主要是因为获得了更多的中央援助粮食。另外, 也有学者关注了中央官员与地方经济增长的关系。张平等(2012)研究发现, 中央政治局委员会委员的来源地经济增长率更高。范子英等(2016)以部长更换为自然实验, 得出新上任的部长与其出生地的经济增长有显著的正相关关系的结论。

然而上述文献大多是在市级层面研究。实际上每个市获得有利经济发展机会的途径有很多, 而且把其他没有官员在任的全部地区作为对照组, 一些重要的个体特征容易被

^①指的是 1959 年至 1961 年, 由于大跃进运动以及牺牲农业发展工业的政策所导致的全国性的粮食和副食品短缺危机。

遗漏。本文则从家乡身份认同^①的视角考察官员“家乡情结”对地区经济增长的影响,进一步挖掘到县,并选取市内其他县与市外邻县作为对照组。

本文的贡献主要有三点:一是拓宽了资源禀赋差异对地区发展不平衡的解释,从自然资源和经济资源延伸到政治资源差异。二是拓展了地方官员促进本地经济发展的研究,采用家乡身份认同机制来关注中央领导人对地区经济发展的影响。三是相比目前研究的地区多为省级和市级行政单位,本文细化到县,更具外生性,从而能更好识别领导人“家乡情结”对地区经济发展的影响。

2.2 假设前提与研究假说

2.2.1 领导人的界定

基于我国政府对资源配置具有很强影响力的现实制度背景,中央政府在国家重大项目的地区布局、财政收入的转移支付、地区扶持政策等方面具有主导地位。而在这些资源配置的重大政策上,中央党政部门正部级及以上领导人(包括国家党政机关、全国人大、全国政协、最高法院、最高检察院的领导)具有很大话语权和影响力,因此本文研究的领导人范围是指中央党政部门正部级以上的领导人。

2.2.2 假设前提

中国是一个关系型社会,但是社会间的关系重点既不是社会本位,也不是家族本位,而是伦理关系^②本位(梁漱溟,1949)^③。在这种文化背景下,“家乡情结”是每个中国人情感世界中最丰富、最珍贵的一个部分。“家乡的情意是不能忘怀的,家乡的思念是不能割舍的。”、“这是难以更改的生命定律,是难以摆脱的人性定论。^④领导人也不例外,领导人一出生就与家乡建立了联系,就算离开了家乡也会如影随形。他们往往对自己的家乡有特殊的感情,有回报家乡的情怀。因此,这里提出本文的假设前提,即领导人具有“家乡情结”。

2.2.3 研究假说

那么领导人是否会基于“家乡情结”而利用权力影响资源配置向家乡县倾斜,使家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县^⑤更快呢?

一方面,领导人有能力通过影响资源配置向家乡县倾斜来表达“家乡情结”。领导人掌握着大量国家资源配置权,能在很大程度上影响国家政策的选择,有能力影响地方经

^①社会身份认同理论最早在2000年由Akerlof和Kranton提出,强调不同的社会身份认同对应着一定的社会规范,从而影响个体的行为。

^②即是情谊关系,相互间的一种义务关系,如师徒、父母官、乡邻朋友等。

^③梁漱溟.《中国文化要义》(第二版)[M].上海:上海人民出版社,2005.

^④回良玉.《我的家乡情结》,人民网, <http://politics.people.com.cn/n/2014/0508/c1001-24994485-4.html>

^⑤本文把周边县分为三类:一是与领导人家乡县同属于一地级市内的相邻县;二是与领导人家乡县同属于一地级市内的在地理边界上不接壤但距离在50公里以内的周边县;三是与家乡县接壤的市外相邻县。

经济发展(Jones& Olken, 2005)。值得注意的是,中央高层的领导地位影响范围并不限于其任职所在部门及分管的工作(Dittmer, 1995),还可以影响其他部门的工作。换句话说,即使领导人可能并不直接掌握资源,也可以运用手中的权力干预资源的分配。另一方面,领导人促进地区经济增长的动机是家乡身份认同的“家乡情结”。在职权的范围内有意识地推动家乡经济增长也是情理之中的事情。从地方经济发展来看,我国县区人口数占到全国总人口的70%,生产总值却只占全国的37%(Li等, 2016),可见县域经济发展明显滞后。一个可行的路径就是向国家争取更多的项目审批和转移支付等优质资源,通过增加地方投资来拉动经济增长,这为领导人回报家乡提供了刚性需求。

总之,领导人有基于“家乡情结”有动机也有能力促进其家乡县的经济增长,同时其家乡县也有经济发展的资源需求。基于此,提出研究假说 H1:

H1: 基于“家乡情结”,领导人在任时其家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县更快,也即存在领导人“家乡情结”经济增长效应。

对于领导人促进地区经济发展是否存在持续效应这一问题,即经济增长效应是否会随着领导人卸任立即消失。Hodler 和 Raschky (2014)关于126个国家的元首出生地进行研究得出的结论是否定的。与此不同的是,范子英等(2014, 2016)以我国部长级领导为研究对象发现部长卸任后其来源地的经济发展并没有发生显著变化,一方面是因为经济政策具有刚性,另一方面还因为部长卸任后只是退居二线。

从理论上讲,领导人从职位上卸任离退休后,尽管对资源配置政策有一定的影响力,为家乡建设在一定程度上还“说得上话”,但权限、影响力和效果与在任时相比大相径庭,当然德高望重的元老级领导人例外。一般来说,领导人离任都是因为年龄的缘故而正常退休,卸任之后不再担任领导职务,与在任时相比,其影响资源配置以支持家乡县的能力就会大大降低甚至不存在。如果领导人家乡县因领导人离退休后经济增长恢复到领导人上任前状态或与无家乡籍领导人的周边县差别不大,可以推断出领导人“家乡情结”经济增长效应没有持续性。进一步地可从反事实角度理解,如果领导人家乡县因领导人离退休后经济增长恢复正常状态,那么可进一步推断出,领导人在任时其家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县更快,是因为领导人在任时“家乡情结”经济增长效应所发挥的作用。因此,做出研究假说 H2:

H2: 领导人家乡县经济增长会在领导人离退休后恢复常态。

根据新经济地理学派的观点,地区经济发展具有外部性。具体而言,各地区之间保持着广泛的商品贸易、要素流动和技术扩散等各种经济联系,这样地区间的空间溢出效应对相邻区域的经济增长也有着显著的贡献。Krugman (1991)提出由于劳动力市场共

享、产业纵向关联和市场规模等所导致的外部性，正向空间溢出效应大的地区会带来良性的“因果循环累积效应”，这不仅可以促进本地区的经济发展，还能依靠这种正向外部性造成的空间溢出促进周边地区的经济发展。与领导人家乡县相邻的县不仅在地理位置上相互接壤，制度环境极为相似，而且相互之间经济往来密切，家乡县的经济发展加快因为辐射效应也会带动周边县更快发展。所以，进一步提出研究假说 H3：

H3：领导人“家乡情结”的经济增长效应具有外部性，会带动相邻县经济更快增长。

3. 研究设计

3.1 样本和数据来源

本文采用领导人的籍贯地度量领导人的家乡，因为它代表着一个人的文化血脉，会影响人的情感、道德及身份认同。首先，从互联网上搜索、收集了 2000—2015 年期间我国正部级及以上领导人的简历，整理出他们的籍贯地、履历和任期^①等个体特征信息。在这期间总共出现了 145 位正部级及以上领导人，其中有 28 位从 2000 年就已经开始在任，而有 73 位的籍贯地只能定位到市级，还有 5 位因为违纪被处分。因为从一开始就在任的领导人无法观测到上任前的情况，而市级层面的不够精确，还有违纪的官员存在严重的选择偏误，所以对这三类官员予以删除。最终，采用剩下的 39 位领导人为样本。

然后，根据这 39 位领导人的家乡县（县级市）（下文统称为“县”），从地图上查找出同它们各属于同一地级市的无家乡籍领导人的周边县和市外无家乡籍领导人的相邻县（尽管不属于同一样地级市，但也可能接壤或地理接近）作为对照组。需要说明的是，剔除了市辖区、中途撤县划区以及与被删除的三类官员（2000 年就已上任、家乡地为地级市区、违纪处理）家乡县有关联的样本，最终得到了包括领导人家乡县的 213 个县。最后从中国县域统计年鉴、各个省（市）统计年鉴整理出这些县的经济发展指标，部分缺漏值由各个县的国民经济和社会发展统计公报及政府工作报告补齐，得到同时包含领导人信息和各县社会经济发展状况 2000—2015 年的平衡面板数据。

3.2 模型设定与变量定义

本文采用双重差分法（Difference in Difference, DID）识别领导人对家乡县经济发展的促进作用。一方面领导人的家乡县是严格外生的，他们并不能选择自己的家乡。另一方面，领导人的家乡县也没法决定领导人的上任和卸任。这样，政府换届就为本文的研究提供了一个准自然实验。本文的基本模型如下：

$$gdprate_{it} = \beta_0 + \beta_1 leader_{it} + \lambda treat_i \times t + \gamma X_{it} \times f(t) + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

^①上任早于 6 月份的从本年开始计算，晚于 6 月份的从下一年开始计算；卸任早于 6 月份的到上一年为止，卸任晚于 6 月份的到本年开始为止。

其中下标 i 和 t 分别表示县和年份；非下标 t 为时间趋势项； X_{it} 表示一系列控制变量； $f(t)$ 为时间趋势项的三次函数； α_i 和 δ_t 分别表示县固定效应和年份固定效应； ε_{it} 为随机误差项。

1. 被解释变量 ($gdprate_{it}$)

这里采用实际 GDP 增长率，扣除了物价水平变化的影响，等于统计年鉴中以上年为 100 的生产总值指数减去 100，再除以 100 得到。

表 1 GDP 增长率的描述性统计

指标	全样本	处理组	对照组	处理组—对照组均值
均值	0.1224	0.1296	0.1208	0.0088***
标准误	0.0583	0.0674	0.0559	0.0029
观测值	3408	624	2784	

注：处理组为 39 个领导人的家乡县，对照组为 174 个无家乡籍领导人的周边县；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 1 报告了县级层面 GDP 增长率的描述性统计。在 2000—2015 年间，平均而言，处理组的 GDP 增长率为 12.08%，对照组为 12.96%，前者比后者显著高 0.88 个百分点。也就是说，领导人在任时其家乡县经济增长速度比无家乡籍领导人的周边县要高平均 0.88 个百分点。这初步支持了假说 H1。

2. 核心解释变量 ($leader_{it}$)

这里的 $leader_{it} = treat_i \times post_{it}$ ，其中 $treat_i$ 是组别虚拟变量， $treat_i = 1$ 表示处理组，即领导人的家乡县， $treat_i = 0$ 表示对照组，即非领导人的家乡县。而 $post_{it}$ 是处理时间的虚拟变量， $post_{it} = 1$ 表示该年被处理，即该年有来源于该家乡县的领导人在任， $post_{it} = 0$ 表示该年没被处理，即该年没有来源于该县的领导人在任。而需要关注的是核心解释变量 $leader_{it}$ 的系数 β_1 ，如果 β_1 显著为正，则说明相比周围其他县，领导人在任时其家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县更快。

3. 控制变量 (X_{it})

参考现有研究，主要选择了社会经济和虚拟变量两类。对于社会经济，采用了户籍人口数的对数 ($ln\text{citizen}$)、第一产业增加值占 GDP 比重 ($agrate$)、2006 年的师生比^① ($edurate06$)、行政区域面积的对数 ($ln\text{area}$)。而虚拟变量方面，考虑了是否为县级

^①师生比 = (小学专任教师数 + 普通中学专任教师数) / (小学在校学生数 + 普通中学在校学生数)，这里只用 2006 年的是因为其中一部分县区出现了大量的样本缺失，直接进行回归会损失大量样本。

市 (*county_city*)、是否为沿海县 (*coastal_county*)、是否为山区县 (*mountain_county*)、是否为粮食生产大县 (*food_county*)。

为了验证控制变量的合理性,在表2报告了它们在处理组和对照组的无条件均值差异。总的来看,领导人的家乡县人口更多、第二产业和第三产业更发达,更多的是县级市、沿海县和粮食生产大县;而对照组的教育资源更丰富、行政区域面积更大,更多的是山区县,需要加以控制才能满足分组的随机性。同时这里还显示处理组与对照组的均值系数差异虽然显著但并不大,说明各县的个体特征比较接近,符合“反事实”分析的框架。

表2 控制变量无条件组间均值差异检验

控制变量	处理组	对照组	处理组—对照组均值
<i>incitizen</i>	4.1880 (0.5080)	3.9454 (0.5928)	0.2426*** (0.0232)
<i>agrate</i>	0.2657 (0.1591)	0.2791 (0.1489)	-0.0134** (0.0070)
<i>edurate06</i>	0.0576 (0.0109)	0.0599 (0.0154)	-0.0023*** (0.0005)
<i>lnarea</i>	7.5212 (0.5965)	7.6042 (0.6821)	-0.0830*** (0.0273)
<i>county_city</i>	0.3077 (0.4619)	0.2069 (0.4052)	0.1008*** (0.0200)
<i>coastal_county</i>	0.1538 (0.3611)	0.1034 (0.3046)	0.0504*** (0.0156)
<i>mountain_county</i>	0.1026 (0.3036)	0.2069 (0.4052)	-0.1043*** (0.0144)
<i>food_county</i>	0.3077 (0.3557)	0.2011 (0.4009)	0.1065*** (0.0120)
观测值	624	2784	

注:处理组为39个领导人的家乡县,对照组为174个无家乡籍领导人的周边县;括号内为标准误,经过robust调整成稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

4. 计量回归结果及分析

4.1 领导人“家乡情结”的经济增长效应

表3第(1)列报告了在不加入控制变量时用双固定效应模型回归的结果。家乡县领导人是否在任虚拟变量的回归系数为0.0298,并且在1%的显著性水平上显著,表明领导人在任时确实对其家乡县的经济增长有正向作用。

控制变量中的虚拟变量是不随时间变化的，而社会经济变量变异性也不大。为了减少处理组和对照组事前时间趋势不一致的可能性，所以在表3第(2)列加入组别虚拟变量以及各控制变量分别与时间趋势的交互项，县是否有领导人在任虚拟变量的回归系数变小，但仍在1%的水平上显著。

表3第(3)列用控制变量与年份虚拟变量的交互项代替其与其时间趋势的交互项，结果变化不大；第(4)列同时控制县的固定效应和加入上一期GDP对数，结果仍然显著为正，但是系数明显变小，估计结果不一致。这是由于Nickell偏误。为此，采用Angrist和Pischke(2009)^①提出的解决方法，将同时控制个体固定效应和被解释变量滞后项的模型和只加入被解释变量滞后项的动态面板模型的估计值看作因果效应的极小值和极大值，真实效应则会落在这两个值的区间内。为此，表3第(5)列只加入上一期GDP对数的动态面板模型的结果，回归结果都在0.0254与0.0330，系数比较可靠。

表3 领导人“家乡情结”与经济增长效应检验结果

	实际GDP增长率 $gdprate_{it}$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$leader_{it}$	0.0298*** (0.0071)	0.0270*** (0.0086)	0.0262*** (0.0088)	0.0254*** (0.0079)	0.0330*** (0.0112)
$lngdp_{it-1}$				-0.1228*** (0.0156)	-0.0241** (0.0075)
$treat_i \times t$		控制	控制	控制	控制
$X_{it} \times f(t)$		控制			
$X_{it} \times year\ dummy$			控制	控制	控制
县固定效应	控制	控制	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0833*** (0.0048)	0.0833*** (0.0041)	0.1436 (0.2145)	1.5381*** (0.3478)	-0.0857 (0.2157)
观测值	3408	3408	3408	3195	3195
Adj. R ²	0.333	0.379	0.385	0.447	0.257

注：处理组为39个领导人的家乡县，对照组为174个无家乡籍领导人的周边县；第(4)、(5)列也控制了上一期GDP和年份虚拟变量的交互项，因为控制上一期GDP损失了初始2000年的样本。括号内为标准误，经过cluster调整成市级层面聚类标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

^①[美]乔舒亚·安格里斯特、约恩·斯特芬·皮施克，2009：《基本无害的计量经济学》(郎金焕、李井奎译)[M].上海：格致出版社，第172页。

4.2 平行趋势检验

为了进一步论证回归准确性,还需要检验是否存在其他遗漏的因素同时提高了家乡县经济增长水平和领导人上任的可能性,所以需要考察领导人家乡县的经济增长比周边县更高是否为自领导人上任才出现的。根据领导人的上任时间设置了虚拟变量 $post1$: 上任当年定义为 0, 上任前三年分别定义为 -3、-2、-1, 上任后三年定义为 1、2、3, 以此类推。模型设定如下:

$$gdprate_{it} = \beta_0 + \beta_k \sum_{post1 \geq -3} D_{post1k} + \lambda treat_i \times t + \gamma X_{it} \times f(t) + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (II)$$

其中 D_{post1k} 表示组别虚拟变量与虚拟变量 $post1$ 的交互项。

表 4 平行趋势假定检验

	实际 GDP 增长率 $gdprate_{it}$		
	(1)	(2)	(3)
$leader_pre3$	0.0101 (0.0087)	0.0053 (0.0083)	0.0051 (0.0091)
$leader_pre2$	0.0130 (0.0082)	0.0076 (0.0083)	0.0062 (0.0085)
$leader_pre1$	0.0127** (0.0057)	0.0063 (0.0057)	0.0077 (0.0053)
$leader_post0$	0.0495*** (0.0154)	0.0434*** (0.0160)	0.0409** (0.0165)
$leader_post1$	0.0372*** (0.0100)	0.0311*** (0.0106)	0.0308*** (0.0112)
$leader_post2$	0.0372*** (0.0088)	0.0311*** (0.0103)	0.0303*** (0.0104)
$leader_post3+$	0.0250*** (0.0091)	0.0200** (0.0096)	0.0200** (0.0096)
$treat_i \times t$		控制	控制
$X_{it} \times f(t)$		控制	
$X_{it} \times year\ dummy$			控制
县固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.0827*** (0.0049)	0.0830*** (0.0041)	0.1114 (0.2164)
观测值	3408	3408	3408
Adj. R ²	0.335	0.380	0.386

注: 处理组为 39 个领导人的家乡县, 对照组为 174 个无家乡籍领导人的周边县; 对于 $leader_post3+$, 是把上任第三年和第三年之后的效应合并到一起的虚拟变量。括号内为标准误, 经过 cluster 调整成市级层面聚类标准误; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著。

表4第(1)列结果显示在领导人家乡县在其上任的前一年经济发展就已经更快,而在表4第(2)列与第(3)列加入控制变量之后并没有出现这种情况。从表4第(2)列与第(3)列的结果发现,领导人家乡县的经济增长在其上任的前三年与无家乡籍领导人的周边县相比并没有显著差异,但自从家乡县领导人上任后却明显更高了。所以,处理组和对照组满足平行趋势假定,说明自领导人上任后,家乡县经济增长更快是因为家乡县比无家乡籍领导人县具有政治资源,并不存在既让家乡县经济增长更快又能提高领导人上任可能性的因素。

4.3 领导人“家乡情结”经济增长效应的持续性与反事实检验

领导人“家乡情结”的经济增长效应是否会随着领导人卸任而消失?如果存在,那么这既可以说明“家乡情结”经济增长效应是来源于领导人在任时所拥有与权力对等的丰富的政治资源、经济资源,还可以从反事实角度进一步说明领导人在任时其家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县更快是来源于领导人“家乡情结”经济增长效应。Hodler和Raschky(2014)根据126个国家的元首出生地的经济状况研究发现不存在持续效应。与此相反的是,范子英等(2014、2016)以我国部长为研究对象发现部长卸任后其来源地的经济发展并没有发生显著变化,一是因为经济政策往往具有刚性,二是因为部长卸任后只是退居二线。

为了检验领导人离任退休后“家乡情结”经济增长效应是否有持续性,这里选取在2000—2015年期间离任退休的20位领导人的家乡县,与无家乡籍领导人的周边县比较,分析家乡县在领导人离退休之后经济增长是否有显著变化。

表5 领导人“家乡情结”经济增长效应的持续性检验

	实际GDP增长率 $gdprate_{it}$		
	(1)	(2)	(3)
$leader_{it}$	-0.0282*** (0.0104)	-0.0252** (0.0113)	-0.0244** (0.0113)
$treat_i \times t$		控制	控制
$X_{it} \times f(t)$		控制	
$X_{it} \times year\ dummy$			控制
县固定效应		控制	控制
年份固定效应		控制	控制
常数项	0.0799*** (0.0073)	0.0799*** (0.0062)	0.1034 (0.3199)
观测值	1904	1904	1904
Adj. R ²	0.370	0.432	0.428

注：处理组为2000—2015年期间离任退休的20位领导人的家乡县，对照组为99个无家乡籍领导人的周边县；括号内为标准误，经过cluster调整成市级层面聚类标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

由表5看出，家乡籍领导人是否在任虚拟变量的系数都显著为负，说明领导人离任后的“家乡情结”经济增长效应会立即消失，恢复到无家乡籍领导人时的经济增长常态。与范子英等（2014、2016）结论相同，假说H2成立。这个结果可以从两方面来理解：一方面，“家乡情结”经济增长效应的前提条件是领导人在任，只有领导人在任才能利用其拥有的政治资源和经济资源支持家乡县的发展；另一方面，从反向来理解，家乡县没有领导人在任，经济增长与无家乡籍领导人的周边县无异，说明领导人在任时其家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县更高是来源于领导人“家乡情结”的偏爱与支持。验证了假说H2，即领导人家乡县经济增长会在领导人离退休后恢复常态。同时也进一步验证了假说H1。

4.4 领导人“家乡情结”的外部效应

前面已经论证了领导人在任时对家乡县经济增长有正向作用，那么领导人“家乡情结”对地区经济增长的影响是否具有外部效应？下面关注除了家乡县外，领导人的“家乡情结”会不会惠及到无家乡籍领导人的周边县。与领导人家乡县相邻的县一方面在地理位置上相互接壤，制度环境极为相似；另一方面相互之间经济往来密切，家乡县的经济快速发展会对周边县产生辐射效应而带动无家乡籍领导人的周边县的经济的发展。把与39个家乡县的96个无家乡籍领导人的邻县作为处理组，以78个无家乡籍领导人的非邻县作为对照组，在模型（I）的基础上检验领导人“家乡情结”的覆盖范围。

表6 领导人“家乡情结”的外部效应检验

	实际 GDP 增长率 $gdprate_{it}$			
	所有邻县 (1)	市内邻县 (2) (3)		市外邻县 (4)
$near_{it}$	0.0026 (0.0040)	0.0079* (0.0043)	0.0084* (0.0044)	-0.0026 (0.0061)
$treat_i \times t$	控制	控制	控制	控制
$X_{it} \times f(t)$	控制	控制		控制
$X_{it} \times year\ dummy$			控制	
县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0817*** (0.0046)	0.0858*** (0.0056)	0.1812 (0.2224)	0.0791*** (0.0057)
观测值	2784	1984	1984	1936
Adj. R ²	0.367	0.373	0.377	0.356

注：第（2）、（3）列是以54个市内邻县为处理组、70个无家乡籍领导人的非邻县作为对照组的结果，不是78个是因为把所在市没有市内邻县的非邻县删除了；第（4）列是以43个市内邻县为处理组、78个无家乡籍领导人的非邻县作为对照组的结果；括号内为标准误，经过cluster调整成市级层面聚类标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

表6第（1）列报告了以96个无家乡籍领导人的邻县作为处理组、以78个无家乡籍领导人的非邻县作为对照组的回归结果，系数并不显著。这可能是由于对照组样本太少了或者有些重要因素被遗漏，这里进一步把邻县分为54个与家乡县同属一市的市内邻县和43个市外邻县^①。表6第（2）、（3）列的市内邻县的回归结果的系数为正且在10%的水平上显著，表明相比同样无家乡籍领导人的非邻县，家乡县的市内邻县经济增长速度在其任职期间平均高出0.8个百分点左右，说明领导人“家乡情结”经济增长效应对市内邻县具有正外部性。而表5第（4）列报告的市外邻县的系数为负但不显著，说明领导人“家乡情结”经济增长效应对市外邻县没有外部性。

5. 稳健性检验

为了使本文的结论更加可靠，这里从以下几个方面做了稳健性检验：

5.1 核心解释变量滞后一期

本文的核心解释变量是县是否有领导人在任的虚拟变量，有可能领导人刚上任并不会立即照顾家乡的经济发展，而且从中央获得的经济资源要分配到地方需要一段时间，地方政府再将其投入经济活动表现为经济增长也需要一个过程。因此，这里选择滞后一期核心解释变量，考察回归结果有无变化。

表7第（1）列为模型（I）核心解释变量滞后一期的回归结果，其系数显著为正，但大小非但没有变得更大，反而只有使用当期核心解释变量时的一半，表明从中央对经济资源的分配到地方政府转化成经济增长并不需要很长的时间，也说明这种经济资源投入对经济增长的具有即时性。所以，没有必要对核心解释变量进行滞后处理，使用当期的更有价值。

5.2 更换经济绩效的代理变量

前面的回归分析是以实际GDP增长率作为经济绩效的代理变量，有可能过于单一。如果使用其他的指标来衡量经济绩效，回归系数还是显著为正的话，则更能说明领导人

^① 54+43=97个而不是96个，原因在于有一个县既是某一个领导人的市内邻县，又是另外一个领导人的市外邻县，为避免重复计算，故为96个县。

“家乡情结”的经济增长效应。一般而言一个地方的经济发展越好，相应地方本级财政收入^①也会更多。于是这里采用地方本级财政收入年增长率作为代理变量，在模型（I）基础上重新回归。

表7第（2）列是以地方本级财政收入增长率为被解释变量回归的结果，显示系数也是正的，而且在5%的显著性水平上显著，进一步说明假H1成立，即领导人上任后其家乡县经济增长比无家乡籍领导人的周边县更快。

5.3 安慰剂检验

上述回归中只选了8个变量作为控制变量，有可能领导人的家乡本身就具备容易出国家领导人的环境，经济发展也更好。可能官员只有处在国家领导人这一职位时才能拥有强大的政治影响力，影响中央对地方的资源配置。但如果人为改变领导人的任职时间，这种“家乡偏爱”效应不存在的话，则说明领导人在任时其家乡县经济增长更快不是这种因素导致的。所以，人为提前领导人上任时间以及推迟领导人离任时间，在模型（I）基础上重新回归，并观察回归结果的变化。

表7 稳健性检验

	滞后1年	$revrate_{it}$	提前1年	提前2年	推迟1年	推迟2年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$leader_{it-1}$	0.0144** (0.0059)					
$leader_{it}$		0.0580** (0.0256)	0.0066 (0.0073)	0.0065 (0.0073)	0.0117 (0.0071)	0.0027 (0.0086)
$treat_i \times t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$X_{it} \times f(t)$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.1102 (0.1203)	0.6287 (0.5771)	0.0850*** (0.0042)	0.0850*** (0.0042)	0.0799*** (0.0062)	0.0799*** (0.0062)
观测值	3195	3195	2304	2304	1904	1904
Adj. R ²	0.373	0.252	0.289	0.289	0.431	0.430

注：第（1）、（2）列因为滞后一年和地方本级财政收入计算增长率损失了初始2000年的样本；第（3）、（4）列采用了25个提前上任的领导人的家乡县的周边126个无家乡籍领导人县作为对照组；第（5）、（6）采用了20个推迟上任的领导人的家乡县的周边的99个无家乡籍领导人县作为对照组。括号内为标准误，经过cluster调整成市级层面聚类标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

^①是指根据现行财政体制划归地方财政的收入，只是地方财政收入的一部分，地方财政收入还包括中央税收返还和转移支付。

需要说明的是,并不是所有领导人的任职时间都适合人为改变。从各个领导人的任职时间发现他们可以分为两类。一类是“前无后有”,即领导人最早到2003年才开始上任,但一直任职到2015年,是没有办法推迟这类领导人离任时间;而从2003年就开始上任一直到2015年的因为非任职时间太短也不适合人为提前上任时间。还有一类是“中间有”,即领导人最早到2003年才开始上任,但因为任期满了中途自动离任了,在2003年开始上任的因为非任职时间太短也不适合提前上任时间。最终,对领导人任职时间是2008—2012年、2008—2015年、2013—2015年的做提前上任时间处理,任职时间是2003—2007年、2003—2012年、2008—2012年的做推迟离任时间处理,任职时间是2003—2015年的予以删除。

表7第(3)、(4)列报告了对25个领导人做提前1年和2年上任时间处理的结果;第(5)、(6)列则是对20个领导人做推迟1年和2年离任时间处理的结果。虽然系数显示为正,但均不显著。这与前面的预期是一致的,人为地提前或者推迟国家领导人的上任时间之后,“家乡偏爱”效应并不存在。同时也说明领导人在任时才能对家乡县经济发展产生正向作用,并不是因为家乡本身未被观测到的其他因素引起的。这与第四部分平行趋势检验的结果是相吻合的。

6. 结论及政策建议

领导人在任职期间是否会对家乡给予照顾一直是学界和社会关注的热点,但目前文献主要是从财政激励和晋升激励来解释的。这对于中央官员来说就没有解释力。本文选取正部级及以上领导人这一特殊群体,检验是否存在“家乡情结”经济增长效应,并进一步探讨了这种效应的持续性、外部性。结果发现:在领导人任职期间,存在“家乡情结”经济增长效应,且这种效应不具有持续性,会随领导人离任后立即消失;进一步研究发现,“家乡情结”经济增长效应对市内无家乡籍领导人的邻县具有正外部性。

基于本文研究结果,“家乡情结”经济增长不利于国家对于资源配置与经济长远规划。因此,为平衡地区间发展差异从而实现地区间协调发展,提高资源配置效率,必须进一步完善国家建设资金、项目的科学决策程序,坚决杜绝“跑部”现象,消除“人情”“人为”因素,以“效率优先,兼顾公平”的原则,规范中央及各级政府建设资金、项目分配与立项。

参考文献

- [1]范子英、李欣, 2014:《部长的政治关联效应与财政转移支付分配》,《经济研究》,第6期: P129~141
- [2]范子英、彭飞、刘冲, 2016:《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》,《经济研究》第1期: P114~126
- [3]金太军、赵军锋, 2008:《政治资源配置与和谐社会构建——和谐社会的政治社会学分析》,《理论探讨》第2期: P1~6
- [4]李书娟、徐现祥, 2016:《身份认同与经济增长》,《经济学(季刊)》第3期: P941~962
- [5]刘生龙、胡鞍钢, 2010:《交通基础设施与经济增长: 中国区域差距的视角》,《中国工业经济》第4期: P14~23
- [6]邵帅、齐中英, 2008:《西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析》,《经济研究》第4期: P147~160
- [6]沈坤荣, 1999:《外国直接投资与中国经济增长》,《管理世界》第5期: P22~34
- [7]Sylvie Démurger、杰夫·萨克斯、胡永泰、鲍曙明、张欣, 2002:《地理位置与优惠政策对中国地区经济发展的相关贡献》,《经济研究》第9期: P14~23
- [8]王贤彬、徐现祥, 2008:《地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据》,《管理世界》第3期: P16~26
- [9]王贤彬、徐现祥、李郁, 2009:《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》第4期: P1301~1328
- [10]王小鲁, 2000:《中国经济增长的可持续性与制度变革》,《经济研究》第7期: P3~15
- [11]谢书玲、王铮、薛俊波, 2005:《中国经济发展中水土资源的“增长尾效”分析》,《管理世界》第7期: P22~25
- [12]徐朝阳、林毅夫, 2010:《发展战略与经济增长》,《中国社会科学》第3期: P94~108。
- [13]杨建芳、龚六堂、张庆华, 2006:《人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验》,《管理世界》第5期: P10~18
- [14]杨阳, 2010:《中国传统社会权力主导资源分配现象剖析》,《政法论坛》第2期: P50~57
- [15]张军、高远, 2007:《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》,

《经济研究》第11期: P91~203

[16]张平、赵国昌、罗知, 2012: 《中央官员来源与地方经济增长》, 《经济学(季刊)》第2期: P613~634

[17]周黎安, 2004: 《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》, 《经济研究》第6期: P33~40

[18]周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期: P36~50

[19]Dittmer, L., 1995, “Chinese Informal Politics”, *The China Journal*, 34(7): 1~34

[20]Dreher, A., A. Fuchs, R. Hodler, B. Parks, P. A. Raschky, and M. J. Tierney, 2016, “Aid on Demand: African Leaders and the Geography of China's Foreign Assistance”, *Working Paper*

[21]Hodler, R., and P. A. Raschky, 2011, “Foreign Aid and Enlightened Leaders”, *Working Paper*, 10(5). Study Center Gerzensee

[22]Hodler, R., and P. A. Raschky, 2014, “Regional Favoritism”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2): 995~1033

[23]Jin, H., Y. Qian, and B. R. Weingast, 2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, 89(9): 1719~1742

[24]Jones, B. F., and B. A. Olken, 2005, “Do Leaders Matter? National Leadership and Growth Since World War II”, *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 835~864

[25]Knight, B., 2005, “Estimating the Value of Proposal Power”, *American Economic Review*, 95(5): 1639~1652

[26]Kramon, E., and D. N. Posner, 2016, “Ethnic Favoritism in Education in Kenya”, *Quarterly Journal of Political Science*, 11(1): 1~58

[27]Krugman, P., 1991, “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Public Economics*, 99(3): 483~499

[28]Kung, J. K. S., and T. Zhou, 2016, “Feed Thy Neighbor: Political Elites and Regional Favoritism during China's Great Leap Famine”, *Working Paper*: 1~39

[29]Li, H., and L. A. Zhou, 2005, “Political Turnover and Economic Performance: the Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 89(9): 1743~1762

[30]Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 127(7): 18~37

[31]Qian Y., and G. Roland, 1998, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 88(5): 1143~1162

[32]Su F., and D. L. Yang, 2000, “Political Institutions, Provincial Interests, and Resource Allocation in Reformist China”, *Journal of Contemporary China*, 9(24): 215~230

财 务 与 会 计

机构投资者、信息披露质量与公司业绩

胡秋凡

摘要: 本文以深市 A 股上市公司 2010~2016 年的数据为研究对象, 以深圳证券交易所信息披露考评结果作为信息披露质量的替代变量, 从而考察我国上市公司中机构投资者持股比例对公司治理效应的影响, 实证结果表明, 上市公司机构投资者的持股比例对公司业绩具有积极作用, 且在机构投资者影响公司业绩的路径中, 信息披露质量起着重要作用。上市公司机构投资者持股比例越高, 信息披露质量越高, 越有助于改善公司业绩, 信息披露质量在机构投资者对公司业绩的影响过程中存在中介作用。即机构投资者具有监督作用, 其有动机和能力促使上市公司提高信息披露质量, 而较高的信息披露质量有利于提高公司业绩。因此, 在机构投资者依靠其自身的专业能力、资源优势参与公司治理的过程中, 需要关注企业信息披露质量, 以此更好地提升公司业绩。

关键词: 机构投资者; 信息披露质量; 公司业绩

1. 引言

随着机构投资者的迅速发展, 在我国政策的培育下, 机构投资者渐渐成为资本市场的新兴力量。在公司治理中, 他们已经使用了“用手投票”的监督作用, 然而机构投资者对公司治理的参与度则基于公司的治理状况。在我国股权高度集中的情况下, 拥有信息优势的人往往是企业内部人员以及控股股东, 而作为外部股东的机构投资者, 往往需要付出较高的成本才能获得更多的决策信息。信息披露制度对于缓解决这种信息不对称情况具有有效作用, 信息披露质量的高低会影响机构投资者对于公司治理的效果, 对公司业绩产生影响。基于此, 本文将探索上市公司机构投资者对公司业绩的影响以及信息披露质量在这种影响中发挥的重要作用。

2. 理论分析与研究假设

机构投资者在市场中的地位越来越重要, 多家机构大量持有同一只股票的现象非常普遍。一旦这家公司出现问题, 机构投资者将会纷纷考虑是否出售自己所持有的该公司股票。如果大家都选择出售股票, 由于操作的同向性, 这支股票遭遇流动性风险的可能性非常大, 最后将会导致他们手中所持有的股票难以出售, 使得股票的市值遭到巨大的

损失,显然这样的结果是他们都不愿意看到的。所以在需要股东表决时,机构投资者开始采取谨慎的态度,积极介入公司治理。对于上市公司而言,公司业绩毫无疑问是对公司治理状况和效果最直接的反映。机构投资者作为公司的重要利益相关者之一——股东,其积极参与公司治理的会对上市公司业绩产生影响。在运用大样本来检验机构投资者与公司业绩之间的关系时,柯希嘉(2017)实证研究较为充分地阐释了机构投资者持股特征与中国上市公司业绩之间的密切联系,机构投资者持股比例越高、股权集中度越高和持股流动性越低,其所持有股票的上市公司业绩越好。而Rose(2007)根据丹麦证券市场数据直接得出机构投资者的持股比例与上市公司业绩之间存在正相关关系的结论。基于上述分析,本文提出如下的假设:

H1: 在其他条件不变的情况下,机构投资者持股比例越高,越有利于改善公司业绩。

出于对成本、收益与风险的考虑,机构投资者将更有动机和动力去监督和约束上市公司的管理层,减少管理层的投机行为与盈余管理行为,促使公司管理层披露真实的公司业绩信息,从而提高上市公司信息披露质量。资本市场上的信息与交易量并无太大关系,并不因交易量的多少而发生相应的变化,无论交易量多少,信息的需求都是一样的,交易量越大那么获取单位信息的成本就越低。对于个人投资者来说,由于其单笔的交易量往往比较小,那么他们获取交易信息的单位成本相对较高。相反,对于机构投资者来说,他们持股规模大,单笔交易量往往也比较大,那么平摊在每一交易量上的信息成本相对较低。因此他们在进行日常交易的过程当中就会有动机去获取更多的信息,甚至于花费更大的成本介入到上市公司的治理当中,通过上市公司内部董事会、监事会向管理层施加影响,进而促进他们提高上市公司的信息披露质量。机构投资者作为间接的投资者人,只有获取比一般投资人更多的收益才能自身获利,才能获得客户的信任和支持,因此他们面临的收益压力更大,假若业绩表现欠佳他们会随时遭到顾客的投诉甚至抛弃。为了自身的生存发展,其更有动机去影响上市公司的信息披露质量。并且他们往往持股规模较大,受公司股价波动所带来的损失必然也很大,上市公司信息披露质量较差必然会对他们造成极大的损失,为了保证自身的稳定发展,他们也会去影响上市公司的信息披露质量。因此,机构投资者有更强的动机去促使上市公司提高其信息披露质量,以保证他们的利益。刘海燕和朱涵一(2017)通过实证研究发现QFII正向作用于上市公司自愿性信息披露,QFII持股比例高的公司,其自愿性信息披露的内容更为全面。机构投资者更偏爱持股信息披露质量高的公司(杨海燕、祁怀锦,2011),他们能够提高公司的信息披露质量(何红渠、张亨,2016)。基于上述分析,本文提出如下的假设:

H2: 在其他条件不变的情况下, 机构投资者持股比例越高, 越有利于提高信息披露质量。

自变量 X 通过影响 M 来对因变量 Y 产生影响, 则 M 为中介变量, 托尔曼在 1932 年首次向人们介绍了这一概念。刘红云等 (2013) 对中介变量进行了更为详细的阐述, 其介绍了中介效应模型, 以分析自变量对因变量的影响过程和作用机理, 并总结出一个中介效应分析流程。因此在机构投资者影响公司业绩的研究中, 一个重要的问题是机构投资者将会传达出什么信号, 而这个信号又是通过什么样的路径来影响公司业绩? 即是否存在中介变量在机构投资者与公司业绩之间发挥着作用。

机构投资者拥有强大的人才队伍, 在日常的投资决策当中, 不同的专业人员分管不同的工作领域, 他们对各个行业上市公司的现状和发展前景有着深入的了解和预判。凭借着以往的经验, 机构投资者在对其他公司投资时有着更高效的决策。因此, 他们具备做出理性投资决策的优势, 其理性投资决策的过程, 促使其有动机去影响上市公司的信息披露质量, 所以机构投资者与信息披露质量之间存在着联系。信息披露质量较低会造成信息不对称, 影响机构投资者的决策, 加剧公司的经营风险, 进而使公司业绩受损(游家兴、李斌, 2007)。然而信息披露质量较高可以有效降低信息不对称, 广大投资者能够监督企业的经营决策, 随之降低公司经营风险, 提升公司业绩(Madhavan 和 Dallas, 2002)。因此, 信息披露质量与公司业绩之间存在正相关关系, 即信息披露质量越高, 越有助于提升公司业绩。综上所述, 机构投资者促使上市公司提高信息披露质量, 而较高的信息披露质量有利于提高公司业绩。因此, 本研究初步认为在机构投资者、信息披露质量与公司业绩三者相互作用中, 信息披露质量可能在机构投资者和公司业绩之间发挥中介作用, 即机构投资者通过监督管理层来提高其信息披露质量, 从而提升公司业绩。结合假设一和假设二, 可以发现, 在条件一定的情况下, 机构投资者能通过信息披露质量这一中间变量对公司业绩产生影响。基于上述分析, 本文提出如下的假设:

H3: 在其他条件不变的情况下, 信息披露质量在机构投资者影响公司业绩的过程中存在中介作用。

3. 研究设计

3.1 样本选取和数据来源

本文以我国深市 A 股上市公司 2010~2016 年的相关数据为初始样本, 并做如下处理: (1) 剔除 ST、*ST 及其他数据不齐全的企业; (2) 剔除金融、保险类的公司; (3) 剔除同时发行 A 股、B 股和 H 股的上市公司。因为这些上市公司在编制财务报表时使用的会计准则有所不同, 缺乏可比性; (4) 剔除主要财务数据缺失以及数据异常的公司。最后获得 9229 个公司年度观测样本。

本文数据主要来自CSMAR数据库,信息披露质量数据来源于深圳证券交易所官网监管信息公开的信息披露考评结果。本文对数据进行处理和分析使用的工具为采用Excel2007和Stata14.0。

3.2 研究变量与检验模型

3.2.1 研究变量

本文的被解释变量为总资产收益率(ROA),解释变量为机构投资者(INVE),中介变量为信息披露质量(INDISC)。此外,本文还设置了其他控制变量,具体情况如表3.1所示。

表 3.1 变量定义和计算方法

变量类型	变量代码	变量名称	变量定义和计算方法
被解释变量	ROA	总资产收益率	净利润/平均资产总额
解释变量	INVE	机构投资者持股比例	机构投资者持股数/总股数
中介变量	INDISC	信息披露质量	以深交所对上市公司信息披露质量的评级作为信息披露质量的度量,样本的信息披露质量的评级优秀、良好为1,及格、不及格为0。
控制变量	CS	公司规模	公司年末总股本的自然对数
	LEV	财务杠杆	期末总负债/总资产
	TOP1	股权集中度	第一大股东持股比例
	EXHOLD	高管持股比例	高管持股数/总股数
	TAGR	总资产增长率	企业年末总资产的增长额/同年初资产总额
	SUHOLD	监事持股比例	监事持股数/总股数
	EPSGROWTH	基本每股收益增长率	(本期每股收益-上期每股收益)/abs(上期每股收益)*100%
	YEAR	年度	虚拟变量,公司数据为本年度时取值为1,否则为0
	INDUSTRY	行业	虚拟变量,公司数据为本行业时取值为1,否则为0

3.2.2 检验模型

为了验证假设 H1, 本文构建模型 3.1 来检验机构投资者与上市公司业绩的线性关系。为了检验假设 H2, 本文构建模型 3.2, 运用深市信息披露考核等级考察机构投资者与信息披露质量两者之间的关系。而假设 H3 则需通过如下的四个模型同时进行验证。具体而言, 要想验证信息披露质量的完全中介作用, 需要按照传统中介检验的方法, 即通过观察前三个模型的回归系数的显著情况。其中, 模型 3.3 作为一个补充性的模型, 进一步证实信息披露质量与公司业绩的相关性。

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INVE_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 CS_{i,t} + \beta_4 TAGR_{i,t} + \beta_5 EPSGROWTH_{i,t} + \beta_6 TOP1_{i,t} + \beta_7 EXHOLD_{i,t} + \beta_8 SUHOLD_{i,t} + \beta_9 YEAR_{i,t} + \beta_{10} INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

$$INDISC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INVE_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 CS_{i,t} + \beta_4 TAGR_{i,t} + \beta_5 EPSGROWTH_{i,t} + \beta_6 TOP1_{i,t} + \beta_7 EXHOLD_{i,t} + \beta_8 SUHOLD_{i,t} + \beta_9 YEAR_{i,t} + \beta_{10} INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INDISC_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 CS_{i,t} + \beta_4 TAGR_{i,t} + \beta_5 EPSGROWTH_{i,t} + \beta_6 TOP1_{i,t} + \beta_7 EXHOLD_{i,t} + \beta_8 SUHOLD_{i,t} + \beta_9 YEAR_{i,t} + \beta_{10} INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.3)$$

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INDISC_{i,t} + \beta_2 INVE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 CS_{i,t} + \beta_5 TAGR_{i,t} + \beta_6 EPSGROWTH_{i,t} + \beta_7 TOP1_{i,t} + \beta_8 EXHOLD_{i,t} + \beta_9 SUHOLD_{i,t} + \beta_{10} YEAR_{i,t} + \beta_{11} INDUSTRY_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.4)$$

4. 实证检验和结果分析

4.1 多元回归分析

从表 4.1 中, 可以发现在模型 3.1 中, 机构投资者 (INVE) 这一变量的系数为 0.023, 且在 1%水平上显著, 即机构投资者与公司业绩存在显著正相关关系, 这就验证了假设 H1。在模型 3.2 中, 机构投资者 (INVE) 这一变量的系数为 0.053, 且在 1%水平上显著, 即机构投资者与信息披露质量存在显著正相关关系, 这就验证了假设 H2。模型 3.3 作为一个补充性的模型, 是为了进一步证实信息披露质量与公司业绩的相关性。可以发现信息披露质量 (INDISC) 这一变量的系数为 0.020, 且在 1%水平上显著, 即信息披露质量与公司业绩存在显著正相关关系。在模型 3.4 中, 机构投资者 (INVE) 这一变量的系数为 0.019, 且在 1%水平上显著为正, 但要比模型 3.1 中的系数下降 0.004 (0.023-0.019), 降幅为 17.39%, 这说明加入信息披露质量变量后, 机构投资者对公司业绩的影响程度有所下降, 信息披露质量在机构投资者对公司业绩的影响中存在中介作用。由此验证了假设 H3 的正确性。

表 4.1 多元回归结果

	模型 3.1 ROA	模型 3.2 INDISC	模型 3.3 ROA	模型 3.4 ROA
INVE	0.023***	0.053***		0.019***
INDISC			0.020***	0.022***
LEV	-0.087***	-0.192***	-0.084***	-0.083***
CS	0.011***	0.034***	0.010***	0.010***
TAGR	0.019***	0.005	0.020***	0.019***
EPSGROWTH	0.006***	0.014***	0.005***	0.005***
TOP1	0.032***	0.162***	0.032***	0.028***
EXHOLD	0.029***	0.078***	0.021***	0.028***
SUHOLD	0.225***	0.974***	0.185***	0.206***
系数	-0.132***	0.143	-0.136***	-0.135***
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
N	9229	9229	9229	9229
调整后 R ²	0.340	0.058	0.348	0.353
F 值	55.542	7.491	57.523	58.185

注：*P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01

4.2 稳健性检验

为了保证回归结果的可靠性，本文以净资产收益率（ROE）替换原模型中的被解释变量，以此进行稳健性检验，如表 4.2 所示。更换了被解释变量后，在模型 3.1 中，机构投资者（INVE）这一变量的系数为 0.035，且在 1%水平上显著，与上述多元回归结果一致，同样验证了假设 H1。在模型 3.2 中，机构投资者（INVE）这一变量的系数为 0.053，且在 1%水平上显著，与上述多元回归结果一致，同样验证了假设 H2。在模型 3.4 中，机构投资者（INVE）这一变量的系数为 0.033，且在 1%水平上显著为正，但要比模型 3.1 中的系数下降 0.002（0.035-0.033），降幅为 5.71%，这说明加入信息披露质量变量后，机构投资者对公司业绩的影响程度有所下降，信息披露质量在机构投资者对公司业绩的影响中存在中介作用。与上述多元回归结果一致，同样验证了假设 H3。这说明本文的研究结论具有一定的稳健性。

表 4.2 稳健性检验回归结果

	模型 3.1 ROE	模型 3.2 INDISC	模型 3.3 ROE	模型 3.4 ROE
INVE	0.035***	0.053***		0.033***
INDISC			0.032***	0.031***
LEV	-0.033***	-0.192***	-0.028***	-0.027***
CS	0.018***	0.034***	0.017***	0.017***
TAGR	0.015***	0.005	0.017***	0.015***
EPSGROWTH	0.013***	0.014***	0.013***	0.013***
TOP1	0.057***	0.162***	0.057***	0.052***
EXHOLD	0.040***	0.078***	0.027***	0.037***
SUHOLD	0.311***	0.974***	0.248***	0.281***
系数	-0.265***	0.143	-0.270***	-0.269***
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
N	9229	9229	9229	9229
调整后 R ²	0.266	0.058	0.273	0.277
F 值	39.351	7.491	40.872	41.234

注：*P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01

5. 研究结论

本文以我国深市 A 股上市公司 2010~2016 年的数据为研究对象,探索上市公司中机构投资者持股比例对公司业绩的影响以及信息披露质量在这种影响中发挥的重要作用。研究结论显示,机构投资者持股比例越高,越有助于改善公司业绩;机构投资者持股比例越高,信息披露质量越高;信息披露质量越高,越有助于提升公司业绩;信息披露质量在机构投资者对公司业绩的影响中存在中介作用,即机构投资者之所以会对公司业绩产生影响,是因为机构投资者对信息披露产生影响,进而通过信息披露质量影响公司业绩。本文的研究结论表明,加强对上市公司信息披露的监管并促使公司信息环境的改善,对促进机构投资者发挥其应有的作用,并提升公司业绩具有重要的理论与现实意义。

参考文献

- [1]何红渠,张亨利.信息披露质量、机构投资者持股与公司绩效相关性分析[J].财会通讯,2016,06(27):27~31
- [2]柯希嘉.机构投资者持股特征与中国上市公司经营绩效[J].会计之友,2017,03(12):90~93
- [3]刘海燕,朱涵一.QFII持股影响上市公司自愿性信息披露行为研究[J].江南大学学报(人文社会科学版),2017,04(3):87~96
- [4]刘红云,骆方,张玉等.因变量为等级变量的中介效应分析[J].心里学报,2013,06(12):1431~1442
- [5]杨海燕,祁怀锦.会计信息质量与机构投资者持股偏好研究[J].广西民族大学学报(哲学社会科学版),2011,04(3):139~144
- [6]游家兴,李斌.信息透明度与公司治理效率—来自中国上市公司总经理变更的经验证据[J].南开管理评论,2007,06(4):73~80
- [7]Madhavan A, Dallas G S.Security Prices And Market Transparency[J].Journal of Financial Intermediation, 2002,03(5): 255~283
- [8]Rose C.Can Institutional Investors Fix The Corporate Governance Problem? Some Danish Evidence[J].Journal of Management Governance, 2007,05(4): 405~428

上市公司购买理财产品行为与公司盈利能力研究

——基于我国上市公司的经验数据

黄佳

摘要：随着证监会发布《上市公司监管指引第2号——上市公司募集资金管理和使用的监管要求》，上市公司公告购买各类理财产品越来越普遍。盈利能力是公司的核心竞争能力之一，是投资者判断公司好坏的重要参考，是公司实现持续稳定发展的动力和源泉。本文以我国2012年——2016年A股非金融类上市公司的数据为基础，采用最小二乘法实证检验上市公司认购理财产品对盈利能力的影响。研究发现，上市公司购买理财产品的行为会提高公司盈利能力。根据我国特有的产权性质，进一步分析国有上市公司与非国有上市公司认购理财产品对盈利能力的影响差异，发现非国企认购理财产品更能提高盈利能力。

关键词：理财产品；盈利能力；现金管理

1. 引言

2012年12月22日，证监会正式发布《上市公司监管指引第2号——上市公司募集资金管理和使用的监管要求》（下称《指引第2号》），上市公司购买理财产品有了合法依据。《指引第2号》中第七条规定：上市公司可以暂时闲置的募集资金进行现金管理，其投资的产品必须保证安全性高和流动性好。所谓安全性高指产品发行主体能够提供保本承诺，到期收益不低于资金现有价值；而流动性好指用来进行现金管理的资金使用不得影响募集资金投资计划正常进行。

《指引第2号》出台之前，上市公司是否可以用闲置资金购买理财产品还属于打擦边球的灰色地带。虽然沪深交易所、创业板、中小板都出台相关法律法规中对募集资金和超募资金的管理和使用都作出了规定，比如，募集资金和超募资金应当用于公司主营业务并且禁止随意变更募集资金用途等。但是，上市公司认为利用闲置募集资金、超募资金和自有资金进行委托理财并不是变更募集资金用途。如果募投项目尚未开展或者资金随募投项目开展进程合理使用，进行委托理财或购买理财产品可以在不影响募投项目

本文作者：黄佳，江西财经大学会计学院研究生，研究方向：公司治理

资金使用的基础上提高资金运转效率,从而提高公司盈利能力。所以相比补充流动资金和银行活期,上市公司更倾向于稳定且收益可观的理财产品。但是,受合法合规性限制,购买理财产品的上市公司数量还较少。

2012年《指引2号》出台之后,资本市场掀起了购买各类理财产品的风潮。上市公司发布关于使用自有闲置资金进行委托理财或购买理财产品的进展的公告层出不穷。据wind相关数据显示,仅2017年就有1193家上市公司购买了理财产品,不限于银行理财、结构性存款等各类存款、基金专户、逆回购等,总金额达12938亿元。其中持有理财产品个数最多的是恒生电子(600570),高达369个;认购金额最多的是新湖中宝(600208),用259.73亿元购买了89个理财产品。各年购买情况如图1.1所示。

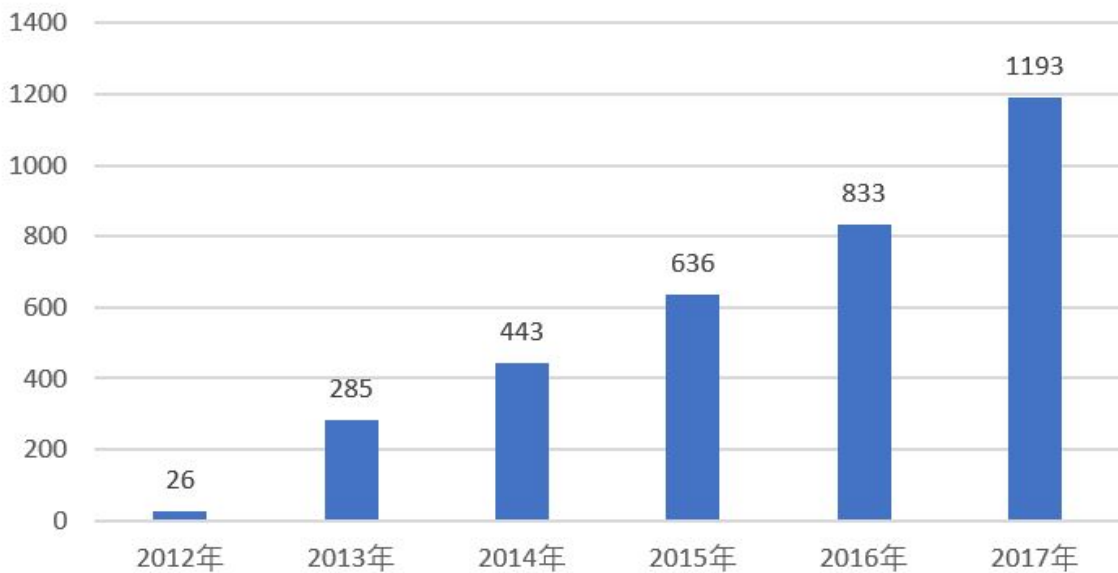


图 1.1 2012 年—2017 年购买理财产品的上市公司个数

理财产品具有收益性、稳定性等优点,但也给公司带来较高的机会成本。对于一直将利润最大化作为首要目标的上市公司来说,利用闲置资金购买理财产品到底对公司盈利能力会产生怎样的影响,成为本文的出发点。在我国特有的制度环境下,不同产权性质的公司购买理财产品对盈利能力的影响是否也有不同。

本文以我国2012年—2016年A股非金融类上市公司的数据为基础,实证分析上市公司购买理财产品对公司盈利能力的影响。研究结果发现,上市公司购买理财产品的行为会提高公司盈利能力。进一步分析发现,与国有企业相比,非国有企业认购理财产品更能提高盈利能力。

本文的研究贡献主要体现在以下几个方面：第一，揭露上市公司购买理财产品的真实原因。上市公司购买银行理财产品虽然也是公司对暂时闲置募集资金的现金管理方式，是公司经营能力的体现，但资金的最终使用导向仍然在项目或业务上，只是与公司本身的主营业务不同。如果公司认为现有主营业务发展达到饱和，不愿追加投资或者进入其他新的实业领域（陈湘永、丁楹，2002），将闲置资金购买理财产品不失为一种好的投资。但也存在公司主营业务不佳，便假借投资项目增发募集大量资金，然后购买银行理财产品进行投资获利以此粉饰报表。我们希望通过购买理财产品的上市公司前后盈利能力变化以及购买理财产品和未购买理财产品的上市公司盈利能力差异来探究上市公司热衷购买理财产品背后的真实原因，揭露上市公司真实的资金使用状态。

第二，探究上市公司购买银行理财产品所带来的经济后果，丰富了上市公司购买理财产品的相关文献。现有研究中关于上市公司购买理财产品的文献还较少，公司盈利能力受多方面因素影响，但从购买理财产品角度出发的尚未出现。本文的研究进一步拓宽了相关文献的研究领域。

第三，通过对购买理财产品和未购买理财产品的上市公司盈利能力差异对比以及购买理财产品的上市公司前后盈利能力变化进行分析，本文能为上市公司是否利用闲置资金购买理财产品提供决策建议。特别是随着IPO重启、宏观经济增长放缓等情况出现，整个资本市场的闲置资金存量急剧增加，是否应对上市公司使用闲置资金购买银行理财产品的行为进行监管，能够引起相关监管部门的重视。

2.文献回顾与假设提出

2.1 上市公司盈利能力的影响因素

利润最大化是公司重要的经营目标之一，是公司赖以生存和发展的基石。一般地，如果公司获得利润的能力强，说明该公司的盈利能力强。上市公司的盈利能力是公司的核心竞争能力之一，是投资者判断公司好坏的重要参考，是公司实现持续稳定发展的动力和源泉。所以，如何提高上市公司盈利能力，一直是业界和学术界探讨的重要课题。影响上市公司盈利能力的因素有许多，主要包括宏观和微观两个层面。

从宏观层面上说，政治、经济、社会文化和技术因素等都会影响公司的经营战略从而引起盈利能力变动。靳庆鲁等（2012）从实物期权的角度，实证分析考察了货币政策对公司价值的影响。宽松的货币政策能给高盈利能力公司带来更大的增长期权价值，而如果国家实施紧缩货币政策，低盈利能力公司的清算期权价值更大。王根蓓（2008）采用弹性分析法发现汇率调整与出口加工企业的盈利能力之间的关系并不确定，但是体现企业的产品类型及技术特征的出口与进口的汇率弹性和进口投入的产出弹性、体现产品

与要素的国际市场结构特征的产品需求与要素供给的价格弹性,以及出口与进口价格的汇率弹性对企业盈利能力会产生重要影响。而梁中华、余淼杰(2014)发现2005-2007年人民币升值后,相比非出口企业,由于创造收入能力下降和销售利润率下降导致出口企业盈利能力降低。

从微观层面上看,影响公司盈利能力的主要是公司治理和公司特征。著名的MM资本结构理论研究的就是资本结构对企业价值的影响(Modigliani and Miller, 1963)。王文涛等(2012)以中国医药制造业为例,实证研究表明企业创新能力对企业的盈利能力具有积极影响。张涛等(2016)利用1999-2007年中国工业企业数据库的相关数据,通过固定效应模型和GMM估计方法发现企业增长过快反而会降低盈利能力,不利于长远发展。陈宏明、张畅(2017)则发现客户集中度越高的公司其盈利能力越低。杨竹清(2017)另辟蹊径,运用3SLS方法考察了多元化和制度背景下企业银行理财投资对企业绩效的影响,结果发现企业利用资金大规模投资银行理财产品反而会降低企业绩效。本文将在其研究的基础上扩大研究样本,进一步探讨上市公司购买理财产品与企业盈利能力之间的关系。

2.2 我国上市公司购买理财产品的发展历程

我国证券市场起步晚、发展历史短,总体来看,上市公司购买理财产品的发展历程中出现了两次高峰期。

第一次出现在1999年-2004年,综合类券商经批准可以从事资产管理业务,加上当时正值牛市,上市公司纷纷将大量资金交付给专业机构进行增值管理,所以在这一阶段上市公司购买理财产品也被称为委托理财,具体指上市公司作为委托方将公司的货币资金按照某一协议委托给受托方,由后者将其主要用于证券市场的投资,以获取投资收益(陈湘永、丁楹, 2002)。受托方可以是一家或数家证券公司、投资公司或其他类型的法人企业,受托方的类型包括证券公司、信托公司、投资公司等,种类多但专业素质参差不齐,主要由于当时公司自有资本较少,研究力量薄弱,加上专业资产管理人才匮乏以及内部风险防范机制不健全等因素,使得委托理财效果表现不一,整体资金规模和收益率随股指变化而变化。委托理财的主体主要集中于上市时间短的公司、主业呈颓势的公司和国有控股企业。

第二次高峰期开始于2012年,央行推行稳健的货币政策,银根收紧,银行资金压力大,便提高理财产品收益率吸引有大量闲置资金的上市公司购买。与第一次高峰期比较,这一次上市公司购买理财产品的数量和金额都远远超过之前。从行业分布上看,主要集中在一些产能过剩的制造业。从板块分布看,沪市A股和深市中小板块的上市公司

购买理财产品比较频繁。受托方的专业素养得到大大提高,且公司出于降低交易成本的考虑愈发将资金集中于少数受托单位。上市公司的资金来源渠道多样,主要包括自有资金和募集资金。

2.3 假设提出

相比研究企业盈利能力的文献,我国学术界关于公司购买理财产品的文献数量较少,主要集中于上市公司购买理财产品的财务处理、税务处理及报表列示(李刚,2014;余霆等,2014;李郁明,2015;)、成本思考(张海寿,2014)、风险和原因分析(邓英雯、杨丹,2016;王鹏虎,2008;李晓犁,2011)等。李郁明(2015)认为,现在上市公司将购买的银行理财产品确认为“交易性金融资产”、“可供出售金融资产”或“其他流动资产”并在资产负债表中对应列示为“交易性金融资产”、“其他流动资产——一年内到期的非流动资产”和“其他流动资产”,这种做法是不完全正确的,必须对照《企业会计准则第22号——金融工具确认与计量》等相关规定进行分析,最后他建议在“其他流动资产”科目下设立二级科目“银行理财产品”,在资产负债表中的“其他流动资产”列示,并在报表附注中予以详细解释。在纳税方面,余霆等(2014)根据银行理财产品种类来进行税务处理,保本且收益固定的要缴纳营业税,不保本或保本浮动收益的由于政策规定不明确,是否缴纳营业税还待有关政策支持。但是所有产生收益的理财产品都应纳企业所得税。张海寿(2014)通过对公司购买理财产品涉及到的融资成本、机会成本以及表外成本与风险成本进行分析,认为必须加强金融监管,避免出现“货币空转”带来的高风险。邓英雯和杨丹(2016)则认为理财产品本身收益的不确定性以及购买理财产品传递出的“不务正业”讯号,会削弱公司主营业务地位,降低公司竞争力,从而加大公司经营风险。

那么究竟是什么促使公司购买理财产品呢?从大环境来看,监管政策的变化和资本市场的演变给上市公司购买理财产品提供了契机。而从公司自身层面看,一方面,上市公司资产负债状况得到改善和闲置资金增加,购买理财产品只是其进行现金管理的手段(王鹏虎,2008),属于公司投资渠道的一种。相比流动性高但获利能力低的现金和银行活期,根据项目资金投放计划间隔灵活购买不同期限的银行理财产品,不仅不会使得公司项目资金链断裂,还能提高公司的资金使用效率,给公司带来收益,是公司资源配置能力强的体现,有利于提高公司盈利能力。同时,购买理财产品需要与银行、信托公司、证券公司、投资管理公司等产品发行方进行沟通交流,有利于双方的关系维持,拓宽公司融资渠道,在未来需要发展项目时能获得较大的资金支持,起到杠杆效应。另一方面,基于信号传递理论,当上市公司发布购买理财产品的公告时,宁愿用闲置资金购买理财产品也不愿将其用于提高主营业务的核心竞争力,容易分散集中于主营业务的精

力,带给投资者一种“不务正业”的直观印象,认为是其主营业务不佳、低迷时以获取投资收益、修饰财务报表的表现,公司进入衰退期,未来发展缺乏后劲,盈利能力下降。同时,购买理财产品,意味着一定的资金被占用,即使理财产品期限短,但如果无法及时变现,可能错过更好的投资机会,机会成本大大增加。证券市场的初衷是实现资源配置,将社会闲置资金集中起来投向效率高的产业或企业以优化产业结构和产品结构,但上市公司利用自有资金或募集资金购买理财产品使得资金脱离实体经济,会放大二级市场的波动风险。并且理财产品本身也存在不确定性,证券市场波动大、风险高,银行、证券、信托等公司的人员专业素质有待考察,与其签订的合同条款可能不受法律保护,相关法律法规体系有待健全,以上使得理财产品的回报率面临较大不确定性,盈利能力下降。杨竹清(2017)就利用2012—2015年的上市公司数据,采用3SLS方法发现上市公司大规模购买理财产品会降低企业绩效,并且企业业务多元化程度越高,企业绩效越低。

然而,在总结借鉴第一次公司购买理财产品高峰期的经验教训的基础上,加上有相关规定的支持、理财人员专业素养大大提高以及法律法规的逐渐完善,上市公司购买银行理财产品也不是一时跟风冲动,而是在权衡利弊、比较各种融资成本、交易成本、机会成本以及考虑各种可能出现的风险后做出的决定,说明公司本身具有一定的风险承担能力,并且认为该能力足以抵消公司公告购买理财产品带来的负面影响。而且公司购买理财产品不一定是主营业务盈利能力不佳,也有可能是现有主营业务发展仍处于上升势头,只是边际效益在递减。在当前经济形势愈发严峻的情况下,上市公司使用资金更加谨慎小心,如果没有足够的数据和信息说服公司追加投资或开拓新市场,进入新的实业领域,公司更愿意等待、观望。在这个时段,相比盲目投资回报率高但时间长、风险高的其他项目,购买期限较短、稳定的理财产品是更优选择,还能带来一定的收益,提高公司盈利能力。

基于以上分析,本文提出第一个假设:

H1: 给定其他条件不变,相比没有购买理财产品的上市公司,购买理财产品的行为会提高公司盈利能力。

国有企业和非国有企业在融资约束、政府政策扶持、银行关联等方面有很大的不同。相比非国有企业,国有企业虽然有业绩要求,但整体要求不高,并且有时可以通过政府补贴使公司扭亏为盈。而非国有企业以盈利为目标,相比国有企业,更有通过认购理财产品来提升盈利能力的意愿。并且非国有企业受到的融资约束更大,由于没有国有企业在银行的信用度高,为了维持与银行的良好合作关系,非国有企业就会认购银行推出的

理财产品以期将来能够得到银行的金融支持。所以相比国有企业,非国有企业认购理财产品的意愿更强,更能提高公司的盈利能力。根据我国上市公司的产权性质的不同,本文提出第二个假设:

H2: 相比国有企业,非国有企业购买理财产品的行为更能提高公司盈利能力。

3. 研究设计

3.1 样本选择和数据来源

由于《指引第2号》是2012年发布,加上2011年购买理财产品的上市公司数量较少,并且截至本文完成,2017年的相关数据还不全。因此,本文选取沪深两市A股市场2012年至2016年的非金融类上市公司为研究样本,上市公司购买理财产品的数据来源于WIND数据库,其他数据收集于CSMAR数据库,并按照以下原则对样本进行筛选:

(1) 剔除银行、保险等金融机构上市公司;(2) 剔除ST、PT类公司;(3) 剔除IPO当年的公司;(4) 剔除相关数据不全的公司。最后共搜集到11894个观测样本,共计2654个公司。为克服截面自相关,本文采用企业层面的聚类标准差进行调整。数据分析运用stata14统计软件。

3.2 研究设计与变量定义

本文主要研究上市公司购买理财产品的行为对盈利能力的影响,为验证本文提出的假设,参考以往研究委托理财、投资银行理财产品和盈利能力等方面的文献,本文建立以下回归模型对假设进行检验。具体模型如下:

$$kfoe_{it} = \alpha + \beta_1 purchase_number_{it} + controls_{it} + \sum year + \sum tind + \varepsilon \quad (1)$$

其中,被解释变量kfoe为扣除非经常性损益后的营业利润与净资产的比率,杨竹清(2017)、刘可(2017)等人在研究公司投资银行理财产品对企业绩效的影响时都用ROE、ROA、Tobin Q值等来衡量,没有扣除公司非经常性经营活动带来的收益。本文在衡量上市公司盈利能力时则考虑了这一重要因素,扣除了其他业务利润、汇兑收益、投资收益、公允价值变动收益、其他业务成本,得出扣除非经常性损益后的营业利润。解释变量purchase_number为上市公司持有理财产品个数取对数。Controls为控制变量,主要为公司财务特征及治理变量,具体如表3.1所示:

表 3.1 变量符号、定义及描述

类型	变量符号	变量名称	变量说明
因变量	kfoe	盈利能力	扣除非经常性损益后的营业利润/净资产
自变量	purchase_number	持有理财产品个数	持有理财产品个数的自然对数
	purchase_amount	认购理财产品金额	认购理财产品金额的自然对数

续表

类型	变量符号	变量名称	变量说明
	dummy	是否认购理财产品	虚拟变量, 认购理财产品, 值为1, 否则为0
	size	公司规模	年末总资产的自然对数
	lev	资产负债率	年末负债与资产的比率
	growth	公司成长性	年资产增长率
	dual	是否两职合一	董事长总经理两职合一, 值为1, 否则为0
	msha	管理层持股	年末公司管理层的持股比例
控制 变量	boardsize	董事会规模	董事会人数的自然对数
	independ	独立董事规模	独立董事席位数/董事会人数
	pay	管理层薪酬	年末公司管理层薪酬的自然对数
	top1	大股东持股比例	第一大股东持股比例
	age	公司上市年限	上市公司自上市当年至认购年份的年限
	soe	产权性质	国有企业, 值为1, 否则为0
	ind	行业效应	行业变量, 采用证监会2012年行业分类
	year	年度效应	年度变量, 样本为2012~2016年

4. 实证结果分析

4.1 描述性统计

本文根据前文所论述的研究模型所涉及的主要变量, 计算了各变量的描述性统计量, 其结果如表 4.1 所示。表 4.1 中的 Panle A 显示, 全样本中 kfoe 的平均值和中位数分别为 0.02 和 0.05, 最大值和最小值分别为 10.34 和 -71.41, 标准差为 0.98, 样本公司的 kfoe 差异较大, 有利于论文的回归分析。上市公司购买理财产品的数量 (purchase_number) 和金额 (purchase_amount) 的均值分别为 0.34 和 1.75, 表明全样本中上市公司购买理财产品的平均数量 0.34, 平均金额为 1.75。其他控制变量方面, 公司规模 (size) 的均值为 22.08, 最大值和最小值分别为 28.51 和 14.94, 说明我国上市公司规模存在较大差异。资产负债率 (lev) 的均值为 44%, 略高于其中位数 42%, 整体上资产负债率较为合理, 但最大值为 12.13, 最小值为 -0.19, 说明部分公司的财务结构极不合理。公司成长机会 (growth) 的均值为 57%, 明显高于其中位数 0.10%, 最小值和最大值分布为 -0.97 和 826.47, 呈现很大的差异性, 公司之间的未来前景差别很大。公司董事长与总经理兼任情况 (dual) 的均值为 0.25, 表明董事长和董事长兼任的情况占样本公司中 25%。高管持股比例 (msha) 的均值为 0.13, 中位数为 0, 最小值和最大值分布为 0 和 0.89, 说明现阶段管理层持有的公司股份还占比较低的比例。董事会规模 (boardsize) 的均值为 2.25, 中位数 2.30, 最大值 2.94, 最小值为 1.39, 说明我国上市公司董事会制度还比较健全。独立董事规模 (independ) 的均值 0.37, 中位数 0.33, 其最

大值和最小值分别为 0.80 和 0.18, 与我国独立董事制度要求独立董事人数占董事总人数一般不得低于三分之一的规定相吻合。高管薪酬 (pay) 的平均值为 14.22, 中位数 14.20, 最小为 11.23, 最大为 17.41。第一大股东持股比例 (top1) 的平均值为 35%, 中位数 33%, 最大 90%, 最小 0%, 说明该数值受到异常的极值影响。公司上市年龄 (age) 的平均值为 10.97, 中位数为 10, 最小 1 年, 主要因为我们剔除了上市当年的公司, 最大值为 27 年。是否为国企 (soe) 的平均值为 0.40, 说明收集的数据中有 40% 为国有企业, 民营企业占比较小。综上所述, 样本间各个变量相对符合上市公司基本情况。Panle B 是认购理财产品的上市公司样本描述性统计, Panle C 是未认购理财产品的上市公司样本描述性统计。可以看到, 面板数据变量呈现较大的差异性, 有利于本文回归结果的得出。

表 4.1 描述性统计

Panel A: 全样本 (N=11894)					
变量	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差
kfoe	10.34	-71.41	0.02	0.05	0.98
purchase_number	5.61	0.00	0.34	0.00	0.85
purchase_amount	14.96	0.00	1.75	0.00	3.97
size	28.51	14.94	22.08	21.91	1.32
lev	12.13	-0.19	0.44	0.42	0.31
growth	826.47	-0.97	0.57	0.10	11.27
dual	1.00	0.00	0.25	0.00	0.43
msha	0.89	0.00	0.13	0.00	0.20
boardsize	2.94	1.39	2.25	2.30	0.18
independ	0.80	0.18	0.37	0.33	0.06
pay	17.41	11.23	14.22	14.20	0.69
top1	0.90	0.00	0.35	0.33	0.15
age	27.00	1.00	10.97	10.00	6.72
soe	1.00	0.00	0.40	0.00	0.49
Panel B: 认购理财产品样本 (N=1961)					
kfoe	0.55	-3.00	0.06	0.06	0.11
purchase_number	5.61	0.69	2.05	1.95	0.91

续表

Panel B: 认购理财产品样本 (N=1961)

purchase_amount	14.96	4.03	10.59	10.69	1.36
size	27.07	18.37	21.91	21.80	1.04
lev	0.92	0.03	0.33	0.30	0.18
growth	37.03	-0.70	0.37	0.12	1.40
dual	1.00	0.00	0.30	0.00	0.46
msha	0.89	0.00	0.18	0.05	0.22
boardsize	2.77	1.61	2.24	2.30	0.16
independ	0.71	0.25	0.38	0.33	0.05
pay	16.89	12.00	14.30	14.29	0.62
top1	0.82	0.04	0.35	0.33	0.15
age	27.00	1.00	8.98	6.00	6.56
soe	1.00	0.00	0.28	0.00	0.45

Panel C: 未认购理财产品样本 (N=9933)

kfoe	10.34	-71.41	0.01	0.05	1.07
purchase_number	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
purchase_amount	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
size	28.51	14.94	22.12	21.94	1.36
lev	12.13	-0.19	0.46	0.45	0.33
growth	826.47	-0.97	0.61	0.10	12.31
dual	1.00	0.00	0.24	0.00	0.43
msha	0.89	0.00	0.12	0.00	0.19
boardsize	2.94	1.39	2.26	2.30	0.18
independ	0.80	0.18	0.37	0.33	0.06
pay	17.41	11.23	14.21	14.18	0.70
top1	0.90	0.00	0.35	0.33	0.15
age	27.00	1.00	11.37	11.00	6.68
soe	1.00	0.00	0.42	0.00	0.49

4.2 变量相关系数分析

表 4.2 Pearson 相关系数

	kfoe	purchase_ number	purchase_ amount	size	lev	growth	dual	msha	boardsize	independ	pay	top1	age
kfoe	1												
purchase_ number	0.017*	1											
purchase_ amount	0.018**	0.932***	1										
size	0.040***	-0.039***	-0.038***	1									
lev	-0.054***	-0.144***	-0.150***	0.276***	1								
growth	0.006	-0.008	-0.00700	0.020**	0.0140	1							
dual	0.016*	0.043***	0.044***	-0.174***	-0.092***	-0.0100	1						
msha	0.032***	0.097***	0.099***	-0.313***	-0.257***	-0.0110	0.239***	1					
boardsize	-0.002	-0.039***	-0.041***	0.278***	0.119***	-0.00700	-0.182***	-0.193***	1				
independ	-0.007	0.0130	0.0150	0.00300	-0.017*	0	0.107***	0.083***	-0.511***	1			
pay	0.062***	0.063***	0.061***	0.447***	0.039***	-0.0150	-0.016*	-0.103***	0.129***	-0.0130	1		
top1	0.034***	-0.00400	0.00100	0.255***	0.030***	0.00500	-0.050***	-0.108***	0.029***	0.036***	0.051***	1	
age	-0.046***	-0.121***	-0.123***	0.295***	0.292***	0.033***	-0.222***	-0.575***	0.131***	-0.045***	0.102***	-0.051***	1

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上统计显著。

表 4.2 报告了本文各主要变量之间的相关关系, 即 Pearson 相关系数。根据表 4.2, 公司规模 (size) 与盈利能力的相关系数显著为正, 一定程度说明了公司规模越大, 盈利能力越强。资产负债率 (lev) 与盈利能力显著负相关, 资产负债率越高, 公司债务压力越大, 融资约束受限, 不利于盈利能力的提高。管理层持股比例 (msha)、高管薪酬 (pay) 与公司盈利能力的相关系数显著为正, 说明授予管理层股份能激励管理层为公司效命, 降低代理成本, 促进公司盈利能力的提高。同样地, 第一大股东持股比例越高, 越能提高公司盈利能力。各控制变量之间的相关系数不大, 在一定程度上说明它们之间不存在严重的多重共线性。

4.3 回归结果分析

表 4.3 回归结果

	全样本		国有企业		非国有企业	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
purchase_amount	0.0025**	-2.561	0.0035	-1.309	0.0013**	-2.544
size	0.0417**	-2.172	0.0428**	-2.036	0.0552*	-1.646
lev	-0.1821**	(-2.202)	-0.4908*	(-1.847)	-0.048	(-1.039)
growth	0.0005***	-2.636	0.0005**	-1.983	0.001	-1.286
dual	0.0213	-1.543	0.0673	-1.442	0.0033	-0.278
msha	0.0812***	-4.32	0.4152*	-1.761	0.0659***	-5.348
boardsize	-0.1145	(-1.151)	-0.0253	(-0.253)	-0.1483	(-0.827)
indepn	-0.4066	(-1.476)	-0.2506	(-1.235)	-0.4685	(-1.001)
pay	0.0671***	-3.552	0.1185**	-2.446	0.0163	-1.525
top1	0.1262*	-1.718	0.2287	-1.198	0.1202***	-6.198
age	-0.0055***	(-3.493)	-0.0023	(-1.185)	-0.0051*	(-1.646)
_cons	-1.3163***	(-3.788)	-2.1949***	(-2.925)	-0.8800***	(-5.659)
行业	控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制	
N	11894		4760		7134	
r2	0.0134		0.0196		0.0191	
r2_a	0.0106		0.0125		0.0146	

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上统计显著; 回归结果按照公司代码进行了 Cluster 处理。

本文基于混合数据采用最小二乘法实证检验上市公司认购理财产品对盈利能力的影响以及不同产权性质对两者的差异,回归结果如表 4.3 所示。表 4.3 的全样本回归结果显示,相比未认购理财产品的上市公司,认购理财产品有利于提高公司盈利能力,并通过了 5%水平下显著性检验;进一步地,根据产权性质对全样本进行划分,表 4.3 的回归结果显示与国有企业相比,非国有企业更有购买理财产品的意愿,因而也更能提升公司盈利能力。说明我国上市公司认购理财产品更多是一种闲置资金投资,没有影响公司正常业务的开展。虽然很多新闻媒体认为上市公司购买理财产品是一种“不务正业”的表现,给市场传递一种消极信号,但本文通过实证研究证明购买理财产品可以提高公司盈利能力。控制变量方面,公司规模与企业盈利能力成正相关,且国有企业表现更显著。管理层持股比例能够对公司盈利产生一定的激励作用,但这种激励作用在国有企业表现相对较弱,可能是由于国有企业管理层更看重政治晋升而忽略了公司发展。另外,公司成长性越好,盈利能力越高,与现实相符。而公司董事会规模、独立董事比例与盈利能力的估计系数为负,且不显著。

5.稳健性检验

为了验证结论的可靠性,本文通过对上市公司认购理财产品变量重新定义以及将研究样本局限于制造业进行稳健性检验。其中,重新定义变量包括虚拟变量是否认购理财产品 (*dummy*) 和上市公司认购理财产品的数量 (*purchase_number*)。将上述指标作为自变量放入模型 (1) 中重新回归发现,本文结论仍然成立,即相比没有购买理财产品的上市公司,购买理财产品的行为会提高公司盈利能力。是否认购理财产品 (*dummy*) 与盈利能力的回归系数为 0.0279, T 值为-2.638,两者在 1%的水平显著正相关;非国有企业中是否认购理财产品 (*dummy*) 与盈利能力的回归系数 0.0149, T 值为-2.435。上市公司认购理财产品的数量 (*purchase_number*) 与盈利能力同样是正相关,回归系数 0.0109, T 值为-2.567,通过了 5%水平的显著检验;其中非国有企业认购理财产品的数量 (*purchase_number*) 与盈利能力的估计系数 0.0066, T 值-2.923,在 1%的水平显著正相关。同样地,将样本局限于制造业进行稳健性检验,研究结果依然成立,但只在 10%水平上显著。以上稳健性检验得出的结果与前文基本一致。

6.研究结论

上市公司购买理财产品的行为被很多投资者看成是一种“不务正业”的表现,本文以我国 2012 年——2016 年 A 股非金融类上市公司购买理财产品的相关数据为样本,采用最小二乘法实证检验了上市公司认购理财产品对盈利能力的影响以及不同产权性质对两者关系是否会有差异。研究结果发现,上市公司购买理财产品的行为会提高公司盈利

能力,并且相比国有企业,非国企认购理财产品更能提高盈利能力。一方面,购买理财产品是上市公司进行现金管理的手段之一,属于公司投资渠道的一种。相比流动性高但获利能力低的现金和银行活期,根据项目资金投放计划间隔灵活购买不同期限的银行理财产品还能为公司带来收益。另一方面,尽管资本市场大多数投资者都认为购买理财产品不属于公司日常业务,影响公司长远发展。但上市公司购买银行理财产品是在权衡利弊以及综合考虑各种风险后慎重做出的决定,说明公司风险承担能力强,对未来发展保持乐观,因而能提高盈利。而非国有企业由于受融资约束更大,需要与银行保持合作关系,更愿意使用闲置资金认购其推出的理财产品,扩大公司收入来源,增强盈利能力。

参考文献

- [1] 陈宏明,张畅.上市公司客户集中度与盈利能力实证研究——来自创业板制造业的经验证据[J].会计之友,2017(07):37-41
- [2] 陈湘永,丁楹.我国上市公司委托理财的实证分析[J].管理世界,2002(03):107-116+136
- [3] 邓英雯,杨丹.上市公司购买理财产品行为与企业风险——基于我国上市公司的经验数据[J].新经济,2016(14):11-15
- [4] 靳庆鲁,孔祥,侯青川.货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J].经济研究,2012,47(05):96-106
- [5] 李晓犁.上市公司理财投资骤然升温[N].上海证券报,2011
- [6] 李郁明.上市公司购买银行理财产品的处理及列示[J].财会月刊,2015(01):102-103
- [7] 梁中华,余淼杰.人民币升值与中国出口企业盈利能力——基于面板数据的实证分析[J].金融研究,2014(07):1-15
- [8] 王根蓓.汇率调整、定价模式与出口加工企业盈利能力:汇率调整微观效应的弹性分析[J].世界经济,2008(07):15-25
- [9] 王鹏虎.拓宽合作领域,提供全面服务[N].金融时报,2008
- [10] 王文涛,付剑峰,朱义.企业创新、价值链扩张与制造业盈利能力——以中国医药制造企业为例[J].中国工业经济,2012(04):50-62
- [11] 杨竹清.企业投资银行理财产品能改善其绩效吗?——基于我国上市公司的3SLS分析[J].金融发展研究,2017(03):75-82
- [12] 余霆,杨晓晖.企业购买理财产品是否需要纳税[J].注册税务师,2014(09):55-56

-
- [13]张海寿.上市公司购买理财产品成本思考[J].青海金融, 2014(05): 56-57
- [14]张涛, 陈体标, 刘婷.企业增长和盈利能力的相互影响——基于中国工业企业数据库的分析[J].江西财经大学学报, 2016(03): 3-19+130
- [15]"Modigliani, F., and Miller M. H. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction [J]. The American Economic Review, 1963, 53(03)

CFO 话语权、股权性质与盈余管理

刘宁宁

摘要: 盈余管理作为公司治理问题中的重要组成部分,一直是国内外学者研究的热点。在证券市场中,上市公司运用盈余管理的行为日益增多,不仅对企业自身的短长期发展有一定的阻碍,而且对投资者和债权人的投资决策有一定的误导。CFO 作为公司重要的高级管理人员之一,其具备的专业财务知识和职业操守,使得其在公司持续运营与健康运转过程中所起的作用越来越不容忽视。本文的研究样本选取了 2011-2015 年我国 A 股非金融保险、非 ST 上市公司的数据,检验了 CFO 话语权与盈余管理的关系以及不同股权性质下两者关系的变化。研究结果表明,CFO 话语权与盈余管理显著负相关;进一步考虑不同股权性质的影响,发现与国有上市公司相比,CFO 话语权与盈余管理的相关性在非国有上市公司中更加显著。

关键词: CFO 话语权; 股权性质; 盈余管理

1. 研究背景

在中国的资本市场中,企业运用盈余管理的例子数不胜数。被大家广而熟知的乐视,主要从事智能产品销售、视频会员收费等业务。2016 年该公司变更了产品的销售模式,由原来的子公司直接对外销售变为子公司向非合并范围内的关联方销售,再由关联方对外销售。其结果是 2016 年该公司销售收入从 130.17 亿元上升至 219.51 亿元,增加 68.64%;同时关联方销售金额从 16.38 亿元猛增至 117.85 亿元,增加 6.19 倍,同时 2016 年关联方销售占比达到了 53.69%。即便是近两年乐视集团受资金链、拖欠供应商货款、实际控制人变更等诸多不利影响导致该公司 2017 年收入下降为 7.10 亿元,但 2017 年关联方销售金额仍然达到了 4.07 亿元,关联方销售占比反而上升到了 57.38%。该公司通过关联销售实现收入、未按关联方实际盈利水平确认坏账准备等方式粉饰报表,对国内 A 股市场造成了巨大的轰动。怀集登云,于 2014 年在深交所中小板上市。在 IPO 申请阶段,该公司存在票据贴现费用不入账、提前确认收入等应计项目与真实活动相结合的盈余管理手段来操控利润的现象。除此之外目前国内上市公司中,普遍存在为达到业绩或经营目标而采取的变更坏账计提政策、研发资本化、办理保理回收货款、对子公司的持续亏损确认递延所得税资产等盈余管理的方法。

本文作者:刘宁宁,江西财经大学会计学院研究生,研究方向:会计理论与实务

综合国内外现有的文献资料,对高管的研究大多是将高管作为一个整体进行分析,例如研究高管变更、高管持股或高管薪酬等视角研究高管对盈余管理的影响;或是单独研究 CEO 权力、两职分离、独立董事、高管性别等对盈余管理的影响,却鲜有文献从 CFO 的角度,研究 CFO 权力对盈余管理行为的影响。CFO 作为公司重要的高级管理人员之一,其具备的专业财务知识和职业操守,使得其在公司持续运营与健康运转过程中所起的作用越来越不容忽视。

本文参考权小锋和吴世农(2010)及谢盛纹,叶王春子(2014)对 CEO 权力运用主成分分析法的衡量方法,将 CFO 的性别、年龄、学历、职称、是否持股、是否董事会成员、是否兼职、任期八个背景特征综合,建立 CFO 话语权指标,并参考主流文献的方法计算应计盈余管理。以 CFO 话语权、盈余管理为经济考核指标,通过实证检验,分析 CFO 话语权与盈余管理的关系,并将样本按股权性质分组回归来进一步分析股权性质对 CFO 话语权与盈余管理的影响。

2.文献综述

CFO 作为企业中的财务权威,对于完善公司的绩效评价体系发挥着越来越重要的作用,并在公司变革、公司战略和风险管理中扮演重要角色。Aier 等(2005)研究发现 CFO 教育背景越好,财务专长越强,越可以降低公司财务重述的概率。Bedard(2014)发现 CFO 进入董事会能抑制企业的盈余管理行为。向锐(2015)发现 CFO 担任内部董事,会通过抑制盈余管理行为、降低财务重述的方式来加强其监督职能。

近些年来,有关盈余管理的研究经久不衰。Jian and Wong(2004, 2006)指出,为了达到中国股市严格的保持上市地位的要求,上市公司有动力通过关联方交易实现盈余管理,以达到证监会的盈利要求。林永坚等(2013)以 2005-2010 年的数据进行实证分析,指出高管变更与盈余管理之间存在显著相关性。姜付秀等(2013)以 2002-2010 年 A 股上市公司为研究对象,指出 CEO 与 CFO 任期交错能抑制公司的盈余管理行为。何雪峰等(2017)以 2012-2015 年 A 股非金融上市公司为样本,实证检验出分析师跟进会促进企业应计盈余管理。

3.研究设计

3.1 研究假设

3.1.1 CFO 话语权与盈余管理的理论关系与研究假设

随着 CFO 在公司治理和经营决策中的地位日益提升,讨论 CFO 话语权与企业盈余管理行为的关系具有一定的理论意义和实践意义。本文分别从组织、所有者、专家和声望四个维度出发,将 CFO 的性别、年龄、学历、职称、是否持股、是否董事会成员、

是否兼职、任期八个指标综合，计算得出 CFO 话语权的指标。田茂永（2005）指出，在 CFO 制度最初被引进到中国资本市场时，CFO 的职责主要集中于简单的记账编表。但，随着中国资本市场的不断完善，越来越多的 CFO 开始从幕后转为幕前，承担着提高具有一定质量特征的财务信息、保证企业财务运营合规合法的基本职责，更加积极地参与到整个企业的风险管理和战略决策之中。从委托代理理论的角度出发，由于委托代理问题的存在，公司治理机制中引入了 CFO 来代表股东利益，CFO 话语权越高，越有助于降低两权分离所引起的信息不对称程度，更有效的发挥财务监督职能，对管理层的自利行为进行监督。从人力资本理论分析，CFO 自身的教育背景以及学习的投资也是对人力资本的一种投资。因此，CFO 的学历、职称和社会兼职也是对人力资本的体现。因而，CFO 话语权会影响其财务监督职能的发挥，即 CFO 的权力越高，越能有效的监督企业的财务行为，对企业的盈余管理行为带来一定的约束。CFO 作为企业高层的核心，CFO 话语权越高，财务决策能力越高，越有能力和动机履行财务监督职能。鉴于此，我们提出假设 1：

H1：在其他条件不变的情况下，CFO 话语权会抑制盈余管理行为。

3.1.2 股权性质对 CFO 话语权与盈余管理的影响

我国上市公司的股权结构不同于国外企业那么分散，反而大多呈现金字塔结构，因为大多数都是从国有企业改制而来。由于国有上市公司中，等级观念会更强，CFO 可能会迫于 CEO 权力的压力，在经济决策与战略分析上，会表现出更多的配合。而处于委托代理框架下的非国有上市公司，会得到外部监管机构更多的关注，从而面临更严格的外部约束。因而在非国有上市公司中，为了企业持续稳定的发展，CFO 话语权越高，越能抑制企业的盈余管理行为。鉴于此分析，我们提出假设 2：

H2：在非国有企业中，CFO 话语权与企业应计盈余管理的负相关关系更显著。

3.2 模型与变量定义

3.2.1 研究模型

参照国内外学者的常规做法，本文采用修正的 Jones 模型来估算应计盈余管理。并借鉴主流的研究方法，构建下列模型：

$$|DA|_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 Size_t + \beta_3 lev_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 Loss_t + \beta_6 Boardsize_t + \beta_7 Indep_t + \beta_8 shrcr1_t + \beta_9 Invrec_t + \beta_{10} big10_t + \beta_{11} CEO_dual_t + \varepsilon$$

上述模型中， $|DA|_{i,t}$ 为被解释变量，用 DA 的绝对值来衡量，CFO 为解释变量，利

用主成分分析法,对 CFO 话语权的 8 个单项变量进行分析,得出综合指标。该模型用于检验本文假设 H1,若模型中 β_1 的系数显著为负,则假设 H1 成立,即支持了 CFO 权力越大,越能发挥其监督职能,越能抑制企业盈余管理行为。为了考察 CFO 话语权对盈余管理的影响在国有和非国有企业中是否不同,本文将总样本分为国有上市公司和非国有上市公司两组,通过比较两组的 β_1 的系数来验证假设 H₂。

3.2.2 变量设计

(1) 应计盈余管理

借鉴蔡春等(2015)的做法,本文采用修正的 Jones 模型计算得出 DA,并取其绝对值来衡量。

(2) CFO 话语权

CFO 话语权是解释变量,参考权小锋和吴世农(2010)对 CEO 权力的衡量方法,运用主成分分析法,将 CFO 的性别、年龄、学历、职称、是否持股、是否董事会成员、是否兼职、任期八个背景特征综合,建立 CFO 话语权指标。

(3) 股权性质

按照股权性质(*gov*)的不同,本文将全样本划分为国有企业和民营企业两个子样本,并将其定义为,当上市公司公司为国有控股时,定义 *gov*=1,否则,股权性质取 0。

(4) 控制变量

借鉴向锐(2015)的研究,本文控制了某些对盈余管理产生影响的因素,具体控制变量见下表。

表 3.1 控制变量

变量代码	变量名称	变量定义
DA	应计盈余管理	采用修正的琼斯模型计算
CFO	CFO 话语权	利用主成分分析法,对 CFO 话语权的 8 个单项变量, CFO 的性别、年龄、学历、职称、是否持股、是否董事会成员、是否兼职、任期进行综合分析。
Size	公司规模	期末总资产,并取自然对数
Lev	资产负债率	总负债/总资产
MB	账面市值比率	资产的市值比净值
LOSS	是否亏损	如,上一年公司亏损,则 LOSS 取值为 1,否则为 0
Boardsize	董事会规模	董事会的人数,取自然对数

续表

变量代码	变量名称	变量定义
Indep	独立董事比例	独立董事占董事总人数的比
Shrcr1	股权集中度	第一大股东持股比例
Invrec	盈余管理柔性	存货与应收账款的合计数额占总资产的比
BIG10	事务所前十	事务所是所有国内外事务所排名前十名的, 取值为 1, 否则为 0
gov	产权性质	当国有控股时取 1, 否则取 0
CEO_dual	两职合一	当企业的董事长和总经理为同一人时取 1, 否则取 0
Year	年度	年份虚拟变量
Ind	行业	行业虚拟变量

3.2.3 样本选择及数据来源

本文首先选取了 2011~2015 年我国 A 股上市公司的数据, 剔除缺失值后的样本数量为 16547 条。并对其进行如下处理: 剔除金融业、保险业和证券业公司; 剔除当年 IPO 的公司; 剔除当年 ST 或 PT 公司。最终得到 9134 条有效观测值。并对所有连续变量做了 Winsorize 的缩尾处理。本文数据均来自于国泰君安数据库, 其中, CFO 权力的各个缺失指标通过手工翻阅公司年报获取。并以 Excel2010、SAS 软件和 Stata14.0 软件等工具进行数据处理和分析。

4. 实证结果与分析

4.1 主回归

表 4.1 主测试

	全部样本	非国有样本 (gov=0)	国有样本 (gov=1)
变量	DA	DA	DA
CFO	-0.002*** (0.002)	-0.002** (0.012)	-0.001 (0.334)
SIZE	-0.002* (0.059)	-0.002* (0.098)	-0.001 (0.688)
LEV	0.035*** (0.000)	0.034*** (0.000)	0.038*** (0.000)
MB	-0.007***	-0.007***	-0.008***

续表

	全部样本	非国有样本 (gov=0)	国有样本 (gov=1)
变量	DA	DA	DA
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Boardsize	-0.009** (0.032)	-0.003 (0.520)	-0.014** (0.038)
Indep	0.016 (0.282)	0.009 (0.627)	0.034 (0.147)
Shrcr1	0.000 (0.490)	0.000 (0.198)	0.000 (0.928)
Invrec	0.015*** (0.002)	0.018*** (0.003)	0.008 (0.362)
Loss	0.022*** (0.000)	0.022*** (0.000)	0.024*** (0.000)
BIG10	-0.001 (0.307)	-0.003* (0.098)	0.001 (0.704)
CEO_dual	0.003** (0.037)	0.004** (0.041)	-0.001 (0.889)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
_cons	0.108*** (0.000)	0.104*** (0.000)	0.090*** (0.004)
N	9134	6101	3033
R-squared	0.091	0.096	0.095
Adj R-squared	0.087	0.091	0.085
F 值	26.701	18.994	9.305

括号中为 t 值；*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 水平上显著。

表 4.1 报告了全样本情况下以及不同股权性质组下 CFO 话语权与企业应计盈余管理的实证结果。其中，第 1 列是全样本回归结果，检验了 CFO 话语权 (CFO) 与应计盈余管理 (|DA|) 之间的关系。在控制其他影响审计费用的因素后，CFO 话语权 (CFO) 与应计盈余管理 (|DA|) 的回归系数为 -0.002，对应的 t 值为 -3.10，CFO 与 |DA| 在 1% 的水平上显著负相关，继而验证了假设 H1。

控制变量方面，公司规模 (SIZE)、账面市值比 (MB)、董事会规模 (Boardsize) 均与应计盈余管理显著相关，说明公司规模、财务杠杆以及董事会规模能够显著影响应

计盈余管理。财务杠杆 (LEV) 与应计盈余管理显著正相关, 说明高财务杠杆的公司为了降低债务融资成本, 为使报告符合债权人要求而进行盈余管理。是否亏损 ($LOSS$) 与应计盈余管理显著正相关, 说明上市公司如果上年度发生亏损, 则本年度更有动机进行盈余管理。两职合一 (CEO_dual) 与应计盈余管理显著正相关, 说明当 CEO 与董事长为同一人时, 会更有动机进行盈余管理。而公司独立性 ($Indep$)、事务所前十大 ($BIG10$) 以及第一大股东持股 ($Shrcr1$) 与盈余管理之间并无显著的相关关系。

第二、三列是国有和非国有两组分别回归的结果。从表中可以看出, 非国有企业样本组下, CFO 话语权 (CFO) 与应计盈余管理 ($|DA|$) 的 t 值为-2.51, 回归系数为-0.002, 非国有上市公司样本中, CFO 与 $|DA|$ 在 5% 的水平上显著负相关, 而在国有上市公司的样本中, CFO 与 $|DA|$ 的回归系数为负数但并不显著, 说明与国有上市公司相比, 非国有上市公司的 CFO 会更关注企业的长期发展, 能够更好的发挥其监督职能。回归结果证明了假设 H_2 。

4.2 稳健性测试

为了提高研究结果的可靠性, 本节进行了稳健性测试, 用 DD 模型计算出应计盈余管理来替代修正的 Jones 模型。

$$TA_{i,t}/Asset_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(CFO_{i,t-1}/Asset_{i,t}) + \beta_2(CFO_{i,t}/Asset_{i,t}) + \beta_3(CFO_{i,t+1}/Asset_{i,t}) + \varepsilon$$

运用 DD 模型计算出的应计盈余管理指标, 来替代主测试的被解释变量, 再重新做回归分析。总样本回归结果显示, CFO 话语权 (CFO) 与应计盈余管理 ($|DA|$) 的回归系数为-0.002, 对应的 t 值为-3.12, 从表中可以看出 CFO 话语权 (CFO) 与应计盈余管理 ($|DA|$) 在 1% 的水平上显著负相关, 该回归结果再次验证了假设 H_1 。将样本按股权性质进行分组回归, 回归结果显示, 在非国有上市公司组中, CFO 话语权 (CFO) 与应计盈余管理 ($|DA|$) 的 t 值为-2.40, 回归系数为-0.00192, CFO 与 $|DA|$ 在 5% 的水平上显著负相关。而在国有上市公司的样本组中, CFO 与 $|DA|$ 的 t 值为-0.99, 二者之间的回归系数为-0.00113, 且 CFO 与 $|DA|$ 之间的相关性不显著。进一步验证了本文的假设 H_2 。

综上所述可得, 本文的研究结论是稳健的。

5. 研究结论

本文选取 2011-2015 年度我国 A 股非金融上市公司为初始样本, 对其进行处理后, 最终得到 9134 个样本。实证分析了 CFO 话语权与应计盈余管理之间的关系以及不同股权性质对 CFO 话语权与应计盈余管理的影响。得到了以下结论: CFO 话语权与应计盈余管理显著负相关, 即在其他条件不变的情况下, CFO 话语权越高, 越能抑制企业的应

计盈余管理行为。在日益复杂的资本市场中,越来越多的财务舞弊事件被曝光。CFO作为企业的第一财务负责人,不仅需要对其日常的财务决策负责,更需要参与到公司的经营监督中来,CFO话语权的日益提高,有助于其更好的履行监督职能。由于国有上市公司中,等级观念会更强,CFO可能会迫于CEO权力的压力,会表现出更多的配合,其监督职能被削弱。而处于委托代理框架下的非国有上市公司,会得到外部监管机构如证监会、会计师事务所、证券分析师更多的关注,面临更严格的外部约束。因而为了企业持续稳定的发展,非国有上市公司中CFO话语权越高,越能抑制企业的盈余管理行为。

参考文献

- [1]蔡春,谢柳芳,马可哪呐. 高管审计背景、盈余管理与异常审计收费[J]. 会计研究, 2015 (3): 72~79
- [2]孙光国,郭睿. CFO 内部董事有助于董事会履行监督职能吗[J]. 会计研究, 2015 (11)
- [3]田茂永. CEO 与 CFO 的六大关系[J]. 首席财务官, 2006 (5): 26~34
- [4]向锐. CFO 财务执行力与企业过度投资——基于董事会视角的分析[J]. 会计研究, 2015 (7): 56~62+97
- [5]谢盛纹,叶王春子. CEO 权力、环境不确定性与盈余管理[J]. 会计与经济研究, 2014 (3) :21-36
- [6]Aier JK, Comprix J & Gunlock M T, et al. The Financial Expertise of CFOs and Accounting Restatements. Accounting Horizons, 2005, 19 (3)
- [7]Bedard, J. C., R. Hoitash, and U. Hoitash. Chief Financial Officers as inside Directors[J]. Contemporary Accounting Research, 2014, 31 (3): 787~817
- [8]Feng, M., W. Ge, S. Luo, and T. Shevlin. Why Do CFOs Become Involved in Material Accounting Manipulations? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51 (1) 21~36

浅析联想集团面临的财务困境

——基于恒生指数剔除联想事件

刘燕青

摘要：随着互联网的发展，企业缺乏核心技术而陷入财务困境的案例不断增多，如前阶段备受关注的中兴通讯受到美国制裁事件，其面临困境的主要原因便在于核心技术、核心产品的缺乏。而近期，联想集团于2013年被重新纳入恒生指数后又于2018年5月4日宣布被恒生指数剔除引起关注，其被剔除所暴露出的联想存在的问题引发人们关注。本文以联想集团被恒生指数剔除为研究基础，探究其被恒生指数剔除的原因便在于其面临的股价大幅度下跌，营收大幅度下滑、市场占有率的降低等财务困境，并进一步分析其面临财务困境的真实原因便在于其研发投入的不重视，缺乏核心技术、核心产品；在分析的基础上本文还提出发展建议，为企业发展提供借鉴意义。

关键词：联想集团；财务困境；恒生指数

1.引言

互联网背景下，企业若不能适应当前日益复杂的环境变化，调整好战略思维，很容易在发展过程中陷入财务困境。当年的诺基亚正是在产业转型过程中，难以应对复杂的环境变化，面对智能机的转化难以做出相应的改变因而使陷入一蹶不振的状态。互联网背景下，面对复杂的形式，联想采取的是并购IBM从而在全球市场上占据PC端老大的地位；在手机移动端方面，以29亿美元的价格并购摩托罗拉并于当年获得7.9%的市场份额，并斩获中国智能手机老大的地位，全球排名也仅位于三星、苹果之后。然而正是看上去蒸蒸发展的公司却在2018年5月4日被恒生指数宣布剔除，而联想也同时被彭博社认为是“最差的科技股”。本文通过分析发现，联想被踢出恒生指数原因主要由于其于2013纳入恒生指数后，公司的股价已下跌至当时的57%，而联想市场份额的进一步下降也使得其主营收入呈现下滑趋势，手机移动端以及PC端的盈利能力均不如意。联想陷入财务困境的根源为何值得我们关注，通过分析其发展路径中存在的问题，希望能形式复杂多变的背景下，对其他企业有一定的借鉴意义。

本文作者：刘燕青，江西财经大学会计学院研究生，研究方向：会计实务

2. 背景简介

近年来,我国虽然在产品研发有了较大的发展,如集成电路产业发展以及国产芯片的成功应用。但我国的企业研发能力还远远不够,特别是在通信、工业、医疗以及军事等领域,对稳定性和可靠性要求很高,我国的差距相对于国际水平差距仍然较大。而我国的企业在研发投入部分的不重视,核心技术、核心产品的缺乏也使得我国的部分技术依赖性强。随着中美贸易战的爆发以及中兴被美国制裁事件的发生,这一弊端逐渐显现,中国目前对核心技术掌握不够,无法掌握话语权。而本文所要研究的联想集团其发展战略正是通过并购IBM、摩托罗拉等获得技术,而对研发投入的不够重视,缺乏核心技术使得公司并不能很好的整合并购而来的企业,因而陷入财务困境而被恒生指数踢出。在这一背景下,选取联想这一较为典型的案例进入深入分析具有重要意义。

3. 案例概况

3.1 公司简介

成立于1984年的联想集团,因其于1985年研发的LX-PC联想汉卡和自有品牌个人电脑迅速占领国内市场,同时于1994年在香港成功上市。此后,公司通过收购IBM的PC业务从而获得IBM的渠道以及ThinkPad品牌,成为全球PC端市场的老大。在手机移动端方面,公司于2014年收购的摩托罗拉也使得其在手机市场上的份额达到7.9%,进而智能手机排名方面获得全国第一,全球第三的地位。但由于核心技术的缺乏,联想走的是“贸工技”为核心发展道路,主要是靠并购获得核心技术,自主研发的缺乏加之并购整合的失败,使得联想在2015年后发展走下坡路,股价也一路下跌。

3.2 事件经过

恒生指数官方网站于2018年5月4日发布公告称,截止2018年3月30日,恒生指数系列季度检讨结果发布,恒生指数做如下变动:代号1093的石药集团有限公司加入恒生指数,而代号992的联想集团有限公司则被剔除,该变动将于2018年6月4日起生效。而这一消息宣布后,联想的股价进一步下跌,5月7日联想集团股票收跌3.23%(数据来源:同花顺财经)。而此前彭博社统计的171支科技股中,联想也被认为是表现最差的一支。

3.3 联想被踢出恒生指数的原因分析

3.2.1 股价下跌

由图3.1可以发现,联想自2013年纳入恒生指数至2015年,股价呈现上涨趋势,但2015年至今,股价呈现大幅度的下降趋势。5月9日,联想港股收于3.71港元,市值为445.75亿港元。自2013年被纳入恒指以来,联想集团股价已累计下跌约57%。而

图 3.2 显示的恒生指数股价图可以发现，其股价是呈现一个上涨的趋势。另据国泰安数据显示，恒生指数至今共有 16 例剔除调整，这 16 例被剔除出的公司其股价下跌的中值为 48%。考虑到联想股价下跌已达到 57%，超过了以往剔除数下跌的中值，且其变动幅度与恒生指数相差较大，因而其被恒生指数剔除也无可厚非。



图 3.1 联想股价图

资料来源：东方财富网



图 3.2 恒生指数股价图

资料来源：东方财富网

3.2.2 营收全面下滑

由表 3.1 所示，无论是营业总收入还是净利润，2015 年-2016 年均呈现下降趋势，2016 年的净利润甚至出现亏损。虽然 2017 年联想集团实现了扭亏为盈，但本文经过分析发现，2017 年的净利润为正，主要来源于联想非核心资产，若扣除该部分的非核心资

产，联想 2017 年的净利润仍然为负。通过进一步分析联想核心业务，发现其手机端的亏损业务对其造成了重大的影响，其移动端业务近三年的亏损额分别达到了 3.7 亿，4.69 亿和 5.66 亿（单位：美元，数据来源：香港交易所网站）。主要原因便在于联想于 2014 年收购摩托罗拉，但收购后整合失败，使得手机端业务业绩表现不如人意。

表 3.1 联想集团营收以及净利润变动表

日期	营业总收入 (万元)	营业收入增长率	净利润(万元)	净利润增长率
2013/3/31	3,400,317.30	14.76%	63,159.20	32.85%
2014/3/31	3,868,389.20	13.77%	81,741.70	29.42%
2015/3/31	4,632,798.50	19.76%	83,660.30	2.35%
2016/3/31	4,494,709.80	-2.98%	-14,457.50	-117.28%
2017/3/31	4,352,367.00	-3.17%	53,044.10	466.90%

资料来源：年报数据手工收集

3.2.3 市场占有率下降

联想在市场占有率方面，手机业务方面被严重挤压，PC 端为其重要支柱，但 2018 年后联想的 PC 端业务的市场份额也被惠普迎头赶上。

(1) 移动端市场份额显著下降

表 3.2 2017 年中国手机出货量及市场份额

品牌	数量	所占份额
华为	10255	22.82%
OPPO	7756	17.26%
VIVO	7223	16.07%
苹果	5105	11.36%
小米	5094	11.33%
魅族	1681	3.74%
金立	1494	3.32%
三星	1107	2.46%
百立丰	467	1.04%
联想	179	0.40%
其他	4583	10.20%

数据来源：调研机构 GFK 发布的 2017 年中国智能手机市场研究报告

如表 3.1 所示, 2017 年联想在中国的市场份额仅为 0.4%, 销量仅为华为的 1.75%, 而其排名也从昔日并购摩托罗拉的第一变为现在的第十。而在国际市场上, 根据调研公司 Counterpoint 的 2017 年全球智能手机销量排名, 联想手机销量 4970 万部, 全球排名第 8, 市场份额仅为 2% 左右。2018 年第一季度的发展也不如意, 根据赛诺发发布的报告显示, 联想却未进入前 10。也就是说, 2018 年第一季度, 联想的销量仍继续下降。

(2) PC 端业务失去 PC 市场霸主地位

据 IDC 和 Gartner 的统计数据, 2017 年联想失去 PC 端霸主地位, 被惠普击败。IDC 数据显示, 2018 年第一季度, PC 端的市场份额方面惠普为 28.8%, 而联想仅为 21.4%。另外 PC 端的行业背景也不容乐观, PC 端市场已连续三年呈现下滑趋势, 据 Gartner 数据显示, 2018 年第一季度全球 PC 出货量 6170 万台, 较 2017 年第一季度下降 1.4%。行业的整体下滑加之惠普的反超, 联想的 PC 端业务不容乐观。

4 联想陷入财务困境的根源及解决路径

4.1 陷入财务困境的根源

4.1.1 研发投入不足, 缺乏核心技术

联想走的的是“贸工技”之战, 所谓贸工技就是通过贸易加工从而使得自身的技术得到发展。而联想针对自己技术不足的一大应对措施便是通过“买买买”。具体表现如表 4.1 所示。虽然联想的并购对其拓展海外业务有一定, 但由于并购后的整合效果并没有如预期所想, 并且由于并购的技术都相对落后加上联想本身研发技术上存在的不足, 没有相应的团队能够更新其技术, 使得联想的并购后业绩反而呈现下降趋势。

表 4.1 联想重大并购

年份	金额(美元)	收购公司
2004 年	12.5 亿	IBM 电脑及其研发采购业务
2014 年	29 亿	摩托罗拉移动业务
2014 年	23 亿	IBM X86 服务器业务

资料来源: 手工搜集

另一方面, 联想在研发投入方面存在严重的不足。与华为相比, 华为 2017 年投入的研发费用为 897 亿人民币, 比重达到其全年收入的 14.9%。但通过分析联想财报发现, 其 2006 年-2015 年累计投入的研发费用却仅为 44.05 亿元, 10 年抵不上华为一年的研发费用, 足见其在研发投入上的不重视。因而在芯片等核心技术、核心产品上,

华为拥有自主研发的海思麒麟芯片、海思芯片，并且华为已经在真机使用并得到了比较好的反响，在性能上也能同高通一决高下，而联想在这方面还存在较大的依赖性。

4.1.2 战略定位不明确，重视短期效益

相较于小米高性价比,华为的坚持创新，联想的战略定位一直是模糊不清的。并且其领导人也处于经常变动的状态。在业务考核方面，较为重视短期销售业绩，因而对于长期发展才能取得成效的项目，联想往往对其缺乏耐心。如2010年4月19日推出的乐Phone，刚推出时信誓旦旦，想要与苹果一决高下，但运行两年后，便因业绩较差而叫停；2013年10月份，联想管理层对手机业务放缓增长达成共识，但会后20天，管理层便推翻之前的决策，手机出货量大量增加；2015年初，管理层决定让神奇工场独立运行，但一年半之后，神奇工场就被联想收回。种种迹象均在表明联想战略定位不明晰，重视短期效益，因而长远来看，其经营效益并不理想。

4.2 解决路径

4.2.1 加大研发投入，重视核心技术的研发和生产

在互联网大背景下，企业想要摆脱困境，科技创新是唯一出路，是企业发展的生命线。华为的发展正是印证了这一点。华为每年都会投入其营收的14%作为研发。因而其现在拥有自己的核心技术芯片，并能与高通比肩。而联想10年的研发投入却不及华为一年的研发投入支出。因而联想在今后发展道路应更加重视研发投入，创立自己的研发团队，拥有自己的核心产品，转变思路，变“贸工技”为“技贸工”。

目前，联想在人工智能领域方面对研发投入也有所行动。表现在参与涉足AI芯片领域投资；同时将PC端和移动端整合成智能设备业务集团的行动也在进行；智能手机领域也创新研发出联想Z5。但其技术层面是否能够进一步突破发展还有待进一步关注。

4.2.2 明晰战略规划，重视长期发展

联想首先要改变其销售业绩占主导的考核系统，在发展中，重视长期战略的规划。华为为了研制出自己的芯片，甚至需要10几年的亏损；而联想对于乐Phone、神奇工场的战略变动均源于其2年内达不到盈利的状态而将产品线撤除。在当前互联网背景下，往往需要前期投入较多，而盈利较少甚至亏损，从而形成自己的核心竞争力，才能在后期发展中立于不败之地。

5. 总结

联想集团被恒生指数剔除，主要源于联想本身经营状况不佳造成的，具体表现在股价下跌，主营业务的进一步下滑，市场占有率的进一步下降等，联想背后反映出的是当前我国互联网背景下，企业发展普遍存在的问题，对研发投入的不够重视，缺乏核心、

技术产品等,对国外技术的依赖性强,一旦核心技术来源消失,便失去竞争力,企业长期发展中,核心技术的缺乏也使得企业在长期发展中处于劣势地位。这一现象值得引起我们的关注与重视,无论是中兴被制裁事件,还是联想如今面临的困境,都在提醒我们,企业的长期发展离不开核心技术的掌握,否则就会在博弈过程中处于被动局面。

参考文献

- [1]柴锐.联想与华为国际化经营对比分析[D].吉林大学,2017
- [2]何会丽.联想和华为的成长路径及公司绩效比较研究[D].郑州航空工业管理学院,2017
- [3]骆家骢,崔永梅,陈雯,李霞.并购财务困境企业整合路径研究——以国机并购二重为例[J].会计研究,2017(07):69-74+97
- [4]王晓民,高莉.从财务分析视角看联想集团持续并购[J].财会月刊,2015(10):66-68
- [5]张佩婷.联想并购摩托罗拉移动绩效研究[J].现代商业,2018(07):112-113
- [6]JONES M V. COVIELLO N. Internationalization: Conceptualizing an Entrepreneurial Process of Behavior in Time [J]. Journal of International Business Studies, 2005, 36(3): 284-303
- [7]Solakoglu, Orhan.A Study on the Impact of Management Power on Enterprise M & A and Its Financial Effect[J].Journal of Finance, 2006, 26(5):58-61
- [8]ZUCHELLA A, PA AMARAG, DENICOAI S.The Drivers of the Early Internationalization of the Firm [J]. Journal of World Business, 2007, 42(3): 268-280

新收入准则下网游企业的收入确认问题研究

刘 阳

摘 要：2017年新收入准则正式公布，新收入准则认为收入都是与客户之间的合同产生的，不再区分收入的类型，采用统一的收入确认模型来规范所有收入。新收入准则的变化对房地产企业、互联网企业、电信企业等影响重大，收入确认是会计处理中的核心，直接影响企业财务核算的准确性。网络游戏公司的收入确认问题一直是个难点，相关的争论也比较多，研究新收入准则下网游企业的收入确认问题，有利于解决网游企业会计实务中的难题，提高相关上市公司的会计信息质量。网游企业的收入中占比最大的是销售道具收入，考虑当前经济环境下游戏资产的有价值性和流通性，且游戏玩家掌握虚拟道具的控制权，销售道具可以看作是道具购买合同与游戏体验服务合同的结合。

关键词：新收入准则；网游企业；收入确认

1.引言

收入确认是会计处理中的核心，企业在什么时点确认收入、按照什么标准进行计量、复杂收入如何分别确认直接影响企业财务核算的准确性，对企业财务报表中的经营成果有重大影响。2006年财政部颁布了《企业会计准则》第14号收入准则和第15号建造合同准则，与当时国际会计准则IFRS11和IFRS18保持趋同。但是，随着盈利模式和交易安排的日益复杂，收入确认的实务中遇到的问题越来越多，很多问题准则无法给予明确指引，这要求修订完善现有的准则以满足实务需要。国际会计准则较国内先行一步，2014年发布了《国际财务报告准则第15号——与客户之间的合同产生的收入》，为解决原收入准则在实施中存在的问题，进一步规范收入的确认与计量，保持与国际财务报告准则的持续趋同，经过对征求意见稿两年的讨论修改，新收入准则在2017年7月正式发布。

原收入准则对销售商品、提供劳务、让渡资产使用权和建造合同采用不同的收入确认模型，新收入准则认为收入都是与客户之间的合同产生的，不再区分收入的类型，采用统一的收入确认模型来规范所有收入。并且新收入准则就“在某一时段内”还是“在某一时点”确认收入提供具体指引，提高了会计信息可比性。原收入准则强调主要风险和

报酬转移,新收入准则强调控制权的转移,或者说是企业履行了合同中的履约义务。网络游戏公司的收入确认问题一直是个难点,相关的争论也比较多,新收入准则下网游企业该如何确认收入值得进行深入研究,有利于解决网游企业会计实务中的难题,提高相关上市公司的会计信息质量。

2. 网游不同收入的确认问题

网络游戏根据平台载体的不同可以分为端游(例如英雄联盟,DOTA)和手游(例如王者荣耀、刺激战场),虽然载体平台不同但是这两者的运营模式和收入来源基本是一致的。网络游戏的收入大致可以分为计时收费收入、游戏道具收入、增值服务收入这三大块,下面将针对不同的收入类型分别研究相关的收入确认问题。

2.1 计时收费的收入确认

计时收费,主要是指网游公司根据游戏玩家的在线的游戏时间收取费用,一般都是以点卡的形式销售在线游戏时间,玩家购买点卡进行充值就可以增加在线的游戏时间。也有包月计时收费,是指网络游戏玩家一次性购买一个时段,这个时段内玩家可以随时上网游戏,不管有没有在线游戏,均算作消费。计时收费收入的确认十分简单,对于点卡形式的计时收费收入在玩家充值后进行实际游戏时按实际消费的时间确认,相关的优惠应分摊至每个时间单位的单价中。对于包月形式的计时收费收入则不需要考虑玩家实际消费的时间,在相应的时间段均匀确认即可,相关的的优惠同样分摊至每个时间单位的单价中。

2.2 游戏道具的收入确认

游戏道具是指游戏中的一些虚拟道具,游戏道具可以改变游戏玩家在游戏中的外观和属性能力,让玩家获得不同游戏体验。计时收费收入曾经是网游企业的主要收入,但是随着网游行业的变革,各大游戏为了吸引玩家对在线游戏时间不再收费,游戏道具的销售收入成为网游公司最重要的收入。网游企业游戏销道具的收入确认是争议最大的,网游企业销售游戏道具往往涉及玩家充值虚拟货币,然后使用虚拟货币购买游戏道具。对于玩家充值虚拟货币时是否应当确认收入,虽然之前有过争议但是现在大家基本达成了一致,玩家充值虚拟货币时不能确认收入,在玩家使用虚拟游戏币购买道具时才能确认收入。几乎所有的网游平台都规定了玩家充值的金额一旦到账不予退回,虽然玩家充值的钱无法退回但是在充值的时间点上网游公司并没有为玩家提供真正的服务,不满足收入确认的基本条件,不论是旧收入准则还是新收入准则都是如此。

原收入准则下,部分网游企业认为销售道具更符合销售商品的收入确认条件,因为虚拟道具一旦销售不可能发生折让、退货等情况,而且无论玩家使用与否、何时使用、

如何使用, 游戏运营的运营成本不会发生显著变化, 虚拟道具的销售收入能满足原收入准则商品销售收入确认条件: “企业已将商品所有权上的主要风险和报酬转移给买方; 企业既没有保留通常与所有权相联系的继续管理权, 也没有对已售出的商品实施控制; 与交易相关的经济利益能够流入企业; 相关的收入和成本能够可靠地计量”。据此, 部分网游企业认为不论虚拟道具的种类, 都应该在虚拟道具销售的时刻全部确认收入, 不必在收益期内分摊。

原收入准则下, 部分网游企业认为销售道具更符合提供劳务的收入确认条件, 网游公司通过提供在线游戏这项服务向玩家收取费用。而对于提供劳务也存在着分歧: 有人认为是网络游戏企业提供的是道具服务, 并使游戏玩家从中获得游戏娱乐的享受; 道具的类型决定了收入确认的方式, 一次性的消耗性虚拟物品, 在使用时刻确认收入(如药品、双倍经验); 有使用期限的消耗性虚拟物品, 在使用期限内摊销(如有时限的时装、坐骑)。例如, 玩家购买了一件有效期为三个月的道具, 该件道具的收入应该在这三个月内分摊确认; 永久性虚拟物品, 在售出当月起, 按游戏寿命摊销确认收入; 但对于玩家绑定(不得交易给其他玩家)的虚拟物品按游戏平均的玩家寿命摊销。还有人认为网络游戏企业为游戏玩家提供的是虚拟游戏世界服务, 游戏玩家享受的不仅是道具而是整个游戏服务。由于网游企业提供给玩家虚拟世界环境, 游戏玩家在该环境中游戏以获取娱乐享受, 因此销售道具收入应在网络游戏的服务期间分期确认收入。

新收入准则下对于某项合同的履约义务属于在某一时点履行履约义务还是在某一时段内履行履约义务有明确的区分原则, 有专家认为网络游戏作为一种体验服务, 虚拟道具是这种体验服务中的一环, 玩家购买虚拟道具以及使用虚拟道具付出的对价名义上是购买虚拟道具, 其实购买的是整个服务, 满足准则中所说的“客户在企业履约的同时即取得并消耗企业履约所带来的经济利益”, 网游公司应按照“履约义务在某一时段内履行”而确认收入。但是, 我们必须认识到虚拟道具的性质不仅仅是某种服务这么简单。随着网游手游以及电子竞技的蓬勃发展, 某些虚拟道具不单单是是网游娱乐服务的一环, 虚拟道具在某种程度上拥有商品的属性, 一些游戏中的道具可以转让卖出数万元甚至十几万元的高价, 游戏账号也可以流通转让。同时, 现有的网游运营模式下, 游戏存续期内玩家可以自主决定是否上线, 自己决定如何使用购买的虚拟道具, 游戏玩家掌握了虚拟道具的控制权。在实际情况中, 游戏玩家不仅享受了游戏娱乐服务同时拥有了一份虚拟资产, 这种情况在整个游戏存续期同时存在不可以分割, 玩家享受的游戏服务从第一次进入游戏开始就一直存在。购买虚拟道具可以看作是两份合同, 一份是道具购买合同, 一份是长期的游戏体验服务合同。网游企业在道具购买合同中的履约义务属于在

某一时点履行履约义务，游戏体验服务属于在某一时段内履行履约义务，销售道具的收入可以按照成本法进行分配，道具购买合同收入在销售时全部确认，游戏体验服务合同收入在游戏存续期内均匀确认。

2.3 增值服务的收入确认

网游的增值服务包括平台会员收费（网游玩家可以购买不同的会员身份，会员等级越高享受的特权越大，会员有永久型的也有续费型）；游戏进入收费（ios等平台下载游戏收费，大型端游安装盘购买费用）；游戏内置广告收费；交易收费（在游戏中玩家相互交易装备道具的时候官方从中收取一定的交易手续费）等。平台会员收费，网游玩家在其整个会员特权受益期内都能享受特权服务，属于在某一时段内履行履约义务，应在有关会员特权试用期内分摊确认收入。玩家拥有会员特权，可以免费获得部分商品和大量优惠折扣。由于虚拟道具的成本与游戏运营成本是紧密结合的，该部分的优惠无需分配至每样商品，应计入运营成本。游戏进入费，在玩家第一次进入游戏收取，可以看作是一次性购买的永久性点卡，应根据角色的平均生命周期分摊确认收入。游戏内置广告收费，一般有两种形式，按投放期限收费和用户点击次数收费，广告收费应根据合同确认收入。交易收费，游戏中的交易收费往往都是收取的虚拟货币，应根据虚拟货币与实际货币的充值兑换比，在收取交易费的时点立即确认收入。

3. 总额法与净额法问题

网络游戏运营过程中涉及到游戏开发商、游戏发行商、游戏渠道商这最主要的三方，游戏开发商即游戏的制作研发企业，主要通过聚集产品 IP 制作游戏内容。游戏开发商可以将制作研发的产品让发行企业代理，也可以自主发行，将产品直接投放到游戏的分发渠道，跳过中间环节将产品直接输出到产业链的下游。游戏发行商，凭借其强大的发行能力和市场推广能力，将代理的上游开发商的游戏产品投放到游戏渠道商，并进行相应的市场宣传推广活动。实力较弱的游戏开发商会把精力集中在游戏的制作开发上，自己没有建立起游戏推广和商务合作的销售体系，主要由游戏发行商代理发行。部分规模较大、拥有成熟发行、运营经验的游戏开发商也可以不通过发行商，直接与游戏平台运营商合作，独立负责游戏的发行和推广。移动游戏渠道商（或称为“平台商”）直接对接用户，是用户接触移动游戏的第一个环节，也是移动游戏内容流向的最后一公里。移动游戏渠道商主要负责游戏与最终用户之间的对接，通过在自身的移动网络游戏平台上开放游戏的下载入口，使得游戏到达最终用户，让最终用户接触到游戏。目前移动游戏运营平台以应用商店为主，包括 App Store、Google Play、360 手机助手、91 助手、腾讯等。各方之间承担的风险和报酬不同，需要根据承担的责任重要程度确定采用总额法还

是净额法确认收入。如何判断哪一方对最终用户承担了主要的责任和风险从而作为主要责任人按照总额法确认收入，一直是实务中热议的问题。

原收入准则没有提及代理人和主要责任人的问题，原《国际会计准则第18号-收入》认为风险与报酬的责任承担是判断某项交易中谁是主要责任人和代理人的关键要素，企业是否承担与销售的商品或提供的劳务相关的重大风险和报酬决定了企业是主要责任人还是代理人，如果企业承担了相关的重大风险和报酬那么该企业是主要责任人，如果没有承担那么该企业是代理人。原国际收入准则认为主要责任人具有直接或间接的定价权，并需要承担商品的退货风险和客户的信用风险，代理人不具备定价权，代理人赚取的是固定金额或者固定比例的佣金。原国际收入准则主要责任人和代理人的判断标准对有形商品较为适用，但是对于网游类虚拟商品应用起来很困难。网游类虚拟商品不存在存货跌价的风险，玩家购买之后也不能够退货，而且销售收到的都是即时的电子现金，风险报酬的转移并不明确。由于合同安排的复杂性，对于定价权的判断有助于识别代理人，但是对于确定主要责任人还是存在障碍。新收入准则对主要责任人和代理人的判断给出了明确的指引，企业在向客户转让商品前对商品的控制权是判断主要责任人和代理人的标准。如果企业拥有在向客户转让商品前的商品控制权，则该企业是主要责任人，应当按照总额法确认收入；否则，该企业为代理人，应当按照净额法确认收入。

4. 总结与不足

新收入准则对网游企业销售道具是属于在某一时刻履行履约义务还是属于在某一时段内履行履约义务有了较明确的指引，从网游企业为玩家提供虚拟世界游戏体验来看，无论是一次消耗型道具、限制使用型道具、永久型道具都只是游戏服务的一个环节，道具改变了玩家在游戏中的人物属性但是本质的服务没有改变，应按照运营成本、新开发成本、旧研发成本三者在游戏生命期或者玩家生命期内均匀确认；但是，考虑现有环境下游戏资产存在一定的公允价值，虚拟游戏资产也可以作为流通转让的有价资产，且玩家掌握了游戏资产的控制权，销售虚拟游戏道具可以看作是两项合同，一份是道具购买合同，一份是长期的游戏体验服务合同。道具购买合同收入在销售时全部确认，游戏体验服务合同收入在游戏存续期内均匀确认。此外，新收入准则给出了主要责任人和代理人的明确判断标准，有利于识别复杂安排下游戏开发商、游戏发行商、游戏渠道商的责任。本文研究了新收入准则下网游企业收入确认的问题，对网游企业不同的收入提出了相应的确认原则，但是对于如何合理确定游戏的使用寿命和玩家的使用寿命没有进行研究。游戏的使用寿命和玩家的使用寿命对网游企业的收入确认十分重要，在接下来的研究中将对该问题进行深入探索。

参考文献

- [1]陈文绮.新收入准则对企业的影响[J].国际商务财会,2016(11):43-45+50
- [2]陈升翠,姚荣辉.新收入准则在互联网企业中的应用研究[J].会计之友,2018(04):15-18
- [3]焦桂芳,陆秀芬.新旧收入准则对比分析[J].会计之友,2018(08):140-143
- [4]解秀兰,韩潇.新收入准则的变化及其会计处理[J].山东农业工程学院学报,2017,34(11):71-75
- [5]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
- [6]张俊民.关于执行新收入准则会计确认的几个问题[J].商业会计,2017(20):4-7
- [7]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

大股东减持前的会计操纵研究-以吴通控股为例

罗昊

摘要: 自我国实行股权分置改革以来, 大股东从上市公司获利的方式从单纯依赖公司分红或者企业价值上升过渡到通过证券市场上来。由于在代理机制和信息不对称的情况下, 大股东可以通过一系列的会计手段进行业绩操纵, 这种行为最终会反映到股价上去, 由于公司大股东或者高管更了解公司的实际价值, 所以在市场高估价值时, 就是大股东出手进行减持的机会, 并显示出非年报效应。大股东本应该加强管理, 提高运营能力、降低成本来实现公司利润增长, 而不是通过逢高减持来掏空公司, 这样的行为损害了普通投资者的利益, 不利于资本市场的长期发展。本文通过案例研究的方式, 对吴通控股经营状况的介绍和“高转送”之后大股东进行密集减持的异常表现, 进行具体分析来证实, 公司大股东正式通过股利分配政策的选择进而进行利益输送的。此外, 通过对上述减持行为的市场反应研究基础上有针对性的提出建议, 及时甄别大股东的掏空行为, 减小损失并为监管机构给出建议。

关键词: 大股东减持; 减持时机; 利益输送; 吴通控股

1. 引言

自我国推行股权分置改革以来, 只要非流通股过了限售期就可以在二级市场上进行流通, 由此一来, 大股东的获利方式不再仅仅决定于公司业绩, 他们可以通过自由买卖股票来获得收益。配合上“高转送”这种股利分配方案对广大股民的吸引力, 众多公司开始对“高转送”趋之若鹜。但不幸的是, 大股东的减持行为也往往紧随其后。至2016年三月起, A股市场的减持动向愈演愈烈, 仅5、6两个月份就有超过110家公司进行了减持意向的披露, 如果说过了限售期想获得资本投资收益本无可厚非, 但在这个过程中往往伴随着会计操纵以抬高股价的嫌疑, 之后大股东再进行减持, 达到攫取超额利益的目的。针对这一现象, 对于公司“高转送”行为的研究及大股东减持时机的选择研究就显得很有意义。

本文作者: 罗昊, 江西财经大学会计学院研究生, 研究方向: 公司理财

2. 案例剖析

2.1 案例背景

2.1.1 上市后业绩惨淡

吴通控股集团股份有限公司于1999年06月22日在苏州市工商行政管理局登记成立。2012年在深交所创业板挂牌上市。最开始上市的时候，吴通控股还叫作吴通通讯。在上市的当年，吴通通讯的营业收入就较上年减少3.26%，为2.58亿元；归属上市公司股东净利润2091.25万元，较上年减少44.37%；扣非净利润1819.40万元，较上年减少46.19%的“抢眼”业绩给了机构和韭菜们一个下马威。而韭菜们也还以颜色，用脚投票夺门而出，不到一年，吴通控股的股价较之于发行价暴跌44.38%。

2.1.2 三次重组，业绩和股价齐飞

大股东也不是等闲之辈，毕竟股票还在限售期，股价暴跌成这样也不能坐视不管，于是深谙资本市场套路的股东开始了第一次重组，2012年11月21日，吴通控股宣布停牌，理由是进行重大资产重组。2013年3月复牌，并宣布，公司以发行股票及支付现金方式购买了上海宽翼通信科技有限公司100%股权。宽翼通信是一家移动通讯终端产品解决方案供应商，主要产品为3G、LTE数据类产品，包括数据卡、无线通讯模块、无线路由器。在2011-2012年，宽翼通信分别实现营业收入4990.69万元、16375.12万元；净利润分别为110.20万元和1902.70万元。在交易报告书中也如此披露2012年是宽翼通讯业绩大爆发的一年，营收增幅达228.11%，净利润增幅高达16倍。此外，交易对手方还承诺，标的公司在2013年度、2014年度与2015年度经审计的税后净利润，分别不能低于人民币2,500万元、3,000万元与3,500万元。也就是说，未来三年，标的公司的净利润增长率分别为31.39%、20%和16.67%。如此亮眼的业绩加上不错的业绩承诺，吴通控股也花了大价钱，宽翼通信的100%股权作价16800万元，较其账面净资产增值五倍有余，吴通控股如此解释：公司的战略是“发展为国内一流的通信连接产品及系统解决方案的核心供应商”，所以，本次并购有利于公司的主营业务及产品拓展到移动宽带网络连接领域，顺应了公司的长期发展战略。2013年8月完成收购并表，8月~12月，宽翼通信实现营业收入10474.79万元；净利润1246.11万元，为上市公司当年的业绩作出了巨大贡献，止住了吴通控股主营业务大幅下滑的趋势。公司股价也一路上扬。

第一次尝到了甜头，当然要故伎重演。2013年10月14日，上市公司再次停牌，宣布进行重大资产重组。2014年1月17日，公司股票复牌，并披露交易预案。这一次，上市公司打算发行股份以及以支付现金的方式，购买北京国都互联科技有限公司100%股权。这次公司在报告里这样解释：“公司的战略目标是发展成为一流的通信连接及通

信应用产品、服务及系统解决方案核心供应商。这次交易使公司的主营业务及产品拓展到了通信应用层面的企业移动信息化领域，顺应了公司的长期发展战略”。这一次公司也是下了大血本，上市公司情愿拿出 55,000 万元购买标的公司，较其净资产账面价值增值 886.42%。2014 年 9 月，上市公司完成对国都互联的收购，加上前一年收购的宽翼通信全年营收并表，吴通控股终于迎来上市后第一次业绩增长。当年，公司实现营业收入 7.84 亿元，同比增加 144.02%；归属于上市公司股东的净利润 5571 万元，同比增加 191.48%。在如此优秀的业绩支撑下，公司股价又一次大涨。

2014 年 10 月 8 日，吴通控股再次停牌，准备进行重大资产重组。准备以发行股票和现金方式，以 13.5 亿元购买互众广告（上海）有限公司 100% 股权，而互众广告净资产账面价值仅为 6,518.59 万元，交易作价增值了 1971.00%。互众广告是一家互联网广告公司，主要通过“整合互联网丰富的优质媒体资源，依托互众广告精细的数据挖掘技术提炼大量高品质的媒体用户行为数据，从而通过与互众广告实时交易平台或广告联盟的技术对接，为优质媒体和注重营销效果的广告需求方提供双向的高价值服务”值得关注的是，这家公司 2013 年 2 月才成立，收购时才成立一年多的时间，上市公司就敢溢价近 20 倍进行收购，多少让人觉得心虚。交易对方承诺，互众广告 2015 年度、2016 年度、2017 年度当期期末累积实际净利润将不低于当期期末累积预测净利润数据。而互众广告 2013 年和 2014 年的净利润分别为 150.17 万元和 5188.97 万元，也就是说，未来三年，互众广告净利润的复合增长率要达到 48.24%。2015 年 8 月，收购顺利完成，并在当年实现并表，上市公司又一次出现业绩大爆发，实现营业收入 150,099.11 万元，比上年度同期增长 91.41%；净利润更一举踏入“亿元俱乐部”，为 16,742.52 万元，比上年度同期增长 200.52%。有了这三次成功经验，吴通控股的高管们当然不会放过继续并购的机会，于是乎在 2015 年 9 月和 2016 年 1 月分别谋划了两次收购，最后都无疾而终。

2.2 业绩下滑，高转送加减持

2.2.1 业绩下滑

然而自成功收购互众广告之后，上市公司的业绩却一路下滑，2016 年上市公司实现营业收入 19.82 亿元，较上年 32.07%；归属于上市公司股东的净利润为 1.68 亿元，较上年仅增加了 0.32%。截止至 2017 年第三季度，上市公司实现营业总收入 18.8 亿元，同比增长 26.17%；归属于上市公司股东的净利润 1.63 亿元，同比下降 8.56%；扣非净利润 1.61 亿元，同比下降 4.99%。营业收入增加，而净利润出现下滑，通常和毛利率的下降有关。

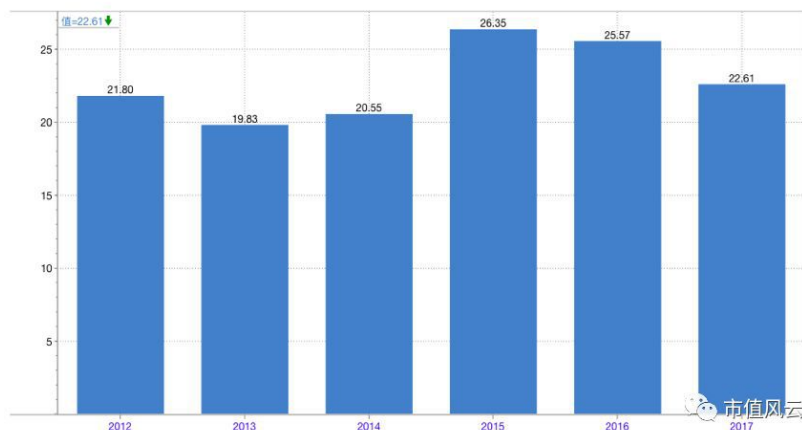


图 2.1 销售毛利率

注：销售毛利率（%）数据来自 wind

据公开数据，上市公司销售毛利率在 2015 年并购互众广告时达到巅峰，其后开始下降，截至今年第三季度末，公司销售毛利率为 22.61%，较 2015 年下降 3.74%。而三家被收购的公司的毛利率情况也不容乐观：其中，2013 年并购宽翼通信而增加的移动终端产品毛利率下降最为凶猛，较上年下降 6.03%。相应的，宽翼通信业绩也出现大幅下降。2016 年，宽翼通信实现净利润仅 1035.29 万元，较上年减少 71.14%，为此，上市公司不得不宽翼通信计提 1500 万元的商誉减值准备，拖累了当年的净利润水平。事实上，宽翼通信 2015 年因扣非净利润只有 3425.58 万元，也没有完成当年的业绩承诺。除了宽翼通信，商誉高达 11.12 亿元的互众广告的情况也并不乐观。上市公司当初溢价近 20 倍收购互众广告，其营业收入和毛利率指标都是非常重要的因素。但并购完成后，互众广告毛利率从 2014 年的 44.74% 下降到 2016 年的 39.82%。截至 2017 年中报，互众广告的数字营销服务毛利率上升至 45.92%，但营业收入较同期却下降了 30.10%。而做移动信息服务的国都互联，其毛利率从 2014 年的 18.14% 上升到 2015 年的 23.58%，此后便持续下降，截止到今年年中，其毛利率又回落到 20.13%。上市公司当初用那么高的估值收购标的，看中的是其未来的高成长性，但从目前的情况来看，三家公司的成长性似乎都在并购第二年达到顶峰，随后逐渐下降。

2.2.2“高送转”始末

2016 年 6 月 22 日，吴通控股发出“高转送”公告，每 10 股转增 30 股，并特意指出公司董事会在此之前并没有收到这一利润分配方案的提案人万卫方、持股 5% 以上的股东以及董监高任意一方的减持计划，这也算是打了一个埋伏，然而第二天就收到了关注函，要求披露万卫方等持股 5% 以上股东披露减持计划。最终，吴通控股高送转预案披露仅仅 5 天，公司就抛出了一份由公司实际控制人万卫方领衔，几乎涉及全体持股董监

高的集体减持计划，合计减持比例高达公司总股本的 19.75%，相当于卖掉了公司总股本的五分之一，按当时公司股价计算，套现金额不低于 30 亿。

我们关注一下抛出“高转送”计划的时点，一般来说，年中和年末都是企业进行“高送转”的时期，但是相比之下，在年中进行“高送转”的企业所占比例并不大，对于习惯于年末分红的吴通控股来说，这一行为更显突然，而且 2016 年公司的运营状况良好，2015 年公司的涨幅相比于 2015 年的变化也很大，即使 2015 年进行“高送转”也不会超过其资本公积的范围，那么这一分配方案不在 2015 年年末提出而拖延到 2016 年年中呢。下面看看表格：

表 2.1 公司股东解禁情况及解禁日期表

股东名称	持股数量	解禁数量	解禁日期
万卫方	100060416	78862500	2016-08-08
谭思亮	45865526	18346210	2016-07-26
何凝	5823184	2329273	2016-07-26
惠州市德帮实业有限公司	9808546	6698489	2016-08-08
杨荣生	2148993	2148993	2016-08-08
李尔栋	2148994	2148994	2016-08-08
王勇	2148994	2148994	2016-08-20
李国超	536992	536992	2016-08-20
王寿山	403254	403254	2016-08-20
赖华云	269516	269516	2016-08-20
薛枫	17300969	5190291	2016-08-20
谢维达	5690074	2267174	2016-09-30
黄威	9567356	3046007	2016-09-30

资料来源：新浪财经

从上表不难看出，2016 年 7、8 两月是该公司重要股东所持股票集中解禁的月份，在 6 月份推出“高送转”方案正好在解禁之前，推高股价的同时在进行大幅减持，不得不说时间掐得很准，也让我们不得不怀疑存在恶意套现的动机。加上此次“高送转”以后，排名前十的股东几乎全部进行了股份减持，很难解释这只是一个巧合。

2.3 股价上涨

吴通控股的“高送转”配合上收购腾码科技的资产购买公告，双重利好在二级市场上也引起了股价向好的方向发展，下面再看看公司停牌前五天和复牌后五天的股价对比。

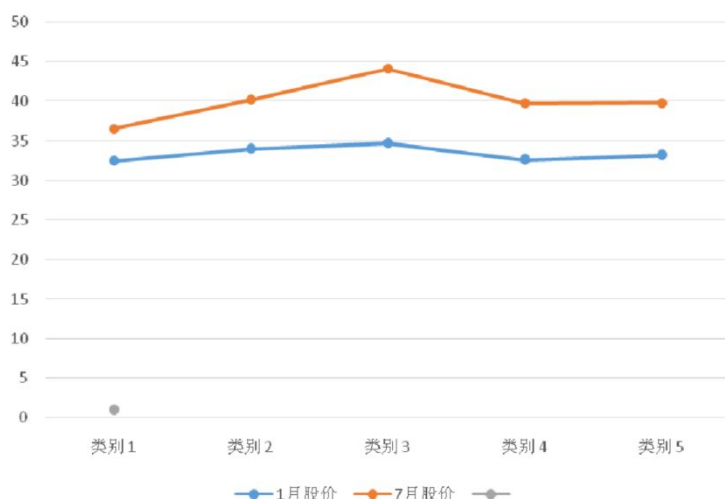


图 2.2 公司停牌前五天和复牌后五天的股价对比

吴通控股 1 月 22 号停牌，7 月 20 号复牌，复牌以后，股价在公司“高送转”和重大资产重组的利好下，股价明显高于停牌之前，复牌之后实现了两个涨停，虽然之后股价出现反复，但是至 8 月 26 日，公司股价一路涨至 55.3 元，相比于停牌前一个交易日的收盘价 33.26 元来说，一个月涨幅最高达到了 66.27%，远远跑赢了大盘 19% 的最高涨幅。而重大资产购买计划虽然流产，但从这一点来看，公司“高送转”方案对股价的影响还是很大的。

2.4 大股东减持

“高送转”之后，排名前十的股东基本上都进行了减持，2016 年 7 月 22 日，薛枫第一次通过大宗交易实施了减持，减持数量为 84.38 万股，占公司总股本 0.26%，每股交易价格 43.18 元，套现 36425284 元，此举也拉开了吴通控股的股东减持大幕。

表 2.2 大股东减持数量

股东名称	2016/6/30持股数量	持股比例 (%)	2016/9/30持股数量	持股比例 (%)	比例变化 (%)
万卫方	100060416	31.4	336499264	26.4	-5
谭思亮	45865528	14.39	110077304	8.63	-5.76
苏州新互联投资中心	22233200	6.98	88932800	6.98	0
薛枫	17300968	5.43	58428676	4.58	-0.85
惠州市德帮实业有限	9808546	3.08	32000000	2.51	-0.57
黄威	9567356	3	28429400	2.23	-0.77
胡霞	8000000	2.51	21160296	1.66	-0.85
何雨凝	5823184	1.83	19234184	1.51	-0.32
谢维达	5690074	1.79	16735544	1.31	-0.48

此后，薛枫分别在 8 月坚持了三次，由于此时他的持股比例已降至百分之五以下，没有公告信息可以获得，但是按照交易均价计算，他通过这几次的减持，套现金额达到 1.2 亿元。

谭思亮及其一致行动人何雨凝在2016年8月2日至25日期间,先后9次减持,合计减持的数量达2067.55万股,最后两人手里的流通股一股不剩,累计交易金额达902763293元。

公司最大股东万卫方由于股权分置改革的管理办法的规定,在12个月内,对上市公司的股份累计减持不得超过5%,但是通过多次减持,万卫方虽然没有违反这一规定,但是减持比例正好也达到了5%。

到2016年11月底,吴通控股的股东的减持金额达20.7亿之多。

3. 减持效应分析

3.1 短期利好, 长期套牢

由于宣布“高送转”方案时,吴通控股处于停牌状态,因此选取复盘以后,第一次宣布减持的公告日的前两天及后五天为窗口期,来计算累计超额收益率,结果如下表:

表 3.1 减持前后数据对比

CAR	第一次减持事件前后		
	<u>[-2, 0]</u>	<u>[0, 5]</u>	<u>[-2, 5]</u>
均值	0.099045	0.010714	0.03595
最高值	0.10029	0.0988	0.10029
最低值	0.0978	-0.0375	-0.0375

可以看出,第一次减持的前两天与后五天,累计超额收益率都为正值,但减持公告日之后,累计超额收益率出现下降的情况,这说明减持之前,投资者对股价的预期向好,减持之后,虽然预期有所下降,但仍是正向的,存在超额收益,中小投资者短期内有利可图。

但是从长期来看,九月底的时候,吴通控股的股价跌至9元左右,而除权前的股价维持在35.58的水平,虽说除权是主要影响,但是除权后继续跌至6元多每股。中小投资者也从股民升级为股东了。

3.2 大股东回血, 回购股权

通过减持套现实现了利益输送,大股东手上资金充足,纷纷赎回之前质押在机构那里的股权。万卫方的质押股权在减持之后基本赎回,而且赎回日期都较约定日期有所提前,证明在套现之后其资金充足了许多,相比之前质押股权实现融资和现金流通的需求有所下降。其他个人或法人股东也纷纷赎回了之前的质押,这样也为后面的继续坚持扫清道路。

4. 结论与建议

在“高送转”成为热门题材的大背景下,再配合上大股东减持的行为,实际上就是一种利益输送行为,在代理机制下,大股东相对于中小股东有着天然的信息优势,既可以

通关相关行为影响公司股价,更能找准时机精准减持,获得超额收益,2017年4月,证监会主席刘士余在中国上市公司协会第二届会员代表大会上说,“10送30”的高送转方案在全世界罕见,必须列入重点监管范围”。“高送转辅以大规模减持,有的甚至是清仓走人,吃相太难看”。

高送转这种本来是一种互惠共赢的分红模式,却被有些上市公司加以利用,变成一种资本欺诈游戏,掐着手指算计着中小投资者手里的钱。对于这些“万恶”的上市公司,中小投资者不仅要擦亮眼睛,不被热门题材盲目吸引,监管机构也要及时出招,抑制住“高送转”的妖风。同时,学界也要多研究这类以“高送转”为由头,进行圈钱的行为,有针对性地提出监管建议,供管理机构参考。

由于信息不对称的存在,上市公司要完善信息披露机制,比如上市公司大股东股权解禁时间及质押情况,重大资产重组或购买行为的标的公司等,这些信息虽然可以通过自己查询获得,但是对于中小投资者而言未必是一件易事。

再者,要建立针对中小投资者的申诉机制,按照我国目前证券市场的规定,如果公司或者法人未受到监管部门的处罚,中小投资者是无法顺利进行维权活动的,资本市场中的纠纷解决机制不健全,存在股民维权困难的情形。

最后,公司治理有待完善,在大股东的股权比例高甚至个别股东达到了绝对控股的情况下,本该是董事会实施的监督职能未得到发挥,反而成为大股东对公司进行控制的工具,管理层本应通过财务报表对广大投资者进行信息披露,此时却成为他们欺诈投资者的手段。而我国资本市场的现状而言,虽然早已引入独立董事制度,但只得其表面,而股民的权利意识也不浓厚,所以引入战略投资者是完善公司治理最行之有效的方法了。

参考文献

- [1]车仲春,赵育新,关爽:上市公司“高送转”政策的趋势与特征分析[J].会计之友.2013.(17):26-31
- [2]陈珠明,史余森.高送转股票财富效应的实证研究[J].系统工程 2010.(10):8-14
- [3]常晓.我国深市A股上市公司“高送转”的短期市场反应及合理性分析实证研究[D].西南财经大学.2014
- [4]都志灵,梁博,李晨辉.分配方案对股票价格影响的实证研究:中国案例[J].世界经济,1999.(10):3-9
- [5]郝项超,梁琪.最终控制人股权质押损害公司价值么? [J].会计研究,2009(7):57-63

现代金融与证券市场

我国分析师行业跟踪行为能力研究

——基于 A 股市场的经验证据

江洋

摘要：分析师跟踪行为指证券分析师选择研究部分公司并定期发布研究报告供投资者参考。本文以申银万国一、二级行业划分标准为依据计算 2008 年到 2016 年各个行业整体的分析师跟踪人数，构建涵盖全面的行业基本面数据库并以此来考察我国分析师在行业层面的跟踪行为。本文研究发现：（1）行业整体的规模越大、机构投资者持股比例越高、行业的成长性越强、行业的盈利能力水平越高、行业指数的波动性越大，行业整体的分析师跟踪人数越多；（2）行业整体的分析师跟踪人数和行业指数相对于大盘指数的波动同步性显著负相关，说明分析师能够挖掘和传递基于行业层面的特质信息。

关键词：行业整体；分析师跟踪；行业指数波动同步性

1. 引言

分析师追踪是公司估值和投资过程中不可或缺的部分，众多研究表明，尽管分析师行为存在选择性偏差，但不可否认分析师在市场上扮演着信息挖掘、信息解读和监督等多重角色，提高了信息传递效率，提高了市场有效性。

然而，过去许多研究发现，分析师报告中的信息含量并没有及时反映到股价之中，因此能够预测股票未来收益的变化。在个股层面上，Womack（1996）发现在分析师对上市公司的评级变化能够预测该公司股票未来的超额收益；Lee and So（2017）利用特征模型将分析师对上市公司的追踪程度分为可预期追踪程度和超预期追踪程度两种情况，发现分析师的超预期追踪程度与上市公司股票未来的收益呈现显著正相关。

面对市场上数以千计的股票以及自身的资源限制，分析师只能将自身有限的精力投入于雇主或是大客户（如共同基金）要求追踪的股票，根据Brown et al.（2015）的分析师调研显示，决定分析师追踪股票最为重要的因素包括（1）客户要求；（2）公司在行业中的代表性；（3）公司股票的成交量；（4）公司股票的市值；以及（5）公司的成长性。McNichols and O'Brien（1997）证实分析师将对那些表现差的公司停止追踪。Das et al.

(2006)发现在新上市公司中,那些具有优秀前景的公司相对于其他IPO公司会获得分析师更多的关注。这些证据都反映了受资源限制的分析师更愿意报道具有良好前景的公司,因为这些公司通常拥有更高的估值以及更大的交易量。

Ljungqvist et al.(2007)提到卖方分析师同时受到上市公司、受雇券商投行以及机构投资者的约束,上市公司与受雇券商投行希望分析师提供乐观的研究报告而机构投资者希望分析师提供正确无偏的研究报告,在权衡各方对分析师的影响力后,分析师会作出对自己职业生涯较为有利的选择。因此,分析师的报告大都报导关于上市公司的正面信息,而分析师在面对上市公司业绩下滑时,通常不会给出调降评级的报告,而是放弃作出业绩下滑公司的研究报告。

目前为止,对于分析师跟踪的研究,无论是基于市场反馈的证券分析师信息供给效率研究还是基于基本面的分析师跟踪对于盈余管理的遏制监督效力研究,亦或是分析师跟踪对股权资本成本、公司内部治理等方面影响的研究,这些研究主要集中在公司个股层面展开,很少基于行业整体进行研究。

本文将对于分析师跟踪的研究从公司层面拓展到行业层面。从行业的高度审视分析师跟踪对于行业整体存在的效应。本研究从两个维度探讨分析师跟踪行为的行业效应。第一,基于行业整体的高度,研究影响分析师跟踪行为的行业特征因素,即分析师的跟踪行为受哪些行业特征因素的影响;第二,基于行业指数的角度,研究分析师跟踪行为是否能够挖掘行业整体的具有特质的信息,有效传递行业信息,即行业分析师跟踪的行为与行业指数波动的同步性是否存在内在联系,这里行业指数波动同步性是行业指数相对于上证综指的波动同步性。

2. 研究设计

2.1 研究样本和数据来源

本文选取2008年到2016年申万一级(23个)、二级(84个)行业作为研究样本。由于目前尚无系统性的针对我国的行业基本面数据库。本文中利用到的行业基本面数据库是依据Wind数据库中的个股基本面数据,通过编写程序计算而成的。目前已经利用VBA和SAS程序编写完整的行业基本面数据库,建立的行业财务数据库中包括:收入项、成本项、利润项、费用项、存货项现金项、偿债项、杜邦分析项、资本性支出项、分红项和应收应付项目。

2.2 变量选择和度量

2.2.1 行业分析师跟踪

本文汇总上市公司所在行业的分析师人数作为行业分析师跟踪的替代变量。因为一

个分析师会同时跟踪多个公司,所以行业分析师跟踪人数不能将公司分析师人数进行简单相加。本文利用VBA自带的字典功能,汇总行业分析师人数(不重复计算人数)。本文通过CSMAR数据库下载2008年至今发布“每股收益、市盈率、净利润、息税前收入、主营业务收入、每股经营现金流和扣除息、税、折旧及摊销前的收入”相关预测的研究员。同时,根据报告公布日期划分年度期间,统计不同年度不同行业的研究员人数。

2.2.2 行业剩余分析师跟踪

本文根据分析师跟踪行为的影响因素建立如下模型,将模型中的残差定义为剩余分析师关注,因为根据计量统计的原理,残差项与方程中的任何一个变量都不存在自相关性,可以有效避免多重共线性问题,因此本文模仿之前学者的做法,构建基于行业整体层面的“剩余分析师跟踪”,结合“分析师跟踪人数”两个变量,共同作为分析师跟踪程度的替代变量,用于“分析师跟踪行为的信息供给效率”课题上的研究。

$$ANALYST_{i,t} = C_0 + C_1 LN(SIZE_{i,t}) + C_2 INSIST_{i,t} + C_3 GROWTH_{i,t} + C_4 ROE_lag_{i,t} + C_5 EPS_{i,t} + C_6 FLUCT_{i,t} + \xi \quad (1)$$

2.2.3 行业指数波动同步性

本文借鉴之前诸多学者研究方法,构建如下行业指数相对于大盘指数的回归模型,计算该回归的拟合优度(R^2),用以衡量股价波动同步性指标。

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \zeta_{i,t} \quad (2)$$

其中: $r_{i,t}$ 表示*i*行业指数在第*t*周的收益率; $r_{m,t}$ 表示在同期的大盘指数(上证综指)的收益率;模型中的拟合优度(R^2)表示第*t*周的行业指数的波动能够被市场解释的部分。拟合优度(R^2)越大,说明行业指数和大盘的波动同步性越高,即行业指数的波动被市场解释的部分越大。由于拟合优度(R^2)的取值范围为(0,1),不符合最小二乘法回归计算的要求,因此将对拟合优度(R^2)进行如下的转换:

$$SYNCH = LN(R^2 / (1 - R^2)) \quad (3)$$

经过转换后的指数波动同步性指标的取值范围为正负无穷,符合最小二乘法回归的要求,通过变形,将被解释变量的取值范围有(0,1)转换到整个实数集。

2.3 实证模型

2.3.1 分析师跟踪行为的影响因素模型的设定

本文借鉴公司层面的分析师跟踪行为的影响因素的实证研究方法,建立回归模型来研究在行业层面上分析师跟踪行为的影响因素。

$$ANALYST_{i,t} = C_0 + C_1 LN(SIZE_{i,t}) + C_2 INSIST_{i,t} + C_3 GROWTH_{i,t} + C_4 ROE_lag_{i,t} + C_5 EPS_{i,t} + C_6 FLUCT_{i,t} + \xi \quad (4)$$

其中: $ANALYST_{i,t}$ 表示第*t*年*i*行业中分析师跟踪的人数; $LN(SIZE)_{i,t}$ 表示第*t*年*i*行业

整体的规模,用年末行业总市值的自然对数衡量; $INSIST_{i,t}$ 表示第t年i行业中机构投资者持股占全行业的比例; $GROWTH_{i,t}$ 表示第t年i行业的营业收入增率,作为行业成长性的替代变量; $ROE_lag_{i,t}$ 表示第t年i行业的上一年度净资产报酬率,用来衡量一个行业的盈利能力; $EPS_{i,t}$ 表示第t年行业的每股经营现金流量,也是衡量一个行业盈利能力的指标; $FLUCT_{i,t}$ 表示第t年i行业行业指数的波动率,用行业指数周度收益率的标准差衡量。

如前所述,本文将上述模型的残差定义为“剩余分析师跟踪”,作为对“分析师跟踪行为”这一变量的补充,共同验证分析师跟踪行为与行业指数波动同步性之间的联系。

2.3.2 分析师跟踪行为的信息供给效率模型的设定

本文建立如下回归模型来研究在行业层面上,分析师跟踪行为对于行业指数波动同步性的影响。研究行业整体上的分析师跟踪行为与分析师传播的信息中包含的基于行业层面特质信息量之间的关系。

$$SYNCH_{i,t} = C_0 + C_1 ANALYST_{i,t} + C_2 LN(SIZE_{i,t}) + C_3 INSIST_{i,t} + C_4 TRADE_{i,t} + C_5 LEV_{i,t} + C_6 BM_{i,t} + \xi \quad (5)$$

$$SYNCH_{i,t} = C_0 + C_1 RESID_ANALYST_{i,t} + C_2 LN(SIZE_{i,t}) + C_3 INSIST_{i,t} + C_4 TRADE_{i,t} + C_5 LEV_{i,t} + C_6 BM_{i,t} + \xi \quad (6)$$

该模型是以行业指数波动同步性为被解释变量,以分析师跟踪和剩余分析师跟踪为解释变量,以行业规模(年末总市值)的自然对数、机构投资者的持股比例、年换手率、行业整体的资产负债率以及行业整体的账面市值比为控制变量,来研究分析师跟踪与行业指数波动性之间的关系。回归方程中的一些指标在上一个回归方程中进行过解释,此处对新增的变量作简要介绍: $LEV_{i,t}$ 是指第t年行业整体的资产负债水平, $BM_{i,t}$ 是指第t年行业整体的账面市值比。

3. 实证结果及分析

3.1 描述性统计

从不同行业来看(表1),申万一级行业的机械设备、化工和交运设备等行业的分析师跟踪人数相对较多,这与此类行业的规模有密切的联系,规模较大的行业需要更多的分析师对行业内相关企业进行跟踪研究;综合、餐饮旅游和黑色金属等行业的分析师跟踪人数较低,这可能是此类行业的规模以及行业内上市公司股票的换手率(即行业整体的年换手率)等因素共同作用的结果。

申万一级行业分析师跟踪人数的均值最高的行业(269.78人)是均值最低的行业(22.78人)的11.84倍,显示从行业整体层面来看,分析师选择进入跟踪的行业具有很大的差异性。这为本文第一个研究目标的实现提供了现实基础。

表1 行业分析师跟踪人数描述性统计-分行业(申万一级)

申万一级	最小值	最大值	截距	均值	中位数	标准差
机械设备	51	518	467	269.78	244.00	175.77
化工	48	335	287	197.56	206.00	108.67
交运设备	31	261	230	160.56	187.00	86.90
信息服务	33	294	261	157.22	156.00	93.34
电子	32	258	226	134.44	139.00	84.44
采掘	22	207	185	134.11	140.00	68.88
建筑建材	13	215	202	123.67	139.00	79.52
医药生物	29	231	202	123.67	132.00	70.71
金融服务	23	227	204	122.33	149.00	66.91
信息设备	20	220	200	118.44	122.00	70.71
有色金属	16	198	182	117.22	128.00	66.91
交通运输	40	173	133	115.78	126.00	70.00
商业贸易	23	211	188	114.56	123.00	65.81
房地产	23	172	149	106.89	129.00	41.77
公共事业	38	181	143	106.78	115.00	65.81
轻工制造	14	209	195	106.00	106.00	41.77
农林牧渔	14	196	182	104.44	103.00	65.70
食品饮料	19	177	158	95.56	93.00	46.85
家用电器	22	159	137	85.78	88.00	50.98
纺织服装	17	144	127	73.00	61.00	61.52
黑色金属	18	116	98	68.78	83.00	65.78
餐饮旅游	10	93	83	53.33	58.00	59.84
综合	2	46	44	22.78	19.00	54.07

数据来源: Wind 数据库

3.2 实证结果

3.2.1 分析师跟踪行为的影响因素

首先利用2008年到2016年的全样本,分别对申万一级行业和申万二级行业按照公式进行OLS回归。得到行业层面分析师跟踪行为的影响因素的回归结果如下(表2):

从模型整体的拟合结果来看,申万一级行业的整体显著性F值为51.454为并且拟合优度为63.2%,该模型对于行业层面的分析师跟踪行为的影响因素具有较高的解释力度;申万二级行业的整体显著性F值为171.038,且拟合优度为61.5%,该模型对于行业层面的分析师跟踪行为的影响因素的解释具有较高的稳健性。

考察模型中各变量的实证结果:(1)行业整体规模的自然对数。在申万一级行业和

申万二级行业两个回归模型中，其回归系数均为正且在均1%的水平上显著，具有很高的显著性以及稳健性。说明行业整体的规模越大，该行业的分析师跟踪人数越多。(2)从行业整体层而的机构投资者持股比例来看，机构投资者持股比例的增加会显著增加行业整体的分析师跟踪人数。(3)行业整体的成长性(营业收入增长率)可以得出无法获得证据证明在行业整体层面上，高成长性的行业能够吸引更多的分析师跟踪。(4)行业整体的盈利能力；ROE_lag：上一年度的在解释行业整体的分析师跟踪人数上虽然具有一定的可行性，但不具有较高的稳健性。OCF:行业整体的每股现金流量不仅不会增加分析师跟踪的人数，反而会降低分析师跟踪的人数，对此可能的解释是：由于具有较高每股现金流的行业，其基本面数据倾向于稳健、公开和透明，投资者能够很方便的通过公开的数据获得相关的基于公司层面和基于行业层面的特质信息，对于分析师研究报告的需求反而降低。

表2 行业层面分析师跟踪行为的影响因素

行业划分	ANALYST	预测符号	系数	t 值	P 值
申万一级	Constant		-3.066	(-2.797) ^{***}	0.006
	LN (SIZE)	+	0.246	(5.454) ^{***}	0.000
	INSIT	+	2.120	(7.397) ^{***}	0.000
	GROWTH	+	-0.003	(-0.012)	0.991
	ROE_lag		2.403	(2.627) ^{***}	0.009
	OCF	+	-0.101	(-2.739) ^{***}	0.007
	TRADE		0.016	(0.794)	0.428
	FLUCT		0.044	(1.686) [*]	0.093
	YEAR	控制			
	调整 R ²	0.632			
	F 值	51.454 ^{***}			
申万二级	Constant		-7.216	(-15.511) ^{***}	0.000
	LN (SIZE)	+	0.397	(20.43) ^{***}	0.000
	INSIT	+	2.14S	(13.456) ^{***}	0.000
	GROWTH	+	-0.072	(-0.539)	0.590
	ROE_lag	+	0.249	(0.909)	0.364
	OCF	+	-0.081	(-5.129) ^{***}	0.000
	TRADE	+	0.054	(4.617) ^{***}	0.000
	FLUCT	+	0.018	-1.215	0.225
	YEAR	控制			
	调整 R ²	0.615			
	F 值	171.033 ^{***}			

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

3.2.2 行业指数波动同步性

基于全样本的回归分析所示(表3),行业整体的分析师跟踪人数与行业指数波动同步性呈显著(5%的显著性水平)负相关,行业整体的剩余分析师跟踪人数与行业指数波动性的关系也表现出相似的结果。基于申万一级行业和申万二级行业得出实证结果基本一致且全样本的回归模型具有较高的稳健性。

基于申万一、二级行业的实证结果都指向行业整体的(剩余)分析师跟踪人数与行业指数波动同步性存在显著的负相关性这一结果,即:行业整体的分析师人数越多,该行业的指数波动同步性水平越低,行业指数的变动中所包含的基于行业特质的信息量越高。同时,基于全样本的回归结果还显示:(1)行业指数的波动同步性与行业规模存在显著的正相关关系,说明规模越大的行业其指数波动的同步性水平越低;(2)行业指数的波动同步性与行业整体的机构投资者持股比例存在显著的负相关性,说明机构投资者的持股比例越高,行业整体的指数波动同步性越低,机构投资者能够翻别具有行业特质的信息,其基于信息的套利交易活动使行业指数的变动中包含更多的行业特质信息量;(3)同时结果支持行业整体的杠杆率越高,其行业指数波动同步性越高的结论,但是显著性方面存在瑕疵;(4)行业指数的波动同步性与行业整体的换手率负相关性,说明具有较高换手率水平的行业其指数波动同步性较低,指数的变动中包含的基于行业特质的信息量越大。

表3 行业整体分析师跟踪行为与指数波动同步性

行业划分	SYNCH	预测符号	行业分析师跟踪人数			行业剩余分析师跟踪人数		
			系数	t 值	P 值	系数	t 值	P 值
申万一级	Constant		-5.609	(-1.924)*	0.056	-3.902	(-1.359)	0.176
	ANALYST		-0.421	(-2.547)**	0.012	-0.291	(-2.326)**	0.023
	LX(SIZE)	+	0.350	(3.139)***	0.002	0.230	(2.247)**	0.026
	INSIT		-1.927	(-2.637)***	0.009	-2.857	(-4.485)***	0.000
	LEV	?	1.443	(2.196)**	0.029	1.180	(1.776)*	0.077
	EV	+	0.231	(0.340)	0.734	0.341	(0.493)	0.623
	TRADE		-0.276	(-4.828)***	0.000	-0.282	(-4.069)***	0.000
	YEAR		控制					
	调整 R ²		0.255			0.236		
	F 值		12.724***			159.7***		
	Constant		-4.557	(-7.985)***	0.000	-5.146	(-10.101)***	0.000

续表

行业划分	SYNCH	预测符号	行业分析师跟踪人数			行业剩余分析师跟踪人数		
			系数	t 值	P 值	系数	t 值	P 值
申万二级	ANALYST		-0.382	(2.249)**	0.025	-0.199	(-2.174)**	0.086
	LX(SIZE)	+	0.167	(6.810)***	0.000	0.198	(9.787)***	0.000
	INSIT		-0.436	(-2.369)**	0.018	-0.249	(-1.823)*	0.131
	LEV	?	0.294	(1.557)	0.120	0.317	(1.675)*	0.094
	EV	+	1.386	(7.952)***	0.000	1.405	(8.038)***	0.000
	TRADE		-0.042	(-3.172)***	0.002	-0.036	(-2.769)***	0.006
	YEAR		控制					
	调整 R ²		0.269			0.264		
	F 值		45.765***			44.617***		

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著

4. 研究结论

相较于之前学者将行业特征作为变量之一纳入公司个股研究为基础的实证模型以分析师跟踪行为的行业层面效应的方法, 本文基于行业整体的基本面数据, 将行业整体作为研究对象, 构建基于行业整体基本面数据位基础的实证模型, 为分析师跟踪行为的行业层面效应相关的研究提供了一个薪新的视角。不同于以往学者将行业特性作为变量之一加入回归模型用以实证分析的作法, 本文直接以行业整体的基本面财务数据、行业指数以及大盘指数为数据基础, 研究发现: (1) 行业整体的规模越大、机构投资者持股比例越高、行业的成长性越强、行业的盈利能力水平越高、行业指数的波动性越大, 行业整体的分析师跟踪人数越多; (2) 全样本的回归模型支持行业整体的分析师跟踪人数与行业指数的波动同步性呈负相关的假设, 即行业层面的分析师跟踪人数越多, 行业指数的波动中说包含的基于行业特质的信息量越多, 分析师能够有效挖掘和传递基于行业特质的信息。

参考文献

- [1] Brown L D, A. C. Call, M. B. Clement, and N.Y. Sharp. Inside the “Black Box” of Sell-Side Financial Analysts[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(1):1-47
- [2] Das, S., R.J. Guo., and H.Zhang. Analysts’ Selective Coverage and Subsequent Performance of Newly Public Firms[J]. Journal of Finance, 2006, 61 (3): 1159-1185

[3] Lee, C. M., and E. C. So. Uncovering Expected Returns: Information in Analyst Coverage Proxies[J]. *Journal of Financial Economics*,2017,124(2): 331-348

[4] Ljungqvist, A., F. Marston., L. T. Starks, K. D. Wei, and H. Yan. Conflicts of Interest in Sell-side Research and the Moderating Role of Institutional Investors[J].*Journal of Financial Economics*,2007,85(2):420-456

[5] McNichols, M., and P.C. O'Brien. Self-selection and Analyst Coverage[J].*Journal of Accounting Research* ,1997,35:167-199

[6] Womack, K. L. Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value? [J]. *Journal of Finance*,1996,51 (1) :137-167

基于动态杠杆随机波动模型的中国股票市场杠杆效应研究

李 忆

摘 要：股票的杠杆效应是投资者与风险管理者关注的重点，国内外大量的研究表明，股票的杠杆效应具有明显的时变性。近年来，由于随机过程在金融建模领域快速的发展，随机波动模型得到了广泛的应用。本文构建了能够测定动态杠杆系数的动态杠杆随机波动（DLSV）模型，在对收益序列进行降噪之后，利用基于贝叶斯统计的MCMC方法来估计模型的参数。本文使用Matlab小波分析包以及Winbugs软件对一个完整股票交易周期的上证指数的数据进行实证分析，实证分析结果表明：中国股票市场存在杠杆效应，而且具有非对称的性质，并且表现出明显的时变性，通过参数估计结果以及敛散性分析，动态杠杆随机波动（DLSV）模型在数据拟合上有着很好的效果。

关键词：动态杠杆随机波动（DLSV）模型；时变杠杆系数；MCMC方法

1. 引言

杠杆效应，指金融产品波动率与收益率之间存在的非对称的关系，即收益率的负向冲击会伴随一个增大的波动率，收益率的正向冲击会伴随一个减小的波动率，这一现象最早由Black与Christie发现并给出解释。随后，众多学者发现，杠杆效应在资产配置、股票组合、风管、股权期权定价中有着重要作用。研究杠杆效应，能够挖掘金融市场的信息，对促进金融市场的良性发展有着一定的理论和实践意义。

在金融建模领域，对于研究波动性问题以GARCH模型和SV模型两类为主。学者们往往通过对这两类模型基本形式进行扩展以便对金融市场的杠杆效应进行不同维度的研究。如Nelson（1991）使用GARCH模型研究股票杠杆效应时，选择将GARCH模型扩展为EGARCH模型。Harvey和Shephard（1996）提出了能够测定股票杠杆效应的LSV模型，并采取伪极大似然法估计模型中的参数。随后，这两种模型随后大量应用于金融建模领域，如陆蓉、徐龙炳（2004）使用EGARCH模型，对中国股市杠杆效应进行研究，发现了中国股市的反杠杆效应。孟利锋、张世英（2004）使用杠杆效应SV模型对中国股票市场进行分析，得到了中国股票市场具有杠杆效应的结论。

本文作者：李忆，江西财经大学统计学院研究生，研究方向：金融统计

以上研究都是测定金融市场的静态杠杆效应（常数杠杆效应），忽略了金融市场的长期动态调整过程。而越来越多的研究表明，金融市场的杠杆效应具有时变性。如吴启权等（2006）在研究中国股票市场非对称性时发现，中国股票市场表现出明显的时变杠杆效应。Yu（2011）利用半参数的方法，使用SV模型分析了美国股票市场的杠杆效应。

本文将常数杠杆效应随机波动模型（LSV）扩展为动态杠杆随机波动模型（DLSV），并使用上证指数数据进行实证研究，由于模型的参数过多，过多的噪声会对模型的参数估计结果产生很大的影响，故我们采取先滤波方法对收益序列进行去噪处理，再对去噪后的收益序列使用蒙特卡洛马尔科夫链（MCMC）的方法对参数进行估计。

2. DLSV 模型的构建

2.1 基本 SV 模型的构建

Taylor 在 1986 提出了标准 SV 模型，这也是最基本的 SV 模型形式其形式如下：

$$y_t = \exp(\theta_t / 2) \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d N(0, 1) \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2.1)$$

$$\theta_t = \mu + \phi(\theta_{t-1} - \mu) + \eta_t, \eta_t \sim i.i.d N(0, \tau^2), \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2.2)$$

y_t 表示第 t 日的收益率， ε_t 为服从正态分布白噪声干扰， η_t 为服从正态独立同分布的波动扰动参数。误差项 η_t 与 ε_t 不可观测的，而且相互独立。 ϕ 为持续性参数，是测定当前波动与未来波动关系参数。 θ_t 是隐含波动，不可观测且服从一个持续性参数为 ϕ 的 AR(1) 过程。

2.2 LSV 模型的构建

杠杆效应 SV（Leverage SV）在基本 SV 模型的基础上增加了一个额外的参数，即刻画收益率与波动率的相关系数 ρ 。如果 $\rho < 0$ ，则说明资产收益序列 y_t 与波动率 θ_t 之间存在杠杆效应，即资产收益率的负向冲击会导致波动率的增加，资产收益率的正向冲击会导致波动率的减少。如果 $\rho > 0$ ，则说明资产效应序列 y_t 与波动率 θ_t 之间存在反杠杆效应，即资产收益率的负向冲击会导致波动率的减少，资产收益率的正向冲击会导致波动率的增加。如果 $\rho = 0$ ，则说明金融市场不存在杠杆效应。LSV 的设定形式如下：

$$y_t | \theta_t, \rho = \exp(\theta_t / 2) \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d t_k \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2.3)$$

$$\theta_{t+1} | \theta_t, \mu, \phi, \tau^2, \rho = \mu + \phi(\theta_t - \mu) + \tau \eta_t, \eta_t \sim i.i.d N(0, \tau^2) \quad t = 1, 2, \dots, n-1 \quad (2.4)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_{t+1} \end{pmatrix} \sim i.i.d N \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right\} \quad (2.5)$$

2.3 DLSV 模型的构建

为了研究时变杠杆效应，即在原来的 LSV 模型的基础上将刻画收益率与波动率

的相关系数 ρ 设定为时间变化的动态相关系数 ρ_t ，同时假定杠杆过程也是一个随机过程，即：

$$y_t | \theta_t, \rho = \exp(\theta_t / 2) \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d T(0, \Sigma_{\varepsilon_t}, d), t = 1, 2, \dots, n \tag{2.6}$$

$$\theta_{t+1} | \theta_t, \mu, \phi, \tau^2, \rho = \mu + \phi(\theta_t - \mu) + \tau \eta_t, \eta_t \sim i.i.d N(0, \tau^2) t = 1, 2, \dots, n - 1 \tag{2.7}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_{t+1} \end{pmatrix} \sim i.i.d N \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{pmatrix} \right\} \tag{2.8}$$

$$q_t = \psi_0 + \psi(q_{t-1} - \psi_0) + \zeta v_t, v_t \sim i.i.d N(0, 1) \tag{2.9}$$

$$\rho_t = \frac{e^{q_t} - 1}{e^{q_t} + 1} \tag{2.10}$$

ε_t 、和 η_t 、 v_t 不相关，且 v_t 服从标准正态分布，因此 ρ_t 可以用来测定收益率与波动率的动态相关系数，即时变杠杆效应。

3.小波分析

滤波器最早应用于信号处理，用来过滤信号中混杂的噪声，以便在信号中得到蕴含更有价值的信息，随后滤波器的方法广泛应用于图像去噪、视频处理等领域。近年来，由于金融建模的快速发展，很多学者将滤波器方法应用到金融建模领域，他们把金融资产的序列当作一串信号，通过不同的滤波器处理后，发现去噪后的金融资产序列更有研究价值。

在这众多的滤波器中，比较有代表性的是小波变换，小波变换是在傅立叶变换的基础上发展而来。小波变换可以展现信号的时域和频域的双重特点，即可以在较高的频率分辨率中保留较低的频率分辨率以及较高的时间分辨率、在较低的频率中保留较高的频率分辨率以及较低的时间分辨率，因此小波变换被广泛应用于时频分析中。

3.1 连续小波变换

$$C_\psi = \int \frac{|\widehat{\psi}(\omega)|^2}{|\omega|} d\omega < \infty \tag{3.1}$$

式 (10) 表示容许型条件，对于满足此条件的函数 $\psi(x)$ ，被称为基本小波函数，因此有如下小波变换函数：

$$(W_\psi f)(\alpha, \beta) = |\alpha|^{-\frac{1}{2}} \int f(x) \overline{\psi\left(\frac{x-\beta}{\alpha}\right)} dx, f(x) \in L^2(\mathbb{R}) \tag{3.2}$$

其中， α 为尺度因子，表示与频率有关的伸缩， β 为时间平移因子，而上述变换称作

$f(x)$ 以 $\Psi(x)$ 为基的积分连续小波变换。因为, 要保证小波变换在时间频窗口都有快速衰减的性质, 因此要求函数 $\Psi(x)$ 满足以下两个条件:

$$|\Psi(x)| \leq C(1+|x|)^{-1-\varepsilon}, |\hat{\Psi}(\omega)| \leq C(1+|\omega|)^{-1-\varepsilon} \quad (3.3)$$

其中, C 是一个常数, 与 x, ω 无关, 并且对于 ε , 有 $\varepsilon > 0$ 。在实际应用中, 变换可以简化问题从而更容易解决问题, 而且简化后能够返回到原问题, 因此要求连续小波变换可逆。由于连续小波使用条件比较苛刻, 而且处理后的信号信息过于冗余复杂, 因此, 在实际信号处理过程中, 常常使用离散小波变化处理信号。

3.2 离散小波变换

将小波函数中的参数离散化, 即对

$$(W_{\Psi}f)(\alpha, \beta) = \langle f(x), \Psi_{\alpha, \beta} \rangle \quad (3.4)$$

将尺度因子 α , 时间平移因子 β 做离散化处理, 即:

$$\alpha = 2^{-j}, \beta = 2^{-j}k, j, k \in Z$$

那么得到离散小波变化公式如下:

$$(DW_{\Psi}f)(j, k) = \langle f(t), \Psi_{j, k}(t) \rangle \quad (3.5)$$

$$\Psi_{j, k}(t) = 2^{\frac{j}{2}} \Psi(2^j t - k), j, k \in Z \quad (3.6)$$

则 $f(t)$ 称为离散小波变换。

4. MCMC 算法与参数估计

4.1 贝叶斯推断

在 DLSV 模型中, 我们把待估计的参数集设为 Ω , 则 $\Omega = (\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d)^T$, 假设有 n 个收益率观测值组成序列为 $Y = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_n)^T$, 由 $n+1$ 个不可直接观测的隐含波动率组成的序列为 $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_{n+1})^T$, 我们写出各参数的联合先验分布如下:

$$\begin{aligned} \pi(\Omega, \theta_1) &= \pi(\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d, \theta_1) \\ &= \pi(\mu)\pi(\phi)\pi(\tau)\pi(\psi)\pi(\zeta)\pi(d)\pi(\theta_1|\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d) \end{aligned} \quad (4.1)$$

因此, 各参数的联合后验分布如下:

$$\begin{aligned} \pi(\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d, \theta|Y) &\propto \pi(\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d, \theta) p(\theta|\Omega) p(Y, \theta) \\ &= \pi(\mu)\pi(\phi)\pi(\tau)\pi(\psi)\pi(\zeta)\pi(d)\pi(\theta_1|\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d) p(\theta|\Omega) p(Y, \theta) \\ &= \pi(\mu)\pi(\phi)\pi(\tau)\pi(\psi)\pi(\zeta)\pi(d)\pi(\theta_1|\mu, \phi, \tau, \psi, \zeta, d) \prod_{t=1}^n p(\theta_{t+1}|\theta_t, \Omega) \prod_{t=1}^n p(y_t|\theta_t) \end{aligned} \quad (4.2)$$

通过以上步骤, 我们可以得到各参数的后验密度函数。

4.2 Gibbs 抽样

在 MCMC 算法中, 有两种常见的抽样方式, 一种抽样方式是 M-H 方法, 另一种方式是 Gibbs 抽样方式。Gibbs 方法是 M-H 方法在特殊情况下的一种形式, Gibbs 方法的原理是将高维估计问题通过条件分布分解成多个低维估计问题。对于 DLSV 模型, 我们给定参数初始值, 即初始值 $\Omega^0 = (\mu^0, \phi^0, \tau^0, \psi^0, \zeta^0, d^0)$, 且隐含波动率初始值为 θ^0 , 那么 Gibbs 采样过程如下:

- (1) 从后验分布 $\pi(\mu | \phi^0, \tau^0, \psi^0, \zeta^0, \theta^0, d^0, Y)$ 中抽取 μ^1
- (2) 从后验分布 $\pi(\phi | \mu^0, \tau^0, \psi^0, \zeta^0, \theta^0, d^0, Y)$ 中抽取 ϕ^1
- (3) 从后验分布 $\pi(\tau | \mu^0, \phi^0, \psi^0, \zeta^0, \theta^0, d^0, Y)$ 中抽取 τ^1
- (4) 从后验分布 $\pi(\psi | \mu^0, \tau^0, \phi^0, \zeta^0, \theta^0, d^0, Y)$ 中抽取 ψ^1
- (5) 从后验分布 $\pi(\zeta | \mu^0, \tau^0, \psi^0, \phi^0, \theta^0, d^0, Y)$ 中抽取 ζ^1
- (6) 从后验分布 $\pi(d | \mu^0, \tau^0, \psi^0, \phi^0, \theta^0, \zeta^0, Y)$ 中抽取 d^1
- (7) 从后验分布 $\pi(\theta | \mu^0, \tau^0, \psi^0, \zeta^0, \phi^0, d^0, Y)$ 中抽取 θ^1

然后, 我们使用新产生的参数集 $\Omega^1 = (\mu^1, \phi^1, \tau^1, \psi^1, \zeta^1, d^1)$ 以及新的隐含波动率 h^1 作为初始值重复以上迭代过程, 假设迭代 n 次, 最终得到参数集以及隐含波动率分别为 $\Omega = (\Omega^0, \Omega^1, \dots, \Omega^n)$, $\theta = (\theta^0, \theta^1, \dots, \theta^n)$, 在 Gibbs 抽样中, 一般前期的参数不会收敛到平稳的分布, 一般会舍弃掉前 m 次的迭代数据, 得到的 Gibbs 样本为 $\Omega = (\Omega^m, \dots, \Omega^n)$, $\theta = (\theta^m, \dots, \theta^n)$, 因此我们使用这个样本继续后面的 Monte Carlo 估计, 得到后验估计均值即可。

5. 实证分析

5.1 数据选取以及处理

在中国股票市场, 上证指数具有代表性, 因此选用上证指数研究中国股票市场动态杠杆效应。保证足够大的时间跨度和一个完整的股市运行周期, 本文选取 2014 年 1 月 2 日至 2018 年 5 月 9 日的数据, 数据来源于同花顺 IfinD 集群版, 共得到 1059 个样本数据。

为了保证时间序列的平稳性防止伪回归, 对上证指数的日收盘价 ($P_{s,t}$) 取对数后再进行差分后, 得到上证指数的收益率序列:

$$R_t = 100 * \ln\left(\frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}}\right) \quad (5.1)$$

由于在金融时间序列中, 股票真实有效信号通常为低频稳定, 而伴随的噪声一般都是高频信号, 因此通过小波变化可以降低噪声的影响, 从而得到更加真实有效的信号。

因而，对得到的收益率序列进行小波变化降噪，本文采取小波基为DB小波基，为了保证降噪的效果，我们使用MATLAB小波分析包，并选用db8作为小波变换的小波基。降噪后的效果如下图所示：

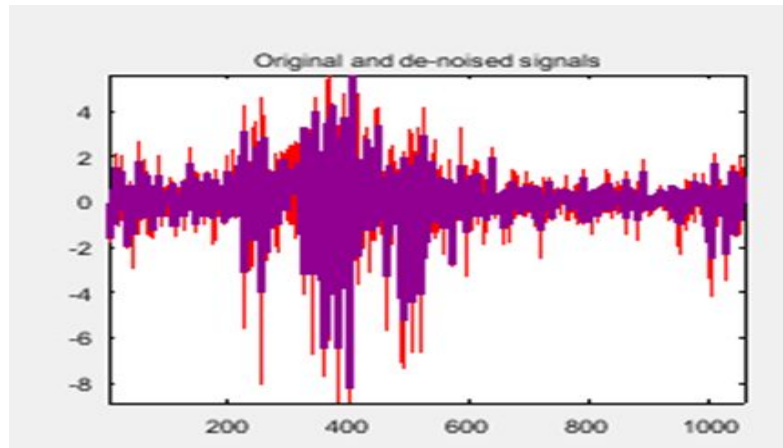


图5.1上证指数收益率小波降噪处理前后

经过小波去噪后，原股票收益序列变得更加平稳光滑，波动规律更加突出。因此，我们采用去噪后的收益序列进行杠杆效应研究。

表5.1 上证指数收益率序列统计特征

	最小值	最大值	均值	标准差	偏度	峰度	S-W 检验
上证指数	-8.19	5.54	0.04	1.16	-1.26	8.39	$p < 0.05$

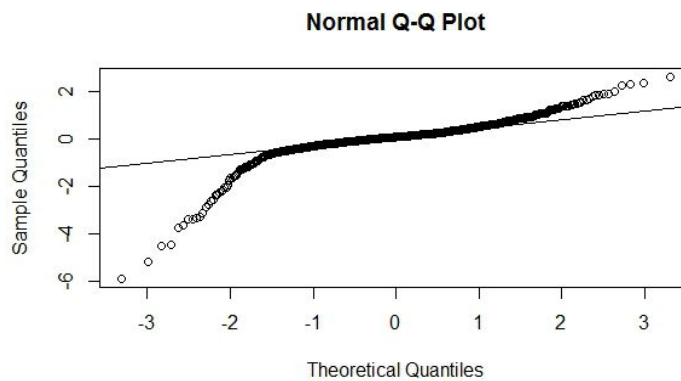


图5.2 上证指数收益率序列Q-Q图

根据表5.1所知, 上证指数收益率拒绝了Shapiro-Wilk检验原假设且从图5.2的Q-Q图也能明显看出, 上证指数的收益率序列存在着明显的厚尾特征。由于SV族模型可以很好的解释两市呈现出尖峰厚尾的非正态分布特征, 故本文选取DLSV模型对上证指数收益率序列进行统计建模。

表5.2 两市收益率序列单位跟检验

收益率序列	R_t
P-value	< 0.01

为保证上证实属样本数据的平稳性, 本文对其进行ADF检验。根据表5.2可知, 上证指数收益率序列的P值小于0.01, 表面上上证指数收益率序列为平稳序列, 即可以对原收益率序列进行回归分析。

5.2 上证指数 DLSV 模型参数结果分析

本文使用基于 Gibbs 抽样的 MCMC 方法对 LDSV 模型的各项参数进行估计。使用 WinBUGS14 对上证指数收益率序列进行统计建模, 并对各参数设定不同的初始值, 使用 2 条 Markov 链进行 40000 次的迭代计算, 为了保证参数的收敛性, 将前 20000 次迭代结果舍弃。为诊断迭代后估计参数的收敛性, 我们使用 MC 误差以及后验核密度图。其中各参数的 MC 误差远远小于标准差 (见表 5.3) 后验密度图平滑且只有一个尖峰 (见图 5.3), 说明参数均收敛, 因此本文构建的模型可以适用于研究股票时变杠杆效应。

表 5.3 各参数迭代结果

参数	均值	标准差	MC 误差	2.5%分位数	中位数	97.5%分位数
μ	-0.6207	0.4915	0.006635	-1.578	0.3256	-0.6176
d	26.53	8.503	0.3821	13.59	25.27	47.74
ϕ	0.9775	0.01017	0.000449	0.9544	0.9786	0.9943
ψ	0.9087	0.098	0.005652	0.6634	0.9596	0.9932
ψ_0	0.647	0.7723	0.04528	-0.3101	0.4587	1.87
τ	0.1923	0.08662	0.005102	0.1146	0.1351	0.3599
ζ	0.1397	0.04794	0.002799	0.08353	0.1283	0.2749

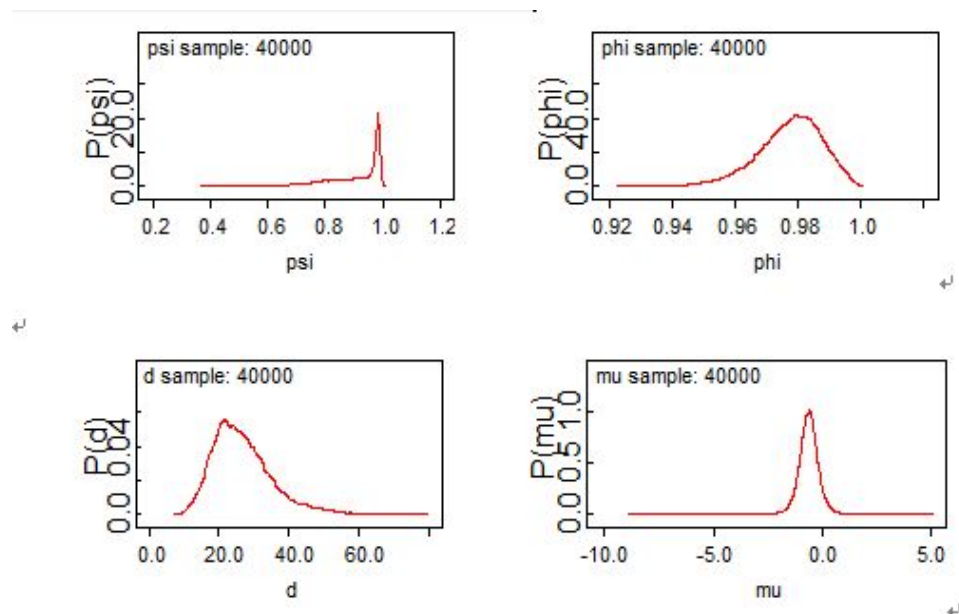


图 5.3 主要参数后验密度图

由表5-3参数结果估计可知， ϕ 表示上证指数的波动持续性参数，其值接近于1，表明上证指数受自身前期收益波动的影响较大，即收益率具有明显的波动聚集性；自由度参数 d 显著异于0，说明上证指数收益率序列具有尖峰厚尾性，这与前面的Shapiro-Wilk检验和Q-Q图结果一致。对于用于计算动态相关系数 ρ_t 的两个参数 ψ 和 ζ ，我们对其做显著性检验。

设立原假设 $H_0: \psi=0, \zeta=0$ ，备择假设 $H_1: \psi \neq 0, \zeta \neq 0$ 。我们构造统计量 $t_1 = \bar{\psi} / \sigma_1, t_2 = \bar{\zeta} / \sigma_2$ ，其中 $\bar{\psi}$ 表示的是参数 ψ 迭代后的均值， σ_1 表示参数 ψ 迭代后的标准差， $\bar{\zeta}$ 表示的是参数 ζ 迭代后的均值， σ_2 表示的是参数 ζ 迭代后的标准差，由于 $t_1 = 9.27 > 1.96, t_2 = 2.91 > 1.96$ ，因此拒绝原假设，即参数 ψ 和 ζ 都显著异于0，即说明上证指数存在明显杠杆效应。

5.3 上证指数时变杠杆效应分析

根据5.2中所算的参数 ψ 、 ζ 的值以及常数 ψ_0 的值，我们将隐含杠杆因子 q 作为参数进行迭代估计，并通过蒙特卡洛模拟的方法生成一系列随机数，随后通过公式（9）与公式（10）即可算出动态杠杆系数 ρ_t 的值。

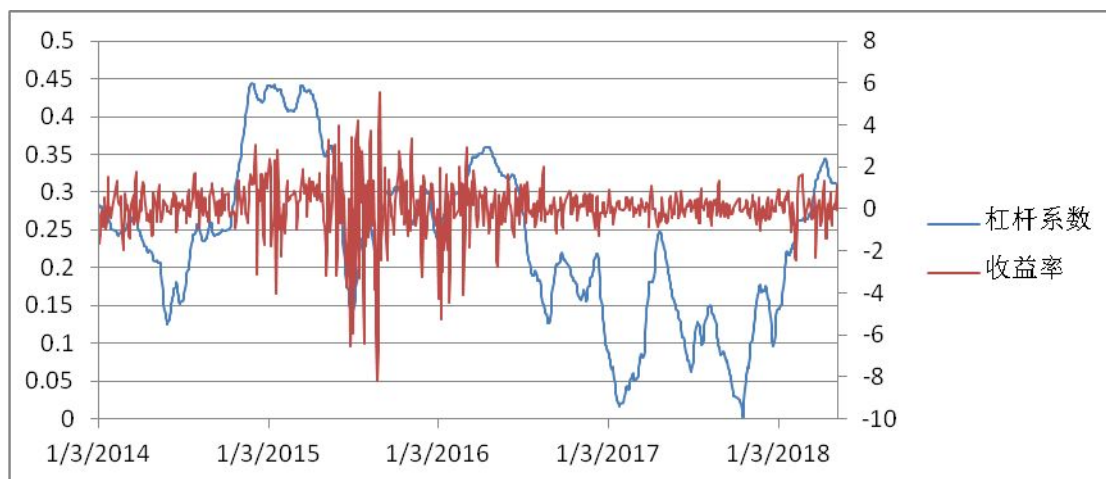


图5.4 上证指数动态杠杆系数时序图

由图 5.4 可知,在所选取的时间段,上证指数的杠杆系数 ρ_t 均大于 0,即按照 DLSV 模型的假设,即上证市场存在明显的反杠杆效应,即股票收益率的负向冲击会对导致股票波动率的减少,股票收益率的正向冲击会导致股票波动率的增加。上证指数存在反杠杆效应的原因有:(1)从金融市场发展角度来讲,中国的金融市场尚处于非稳态(2)从投资者角度来讲,股价上升会导致散户大量交易,从而导致股市动荡,而股票下降,会导致散户等待股价上升进而趋于平稳。

6.结论

本文构建了动态杠杆系数随机波动(DLSV)模型,采用小波变换降噪并使用 MCMC 方法估计参数,对中国股票市场中的动态杠杆效应进行了研究。参数的估计结果以及收敛性表明,本文构建的动态杠杆系数随机波动(DLSV)模型用于研究中国股票动态杠杆系数是有效的,通过对上证指数进行实证分析后发现,上证指数收益率具有明显的波动聚集性以及尖峰后尾性,且在整个交易区间表现出明显的反杠杆效应,即当前时刻股票价格上升,会带来未来股价波动率的上升,造成股市动荡,若当前时刻股票价格下降,会带来未来股价波动率的下降,从而股市趋于平稳。

参考文献

- [1]陆蓉,徐龙炳.“牛市”和“熊市”对信息的不平衡性反应研究[J].经济研究.2004(03)
- [2]孟利锋,张世英,何信.具有杠杆效应 SV 模型的贝叶斯分析及其应用[J].系统工程.2004(03)
- [3]吴启权,王春峰,房振明等.基于 SV 模型时变参数的中国股市政策效应研究[J].北京

理工大学学报(社会科学版).2006(03)

[4] Black F.Studies in stock price volatility changes. Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section [J]. 1976

[5] Christie AA.The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage and interest rate effects. The Journal of Finance[J] . 1982

[7] Harvey A C,Shephard N."Estimation of an asymmetric stochastic volatility model for asset returns". Journal of Business&Economic Statistics [J]. 1996

[8]Jun Yu.A semiparametric stochastic volatility model[J] .Journal of Econometrics [J]. 2011 (2)

[9] Nelson D B.Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica [J]. 1991

法
律

我国破产管理人选任制度的实证研究

——以 21 个省（自治区、直辖市）管理人名册为样本

陈珮瑜

摘要：作为完善市场主体救治和退出体制的抓手，破产法在实施过程中须由破产管理人对债务人财产进行保管、估价、分配以及从事必要的民事辅助活动和其他事务，而管理人的选任则是整个管理人制度运行的首要步骤。在对北京、上海等 21 个省（自治区、直辖市）的管理人名册详细分析后可知，我国基本确立了管理人名册制度，对管理人进行分级已成为实践的创新趋势，并且选任的类型和方式也变得更加多元化和多样化。但同时管理人选任制度中的部分内容也被不少学者所诟病。为了更加科学化、规范化的选任管理人，法院一方面应当坚持施行管理人名册制度，规范管理人名册的编制标准，推行动态管理，及时更新管理人名册。另一方面要进一步拓宽选任范围，创新选任模式，确保破产企业的病因诊断准确、药方对症下药。

关键词：破产管理人；选任；管理人名册；管理人分级

1. 管理人选任的现状

依据最高法发布的《指定管理人规定》可知，法院审理破产案件，必须从各地高院依据辖区内社会中介机构及专职从业人员数量和企业破产案件数量所编制的管理人名册中对管理人进行选任。因此，各地高院编制的管理人名册具有极大的研究价值。

笔者以各省“破产管理人名册”为关键词在各类搜索引擎以及法院诉讼资产网、各省市法院官方网站等共检索出北京、上海、天津、广东、河北、内蒙古、江西、四川、浙江、安徽、湖北、江苏、云南、湖南、河南、贵州、新疆、山西、海南、甘肃、山东共 21 个省份（自治区、直辖市）最新的管理人名册。现以此为样本，绘制出图 1、图 2、图 3、图 4，以期对我国管理人选任制度的现状有更进一步的了解。

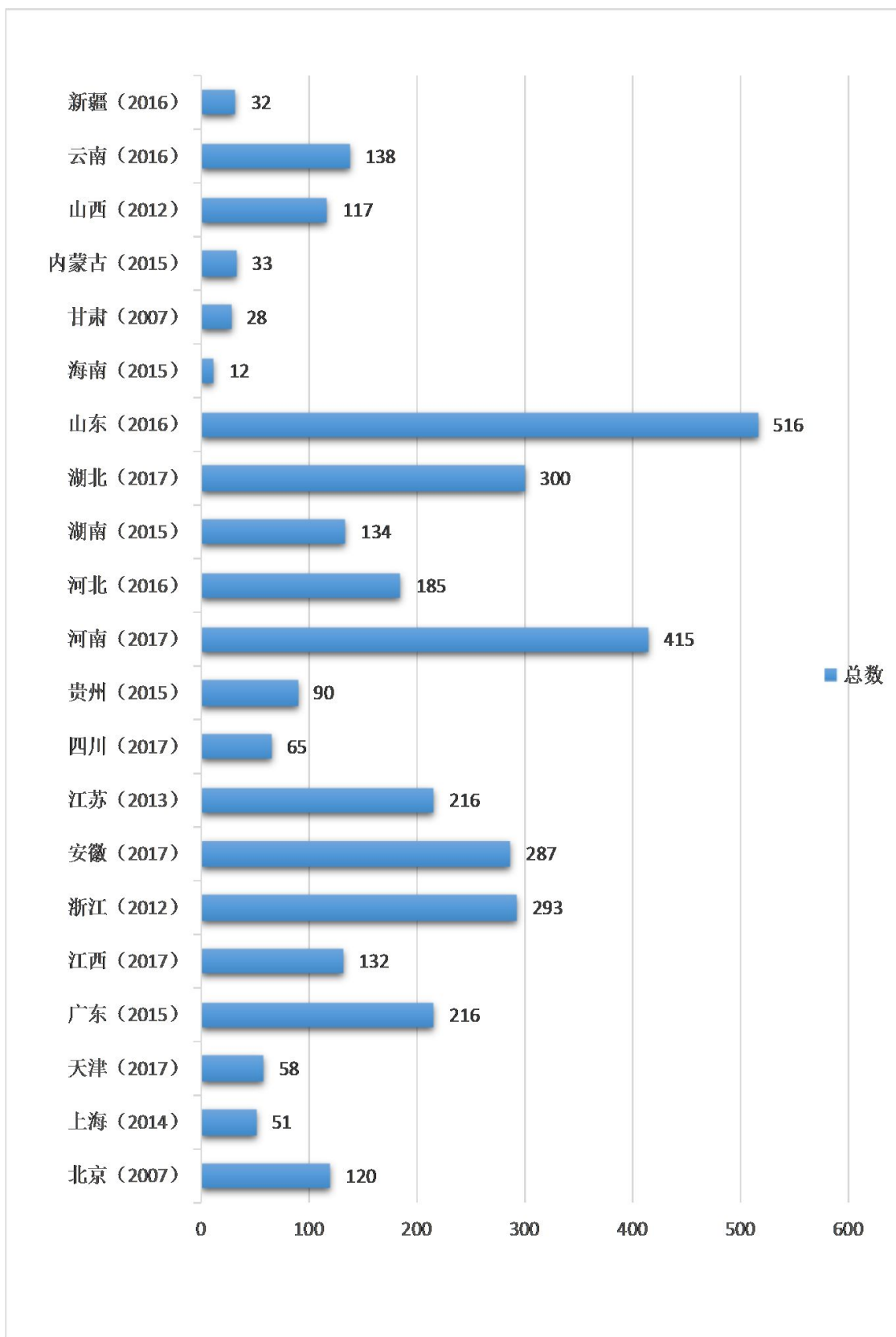


图1 北京等21个省（自治区、直辖市）管理人数量条形图

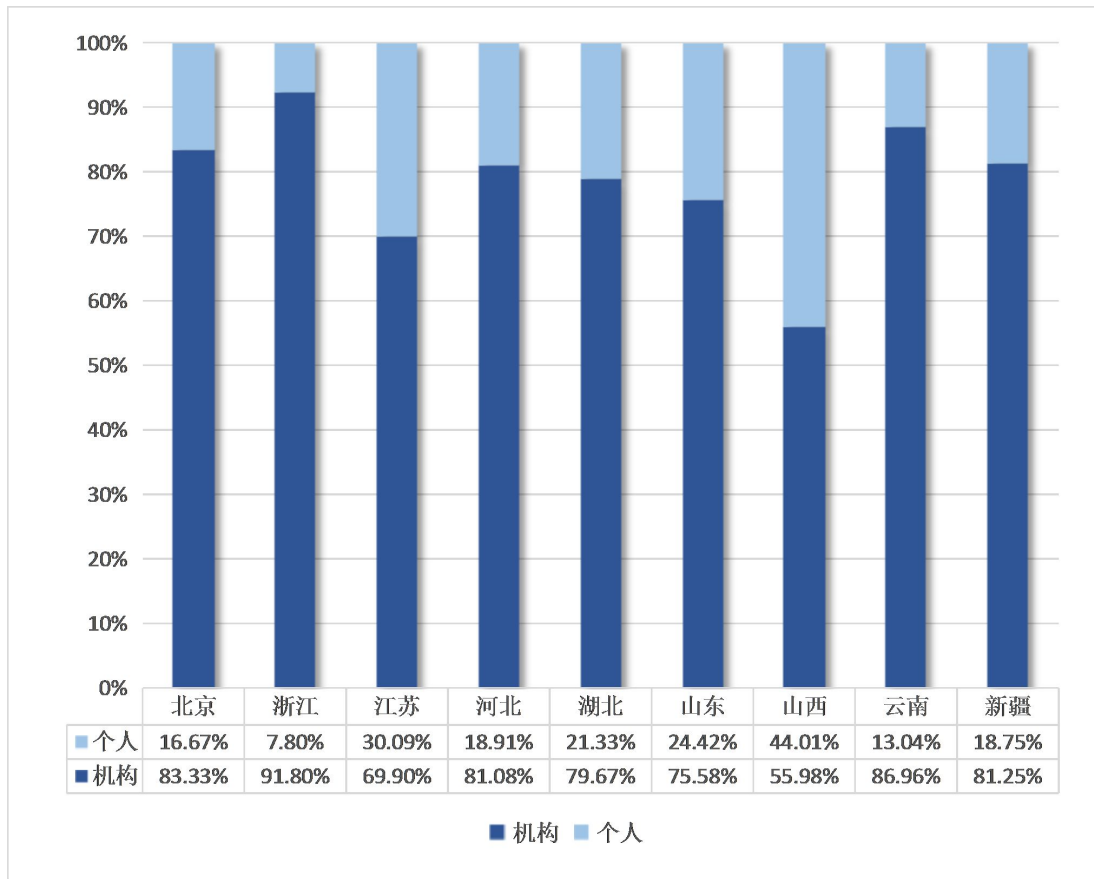


图2 北京等9个省（自治区、直辖市）管理人名册中机构和个人数量占比情况图

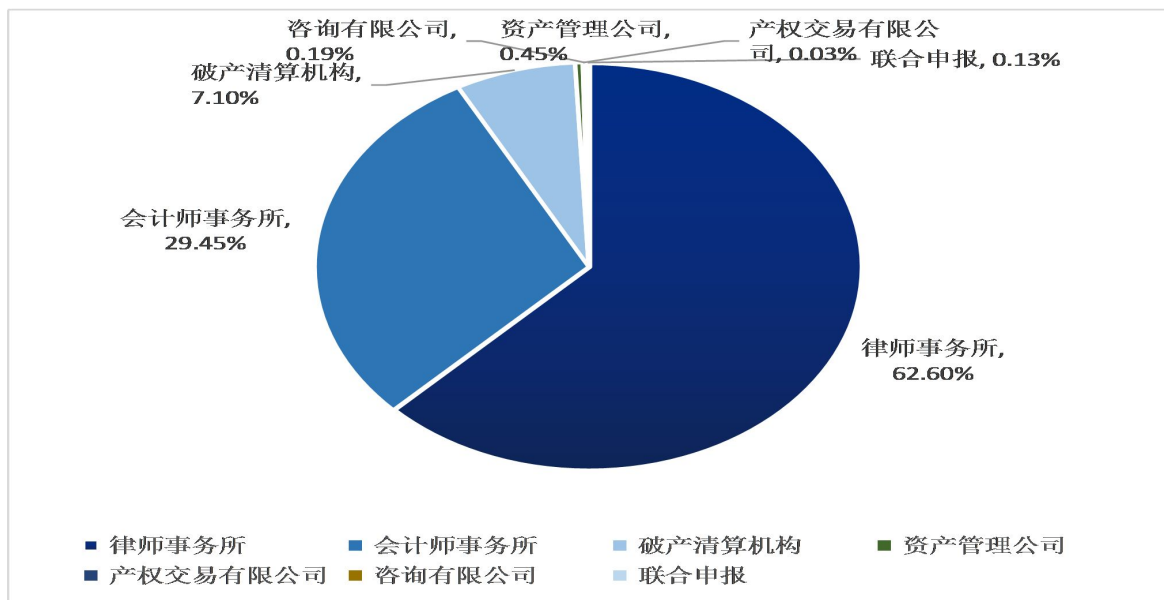


图3 各类机构在机构管理人总数中所占百分比图

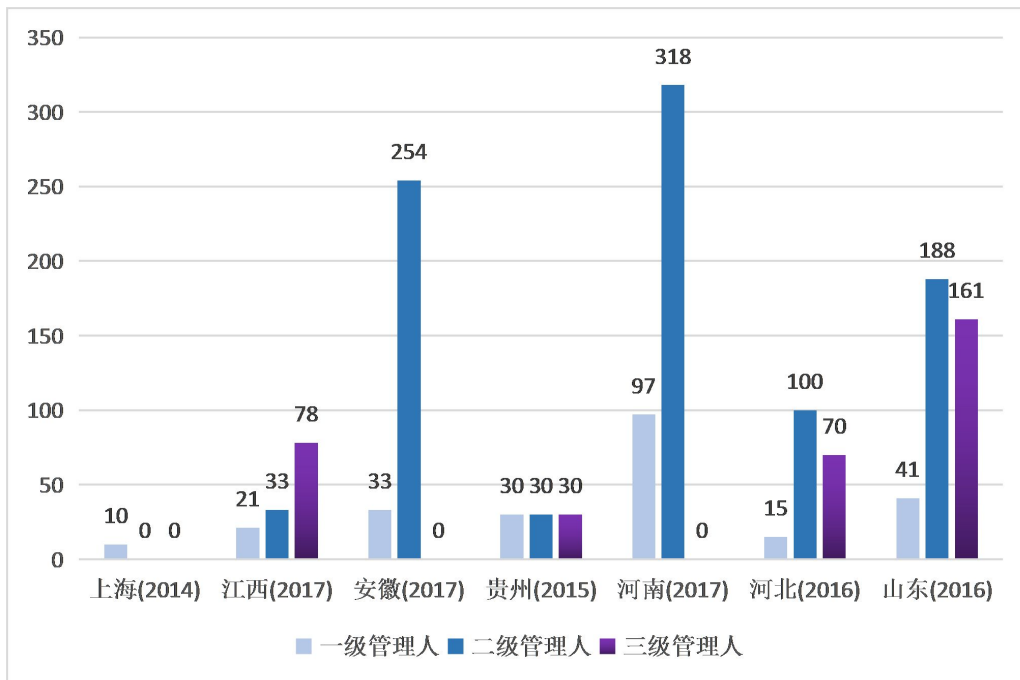


图4 上海等7省（直辖市）管理人分级数量情况柱状图

1.1 管理人名册制度基本确立

距离2007年最高法公布《指定管理人规定》已经10年有余，全国大部分省、自治区、直辖市的高院都已经按照司法解释的要求完成了破产管理人名册的申报、初审、审核、编制工作并予以公示。这标志着具有中国特色的管理人名册制度在我国基本确立。

为了保证管理人名册编制工作的公平、公正、公开，多地设置了评审委员会，具体负责管理人名册编制的具体工作。例如福建省高院《关于规范企业破产案件管理人工作的指导意见》第1条规定了评审委的主要职责包括：确定管理人名册的规模及构成，制定管理人申报条件及评定标准，确定初审名单，决定对管理人的考核、处罚、除名等事项和应当由评审委履行的其他职责。评审委员会通常由高院的工作人员构成，但是每个省份的具体规定各不相同。依据图1可知，全国各地对管理人名册中管理人的数量没有统一的规定和标准，主要由各地法院结合当地的实际情况具体确定，多则如山东省达516个，少则如海南省仅12个。

管理人名册制度的确立，不仅从根本上提升了法院对管理人的管理效率，进一步完善了管理人制度，而且为管理人履行法定职责提供了便利，推动了破产案件的顺利进行。

1.2 管理人分级已成实践创新趋势

依据图4可知，在21个省（自治区、直辖市）中上海、江西、安徽、贵州、河南、河北、山东7个省份对管理人进行了分级。每个级别的管理人数量不一，但是各省份普

遍严格控制一级管理人的数量,对二、三两级的管理人数量限制较少。各地的高院也以规范性文件的形式确立了管理人分级制度,建立辖区管理人履职资料库,进行统一管理,例如福建省高院《关于规范企业破产案件管理人工作的指导意见》、江西省高院《企业破产案件审理规程(征求意见稿)》都作出了详实的规定,表明法院对管理人实行分级管理已经成为司法实践的必然趋势。

管理人的级别通常根据社会中介机构的规模、社会中介机构或个人的执业能力、职业操守、履职表现等方面进行划分。根据图4可知,深圳、福建、江西、贵州、河北、山东等地区将管理人分为三级,安徽、河南等地区将管理人分为两级,上海市只规定了一级管理人。对于管理人级别的划定,有的地区仅仅只做了原则性的规定,将评级的权力交给评审委员会,例如深圳。也有不少地区实行了可量化的评分制度。

管理人分级制度的实行,一方面使在册管理人的专业水平与案件难度相挂钩,让不同能力的管理人可以参与到不同难度的破产案件当中。另一方面也能够在推进管理人职业化进程的同时,保证破产案件管理人名册的专业性与活跃度,倒逼管理人不断地提升专业素养。

1.3 选任类型的多元化

我国破产法规定,有关部门、机构的人员组成的清算组或者依法设立的律师事务所、会计师事务所、破产清算事务所等社会中介机构以及该机构具备相关专业知识和取得执业资格的人员可以担任管理人。可见,我国管理人的类型既可以是清算组、各类中介机构,还可以是个人。

虽然现行破产法用管理人代替了原有破产法体系中的单一清算组负责清算的模式,但是仍未将清算组制度完全废除,而是做出了一定的限制。依据图2-3可知,在21个省(自治区、直辖市)的机构管理人名册中,律师事务所占比比重达62.60%,会计师事务所占比比重29.45%,二者的数量已经占到全部机构管理人比重的90%以上。由律师事务所、会计师事务所担任管理人有利于破产程序高效有序地开展,也体现出现行破产法对于管理人中立性、独立性及专业性的重视。由于大多数地区破产清算机构较少,因而破产清算机构所占比例只有7.1%,另外还有占比较低的咨询有限公司和资产管理公司,以及在江苏省最新编制的管理人名册中还首次出现了律师事务所和会计事务所联合申报以及产权交易中心等新类型的管理人。可见我国管理人的选任类型日渐呈现出多元化的发展趋势,这能够将社会各界的力量汇聚到破产审判中来,发挥各自所长,使破产程序得以顺利推进,促进破产审判效率的提升。

另外,据破产审判实务和笔者统计(图2)可知,在21个省(自治区、直辖市)的

管理人名册中,只有北京、浙江、河北、江苏、湖北、山东、山西、新疆和云南9个省(自治区、直辖市)编制了个人管理人名册。在编制了个人管理人名册的9个省(自治区、直辖市)中,机构数量平均占比78.39%,居于主导地位,个人数量平均占比21.67%,仅占据小部分。这主要是鉴于当前破产法律关系日益复杂化和破产审判程序多样化的趋势,要求管理人具有经济、金融、法律、财会等专业知识和实践技能,而个人管理人的精力和知识储备是有限的,往往难以胜任,只有在“事实清楚、债权债务关系简单、债务人财产相对集中”的企业破产案件中,才允许个人担任管理人。

1.4 选任方式的多样化

关于管理人的选任方式,我国破产法中没有明确说明,而在最高法《指定管理人规定》中明确可以采取轮候、抽签、摇号等随机方式公开指定管理人,对于某些企业的破产案件,如金融机构、在全国范围有重大影响、法律关系复杂、债务人财产分散的企业破产案件还可以采取邀请竞争、接受推荐的方式指定管理人。

在我国的破产审判实践中,三种指定管理人的方式都可供法院选择。但是江苏省关于该省管理人工作现状的一项调查中显示,采取随机方式的占比比例为60%左右,通过公开邀请参与竞争与随机摇号相结合的方式占比比例在20%左右,仅通过公开邀请参与竞争的方式的占比比例大概仅有10%,此外还有一部分是通过法院直接指定或其他方式选任为管理人。在法院诉讼资产网“司辅工作”栏目下,全国各地法院在此发布选定管理人公告,例如摇珠、摇号预告和结果公告、竞争选定管理人公告等。从机构在线报名到公开选定再到公布结果以及司辅工作办理的全流程都在法院诉讼资产网中予以完成,让各个管理人都享有均等的机会参与到破产案件当中,保证管理人指定的公平性和透明度。

2. 选任管理人的疏漏

2.1 管理人名册缺乏统一编制标准

现有编制管理人名册的评价标准主要表现为执业业绩与年限、机构规模、办理破产案件经验、执业能力、专业水准等主观性内容,缺乏客观性标准。并且各地标准的侧重点也有所不同,缺乏统一的核定标准,给予法院较大的自由裁量空间。此外,由于各地法院评审委员会的评审工作过程并不向外界公开,透明度和公正性难以保障,极易发生司法权力寻租的乱象,造成管理人市场的资格垄断。在法院指定管理人后,法律虽然赋予了债权人会议变更管理人的权利,但是在实务操作中却极其困难,对管理人不能胜任职务情形的举证几乎没有可能。

2.2 法院动态管理缺位,管理人名册僵化

在管理人名册制度实施的过程中,法院需要及时对管理人进行动态管理,但是由于法院工作人员的本职工作较为繁重,难以有过多的精力与时间对管理人进行全面考核,

造成对管理人名册动态管理的缺位。同时,我国某些地区的管理人名册甚至多年未进行变动,某项调研指出:江苏省有6家法院的管理人名册近10年来未发生过任何变化,也不存在指定个人担任管理人的案件,甚至有12个机构管理人从未参与过任何1个破产案件。这既让未编入名册的中介机构和个人被阻挡在名册之外,又让在册的管理人高枕无忧。

2.3 编制管理人名册的地域限制

最高法《指定管理人规定》中明确,法院原则上应当在本地管理人名册中指定管理人,只有金融机构等特殊企业的破产案件,才可能以竞争的方式超越地域限制,在各地编制的管理人名册中予以指定。地域限制规则的存在无疑会限制管理人市场的流动与发展,即使管理人的业绩、经验、能力再优秀,原则上只能在本地从事破产管理实务。诚然,在制定该规则时法院一方面考虑到本地法院对于外地管理人的情况不甚了解,不便于法院对管理人的监督管理。另一方面也考虑到异地管理在无形之中会增加管理人执行职务的费用,进而增加破产费用,不利于全体债权人的利益。

2.4 选任方式过于机械

前文已经介绍过管理人选任的三种方式,即随机指定、邀请竞争、接受推荐。法院在破产案件审理的过程中,往往机械地依据法条所规定的情形适用不同的指定方式,缺乏灵活性。随机选任的方式在保证公平性的同时,也存在诸多弊端。一是每个破产案件的复杂程度都不尽相同,用随机方式指定的管理人看似避免了恣意指定,但却无法保证其业务能力、专业水平能够胜任破产案件的处理工作。二是由于每个破产案件的财产预估价值不同,则会出现有的管理人有幸被选中但是却并不感到幸运的现象,因为在该案件上的所取得的报酬极可能低于其办理其他业务的收益。

3. 管理人选任制度的优化

近年来我国破产案件的数量呈现快速上升趋势,但同时我国管理人选任制度在实施过程中也暴露出了诸多问题,为了更好地疏通我国供给侧结构性改革的“堵点”,就亟需对我国管理人选任制度做进一步的完善与优化。

3.1 坚持贯彻落实管理人名册制度

此前,江苏省高院课题组在《供给侧结构性改革下强化破产审判促进市场出清相关问题的调研报告》中提出取消管理人名册和地域限制的设想,并在江苏省部分地区进行试点。但是笔者认为,管理人名册制度不宜轻易地突破,一方面是因为建立管理人名册制度的依据是最高法发布的《指定管理人规定》司法解释,地方法院不应当随意突破最高法的基本规定。另一方面,当前我国各地的高院或中院已经将管理人名册的各项制度

基本搭建完成,如管理人分级制度、综合考核制度,如果此时将管理人名册制度全盘取消,刚刚建立起的制度将面临推倒重来的局面。这在无形中必然会加大法院工作人员的负担,并且对于当前的破产审判工作的开展未必有利。

3.2 细化编制管理人名册的量化标准

各地高院和中院在编制和更新管理人名册时,通常以中介机构或个人的执业业绩与年限、机构规模、办理破产案件经验、执业能力、专业水准等主观性内容作为评价标准。为了让管理人名册的编制体现公开、公平、公正的原则,各地高院和中院应当进一步细化管理人名册编制标准,让每一项标准都可量化,压缩法院的自由裁量空间。

针对不同类型的社会中介机构和个人,应当根据各行业的特点确定具体的标准。如评价会计师事务所的执业能力可以按照上一年度的审计资产规模和审计报告数量来确定。细化后的量化标准可以在编制管理人名册的公告中以“评分附表”的形式一并发布。标准的细化和公开可以让社会中介机构和个人在申报管理人时,能够提前了解法院的编制标准,产生相应的心理预期。

3.3 实行动态管理,及时更新管理人名册

为了实现对管理人的科学管理,促进管理人制度的完善和发展,编制管理人名册的法院应实时对管理人进行动态式管理,具体包括考核、处罚、除名。

对管理人履行职务的考核,可采取个案考核和年度考核相结合的方式进行。具体而言,个案考核是指对管理人办理的具体破产案件进行量化考核,注重工作效率与质量。年度考核是对管理人每一年度内办理的破产案件的综合考核,侧重管理人的职业操守、工作表现、执业能力等综合情况。对管理人的考核由评审委员会负责,考核后在一定的期限内将结果向管理人进行公示,如果管理人对考核结果有异议的,也可向评审委员会申请复核。对管理人的考核、处罚、除名这一系列的动态式管理,倒逼着管理人在处理破产案件时勤勉尽责、忠实履行管理人的各项法定职责,发挥管理人的中心地位,不断推进破产案件的审理进程。

此外,对于管理人名册的更新工作应当贯穿于法院审理破产案件的全过程,根据管理人动态管理的结果对管理人名册进行及时地调整。法院应当依据不同的考核结果调整管理人的分级,对于已经被法院决定除名的管理人,应将其从名册中删除。同时还应当及时更新管理人名册,让未在册的社会中介机构或个人在符合编制条件后都有平等的机会申请编入管理人名册,壮大管理人的队伍,保证管理人名册进出渠道的畅通。

3.4 拓宽选任范围,创新选任模式

法院在选任管理人时不应将选任对象局限于法律列明的三种主体,应当鼓励和引导

更多的社会中介结构参与其中,如资产管理公司、咨询公司、评估公司等,进一步拓宽管理人的选任范围。

同时,面对当前管理人选任方式存在过于机械的问题,还应当运用创新的思维进一步改善管理人选任方式。第一,开创跨地区选任模式,许可管理人异地执业。管理人选任的地域限制问题,一直被许多中介机构和个人所诟病,认为其降低了管理人市场的流动性,因此跨地区对管理人进行选任就显得尤为必要。《全国法院破产审判工作会议纪要》中提出要探索管理人的跨地区执业,这不仅有利于在个案中遴选出最佳管理人,更有利于管理人在更广泛的市场中进行角逐。浙江省高院发布的《关于邀请省外破产案件管理人社会中介机构备案履职的通告》中就积极开辟了管理人异地执业的新路径,向北京市、上海市、江苏省的机构管理人发出了备案履职的邀请。第二,法院对于某些大型企业、疑难复杂的破产案件,并非一定要跨地区选任北京市、上海市等外地管理人。还可以采用选任联合管理人的方式,在复杂破产案件中汇聚多方力量,即律师事务所、会计师事务所、破产清算机构等中介机构和个人以组合的方式对破产案件进行管理。也可以由本省管理人与外省管理人共同办理,不断促进本地管理人的专业水平和能力的提升,发挥管理人相互间传帮带的作用。第三,优化随机指定管理人的存量限制规定。人民法院应当对管理人处理的未了结的案件进行具体分析,将确系客观原因导致案件不能及时了结、管理人除了等待也无其他工作可做的案件视为已结案,使得目前实施的存量限制制度更具客观与公平性。

参考文献

[1]杜军:《管理人制度完善的路径与思考——〈全国法院破产审判工作会议纪要〉的解读(一)》,《人民法院报》2018年3月21日第7版

[2]郭毅敏主编:《破产审判手册》,法律出版社2016年版

[3]霍敏主编:《破产审判前沿问题研究》,人民法院出版社2012年版。北京市高级人民法院:《北京市高级人民法院关于编制企业破产案件管理人名册的公告》资料来源:北京法院网 <http://bjgy.chinacourt.org/article/detail/2007/07/id/854589.shtml>, 浏览日期:2018年1月30日

[4]刘伟光:《中国破产管理人制度设计研究》,大连出版社2009年版

[5]王欣新:《破产管理人制度的完善与创新》,《人民法院报》2017年8月3日第5版

[6]文诚公:《理性评述与完善路径:论我国破产管理人指定制度》,《经济与社会发展》2013年第4期

[7]夏正芳、李荐、张俊勇：《管理人选任机制实证研究——以江苏法院管理人选任机制改革实践为蓝本》，《法律适用》2017年15期

[8]郁林：《破产程序管理人制度合理性与运行机制研究》，2009年中国社会科学院博士学位论文

[9]姚彬、陈亮：《关于我省破产管理人工作现状的调研报告（一）》，资料来源：博事达律师圈 http://mp.weixin.qq.com/s/_weA38LE-4bauyHI-mlLXw，浏览日期：2018年2月9日

[10]人民法院：《全国法院破产审判工作会议纪要》，资料来源：最高人民法院网 <http://www.court.gov.cn/fabu-xianqing-83802.html>，浏览日期：2018年3月22日

论民事检察监督调查核实权

丛鸿全

摘要：检察机关的调查核实权理论界和实践界存在着长期的争议。从调查核实本意上看是对实际情况进行具体、客观的考察了解，是检察机关的履行公职的重要手段。在民事检察的工作中，理论层面上反对检察调查核实的观点以往的学术界大有风向，实践中更存在变相排斥、甚至公然拒绝的抵触现象。立法以来，有些法院认为，检察机关行使调查核实权，有违民事诉讼中“谁主张，谁举证”的举证责任制度，会造成私权利的侵害，基本倾向限制检察机关的调查取证权，往往不采纳检察机关在启动抗诉程序前自行调查取证收集的证据材料。民事诉讼检察监督作为一种法律规范具有强制性的色彩，因此，制度化尤其是法律制度的支持尤为重要。2012年修改民事诉讼法之后，通过法律条文来完善检察机关的调查核实权。对调查核实权的科学设置与运行问题进一步展开研究，能增强共识，减少分歧，确有必要。民事诉讼中检察机关的调查核实权问题是一个典型的中国特色社会主义法制下的问题，交织着历史与现实、政治与法律、意识形态与法理。

关键词：调查核实权；检察机关；监督；制度；完善

2012年8月31日《民事诉讼法》在第210条规定：“人民检察院因履行法律监督职责提出检察建议或者抗诉的需要，可以向当事人或者案外人调查核实有关情况。”这是我国第一次在基本法层面规定了调查核实权。2015年2月4日《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国民事诉讼法〉的解释》更从证据提交和质证的角度肯定了检察机关因行使民事检察监督调查核实权所取得证据的效力问题，但是现行法律对民事检察监督调查核实权的具体内容以及适用范围、运行机制等规定都需要进一步完善。

1. 民事检察监督调查核实权的概述

从表面意义来看，调查核实权可以分为“调查”与“核实”两个层面，“调查”侧重于对未知事项的考察，“核实”侧重于对已知事项的审核属实。把这两层含义总括起来，所谓“调查核实”，即指为了了解情况进行考察或对相关情况进行审核属实。

从法律的角度来审视,“调查”与“核实”应该属于同义反复,是一种根源于日常生活、却又高于日常生活的概念,其含义用民事诉讼的视角和用刑事诉讼的视角来衡量是不尽相同的。要探讨的笔者是“民事检察监督调查核实权”,结合所谓词源与法律的双重角度,对民事检察监督调查核实权在概念上予以界定,应该表述为:检察机关在行使民事检察监督职责的过程中,为了进一步查清人民法院在民事诉讼活动进程中是否存在违法行为,以及是否存在其他需要调查核实的情形,采取法律规定的措施对案件予以调查核实的权力。

2.民事检察监督调查核实权的法律存在问题及学术观点

2.1 法律问题

法律问题法条源于法理,法理源于社会。社会科学的根本问题是社会的,而非与社会无关,但又有“科学”的性质,因此它是介于自然科学和人文科学之间的一门学问。在法学界,很多研究人员热衷于关注法条规则以及理论层面上的构建、主义、发展动向问题,对法理研究较多、较深,而容易忽略现实中那些客观存在,甚至长期悬而未决的实际问题,规则适用问题的探究远远多于对于诉讼实务中事实认定、证据采信方面的关注。民事检察监督制度涉及民诉法学、检察学两个领域,是民诉法理论和检察理论研究中引起过广泛争议,长期经久不衰的共同热点问题,同时也形成了大量研究成果。

2.2 主流观点逐渐形成

不同时期高检院制订的规范性文件,对于这个问题规定的取证核实范围,也是宽窄不一。这些情况,充分表明调查取证问题看似简单,其实复杂。为叙述方便,在此把20年民事检察工作发展过程中出现的不同观点归纳整理为以下三种类型。它们为各方面对民事检察的调查权大体上达成共识创造了有利条件,也为本文积累了实证经验层面上的研究资料。

2.2.1 绝对肯定说

绝对肯定说观点认为,检察机关办理民事申诉案件,为贯彻实事求是、有错必纠原则,可以主动出击,广泛运用一切可以运用的调查取证权力,积极发现实体真实,查清案件事实真相,这样才能最大限度发挥职能。完整有效的监督权应该包括发现错误权、纠正错误权、提请惩戒权、立案侦查权和抗诉权,其中发现错误就包括调卷权、调查权和旁听权。立足根据在于职权主义诉讼理念,与法院有权积极调查取证、采取财产保全措施、启动再审程序的理由类似,为追求客观公正,查明案件事实真相,可能限制与约束当事人的处分权、程序参与权,从而容易违背程序正义原则要求。

2.2.2 否定说

否定说与前者正好相反,但在绝对性上相似,都走向了极端。这种观点认为,检察机关办理民事申诉案件应坚持举证责任原则,不能越俎代庖,不能如刑事案件那样调查事实。检察机关依照职权调查取证,是公权力干预私权利,结果必然造成一方当事人的证据强势,违反当事人平等原则。作为民诉法学术界否认检察监督原则的代表者,张卫平教授主张检察机关不应享有对案件事实真相进行调查取证、进一步核实案情的权力。实务界,主张或赞同这种观点的,既有法院系统的,也有检察系统的。

2.2.3 折衷肯定说

折衷肯定说认为,为便于查明案情,法律应赋予检察机关在抗诉审查程序中享有一定范围的调查取证权,这是对检察调查权有条件、有限度、有范围的承认。首先,申诉案件受理审查阶段,当检察机关怀疑原裁判所依据的主要证据为虚假或伪造时,作出抗诉决定前,通过调查取证w确定自己的怀疑有无根据,显然非常必要。民事案件举证责任在当事人,但有些证据当事人不能获取,当原审法院未按规定要求履行其告知或收集职责时,检察机关就有必要针对这类证据进行调查,依照法定职权收集证据,再决定是否启动抗诉程序。

3 我国民事检察监督调查核实权的司法现状

3.1 立法现状

2012年民事诉讼法在第十六章审判监督程序中第二百零八条、第二百零九条之后增加第二百一十条,首次w基本法律的形式对检察机关享有的调查核实权予以明确规定,不难看出立法的意图,调查核实权立法的目的是为了强化检察机关的监督手段。手段是为目标服务的,检察机关法律监督的目标在于纠正一切违法行为,保障法律的正确实施,维护法律的权威性。

3.2 司法现状

在2001年最高人民检察院颁布的《办案规则》、2010年“两高H部”联合发布的《若干规定》、2011年“两高”联合发布的《若干意见》中对调查权的原则、范围等都有所规定。《若干意见》相比《办案规则》的规定对调查核实权的范围有了进一步的细化,并规定了对于可能损害社会公益的情形,检察机关可w进行调查,体现了检察机关社会公益保护者的地位,这从一定程度上弥补了《办案规则》的缺陷。2013年11月份最高人民检察院发布的《民诉监督规则》第5章中单设一节对调查权做了更为细致的规定,对检察机关行使调查核实权的范围有了基本的概括,包括了对人民法院错误生效裁判的监督、对审判活动、执行活动违法的监督,指导了实践中办理民事监督案件时调查核实权

的具体适用问题,使人民检察院行使民事调查核实权具有了一定的可操作性。现阶段,司法实践中调查核实权的行使主要依据的是《民诉监督规则》中有关调查核实的相关规定,但我们也要认识到《民诉监督规则》中有关调查核实权的范围,仍然较为笼统,需要进行进一步的细化,以便更好地指导实践工作,更好发挥调查核实权的积极作用。

4. 国外民事检察监督调查核实权相关制度的考察

4.1 大陆法系

作为大陆法系国家的法国,是世界上第一个通过法律的形式赋予检察机关在民事诉讼中的参与权力的国家。在《民事诉讼法》(1976年出台)里,第423条指出,在公法秩序被损害时,检察机关具有为使公法秩序得到保护而进行民事诉讼的权力。按照该项法律,为确保公法秩序能够得到保护,检察官能够以主要的当事人的身份进行民事诉讼的提起;在法律规定的部分案件里,检察官能够以主要的当事人的身份进行民事诉讼的提起。德国1877年德意志帝国制定公布的《民事诉讼法》和《法院组织法》里,同样涉及了部分民事诉讼中检察官的参加权,比如在《民事诉讼法》第634条里指出,即便检察官不是诉讼的提起人,其也是能够进行诉讼的,特别是可以独立地提出申请并提起上诉。检察机关有权参与禁治产案件。

4.2 英美法系

在英美法系中,在英国,总检察长能够通过其所享有的诉讼权依法对合法民事行为进行确定或者是对非法民事行为进行禁止,同时总检察长能够进行部分民事诉讼的提起工作。在美国,检察官能够对民事诉讼进行直接的干预,也可以对民事的纠纷进行参与。此外,联邦的总检察长对一切和宪法、国家利益相关的国家事务以及对全体公民的平等权利有直接影响的违法行为,均可以享有刑事、民事及行政诉讼的提起权,比方说在《民权法案》(颁布于1964年)中的第902条里,规定联邦的总检察长,但凡其可以对案件所具有的公共利益方面的重要性进行证明,且递交及时的申请,那么就能够参加私人当事人因民族、种族、性别、宗教及肤色等方面的原因,被拒绝按照宪法的第14修正案来享有平等的保护并进行法律援助的寻求所提起的诉讼;美国的检察官可以对一方当事人为公职人员、国家机关且提出了损害赔偿的民事诉讼案进行参与。

5. 民事检察监督调查核实权的再完善

5.1 规范启动程序

所谓民事检察监督调查核实权的启动程序,是指检察机关基于何种方式才能动用该项权力,从而介入个案的具体监督过程。不少学者对这一问题的研究,实际将启动程序和具体措施进行了混靖。对于这一问题相关法律和司法解释均没有明确规定,从修订后

民诉法以及最高检监督规则可以推测出,“提出抗诉或检察建议的需要”实际上是赋予了检察机关极大的自主决策权,那么对于检察机关是依当事人申请还是依职权启动民事检察监督调查核实权,就应从检察工作与民事检察监督调查核实权本身来探讨。

在承认民事检察监督调查核实权依附性的特征和谦抑性的原则基础上,基于民事诉讼具有极强的私权属性这一大前提,检察机关就不能单纯依职权即启动该权力,而要以当事人依申请启动为原则、以检察机关依职权启动为特例,同时应秉持一条底线,如果系当事人在原审中因自身原因和主观原因等怠于提供证据的,检察机关不得“依职权”启动民事检察监督调查核实权。

对于当事人申请的,检察机关民诉部门应当首先在受理案件的同时要求当事人提交申请材料,材料应当载明案件事实、可提供的证据清单及下一步取证方向等内容。其次,民诉部门应当对当事人的申请比照民事诉讼法律的有关内容采取初步核查措施,对于符合规定的应当及时启动调查核实程序[>]而对于不符合法律规范的下述情形,则不予准许:第一,当事人申请调查核实的证据材料应由其自身提供的;第二,申请调查核实的事项与申诉案件无关的;第三,在原审中因当事人主观因素而未申请的;第四,当事人反映法院人员具有违法行为,但未能提供任何线索的。对于人民检察院依职权启动的,应当严格限定在可能损害公共利益、人民法院的司法人员存在职务犯罪行为(或违法行为)以及其他需要人民检察院依职权主动启动调查核实权的范围内。

5.2 明确适用范围

2012年修订后民诉法以目的限制法——“提出抗诉或检察建议”——来限定民事检察监督调查核实权的适用范围的做法太过空泛,不利于在实务中具体掌握。而2013年最高检监督规则虽然具体罗列了四种情形,但仍然较为笼统,需要对民事检察监督调查核实权的适用范围作出进一步明确规范。

第一,对人民法院生效法律文书监督过程中需要调查核实的情形。该项主要针对民诉法第二百条所罗列的13种情形,但真正需要启动调查核实权的应当排除法律适用错误、应当回避而没有回避以及剥夺当事人辩论权利等情形,主要导向原审裁判在事实和证据认定以及审判人员是否存在违法情形等方面。

第二,审判人员可能存在违法行为需要调查核实的情形。该项主要针对审判人员在审判活动中有符合刑法第八章、第九章职务犯罪中的违法犯罪行为。在此种情形下,检察机关民诉部门应以此作为对原审申诉案件进行法律监督的手段,不能自行对审判人员的行为进行查处,而是应当将该案件线索依照法律规范进行移送。

第三,人民法院的民事执行活动中可能存在违法行为需要调查核实的情形。检察机

关对于人民法院执行活动启动调查核实程序主要包括以下具体情形：人民法院在执行活动中调查、搜查违反法律规定，超标的执行，评估或拍卖过程中有违法行为，怠于履行执行措施导致执行目的不能实现等等。

5.3 规范适用措施

最高检监督规则在第66条明确了检察机关可以采取的六种调查核实的措施，其中需要进一步明确的主要为以下几点：第一，检察机关在对专门性问题进行咨询时，如果为口头咨询的，应当做好工作记录。第二，如果在前期的诉讼进程中已经采取过鉴定或评估等措施的，则检察机关不应再二次进行。第三，检察机关认为确有必要可以勘验物证或现场，相关的勘验程序应当比照检察机关自侦部门的有关程序进行，严格依照法律规范进行。另外在实务中，检察机关民诉部门没有专门的调查核实文书和协助查询文书，在实际操作中，如果需要对当事人或案外人进行询问，一般使用检察机关自侦部门的“调查笔录”，如果需要其他单位或部门予以协助配合，一般借用自侦部门的“协助查询通知书”等，这些在工作文书和法律文书使用上的不规范和不严肃问题，不利于民诉检察部门更好的开展调查核实工作，应当在适用措施层面彻底杜绝民刑文书混用的现象，规范民事检察监督权的行使。

5.4 完善权力规制

正确对待检察机关民事检察监督调查核实权作为权力这一属性，不仅要在制度框架内对它的正确运行予以规制，更要超然于制度之外立足于该职权本身对其予以规制。在民事诉讼领域，当事人是证明责任的主体，应当按照“谁主张、谁举证”的一般原则进行民事诉讼活动，只有在符合法律规定的几种特殊情况下才可以申请人民检察院调查核实。检察机关行使民事检察监督调查核实权，不能越界和插足当事人自己的举证和人民法院的审判，应严格限定为履行法律监督职责的过程中，发挥诉讼监督的应有作用，确保国家、社会公益和当事人合法权益得到保障和不受侵害。

6. 结语

对于如何规范高效的行使这一权利以及如何保障这一权利的顺利行使都成为理论和实务界共同关注的话题。通过了解对实务界的办案的实践经验，对民事监督调查核实权的本质属性、适用范围、运行原则进行深入的探讨，对检察机关所享有的调查核实权的运行做出适当的法律机制，希望在此基础上建立完善的民事监督调查核实权的运行机制，保障民事监督调查核实权的规范运行，促进法治现代化发展的建设。

参考文献

- [1] 最高人民法院民事诉讼法司法解释理解与适用[M].人民法院出版社,沈德咏,2015年版
- [2] 汤维建:《民事检察法理研究》,北京:中国检察出版社,2014年版
- [3] 田平安主编:《民事诉讼法原理》,厦门:厦门大学出版社,2014年版
- [4] 张卫平主编:《新民事诉讼法专题讲座》,北京:中国法制出版社,2012年版
- [5] 龙宗智:检察机关内部机构及功能设置研究[J].法学家,2018(01)
- [6] 康猛:民事诉讼监督中调查核实权的行使与保障[J].辽宁警察学院学报,2018(01)
- [7] 徐汉明:国家监察权的属性探究[J].载法学评论,2018(01)
- [8] 胡勇:监察体制改革背景下检察机关的再定位与职能调整[J].法治研究,2017(03)
- [9] 段厚省:程序法的内在张力[J].北方法学,2017(02)
- [10] 胡思博:民事检察监督证据的运用规则[J].当代法学,2017(01)
- [11] 杨会新:论我国民事检察权的运行方式与功能承担[J].法学家,2016(06)
- [12] 宋小海:论民事抗诉制度新构造与典型民事诉讼的原理相融性[J].中外法学,2016(06)
- [13] Anjino, "Overbearing Justice: The Power of American Prosecutors.", 2012
- [14] Richard D. Frier; United States Code of Civil Procedure,2013
- [15] Richard D. Frier; United States Code of Civil Procedure,2013

网络虚拟财产法律属性的刑民思考

李玉瀚

摘要：虚拟财产是否应该定义为“财物”，在刑法无明文规定的情况下对其进行解释可能违反罪刑法定原则。民法总则第127条的规定，明确将虚拟财产定义为民事权利的客体，通过民法上对虚拟财产之概念和特征的分析，应当认定网络运营商与用户之间是基于服务合同而存在的债权债务关系，因此虚拟财产属于用户要求运营商提供相应服务的权利凭证，由此可见，将虚拟财产的权利属性界定为债权具有一定的可行性。我国刑法在过去的实践中早已将债权性权利凭证行为评价为财产性犯罪的行为客体，将虚拟财产扩大解释为财产性利益不会脱离刑法文本本身的含义，不会违反国民预测可能性。据此，将侵犯虚拟财产的行为定义为刑法分则第五章规定的侵犯财产罪将不会违反罪刑法定原则。

关键词：虚拟财产；罪刑法定；权利凭证；债权

1. 引言

根据时代的变迁，现实与虚拟空间之间的划分越来越难，同时产生的法律问题也比比皆是，在其中，侵犯虚拟财产的行为到底该如何定性的问题，已经在理论界产生了巨大的争议。笔者通过北大法宝，以“虚拟财产”为关键词搜集了105个侵犯虚拟财产的刑事案例，其中以案由区分，被判处侵犯财产罪的66起，被判处妨害社会管理秩序罪的39起。笔者发现同案异判的现象很严重，判决理由中对于虚拟财产是否属于刑法意义上的财物存在很大争议。

2. 《民法总则》对虚拟财产的规定

根据《民法总则》第127条规定，法律对数据、网络虚拟财产的保护有其规定的，依照其规定。本条体现了时代性，虽然本条仅仅是一条引致性规定，但其宣示了对数据和网络虚拟财产的保护，并为之后特别法的规定提供了法律依据。

就该条款的语义和体系而言，是虚拟财产权在民事权利体系之中的一般性规定，虚拟财产权的定位契合民法典的体系性。民法总则之中的该条款规定虚拟财产的一般性规

则,连接了与虚拟财产有关的一般法与特别法,为虚拟财产特别法提供一般性规则和立法依据,因此可将之定性为引致性条款。在具体法律适用中,无形财产为综合性的财产的定性,也能够根据最大化地保护无形财产的需要,进行全方位的保护。全方位保护具体表现为:第一,在总则中连接了虚拟财产作为私权保护的性质,一方面确认虚拟财产的私权属性,另一方面又提供法律保护的依据。第二,为虚拟财产保护提供完整的保护框架。民法总则以及民法典其他分编和其他法律可以依据虚拟财产的私权性,而为虚拟财产提供全面的保护,虚拟财产作为综合性权利,可以摒除权利性质的局限,充分地获得物权法、合同法、知识产权法等不同类型的法律保护。第三,为虚拟财产的特别法保护提供了一般性框架。

从比较法上看,网络虚拟财产属于新时代背景下产生的新型权利,早些国家,如韩国和美国法律上都不承认虚拟财产的合法性,并禁止虚拟财产交易,以此杜绝虚拟财产的法律问题。台湾地区关于网络虚拟财产的规定则比较完备,特别是刑事责任上的规定,例如“网络货币偷窃案”,认为侵犯网络虚拟财产的行为可以视为盗窃罪。我国1986年的《民法通则》中并没有关于数据、网络虚拟财产的规定。尽管现行法律体系内并未明确数据、网络虚拟财产等权利的内涵和外延,但随着科技的发展以及网络时代的到来,现行法律之中已经初步对数据、网络虚拟财产的侵权行为又保护性规定。

3.网络虚拟财产属于“财产”

3.1 网络虚拟财产的界定

虚拟财产的物理属性是由数据组成的,是数字化的财产形式,包括网游装备、网络云盘文件、固态硬盘文件、云服务器等。虚拟财产的存在形式可以分为网络与本地两种。本地虚拟财产是指不通过网络而单独存储于计算机或者其他电子设备中的资源。网络虚拟财产是指在网络环境下,存储于网络服务器中的数据信息,相比较本地虚拟财产,其最大的不同在于用户想使用网络虚拟财产必须通过互联网为载体,通过网络访问运营商的服务器,从而达到对网络虚拟财产的占有支配的权能。现阶段,对于网游中的装备和即时通讯工具如QQ、微信等,是学界讨论网络虚拟财产的重点。

笔者认为,即使是狭义上的网络虚拟财产,如网络游戏中的装备,也是玩家花费了一定的“劳动”而获得的。这里的劳动之所以要打上引号,因为它和现实生活中的劳动形式不同。在现实生活中我们把农民种地、工人做工看作是劳动,在相当长的时间里甚至把知识分子的学术活动都排斥在劳动范畴之外。现在已经承认知识分子也是劳动者,创造知识的活动同样是劳动,因而劳动的范围有所扩大。其实,劳动本身就可以分为体力劳动与脑力劳动。劳动的本质特征是可以创造价值,就此而言脑力劳动创造的价值甚至

大于体力劳动创造的价值。至于网络游戏，本身是一种娱乐活动。在一般情况下，娱乐活动是不能被视为劳动的，它是一种消费。但娱乐本身具有两重性，卡拉OK式的自娱自乐当然是一种消费而非劳动，但专业演员的演唱就是一种劳动。在网络游戏中，由于已经形成一个产业，大量专业玩家专门打造网络游戏中的高级武器装备，然后明码标价卖给玩家牟利。在这种情况下，网络游戏中的装备已经成为一种商品，其价值是客观存在的。至于玩家通过自己的游戏活动获得的装备，虽然游戏本身并非为牟利，但也是投入了大量的时间和金钱以后获得的，在装备中包括了某种物化的价值。

3.2 网络虚拟财产属于“财产”

根据法律所保护的财产必须同时满足三个要件：第一，具备功能属性，必须在现实生活中具有一定的使用价值；第二，具备合法性，不能是法律规定禁止持有或交易的财产；第三，具备稀有属性，必须是有限获取的资源。财产是由伴随着交换价值的权利所聚集而成的聚合体，其中，具有交换价值是指以物权、债权等权利为载体，以其金钱价值而交换或让与，但其中不包括身份权和人格权。学界与实务界都肯定网络虚拟财产具有财产的属性，其以0, 1数字记录的表现形式在互联网中拥有其相对的价格，其不仅能给用户带来现实中的交换价值，还必须受到价值规律的限制，在财产属性上，与其他财产同样拥有其功能性、合法性和稀有性，因此网络虚拟财产拥有财产的属性是毋庸置疑的。尽管有一部分学者认为网络虚拟财产不是财产，认为只是虚拟世界的数字，不具有任何的价值，法律只需要将现实社会中的问题解决，不能将现实中的法律运用到虚拟世界中，据此认为网络虚拟财产不具有财产属性。然而这仅仅代表部份人的观点，不代表所有人对虚拟财产的认识，一件游戏装备在这些学者眼中可能只是数字，但是用户通过像5173、藏宝阁这样的虚拟道具交易平台以人民币几十万元上架后，很可能十分钟都不到就被买走。有的财产在有的人眼中一文不值，但在有的人眼中价值连城，因此这些学者的观点不具有说服力。

现实中的经济规则因为网络虚拟财产的稀有性而在虚拟世界也同样适用，虚拟世界与现实世界的财产制度令人难以置信地趋于同调，导致这一结果的最大原因之一是因为网络虚拟财产本身具有的稀有性，促使市场交易原则与财产制度在虚拟世界中的适用完美同步。

由此看来，网络虚拟财产的稀有性铸就了其在虚拟世界的财产价值，有一部分学者认为笔者认为网络虚拟财产可以通过镜像文件进行无限复制，虽然通过技术手段在理想层面是可以达到网络虚拟财产无限复制，但现实中任何网络运营商都不可能进行如此“自杀式”的技术操作，虚拟财产的数量、规格、属性都是严格管控的。现实中就有网络

运营商的工作人员,擅自使用后台技术修改虚拟世界的财产数量,此案最终以工作人员被判处职务侵占罪而结束,由此说明网络运营公司的经济命脉就在于网络虚拟财产的稀有性,如若不然,将会导致其网络虚拟财产丧失交换价值,真正的沦为一堆存储在硬盘中的数字而已。现实财产与网络虚拟财产的共同性质以及网络虚拟财产的权利客体属性决定了网络虚拟财产与现存财产权利体系的兼容,同时也肯定了网络虚拟财产被纳入了财产权利体系而受到现实法律调整的可能性。

如上所述,网络虚拟财产应当在法律上界定为财产,但对这种虚拟财产如何进行法律保护,是在网络社会中法律面临的一个挑战。在刑法中,对于盗窃虚拟财产的行为能否按照盗窃罪定罪处罚,就涉及能否将虚拟财产解释为侵犯财产罪中的财物的问题。刑法将侵犯财产所有权的行为规定为犯罪,是对财产的一种刑法保护。随着人类社会的进步、生产力的发展,作为侵犯财产罪的客体的财物,存在一个嬗变的过程。

4.网络虚拟财产是债权性权利凭证

根据物权法的规定我们可以得出,只要满足特定性、支配性和排他性的要求,无论是有形物还是无形物,都能认定为法律意义上的物。据此,笔者认为本地虚拟财产符合上述三点特性,属于《物权法》中的物权客体,而网络虚拟财产则不具备上述三点特征,因此网络虚拟财产是用户请求网络运营商提供服务的权利凭证,属于债权性权利凭证。

4.1 网络虚拟财产属于权利凭证

用户一旦经过账号注册,就相当于与网络运营商订立了基于网络服务为基础的服务合同,用户通过合同的效力,可以自由使用该账号下的网络虚拟财产,据此获得了对网络运营商请求服务的请求权。网络虚拟财产就会被视为类似于票据性质的债权性权利凭证,对于合法的用户有权向网络运营商请求相应服务的权利。网络虚拟财产是用户与运营商之间表明债权债务关系的钥匙,属于债权性权利凭证,在某种意义上相当于是一种具有财产价值的权利凭证。如同其他权利凭证一样,网络虚拟财产能够证明用户所拥有的财产价值。

反观网络运营商,用户的网络虚拟财产本身就是其服务器中存储的数据,对于运营商来说相当于本地虚拟财产,用户所占有的网络虚拟财产只是运营商提供的数据服务,因此其真正的所有者是网络运营商,用户只是基于债权关系合法使用并占有着运营商所有的虚拟财产。比如网络游戏《梦幻西游》会在每周二上午进行例行维护。这段时间里用户无法登陆游戏享受服务,更加证明了网络虚拟财产仅仅只是债权性权利凭证。

4.2 网络虚拟财产的法律属性为债权

权利凭证的权利客体应该是权利人享有的权利,而不在于权利凭证存在的方式,其

真正价值并不体现在其物理载体之上,由于过去所有权利凭证的存在方式都是以物的形式存在。因此随着信息时代的进步,权利凭证电子化的趋势已经非常明显,如今已经很难看到纸质的有价证券,几乎都是存储在虚拟世界的电子化权利凭证。权利凭证摆脱了权利对于物理载体的依赖,据此使得权利凭证的法律属性需要在物与权利之间能够明确地界定。

对于网络虚拟财产的权利属性,在理论界依然存在着争议,前文阐述的“物权说”、“债权说”都是当今争议最为激烈的观点,但是笔者比照各种观点后得出结论,“物权说”存在其致命的缺陷,倘若定义网络虚拟财产的权利属性为物权的话,则无法分清楚用户与运营商之间的法律关系,比如如果用户对网络虚拟财产具有所有权,运营商进行网络服务器的维护并且对服务器的数据进行必要的修改,主张由运营商享有所有权,则会剥夺用户对第三人主张权利救济的依据。据此,不能将网络虚拟财产的权利属性定义为物权,相反,定义为债权更为妥当。

5.网络虚拟财产是财产性利益

我国刑法对财产性利益并无明文的规定,但其可以作为盗窃罪的对象。财产性利益的概念是指,出了普通财产之外具有一定经济价值的利益,其中就包括积极财产与消极财产的增减,实务中最为常见的财产性利益包括股东权、债权等,其中也包括权利凭证,比如《刑法》第265条针对盗打电话行为以盗窃罪论处,因为电信服务真是基于服务合同存在的债权,所以非法获取电信服务的行为被评价为窃取财产性利益而被盗窃罪所规制。虽然网络虚拟财产不属于财物,但其作为权利凭证应该评价为财产性利益。盗窃罪对象的财物中应当包括财产性利益,将财产性利益解释为财物不属于类推解释,而属于被允许的扩大解释。

从民刑关系来考虑,民法对于财产性利益的保护情况并不尽人意,据此必然需要刑法对其进行保护,财产是主体在物上的权利,财产性利益应当与财物一样,对满足人的现实需求没有区别,将其作为财产犯罪的对象并无不当之处。《刑法》第210条规定的盗窃增值税专用发票等情形,按盗窃罪进行处罚。本条属于注意规定,该条认为财产性利益被扩大解释为“财物”不属于类推,不违反罪刑法定原则。

6.结语

近年来,由于信息时代的飞速发展,侵犯虚拟财产的案件明显呈上升趋势,在刑法审判实践中,对于窃取网络虚拟财产的行为定性一直存在争议,其争议的焦点之一就在于网络虚拟财产的法律属性认定。笔者认为,将虚拟财产的权利属性定义为债权可以解决运营商与用户间权利界定的问题,同时将虚拟财产解释为用户请求运营商提供服务的

权利凭证具有相对稳定地逻辑性。将权利凭证解释为刑法意义上的财产性利益并不是类推解释，而是符合国民预测可能性，具有时代意义的扩大解释。扩大解释与类推解释的区分界限本身就模糊，二者的区分相对而不绝对。据此，笔者倾向依照刑法分则第五章侵犯财产罪来定罪量刑并不违反罪刑法定原则。

参考文献

- [1]侯国云.论网络虚拟财产刑事保护的不当性——让虚拟财产永远待在虚拟世界[J].中国人民公安大学学报(社会科学版), 2008, (03): 33~40
- [2]黎宏.论盗窃财产性利益[J].清华法学, 2013, 7(06): 122~137
- [3]申晨.虚拟财产规则的路径重构[J].法学家, 2016, (01): 84-94+177-178
- [4]王利明.《中华人民共和国民法总则释义》[M].中国法制出版社, 2017, 543
- [5]徐光华.罪刑法定视野下刑法扩张解释的“度”——以扩张解释与类推解释的区分为视角[J].河北法学,2008, (05):97~102
- [6]张明楷.论盗窃财产性利益[J].中外法学, 2016, 28(06): 1405~1442

文
史
哲

“中国关键词”对外传播策略研究

余 贛

摘要:“中国关键词”浓缩了中国政治、经济和社会的核心理念和思想,通过“中国关键词”,可以对中国政治、经济和社会的发展和进步有个大概的了解。然而当前“中国关键词”的外宣工作还不够完善,因此,提高“中国关键词”对外翻译传播无疑是当前一项具有重要传播意义和战略意义的工作,同时对我国文化软实力的提升也起着举足轻重的作用。本文通过分析当前“中国关键词”对外翻译传播遇到的问题,研究其对外翻译传播策略,意图探讨通过增强文化软实力增强我国的国际地位和综合国力。

关键词:“中国关键词”; 对外翻译传播; 传播策略; 文化软实力

1.“中国关键词”对文化传播的重要作用

“中国关键词”是各层次表达上的高度浓缩,其内涵涉及到政治、经济、理念、思想和实践,这些关键词,每一个都可以展示中国政治、经济和社会的发展和进步。在对外宣传工作中,“中国关键词”扮演着重要的文化传播作用。

1.1 有助于扩大中华文化的外部 and 内部影响力

“中国关键词”虽然精简短小,但是在当代中国发展道路、发展理念、思想文化、内外政策等话语体系中进行了鞭辟入里的阐释,“中国关键词”的建设,成为国际社会更了解中国的发展思路和核心理念创建了一个很好的桥梁,成为构建融通中外的创新性实践和有益措施。

随着中国国际地位的日益提升,构建具有中国特色的话语体系具有重要的战略意义,在国家文化交流愈发国际化的今天,各国也越来越重视文化的对外宣传,形成表达完整和阐述准确的中国特色话语体系已成为迫切的需要。史安斌(2014, 16~25)指出,观念政治的话语权争夺日趋激烈,“中国关键词”的推出与当前的国际形势正相吻合。此外,文化和传播的核心就是关键词的传播。“中国关键词”的对外传播让国内外民众更全面更多的了解中华文化,使得国外受众能客观正确的认识和评价中华文化。

“中国关键词”是构建中国特色政治话语体系的创新举措,中国政治话语对外传播的重要探索,有助于国际社会全面的了解当代中国的发展道路和核心理念。

国家的软实力的提高终究要不断着力于提升自身文化实力和创造力上。中国拥有悠久的历史 and 灿烂的文化，这些都是历史的积淀的产物。同时也是中国文化传播的绝佳素材，要立足于当代，不断增加中华文化的内涵，通过自身文化的发展提高文化自信，发掘出文化发展的源动力。

1.2“中国关键词”是衡量中华文化软实力的指标之一

在当今国际社会关系中，局部的冲突和摩擦不断，对中国而言，从“南海主权争端”到“中美贸易战”能看出，软实力越来越影响人们对国际关系的看法，文化和意识形态的博弈在这个信息高度发达和自由流通的世界中显得愈加激烈。软实力与硬实力内涵中的武力、扩张、科技发展等不同，体现在文化、价值观、道德观念等各个方面，在信息时代的背景下，显现出了前所未有的张力，很大程度上决定了一个国家在国际政治事务中的话语权。

“中国关键词”作为承载中国新时代发展和进步的特色话语，是我国文化建设的重点，“中国关键词”的制定对夯实文化根基、传播中国本土价值观念、展示中华文化魅力、提高我国国际话语权具有重要的意义。目前，国际社会的话语权更多的掌握在像美国这样的文化生产和输出大国手中。由于文化本身具有易于被渗透的特性，过程中往往难以察觉和区分，长期看来，大国通过文化产业的输出，极大地破坏了那些话语权相对较弱的国家的名族文化传统，甚至形成纵深性极具破坏力的伤害，瓦解了一些国家自身的价值观念体系。由此看来，除了警惕提防西方糟粕文化的入侵，以中国特色文化作为回应的需求越来越迫切，“中国关键词”作为软实力的有机组成部分之一，其传播对提高我国国际形象和地位有着不可替代的重要作用。

2.“中国关键词”对外翻译传播存在的问题

“中国关键词”对外翻译传播是增强文化软实力的一个重要环节，当前的对外翻译的传播体系还很不成熟，其影响力与我国当前的国际地位和国家实力有着相当的差距，主要面临以下挑战。

2.1 对自身缺乏深入的研究与理解，表达不到位

从“中国关键词”本身出发，通过深入的分析，简短的几个字实则蕴含着丰富的意思，对词条本身的理解与研究是对外翻译传播的前提和基础。因此，在对外翻译传播“中国关键词”时，首先应该做到的就是对自身有一个全面、客观的了解。词条所包含的丰富的历史涵义和现实意义，在翻译传播的时候我们都是要考虑进去的。

“中国关键词”里的一些成语典故，如“治大国如烹小鲜”，首先我们要理解词语的历史内涵和现实意义，在译文中要如实再现其形象及寓意，该词出自中国古代的思想家

——老子，在其所著述的《道德经》中表达出治理大国，就如同烹煮小鱼，关键要把握好火候，细致的去打理，而不是不断翻炒搅拌。如果直接译为：Governing a large state is like cooking a small fish. 译文并没有体现出源语中的谨慎、不敢懈怠马虎的意思，所以补充解释是必不可少的，所以可译为：Governing a large state is like cooking a small fish: it must be handled with great care.

所以只有做到对本身深入的研究与理解，在对外翻译传播时才有理可寻，有据可证。

2.2 缺乏对应的目标词语，需要翻译创新

因为中外语言文化的巨大差异，在对外话语体系构建过程中绝对不能忽视话语与翻译转换这个环节。“中国关键词”对外翻译过程中，一些明显中国专有的词汇和概念很难用恰当的外文表达出来，因为词条本身含有的丰富历史与现实文化。另外 Walter Bryce Gallie 指出，大部分政治类词汇，特别是那些评价性的政治类词汇相关的词语较为容易引起争议。政治文献在翻译中与政治的联系普遍是紧密的。从而，政治话语跨文化翻译过程中需要尤为需要考虑不同的政治语境，这也是政治话语翻译过程中尤为需要注意的地方。

“中国关键词”的翻译，既要忠实于原文，在保证基本概念准确和信息完整的基础上，又要准确的表达出词条的思想内涵，还需按照译入语语言规范进行翻译，以及考虑到本土习惯，使译文要传达的信息较为准确的传达给国外受众，这无疑是“中国关键词”所面临的巨大难题。

如“三严三实”，显然这个词语内涵相当丰富，那我们如何做到即表现它本身的内涵和工整结构，又用贴切英语加以表达，就成为翻译的挑战。习近平在改进各级领导作风是提出“三严三实”，即严以修身、严以用权、严以律己，谋事要实、创业要实、做人要实。原译文是“Three Stricts and Three Earnests”，that is, the requirements are to be strict in self-development, the exercise of power, and self-discipline, and to be earnest in making plans, opening up new undertakings, and upholding personal integrity. 译文为了忠实原文，却失去源语的数字结构，完全无法达到中文的效果，对于受众也很难接受。

2.3 对传播受众缺乏深入调查与了解

“中国关键词”对外翻译传播的目的是使国外受众接受我国所传播的文化和思想，好的传播效果必须要考虑传播的受众，不同生存环境下的受众对同一事物的认知角度是不一样的，否则即使文化思想表现形式再优秀，如果不符合传播受众的接收习惯，文化影响力也会大大削弱。

所以，“中国关键词”对外翻译传播过程中，应当充分考虑到传播对象，根据不同的

传播对象和传播目的,采用不同的传播方式和技巧表达同样的信息。这样的观念早已有之,但是实际运用中,理论和研究间有很大的隔阂。很多词条都生搬硬套式的翻译,使不同的受众很难接受。

比如单词“民族复兴”,其译文是 *rejuvenation of the nation*,这个译法虽然表达了其词语内涵,但是对于国外受众而言,*rejuvenation* 更多是去形容化妆品护肤品,表示 *making sth look or feel younger*.这里用来谈民族复兴有点不妥,用 *national renewal* 或许更好。

2.4 传播渠道较为单一

中国在海外出版了大量与党政文件、领导著作相关的外文书籍,这些著作往往充满着中国特色词汇和表述,生硬而陌生的话语系统很难引起外国读者的兴趣。传统传播思路和渠道过于狭窄,极大的阻碍了中国文化的传播。

我们应当把握新媒体新技术的发展风向,运用多渠道多手段的去传播“中国关键词”。目前,微博、微信、推特网等宣传力度不强,内容的碎片化处理和微传播方面还有很大不足,覆盖面也不够广。

3.“中国关键词”对外翻译传播策略

从“中国关键词”本身、传播方式和形式出发,本文研究和完善“中国关键词”对外翻译传播策略。

3.1 打造权威、开放的互动平台

将新时代中国特色理念精炼成简短的“中国关键词”有利于中国精神的传播,但有些词语往往分散在各个领域被人们所知晓。从传播效率和效果上看来,寓意着中国精神的“中国关键词”需要一个集大成、更权威的传播平台,更有利于被人们所知晓,也就打通了中国话语传播的至关重要的一步。

“中国关键词”平台的建设不是词语解释简单堆叠,其价值主要体现在对外话语体系的“一体化”建设。首先,要对国际社会产生影响,必须具备跨越不同语言和文字的障碍,使“中国关键词”具备无法比拟的穿透力。在平台建设的诸多环节中,将“多语言加工”工作贯穿其中。平台建设过程中,由专门人员把关词条内容的准确性和编辑过程中的规范性,同时,引入国内外权威专家和翻译团队进行词条生产和释义,并鼓励全球民众对词条进行编辑,提高了平台建设的效率,也扩大了传播的范围。

在“中国关键词”词库的建设上,由于词条涵盖面宽广,内容丰富,涉及到各个学科和领域,平台对其他相关平台的数据库进行整合,例如党史数据库,传统文化数据库……实现对当代中国政治,经济,文化,社会等方面的全面覆盖。既充实了平台的资源,又极大丰富了“中国关键词”的内涵。

3.2 注重概念化的理念传播和视觉化的图文传播相结合

东方文化和西方文化有着天然鲜明的分水岭,国家的文化的传播和国力的强大有着密不可分的关系,例如二战后的日本制造业的崛起,使得日本一跃成为世界大国,本土诸多文化在世界范围内流行开来。面对和西方有着严重区别的中国传统理念和价值观,我国对外文化输出还处于弱势阶段,随着中国经济发展和在世界中地位的提高,中国必须重视本土文化在海外传播的主动权。由于“中国关键词”在传播的过程中呈现出表达渠道单一化和内容碎片化,往往表现为人们对“中国关键词”的了解通过官方媒体,只能了解到其内涵的只言片语。因此,有必要着重改善内容传播中出现的概念抽象化和信息碎片化的问题。

考虑到人类对图像显著优于文字在接受程度和图文信息结合所蕴含的丰富信息量。在对外传播中,应当对抽象的概念和枯燥的文字进行可视化加工,形成图文并茂的形式将有利于“中国关键词”的扩散。要考虑到传播收影响的人的接收程度和接收方式,有的放矢的进行交流。

把握“中国关键词”传播的主动权,要掌握“中国关键词”的多语言的命名权,要提高海外传播中的影响力,在保障权威性的情况下提高定义和阐述的接受度。通过图文并茂的方式加强抽象的概念交流,例如:图表动画等形式。

3.3 以多渠道多维度加强对外翻译传播

通过多渠道,多形式,多层次的对外文化交流,与其他国家的形成常态化的文化交往。有助于中国文化在世界范围的传播,让世界其他国家更加了解中国,更加认同中国理念和中国治理方案。

首先,在“中国关键词”的内容制作上,应当吸引海内外各界人士参与,一起实现“全球参与”的良好互动。其次,应当围绕国家鲜明的国际战略重点,开展一系列相关的国际推广宣传活动。比如“丝绸之路经济带建设”中,应当着力注重相应语言的“中国关键词”的翻译,使“一带一路”的建设和“中国关键词”的推广相互借力,既有助于打破贸易往来中的文化壁垒,也有助于国家交往中促进中国文化的传播。最后,应当运用科学的方法和技巧对传播手段和传播效果进行评估。借助相关工具对数据进行定量的统计和分析,了解海外群众对“中国关键词”的理解,在内容的制作上更符合目标受众的需求等,从而不断优化建立更加有效的传播的方式。

4.对提高我国文化软实力的启示

“中国关键词”的对外翻译传播对提高我国文化软实力起着重要的作用。任何民族、任何国家、任何执政党都应该传播自身的政治理念,这是生存、发展以及执政安全的必然要求。

4.1 带动现有文化资源开发

当今世界格局中,西方文化的影响力在整个世界文化之林中处于强势的地位,获得普遍认可和追捧。世界文化既多元,又因为个别文化的极度强盛,导致一些小种文化被大众文化所淹没,整个世界在文化种类上逐渐趋于大同。中国传统文化具有很高的辨识度,经过历史的积淀依然展现出蓬勃旺盛的生命力,正是因为文化淘洗中依然保存着极具特色的烙印。例如中国经典著作在海外享有很高的流传度和研究水准,反应了中华文化对世界依然有很强的吸引力。

而对外翻译传播就是要立足于中国国粹,就是要翻译本国有特色、有水准、有差异的文化。中国文化遗产丰厚,我们必须保持好自己独特的优势,同时,要有选择的对文化资源进行开发。要把握世界文化发展的趋势,有前瞻性的打造富有传播性的文化流行现象,通过翻译的理想化加工,形成具备相当亲和力的文本和符号进行传播。我们不能忽视被我们习以为常的经典文化,这些文化即使经历千年依旧经久不衰,依然值得当代人打磨。我们需要通过翻译来重新挖掘整合他们,促进对外交流中中国特色文化的多方位展示,以人们更为主动的接收的方式作为传播载体,强化经典典籍的开发利用。

4.2 利用“中国关键词”着力建设外文传媒

我国的外文媒体目前仍然处于初级的阶段。虽然每年有大量翻译工作的投入,其中大部分是支持外文媒体发展而进行的翻译工作。除了对优质的资源进行整理加工之外,应当加强外文媒体自身的建设。

首先,应当加强硬件设施的建设,增加外文媒体的数量,通过技术的手段实现生产方式的改变和生产效率的提升。其次,应当注重外文媒体内容的质量,不能盲目追求扩张,导致媒体口碑难以建立,从而导致受众流失,传播受阻。最后,应当充分利用互联网等现代媒体,依托其广大的用户群和低成本无国界的优势,充分拓展外文翻译的传播途径,形成“中国关键词”国际传播的新气候。

参考文献

- [1]陈江宁.翻译的对外传播功能及其对我国文化软实力的提升[J].商业文化, 2011,12:142~143
- [2]黄友义.中国站到了国际舞台中央,我们如何翻译[J].中国翻译, 2016,5:5~7
- [3]史安斌.从“现实政治”到“观念政治”——论国家战略传播的道义感召力[J].学术前言, 2014,12:16~25
- [4]施燕华.外交翻译 60 年[J].中国翻译, 2009,5:9~12

- [5]王平兴. 对外传播符号转换与重要词语翻译[J].中国翻译, 2010,1:71~73
- [6]谢娜.政治话语翻译的有效性探究[J].淮北师范大学学报, 2016, 37(03):108~110
- [7]朱建婷, 张晓红.从对外传播视角解读提高国家文化软实力[J].文化与传播研究, 2008,32(03):143~146
- [8]张西平, 柳若梅.研究国外语言推广政策, 做好汉语的对外传播[J].语言文学应用, 2006,2(01):40~48
- [9]Lakoff, G & M, Johnson. Metaphors We Live By[M]. New York: Oxford University Press,2006:116~118
- [10]Nida, E. A. Language, Culture and Translating [M]. Shanghai: Shanghai Foreign Language Education Press,1993:75~78

互联网时代知识付费的发展传播策略研究

朱雅智

摘要：移动互联网的迅速发展，发展互联网知识经济已经成为一个必然趋势。认知盈余使人们对知识的追求越来越迫切，知识付费平台的到崛起。为优质内容付费，正逐渐成为消费者的内在需求。本文基于知识付费这一现象，对知识付费现象的产生背景发展及传播模式展开分析，探讨其面临的困境并对知识付费平台未来的发展策略提出相应的建议。

关键词：互联网；知识付费；传播模式；发展策略

自2016年以来，知识付费在国内互联网行业迅速兴起，成为业界追逐的新风口，多家互联网平台纷纷布局知识付费领域。2017年国内知识付费领域逐渐分化，知识付费正从起初的热门领域向更多更丰富的细分领域扩展。

就目前而言，各类知识付费平台呈现出井喷的发展态势。在知识付费领域里，产业头部格局已基本形成。各大平台、多个社群和众多自媒体等依托多年运营的用户资源和粉丝积累，初步形成了“以个体为核心的多元节点传播、基于开放型内容平台的参与式传播和多元纵深的的内容体系格局”。近年来，随着优质网生内容的迭代以及产权意识的增强，内容付费逐渐成为主流，常见形态包括媒体订阅、在线教育、音乐视频版权付费、会员制，以及各类媒体平台所推出的，以盈利为目的内容售卖服务，而知识就是内容付费的常态之一。从平台到自媒体，知识付费持续吸引新的入局者。不仅如此，知识付费的用户也在迅速增长。

1. 知识付费概念解析

知识付费其实就是知识共享形成内容变现的盈利方式，知识共享，即把个人或机构分散、盈余的知识技能等智力资源在互联网平台上集中起来，通过免费或付费的形式分享给特定个人或机构，最大限度利用全社会的智力资源，以更高的效率、更低的成本满足生产及生活服务需求。在整个发展过程中，知识共享的演变经历了三个阶段，从1.0静态知识获取到2.0动态知识社区再到3.0知识付费平台。1.0主要就是通过以百度百科

为主的搜索引擎，免费获取知识；2.0 则是以一些交换社区互动获取信息或表达自己的看法，以百度知道、新浪爱问等社区为代表；3.0 则是要对自己所要知识进行付费，知识付费的种类繁多，模式多样，得到、喜马拉雅、分答等内容社区不断涌现出来。从这几个阶段的发展来看，人们的观念也在发生改变，越来越注重对知识的消费，知识付费时代正式来临。

知识付费实际上是一种“知识分享，内容变现”的新的经济模式，从实质上来说，共享才是知识付费的核心，是一种新的知识传播模式。各大平台将 UGC 于 PGC 结合起来，形成共享社区，对信息进行筛选，构建新的知识传播体系，进行文化的二次传播。知识付费有利于人们高效筛选内容信息，同时人们付费也有利于激励高质量的内容生产。

2. 知识付费的兴起原因

知识付费兴起是在分享经济发展理念上，对知识产品变现的一种探索。其兴起主要得益于以下几点。

2.1 知识鸿沟引发群体焦虑

移动互联网时代，信息科技发展速度过快，人们在高强度的工作负荷下，很难拿出足够的时间进行学习，与此同时，社会环境浮躁，竞争也愈来愈加激烈，人与人之间会逐渐拉开差距，产生知识鸿沟，在这种影响下，人会对自己的未来产生焦虑，这是我们对自身能力与社会发展的需要的不匹配的一种焦虑，也是对当下生活缺乏安定感的一种焦虑。“生产力决定生产关系，经济基础决定上层建筑”，知识焦虑的问题，在本质上还是“经济焦虑”的问题。在物质需求基本满足的前提下，消费结构产生变化，人们的精神需求显著增强。同时，这又是一个认知盈余的时代，海量的信息让用户在难以抉择的同时产生了知识焦虑。知识付费的应运而生形成一种新的学习方式，通过付费平台，在某种程度上，起到了缓解作用，可以通过丰富自身知识消除焦虑，用户自我需求得到提升与满足。

2.2 优质内容相对稀缺

信息爆炸、内容泛滥的互联网时代，我们每天都要接受大量的信息，由于信息种类过多，内容过于丰富，还会充斥着很多垃圾信息、欺诈信息。同时，在信息海洋中，由于信息太多，用户想要在有限的时间内获取有价值的信息，几乎很难实现，如何快速获取有用的信息成为用户的痛点。而知识付费的出现就为大家提供了一种新的路径，在有限的时间内获取有价值的消息。为优质内容付费，正逐渐成为消费者的内在需求。

2.3 在线支付普及

随着科学技术的迅速发展，在我国，以支付宝、微信为代表的在线支付方式已经较为成熟与普及，多元化的便捷的网络支付渠道降低了受众获取知识的门槛，用户可以随

时随地购买到自己需要的产品,提高了知识获取的速度和便利程度。同时互联网经济模式下,人们对内容和知识付费意愿和消费观也在发生转变。

3.知识付费平台的传播模式

3.1 以流量为导向的平台机构传播

知识付费产品的商业模式一开始就很清晰,就是将知识比作实实在在的商品,通过对产品的售卖,向大众传播,从而获得盈利,不同的平台侧重的传播模式也不一样。知识付费的过程就是依托互联网知识平台,将碎片化的知识通过知识变现分享给有需要的消费个体的过程。

从当前比较影响力的几家平台来看,主要还是依托大平台的流量导入或是“名人效应”的吸引。依靠头部网红引导用户进行消费,并通过招募不同行业的不同导师搭建更为多元化、纵深化的内容体系。^①以流量为支撑的平台发展比较早,在整个市场中,已经占据了大量流量。作为中国最大的音频平台——喜马拉雅FM,其以聚合用户体验为王道,积累了大规模的用户数量,已经构建出一个相对完整的生态圈,商业布局日益完善。其首创的PUGC模式不仅引领着行业的创新,也吸引了大量的自媒体人入驻平台,例如蔡康永、郭德纲、马东、杨澜、吴晓波、咪蒙等明星大咖,通过明星或者公众人物巨大的IP衍生能力,极易形成爆点和持久影响力,进而带动网络UGC产生。^②

3.2 以社群关系为支撑的社群传播

基于互联网的迅速发展,新媒体环境下,社交传播模式愈发明显,以社群为基础的社交传播成为很多内容创业者的最佳选择。知识社群是在移动互联网环境下,基于某一细分领域知识内容而聚集的趣缘群体,社群围绕核心意见领袖的知识分享构成网状连接,其知识生产与运营模式具有特殊规律性。^③提到社群运营,“罗辑思维”就是一个典型的成功案例。在许多自媒体还没有站稳脚跟的时候,“罗辑思维”就形成了自己独有的商业模式。以罗振宇个人为中心在互联网上聚集形成社群,一方面通过输送优质内容聚集用户,另一方面通过会员收费的制度增加用户粘性。“罗辑思维”充分利用互联网思维实施全方位营销,通过优质内容、活动与服务来吸引用户和聚集用户,从而扩大社群影响力形成品牌进行推广实现盈利的目标。随后,罗辑思维团队推出的主打知识服务的得到App。随着社群的传播发展,内容生产者的地位得到了加强,内容分发者地位逐渐下降,受众的习惯也在产生变化,传播内容也呈现出碎片化、专业化、精准化、垂直化的趋势。

^①喻国明,郭超凯.线上知识付费:主要类型、形态架构与发展模式[J].编辑学刊,2017(05):6-11.

^②贾丽华,张红光.新媒体时代内容付费平台的传播模式探究[J].新闻论坛,2017(06):22-25.

^③武小菲.互联网时代专业出版社的知识付费模式构建与传播[J].出版发行研究,2017(12):5-8.

4.知识付费面临的困境

4.1 缺乏知识产权保护机制

在社会的发展过程中,侵犯知识产权现象屡屡发生。知识传播中的版权保护是一个难题,也是付费平台和运营机构面临的一大难题。从目前知识产权保护机制发展现状来看,针对网上知识产权保护的法律法规并不完善,相关部门尚未建立专属于知识付费平台的保护机制,从而出现相应的盗版行为。网络新媒体时代,内容无限复制,导致原创信息下降。如罗辑思维精心打造的商业类内容产品《李翔商业内参》,被盗版商以低廉价格出售。这不仅损害了付费平台的利益,也降低了付费用户的体验与感受。盗版信息的传播速度完全不亚于知识付费平台知识生产与传播的速度。长此以往,不利于付费平台的优化发展,同时也会降低内容生产者的积极性和内容消费者的购买欲望。

4.2 缺乏内容管控

随着移动互联网技术的创新发展与应用,UGC(用户生产内容)模式得到兴起,用户可以通过互联网平台发布内容进行展示。目前相关平台,基于UGC模式,只要注册账户通过申请,就可以成为知识的生产者或消费者。任何一个内容生产者通过付费栏目都能顾客盈门,由于平台注册机制面向全体网民,其用户主体更是鱼龙混杂,内容生产者素质参差不齐,因此,在进行内容生产与传播时,内容质量良莠不齐,部分产品存在过度包装和过度营销,而作为信息消费者,用户的权益难以得到保障,与此同时,为了吸引公众眼球,获取更多用户,低俗、庸俗、媚俗信息往往层出不穷,一些恶意虚假的信息将在平台传播,这一定程度上加大了知识付费平台的风险性,给社会造成不良影响。

4.3 知识内容趋于娱乐化

知识付费平台的经营者为了获取更多利益,通常借助明星效应进行营销,娱乐化程度日趋严重,猎奇之势愈发明显。在付费平台中提问题的调查可见,以明星为主体,涉及到个人隐私的问题通常占据主题位置。例如王思聪出现在“分答”,不到两分钟收益两万,不到一天收益十万,迅速霸占了“分答”新晋榜和才华榜榜首。与王思聪相关的话题,内容涵盖投资理念、择偶条件甚至大尺度的生活隐私,都会有上万人参与,关注度居高不下,引起话题高潮。微博上,#王思聪分答#话题已有超过一千万的阅读量。不仅仅是分答平台,其他付费平台也存在这一现象,娱乐化趋势随处可见。

4.4 受众关注度难于持久

受众持续关注的热情和内容生产者持续产出的能力,都是内容消费面临的问题。基于互联网时代,受众接触信息的渠道比较多元化,可选择性更广,很多平台产品功能形态相似,运营水平相当,在这种情况下,一旦受众满足了对某方面知识的需求,可能就会

取消关注，离开平台，或者转而去向能满足自己需求其他类型的内容，这对内容生产者持续内容生产能力是一个较大的考验。虽然目前付费内容多样性，但实际上仍然偏同质化，很多热门的知识领域比较容易变现且受欢迎，但是内容大多雷同，久而久之，用户对这些类似内容熟悉之后，会产生疲惫心理，对于维持长期的吸引力是一个很严峻的考验。

5. 知识付费行业发展相关建议

5.1 注重信息加工，打造优质资源

无论何时，“内容为王”，内容是知识付费的核心。信息加工的过程实际上就是信息产生到传递给受众的过程，在此过程中，要注重对信息质量的控制，避免同质化，做到真正的以用户为中心。在未来的发展中，优质资源是不可或缺的。在未来，知识付费的主流人群即将崛起，这类人对知识的需求更为渴望，对内容质量自然也更加严苛。同时在内容做好的前提下，还要保证持续生产的能力、后期的运营与推广，传统内容与现代形式互相结合，这样才能不断地吸引消费者持续消费，吸引新的用户。

5.2 垂直细分领域，注重个性化服务

随着多家互联网平台纷纷布局知识付费领域，市场格局垂直发展，知识付费领域也在逐渐分化，整个付费知识内容也在变得由泛到精，各个领域爆发。目前，在一些热门领域，已经出现了大众化平台向专业化细分产品转化的趋势。众多的知识付费产品的推出，知识的呈现方式不断丰富，用户也在不断提出新的需求，不同的用户的需求也各不一样，互联网时代背景下，信息种类繁多，同质化严重，在海量信息中获取符合自身需求，具有价值的信息，正在成为人们思考的重点。而提供个性化的服务在某种程度上可以满足用户差异化的需求，也能够实现知识付费平台自身的可持续竞争发展。

5.3 创建社群模式，提升用户黏性

互联网知识经济来临，社群在付费模式中占据着重要的地位。知识变现，使得传统的以图文输出为主的知识类型，会逐渐被直播、音频等新的媒介所代替，而这些新的内容，将会衍生出不同类型的社群，通过社群，内容生产者可以直接与用户联系，了解用户的需求，进一步深化内容，实现社群的延伸，从而增强用户吸引力，提升用户粘性，培养忠实的核心用户群。

5.4 人工智能结合，促进信息传播

目前，各大商业巨头都在部署 AI 领域，人工智能技术已经得到完善与推广，一直以来，技术都是不可预知的变量，相信在不久的将来，很有可能普及到生活中，AI 技术与知识付费的结合，势必会出现新的风口，带来新的改变，实现“人机合一”，促进平台信息的快速传播。

5.5 加强监管力度, 构建评价平台

知识付费领域竞争激烈, 平台内容丰富多彩, 内容质量良莠不齐, 付费产品呈现泛娱乐化、泡沫化等倾向, 知识付费更是一种虚拟经济, 用户很难对信息质量进行判断, 用户作为消费者, 难以获取到优质内容, 自身的利益很难得到保障。在这种环境下, 引入内容把关人, 制定完善的法律法规, 完善平台管理制度, 完善知识产权保护法律, 构建健全的监管机制已成为知识付费稳定与可持续发展的必然趋势。平台建立完整的第三方评价机制, 根据平台所提供的内容对其进行评价, 以此来促进优质内容的竞争, 保障用户权益。

6. 小结

知识付费的趋势已经势不可挡, 正在逐渐延伸到各个领域, 渠道也不断多元化。知识付费传播呈现出全新的扩散模式, 今后可能还会不断有新的传播模式。在大数据时代, 知识付费平台也会有竞争平台转变为内容竞争的, 如何在有限的时间内获取有价值的信息, 成为人们的思考点与关注点。知识付费不仅有利于人们高效筛选信息, 同时也激励优质内容的生产。互联网经济下, 而知识付费作为一个比较新的产品形态出现, 正好迎合了市场需求, 有着广阔的发展空间。知识付费的出现, 在未来的发展中, 具有重要的现实意义。

参考文献

- [1] 贾丽华, 张红光. 新媒体时代内容付费平台的传播模式探究[J]. 新闻论坛, 2017(06): 22~25
- [2] 王传珍. 知识付费奇点与未来[J]. 互联网经济, 2017(Z1): 68~73
- [3] 武小菲. 互联网时代专业出版社的知识付费模式构建与传播[J]. 出版发行研究, 2017(12): 5~8
- [4] 喻国明, 郭超凯. 线上知识付费: 主要类型、形态架构与发展模式[J]. 编辑学刊, 2017(05): 6~11
- [5] 于风, 王倩. 知识付费存在的问题及未来展望[J]. 中国报业, 2017(11): 28~30
- [6] 邹伯涵, 罗浩. 知识付费——以开放、共享、付费为核心的知识传播模式[J]. 新媒体研究, 2017, 3(11): 110~112+132

理
工
农

时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题

程会兵

摘要: 带时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题 (VSBPP-TW) 是快递服务行业普遍存在的实际问题。快递公司使用大小和费用不同的几种箱子来运输物品, 目的是将给定的所有物品装入到一系列箱子中, 使所用箱子的总费用尽可能小, 同时要考虑载重约束和时间窗约束, 我们将这个问题制定为整数规划模型。用标准的线性规划求解器 CPLEX 直接求解这个问题仅仅适用于规模较小的实例, 对于求解大型规模的实例, 我们提出了一种简单的启发式算法能快速地产生产质量较好的解。我们还开发了一个迭代局部搜索算法来进一步提高解的质量, 对不同的问题实例进行广泛的实验表明, 我们提出的简单启发式算法能够快速产生质量较好的解, 且迭代局部搜索算法能够在很大程度上提高解的质量。我们生成的两类测试实例可以作为以后研究该类问题的基准。

关键词: 箱子尺寸可变的装箱; 时间窗约束; 最短路径解码; 迭代局部搜索算法

1. 引言

我们考虑装箱问题的一个新扩展, 带时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题。如果两个物品的配送时间窗不存在交集的话, 那么这两个物品就不能装在同一个箱子中。我们把这类约束称为时间窗约束; 把这类问题称为带时间窗约束的装箱问题; 同时我们还考虑用几种不同类型的箱子来装载物品, 此时问题被称为带时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题。在 VSBPP-TW 中, 一些物品被要求装大小和费用不同的几种类型的箱子中, 使所用箱子的总费用最小, 只要一些物品的重量之和没有超过某类箱子的载重, 且它们的时间窗存在一个公共的交集, 这些物品就可以被装入该箱子中, 每种类型箱子的数量没有限制。带时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题是经典装箱问题的扩展, 由于装箱问题是 NP 难问题, 所以带时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题也是 NP 难问题; 该类问题在我们实际生活中随处可见, 比如某快递公司在配送货物时, 都希望在满足各种约束条件的情况下, 使得所用箱子的总的费用最小; 因此, 研究该问题具有重要的理

论价值和现实价值。近些年来，专家学者的研究主要是针对经典装箱问题的算法，关于算法优化的文献不计其数，有精确算法、近似算法、启发式算法等等，因此装箱问题的算法优化已经达到了一个很深的高度，要想继续在算法上继续优化很难；近几年一些学者开始考虑装箱问题中的实际应用，比如带卸载约束的装箱问题、考虑拼装结构的装箱问题等等。本文就是结合实际生活中的情况，考虑带时间窗约束的装箱问题。

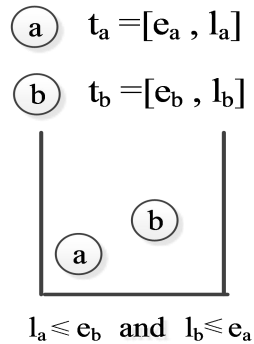


图 1.1 时间窗约束的条件

2.问题描述及数学模型

带时间窗约束的箱子尺寸可变的装箱问题可描述为：我们给定 n 个物品，物品编号分别为 $I=\{1,2,3\dots n\}$ ，每个物品对应的重量为 w_i ，对应的时间窗 $t_i = [e_i, l_i]$ ，集合 $B=\{1,2,\dots,m\}$ 表示箱子的种类，每个箱子的类型 $k \in B$ ，且每种箱子都有一个载重量 W_k 和一个固定使用费用 C_k ，我们假设 $W_1 < W_2 < \dots < W_m$ ，我们的目标是将 n 个物品装到箱子中，使所用箱子的总费用最小，所以每种类型箱子的数量没有限制，装在同一箱子中所有物品的时间窗至少存在一个公共的交集。在不失一般性的情况下，我们假设每个物品的重量都不超过规模最小箱子的载重量，以便每个物品都能装入箱子中。为了计算的简单性和符合实际情况，我们设定每个物品的重量都为整数，物品配送的时间窗也都是离散的整数，我们假设时间窗范围为 $[0,30]$ 。本文中，我们使用三种类型的箱子， $W_1 = 100$ ， $W_2 = 120$ ， $W_3 = 150$ ，相应的每种箱子的费用分别为 $C_1 = 100$ ， $C_2 = 110$ ， $C_3 = 130$ 。图 2.1 为考虑时间窗装箱的一个例子，其中 T_i 、 w_i 、 W_i 、 O_i 和 C_i 分别表示箱子的类型、箱子的实际重量、箱子的载重、箱子的费用以及箱子中物品时间的公共交集。

VSBPP-TW 可以建模为如下的整数规划模型，如果物品 i 装入箱子 j 中，则二进制变量 $x_{ij} \in \{0,1\}$ 被设置为 1；如果箱子 j 属于类型 k ，则二进制变量 $y_{jk} \in \{0,1\}$ 被设置为 1； z_j 表示第 j 个箱子的使用时间， $z_j \in [0,30]$ 所以 VSBPP-TW 可以表示如下。

$$\min \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m C_k y_{jk} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } \sum_{ij}^n x_{ij} &= 1 \quad \forall i = 1, 2, 3 \dots n, & (2) \\ \sum_{jk}^m y_{jk} &\leq 1 \quad \forall j = 1, 2, 3 \dots n & (3) \\ \sum_{ij}^n x_{ij} w_i &\leq \sum_{jk}^m W_k y_{jk} \quad \forall j = 1, 2, 3 \dots n, & (4) \\ z_j &\geq x_{ij} e_i \quad \forall j = 1, 2, 3 \dots n, \quad \forall i = 1, 2, 3 \dots n & (5) \\ z_j &\leq x_{ij} l_i + 30(1 - x_{ij}) \quad \forall j = 1, 2, 3 \dots n, \quad \forall i = 1, 2, 3 \dots n & (6) \\ x_{ij} &\in \{0, 1\} \quad \forall i = 1, 2, 3 \dots n, \quad \forall j = 1, 2, 3 \dots n & (7) \\ y_{jk} &\in \{0, 1\} \quad \forall j = 1, 2, 3 \dots n, \quad \forall k = 1, 2, 3 \dots m & (8) \\ z_j &\in [0, 30] & (9) \end{aligned}$$

目标函数式 (1) 表示最小化箱子的总费用；约束条件式 (2) 表示给定的所有物品都要装入箱子中，且每个物品只能装入一个箱子；约束条件式 (3) 表示每个箱子都只有一个类型；约束条件式 (4) 表示箱子的重量约束；约束条件式 (5)、式 (6) 表示时间窗约束；约束条件式 (7)、式 (8) 与式 (9) 表示变量约束。

- (a) $w_a=60, \quad t_a=[8,11]$
- (b) $w_b=50, \quad t_b=[10,12]$
- (c) $w_c=40, \quad t_c=[14,16]$

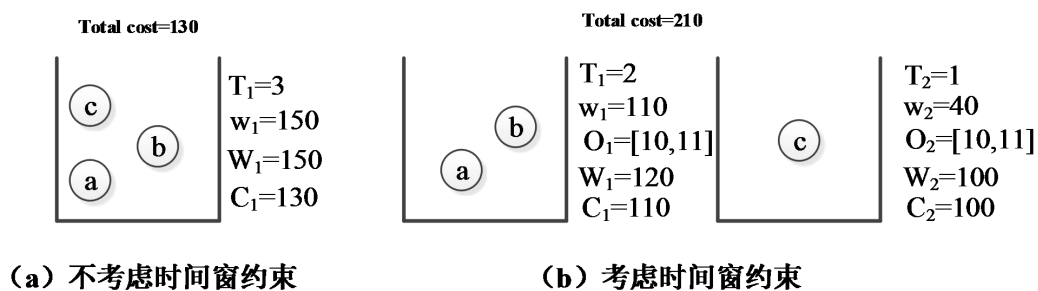


图 2.1 考虑时间窗约束的装箱方案例子

3. 基于重量范围的贪心启发式算法

在本节中，我们将提出一种启发式算法来快速产生问题的初始解，根据贪心策略，我们会选择单位重量费用最低的箱子来装物品，在上节中给出的三种类型的箱子的单位重量费用第三个箱子，所以我们用第三种箱子来装载物品，也就是载重量为 150 的箱子。

我们称我们的方法为基于重量范围的贪心启发式算法 (GWR), 见算法 1。

算法 1 基于重量范围的贪心启发式

GWR(I, SR, DR);

Require: I:被装载的物品;

SR:排序规则;

DR:解码器;

- 1: bestsol=NULL;
- 2: S=物品 I 按照排序规则 SR 排序;
- 3: S*=S;
- 4: B= \emptyset ;
- 5: 为物品 i 分配箱子 b
- 6: 将 b 附加到 B 的末尾
- 7: 从 S*中删除 i
- 8: 用解码器 DR 将序列 S*转换成解 B*;
- 9: 将 B*中的箱子添加到 B 的末尾;
- 10: 如果 B 表示更好的解决方案, 则更新 bestsol;
- 11: return bestsol;

我们采用的排序规则 SR 是将所有物品按照其开始时间从小到大的顺序排序, 对于开始时间相同的物品, 按照其结束时间从小到大的顺序排序, 如果两个物品的开始时间和结束时间均相同, 则这两个物品任意排序。

我们以表 3.1 中的十个物品为例来生成初始装载序列, 我们可以很容易地得到物品的初始装载序列为:



表 3.1 十个物品的重量和时间窗

物品编号 (i)	重量 (w_i)	配送时间窗 (t_i)	物品编号 (i)	重量 (w_i)	配送时间窗 (t_i)
1	55	[14,18]	6	39	[15,15]
2	54	[14,16]	7	37	[14,15]

续表

物品编号 (i)	重量 (w _i)	配送时间窗 (t _i)	物品编号 (i)	重量 (w _i)	配送时间窗 (t _i)
3	48	[8,12]	8	25	[18,20]
4	45	[9,11]	9	17	[6,9]
5	42	[12,16]	10	12	[16,18]

4.最短路径解码器

常见的解码器如首适应启发式算法和最佳适应启发式算法。在指定数量的物品序列中，如果至少存在一个可通过启发式算法转换成最优解的物品序列，则我们说这个启发式算法是完全的，对于经典的装箱问题，基于序列的模型使用首适应启发式算法或最佳适应启发式算法作为解码器是完全的。当问题扩展到 VSBPP-TW 时，首适应启发式算法和最佳适应启发式算法的完全性丢失，因此我们为 VSBPP-TW 开发了最短路径解码器 (SP)，这恢复了所需的完全性。我们用表 3.1 中的 10 个物品来演示首次拟合启发式解码和最短路径解码的过程，见图 4.1 和图 4.2。

给定序列 S，我们首先构造一个无环图 G (V, E)，顶点集 V = {1,2,3...n,n+1},n+1 是一个虚拟顶点，有向边集合 E 个构造如下：(1) 增加一条边(i,i+1),i=1,2,3...n。费用是 100。(2) 如果 $\sum_{s=k}^{j-1} w_{s_k} \leq W$ ， $1 \leq i \leq j \leq n+1$ ，且从序列 i 到 j-1 的所有物品有一个公共的时间窗交集，增加一条边(i,j)。如果 $\sum_{s=k}^{j-1} w_{s_k} \leq 100$ ，则费用为 100；如果 $100 < \sum_{s=k}^{j-1} w_{s_k} \leq 120$ ，则费用为 110；如果 $120 < \sum_{s=k}^{j-1} w_{s_k} \leq 150$ ，则费用为 130。我们称无环图 G 为 S 的装载图。

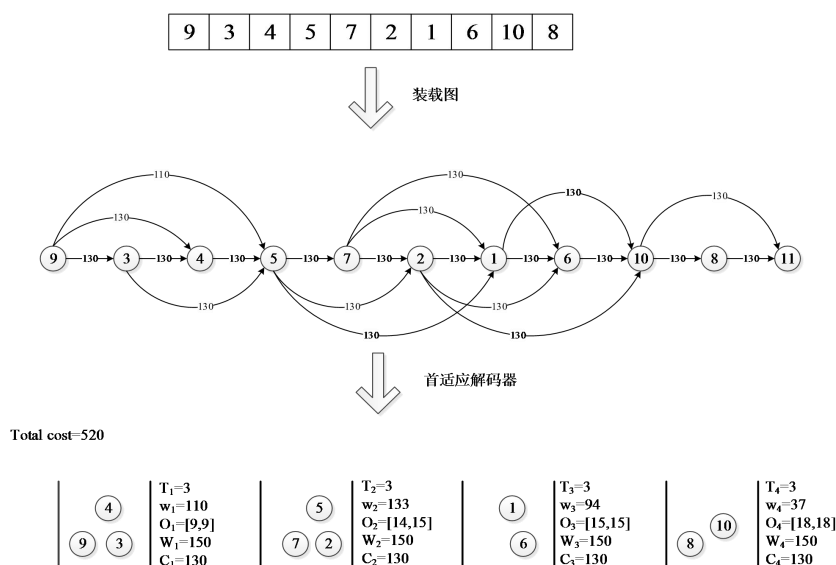


图 4.1 首适应启发式的解码过程

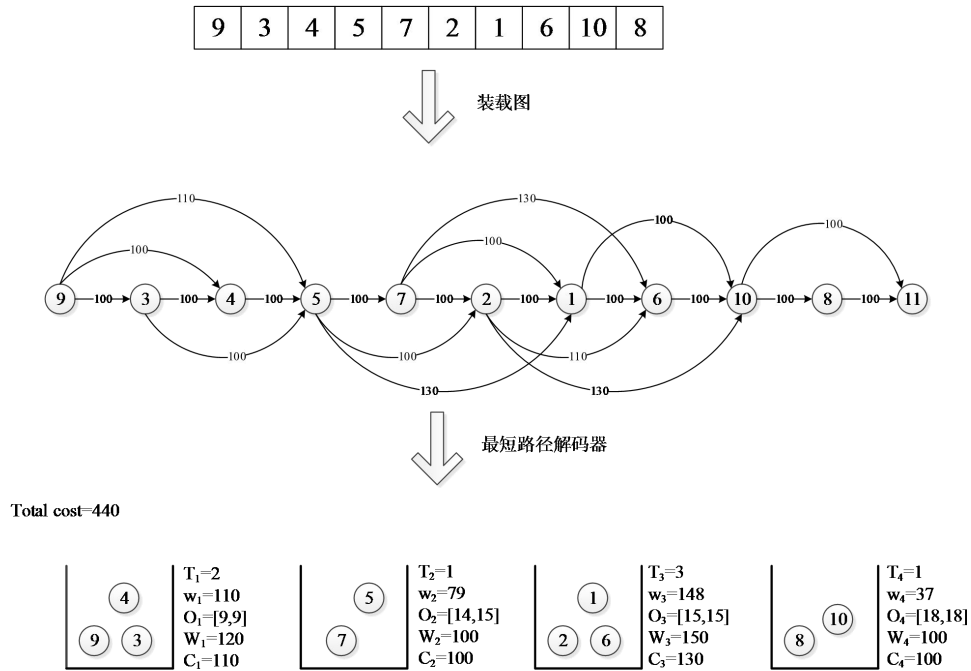


图 4.2 最短路径解码的例子

5.迭代局部搜索算法

我们设计了一个迭代局部搜索算法（ILS）来进一步提高接的质量。我们的迭代局部搜索算法使用了三个领域运算符：Bin-SHUFFLE、Bin-SHAKE 和 SHUFFLE-SHAKE。

第一个运算符 Bin-SHUFFLE 改变一些箱子的相对位置，同时保持每个箱子中物品的相对位置不变。

第二个运算符 Bin-SHAKE 保持箱子的相对位置不变，同时改变箱子中的一些物品的相对位置。

第三个运算符 SHUFFLE-SHAKE 是前两个运算符的结合，它不仅改变箱子的相对位置，也改变箱子内物品的相对位置。

我们用表 3.1 给出的例子来演示三个领域运算符的作用过程。图 5.1 和图 5.2 分别描述了 Bin-SHAKE 和 Bin-SHUFFLE 的过程。

我们的迭代局部搜索算法迭代地使用最短路径解码器和邻域运算符来搜索物品的装载序列，见算法 2。

算法 2 迭代局部搜索算法

ILS (iterCount,randseed)

Require: iterCount:迭代次数

randSeed:用于产生伪随机数的随机种子;

算法2 迭代局部搜索算法

- 1: 用随机种子初始化伪随机数产生器;
- 2: 用算法1产生初始序列 S;
- 3: for i=1 to iterCount
- 4: 从 bin-shuffle、bin-shake、shuffle-shake 从随机选择一个作用于 S, 产生一个新序列 S*;
- 5: 用最短路径解码器分别对 S 与 S*进行解码, 如果 S*的边数小于 S 的边数;
- 6: S= S*;
- 7: return 最优解 S;

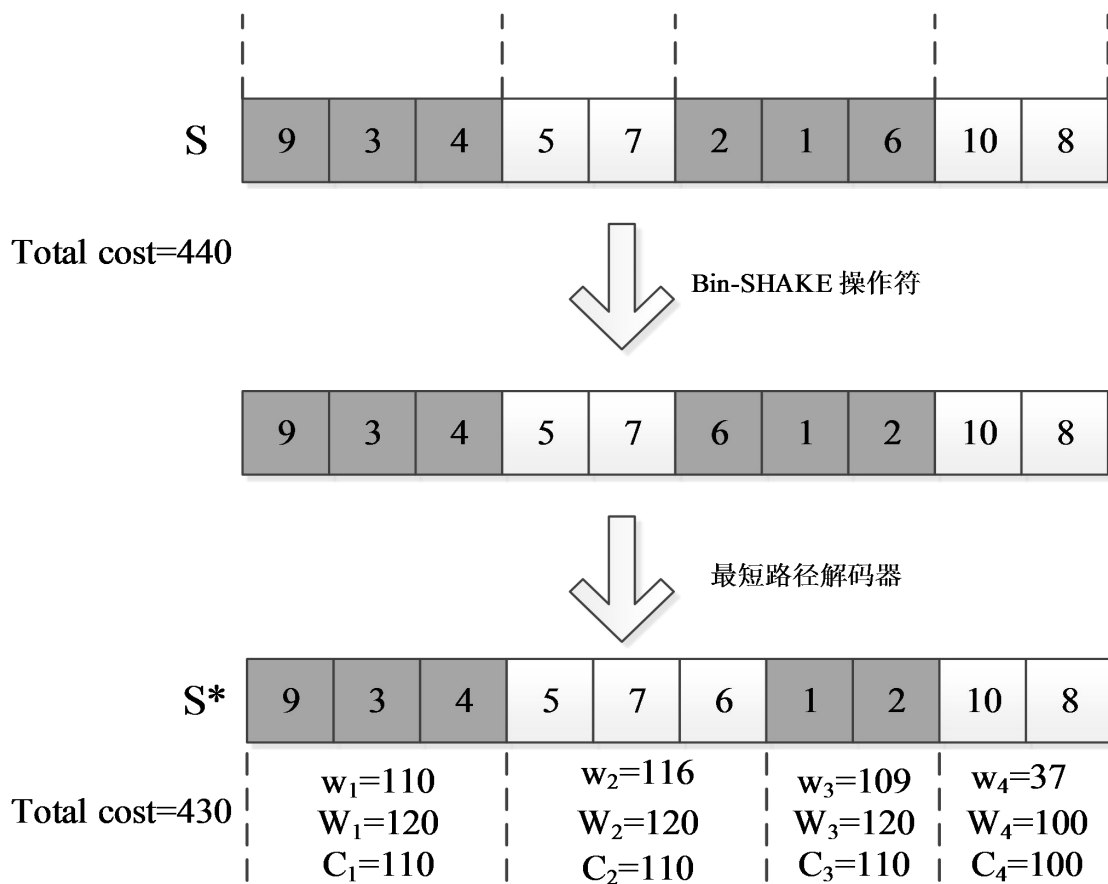


图 5.1 Bin-SHAKE 操作符图

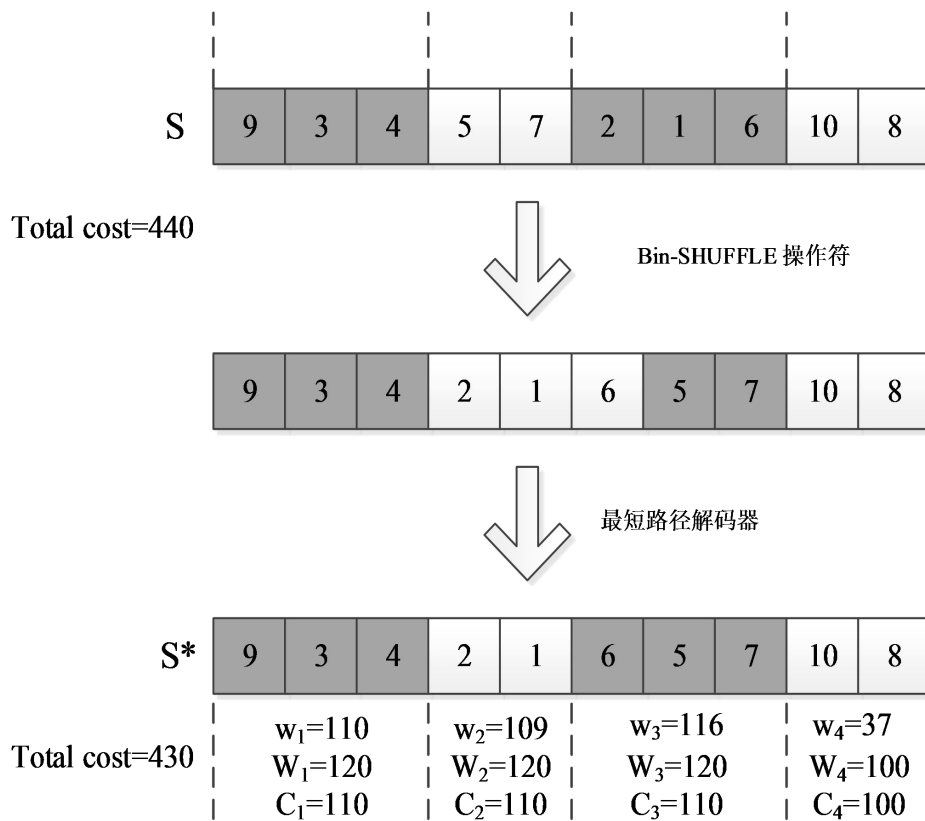


图 5.2 Bin-SHUFFLE 操作符

6. 计算实验

本文中的所有算法我们都是采用 Java 语言实现的，并且在一台 CPU 为 Inter (R) Xeon (R) 2.4GHz E5645，8 GB 内存的计算机上进行测试。

6.1 生成实例

由于我们提出的问题是—个新问题，此前的文献中没有这类问题的实例，所以为了评估我们提出的算法，我们随机生成了两个类别的 VSBPP-TW 实例，opt 与 rand。

第一类 opt 实例是最优解已知的实例，我们用单位费用最小的箱子来生成 opt 实例，也就是 $W=150$ 的箱子，当每个箱子的总重量刚好等于 150kg，且每个物品的总量都要小于等于 100，这样生成物品的方案就是最优的。

我们从集合 $\{20,40,60,80,100\}$ 中取箱子的个数，对于每个箱子，我们可以使用以下过程生成物品的集合，使箱子中物品的总重量刚好等于 150kg，且箱子中所有物品的时间窗至少存在一个公共的交集。我们用 k 表示每个箱子中物品的数量，其中 $k \in [2,6]$ 。接下来用操作 $cut(k,150)$ 去生成每个箱子中物品的重量。操作 $cut(a,b)$ 表示产生和为 b 的 a 个整数。为了生成每个物品的时间窗 $t_i[e_i, l_i]$ ，我们从离散均匀分布 $U_d[0,30]$ 取 e_i 与 l_i ， e_i 要小于等于 l_i ，且每个箱子中任意两个物品的时间窗都存在交集。见算法 3。

 算法3 随机生成 n 个物品集合

RGI(n)

Require:n:物品集合的数量;

- 1: for i=1 to n
 - 2: 用 cut(k,150)随机生成每个物品集合中物品的重量 w_j , $j \in [1, k]$;
 - 3: 随机生成每个物品的时间窗 $t_j[e_j, l_j]$, e_j 、 l_j 均为集合 $[0, 30]$ 中的某个整数, 且 $e_j \leq l_j$; 且保证 $t_p[e_p, l_p] \cap t_q[e_q, l_q]$ 存在交集, 对于任意的 $p, q \in [1, k]$, $p \neq k$
 - 6: end for
 - 7: return 物品集合中物品的重量和时间窗;
-

第二类 rand 是最优解未知的实例, 我们从集合 $\{100, 200, 400, 800\}$ 中取物品的个数, 我们每个物品的重量和时间窗均分别从离散集合 $U_d[0, 100]$ 和 $U_{d_i}[0, 30]$ 中随机取得。见算法 4。

 算法4 随机生成 n 个物品

RGI(n);

Require:n:物品的数量;

- 1: for i=1 to n
 - 2: 随机生成 $[0, 100]$ 内的某个整数 w_i ;
 - 3: 随机生成时间窗 t_i 的两端 e_i 与 l_i , e_i 与 l_i 均为 $[0, 30]$ 内的某个整数, 且 $e_i \leq l_i$;
 - 4: end for
 - 5: return 每个物品对应的重量 w_i 和时间窗 $t_i[e_i, l_i]$;
-

6.2 基于重量范围的贪心启发式实验

为了求解 VSBPP-TW, GWR 需要一个排序规则和一个解码器, 我们采用第三节提到的排序规则, 接着从首适应启发式 (FF) 和最佳适应启发式 (BF) 中选择一个作为解码器, 我们用其求解 opt 实例, 对于每个实例集, 百分比间隙为 GWR 配置找到的解减去已知最优解与已知最优值的比值, 然后将每个实例集中 10 个实例的平均间隙作为 GWR 配置的性能度量, 具体结果见表 6.1。

通过表 6 我们可以清晰地知道, 无论实例多大, 首适应启发式算法和最佳适应启发式算法之间的总体性能的差异较小, 几乎可以忽略; 他们产生了质量相近但装箱方案不同的解, 所以我们可以任意使用这两者中的一个来产生初始解。

表 6.1 不同解码器计算 opt 实例的平均性能

Set	FF	BF
opt20	11.5%	11.5%
opt40	7.5%	7.5%
Opt60	5.56%	5.66%
Opt80	4.0%	3.95%
Opt100	3.6%	3.5%

6.3 迭代局部搜索算法实验

我们使用首适应启发式算法配置的 GWR 生成的初始解去初始化 ILS 算法中的 S，我们只需要为迭代次数 itercount 和随机种子 randseed 设定一个合适的值。其中随机种子的作用是用于初始化伪随机数生成器以生成随机邻居。

我们考虑一种自适应策略，将 itercount 设置为实例中物品总数的倍数，即 $\text{itercount} = p * n$ ，随机种子 randseed 从集合 {2,4,6,8} 中任意选择一个，我们对 opt 实例进行了测试，以便找到 randseed 和 p 的最优值。我们以平均间隙最为度量它们的值，结果见表 6.2。

表 6.2 不同随机种子计算 opt 实例的平均性能

Set	randseed=2	randseed=4	randseed=6	randseed=8
opt20	3.84%	3.69%	4.0%	3.73%
opt40	2.75%	2.71%	2.57%	2.65%
opt60	1.98%	2.01%	2.08%	1.98%
opt80	1.78%	1.78%	1.81%	1.75%
opt100	1.70%	1.65%	1.57%	1.65%
Avg	2.00%	1.97%	2.00%	1.96%

通过表 3 我们可以知道 randseed 的最优值为 4。为了计算 p 的最优值，我们将随机种子固定为 4，从集合 {0.0, 0.125, 0.25, 0.5, 1, 2, 4, 8, 16, 32, 64, 128} 中选择 p 来计算 opt 实例，我们绘制了不同的 p 在计算 opt 实例的性能图，见图 6.1。通过图 6.1 我们可以知道，当 $p=64$ 时，实例的性能无明显变化，所有我们将 p 设为 64。

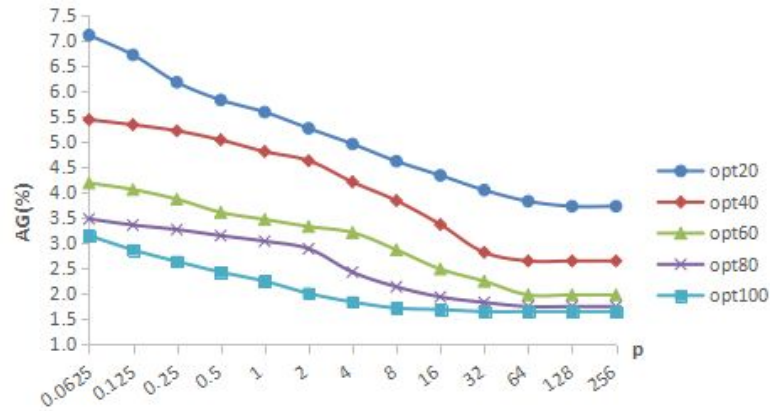


图 6.1 ILS 在迭代中的平均性能

6.4 总体比较

表 6.3 和表 6.4 分别记录了 CPLEX、GWR、ILS 在 opt 和 rand 实例上的计算结果，其中 set 表示实例集，inst 表示实例的个数，AG 表示平均间隙，AT 表示平均时间，#Fea 表示可行的个数，#opt 表示最优解的个数。通过两张表我们可以知道，CPLEX 仅仅在例子规模非常小的时候在可行，且计算时间很长。GWR 算法能够产生很短的时间内产生质量较好的解，因此它非常适用于需要在短时间内做出决策的情况，比如在线装箱，而 ILS 能够产生高质量的解，且花费的时间也较短，因此它的应用场景非常广。

表 6.3 求解 opt 实例的比较

Set	Inst	GWR		ILS		CPLEX			
		AG (%)	AT (s)	AG (%)	AT (s)	#Fea	#opt	AG (%)	AT (s)
opt20	10	11.5%	0.0	3.73%	6.7	10	2	2.5%	3109.1
opt40	10	7.5%	0.0	2.65%	20.32	10	0	6%	3600.1
opt60	10	5.6%	0.0	1.98%	40.3	8	0	35.79%	3600.2
opt80	10	4%	0.0	1.75%	45.25	1	0	50%	3600.4
opt100	10	3.6%	0.0	1.65%	96.9	0	0	NULL	3600.0

表 6.4 求解 rand 实例的比较

Set	Inst	GWR		ILS		CPLEX			
		AG (%)	AT (s)	AG (%)	AT (s)	#Fea	#opt	AG (%)	AT (s)
rand100	10	15.3%	0.0	5.7%	2.8	10	0	20.5%	3600.2
rand200	10	9.0%	0.0	3.5%	18.1	6	0	42.6%	3600.1
rand400	10	5.7%	0.0	2.5%	120.8	0	0	NULL	3600.0
rand800	10	3.7%	0.0	1.8%	617.3	0	0	NULL	3600.0

7.结论及未来工作

在本文中,我们考虑了对装箱问题的一个新的扩展,即带时间窗约束的可变尺寸装箱问题(VSBPP-TW)。VSBPP-TW在我们现实生活中广泛存在,因此有必要对其进行研究。我们为这个问题构建了一个整数规划模型,并用标准线性规划求解器(CPLEX)求解该模型。实验结果表明,CPLEX仅适用于规模很小的实例。对于较大的实例或rand实例,我们提出在重量范围的贪心启发式算法(GWR),它可以快速产生质量较好的解。GWR采用首启发式算法或最佳拟合启发式算法作为解码器。然而,对于VSBPP-TW,首启发式算法或一次启发式算法是不完全的。因此,我们采用了最短路径算法进行解码。为了进一步提高解决方案的质量,我们提出了一种迭代局部搜索算法(ILS),ILS极大地提高了解决方案的质量,在以后的工作中,我们将会为VSBPP-TW设计一个精确算法。

参考文献

- [1]陈萍,黄厚宽,董兴业.求解卸装一体化的车辆路径问题的混合启发式算法[J].计算机学报,2008,31(4):565-573
- [2]何琨,黄文奇.求解长方体Packing问题的捆绑穴度算法[J].软件学报,2011,22(5):843-851
- [3]蒋兴波,吕肖庆,刘成城.二维矩形条带装箱问题的底部左齐择优匹配算法[J].软件学报,2009,20(6):1528-1538
- [4]李进,傅培华.基于能耗的带时间窗车辆路径问题建模与仿真[J].系统仿真学报,2013
- [5]李未,黄文奇,蒋东辰,等.一种求解带有时间调度的四维长方体装填问题的启发式算法[J].中国科学:信息科学,2010,40(1):1-12
- [6]彭碧涛,周永务.基于禁忌搜索的三维装载车辆路径问题研究[J].计算机工程,2011,37(11):190-191
- [7]潘震东,唐加福,韩毅.带货物权重的车辆路径问题及遗传算法[J].管理科学学报,2007,10(3):23-29
- [8]王征,胡祥培,王旭坪.带二维装箱约束的物流配送车辆路径问题[J].系统工程理论与实践,2011,31(12):2328-2341
- [9] Iori M, Salazar J J, Vigo D, et al. An Exact Algorithm for the Capacitated Vehicle Routing Problem with Two-Dimensional Loading Constraints[J]. Transportation Science,

2007, 41(2):253-264.

[10] Leung S C H, Zhang Z, Zhang D, et al. A meta-heuristic algorithm for heterogeneous fleet vehicle routing problems with two-dimensional loading constraints[J]. European Journal of Operational Research, 2013, 225(2):199-210.

[11] Khebbache-Hadji S, Prins C, Yalaoui A, et al. Heuristics and memetic algorithm for the two-dimensional loading capacitated vehicle routing problem with time windows[J]. Central European Journal of Operations Research, 2013, 21(2):307-336.]25(6):1147-1154.]

[12] Demir E, Bektaş T, Laporte G. A review of recent research on green road freight transportation[J]. European Journal of Operational Research, 2014, 237(3):775-793.

[13] Lin C, Choy K L, Ho G T S, et al. Survey of Green Vehicle Routing Problem: Past and future trends[J]. Expert Systems with Applications, 2014, 41(4):1118-1138.

[22] Fuellerer G, Doerner K F, Hartl R F, et al. Ant colony optimization for the two-dimensional loading vehicle routing problem[J]. Computers & Operations Research, 2009, 36(3):655-673.

[14] Leung S C H, Zheng J, Zhang D, et al. Simulated annealing for the vehicle routing problem with two-dimensional loading constraints[J]. Flexible Services and Manufacturing Journal, 2010, 22(1):61-82.

[15] Wei L, Zhang Z, Zhang D, et al. A variable neighborhood search for the capacitated vehicle routing problem with two-dimensional loading constraints[J]. European Journal of Operational Research, 2015, 243(3):798-814.

硕士研究生导师满意度调查分析

徐雪珂 罗雯

摘要：硕士研究生教育是推动国家科学研究发展，全面提高我国整体素质的高等教育，承担着为我国输送人才的重担。导师对硕士研究生的指导贯穿其读研生活的始终，师生关系是影响硕士研究生教育质量的重要因素之一。本研究采用问卷调查法对江西某高校硕士研究生进行调查。调查结果表明：大部分硕士研究生对导师的满意度较高；影响对导师满意度的指标主要集中在“没有或较少带我做课题项目、科研项目、参加学术交流；把个人兴趣作为读研动机的群体对导师的满意度远高于其他读研动机群体对导师的满意度；就读研初衷而言，选择导师的参考因素为导师的研究方向、科研成果的群体对导师的满意度最高；传统师傅与学徒的形态还存在于大部分导师与硕士研究生群体之间，但随着研究生教育的改革，二者的关系已经向科研合作型、平等朋友型进行转换。

关键词：硕士研究生；导师满意度；师生关系；研究生教育

1.引言

近年来，随着研究生教育制度的改革，研究生教育质量的问题逐年凸显。在研究生教育中，导师对研究生进行全程、全方位的指导，双方处于共同的教育情境中，在共同的交往中沟通，二者的关系是影响研究生培养质量的关键因素。而研究生对导师满意度是从学生角度对师生关系的反馈，实际上是硕士研究生按照自己的“内在标准”和自己“内在标准满足度”对导师进行的评价。因此研究生对导师的满意程度不仅会影响到师生关系，更会间接影响研究生的培养质量。

研究生读研期间实行导师负责制。导师于研究生在地位上、作用上、影响上都远远超于其他老师。可以说很大程度上，导师的优劣决定了研究生培养质量的好坏。导师指引学生的研究方向，教授专业技能。分享人生阅历，以自身品德给研究生树立正确人生观与价值观。帮助研究生参与、探究科研项目，还要培养研究生敢问、敢疑、敢想的科研精神。导师拥有能区别分析研究生复杂背景的经验，不仅能给予研究生在研学中专业性的指导和支持，更能提供生活、精神层面上的支持与帮助。而此种培养模式与本科培

本文作者：徐雪珂，江西财经大学软件与物联网工程学院研究生，研究方向：移动学习与手机软件开发
罗雯，江西财经大学软件与物联网工程学院研究生，研究方向：移动学习与手机软件开发

养模式大相径庭，于硕士研究生而言较为陌生，处理好与导师的师生关系是硕士研究生的必修课程。本研究中，笔者将硕士研究生对导师的满意度作为一个独立的部分进行系统的研究，区别于以往将满意度作为师生关系研究的一个分支，能更全面的分析出硕士研究生对导师的真实满意度，及其影响因素，以期为提高硕士研究生对导师的满意度、优化研究生教育质量、改善师生关系、改善导师错配现象提供理论依据。

2.研究方法

本研究采用问卷调查法，调查问卷是在相关论文和指标的基础上，笔者根据实际情况进行编制的，在编制过程中设置测谎题，过滤掉无效问卷，而后组织部分同学对问卷进行施测，最后形成《硕士研究生与导师关系现状调查问卷》。数据处理和统计分析阶段采用 SPSS 软件以及其他统计分析工具。本研究的调查问卷 Cronbach's alpha 系数为 0.93，具有较高信度。

3.调查概述

本研究采用方便抽样的方法，对江西某高校部分在读硕士研究生进行调查，调查内容主要分为目标群体对导师的满意度、影响其对导师满意度的因素两大模块。本次调查中，基本保证了调查对象性别比例的均衡，如表 3.1 所示。有助于在分析时不因性格偏差产生误判；读研年级和学科领域分布均匀，各年级的工学、文学、教育学、经济学、理学专业，均有一定的样本量。此次问卷调查历时半个月，回收 250 份，其中有效问卷 246 份，有效率为 98%。

表 3.1 调查对象比例分布描述

	性别	频率	百分比	有效百分比	累积百分比
有效	男	102	41.5	41.5	41.5
	女	144	58.5	58.5	100.0
	合计	246	100.0	100.0	

4.结果分析

4.1 硕士研究生对读研现状的满意度

此处我们说到的满意度是指硕士研究生对读研现状的整体满意度，包括了组成其读研生活的各个方面，是一个整体性的满意度调查。调查结果显示：只有 7.3% 的调查对象表示当下的读研生活完全符合自己的期望；48.8% 表示基本上符合；40.2% 表示自己的读研状况与想象中的不太一致；3.7% 的硕士研究生表示完全不一致。可以明显看出，近

一半以上的硕士研究生对自己的读研现状不太满意，均表示自己的读研现状与自己的期望不符，而对导师的满意度是构成读研满意度的重要组成部分之一。如表 4.1 所示。

表4.1 研究生对读研现状的满意度

	频率	百分比	有效百分比	累积百分比
特别不满意	18	7.3%	7.3%	7.3%
不太满意	120	48.8%	48.8%	56.1%
有效 比较满意	99	40.2%	40.2%	96.3%
非常满意	9	3.7%	3.7%	100.0%
合计	246	100.0%	100.0	

4.2 硕士研究生对导师整体满意度

采用李克特五级评分法对硕士研究生对导师满意度进行分析，从“非常不满意”、“不太满意”、“一般”、“比较满意”、“非常满意”依次计 1~5 分。本模块共设置三个小题，分别为：“您对您导师的满意度”、“您对您导师在学习指导方面是否满意”、“您对您导师在生活引导方面是否满意”。共计 15 分，硕士研究生对导师的整体满意度平均得分为 12.42 分，其中最高分为 14 分，最低分为 3 分。若均选中值，即“一般”，平均得分为 9 分。显然，调查对象对导师整体满意度的平均值 12.42 远大于 9，可以说明硕士研究生对自己的导师整体满意度较高，大部分硕士研究生与导师关系相处融洽，导师的专业水准、道德品格都基本符合了硕士研究生的自我期望。

4.3 硕士研究生对导师满意度的影响因素

4.3.1 硕士研究生对导师存在不满意因素的原因

此模块直接对硕士研究生对导师存在不满意因素的原因进行了调查，调查结果为“您对您导师的满意度”一题中没选择“非常满意”选项的硕士研究生。调查结果显示，硕士研究生对导师存在不满意因素的原因，占比最高的是“没有或较少带我做课题项目、科研项目、参加学术交流”，达到了 40.82%。其次“实验室不放假，没有个人时间”选项占比 34.69%。“性格差异、沟通方式不喜欢”、和“学术指导不够、指导反馈不及时”均占比 30.61%。“导师的研究方向与自己的兴趣不一致”占比 26.53%。“导师对我今后就业和职业规划不关心”占比 12.24%。不到 5%的研究生表示，他们不满意的原因也包括科研成果和著作署名的问题。如表 4.2 所示。

表 4.2 研究生对导师存在不满意因素的原因

	响应		个案百分比
	N	百分比	
没有或较少带我做课题项目	60	20.8%	40.8%
性格差异	45	15.6%	30.6%
学术指导不够	45	15.6%	30.6%
对我今后就业和职业规划不关心	18	6.3%	12.2%
^a 导师研究方向与自己的兴趣不一致	39	13.5%	26.5%
科研成果署名问题	6	2.1%	4.1%
实验室不放假	51	17.7%	34.7%
其他 1	24	8.3%	16.3%
^a 总计	288	100.0%	195.9%

可以看出,大部分硕士研究生是对自己的研学生活有计划、有想法的。硕士学历作为提升个人能力的高层次教育,硕士研究生们明确希望尽可能多的参与到科研项目中,以实践的专业性技能和科研成果来弥补没有工作经验的不足。结合前文提到一部分被调查对象表示自己与导师是老板雇员型关系,不难看出在这种关系下,导师对个人时间的过分占用令学生出现了不满意情绪。就性格方面而言,性格虽不会决定学习是否发生,但却是研学的动力因素之一,高校和社会都越来越重视学生与导师之间的情感因素带来的错配问题。此外,由于科研成果和著作署名而对导师产生不满的情况虽然很少,但也一定程度上反映出,在非正常的情况下,硕士研究生对自我权利的重视与保护。

4.3.2 读研动机对导师满意度的影响

读研动机是影响硕士研究生对导师满意度的重要因素。关于读研的动机,统计结果显示,大部分硕士研究生都表示,他们读研的主要目的是追求更高的学历,选择此项原因的调查对象占到总数的 71.95%。从个人兴趣角度出发,为将来继续深造做准备而选择读研的学生占比 36.59%。把读研当作证明自我、实现自我、升华自我的方式的研究生占比 25.61%;从专业角度出发,把读研作为进行更好学术研究途径的研究生占比 23.17%;因为就业压力大选择读研的学生占比 21.95%,他们表示读研既可以先发展个人能力,也能暂时缓解就业压力;而因为职务职称需要、以就业作为出发点以及因为别人考自己进行效仿的均占比 13.41%;更有 6.1%的被调查对象表示,自己是被迫读研。如图 4.1 所示。

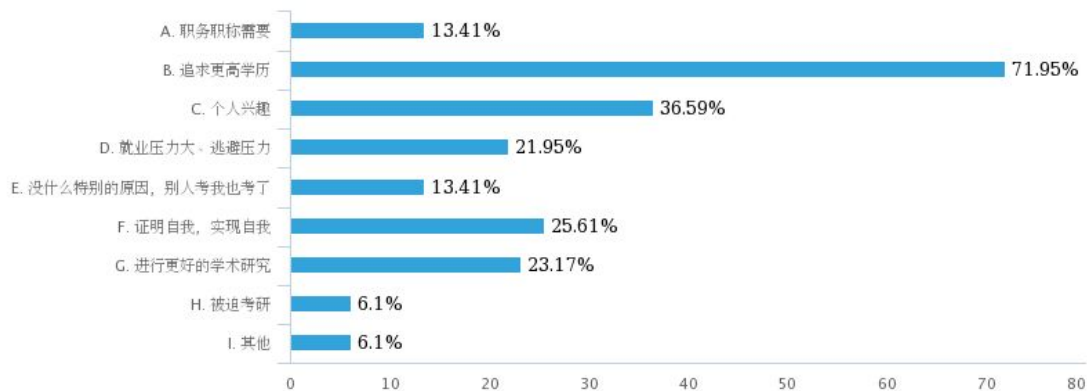


图 4.1 研究生读研动机数据

不同的读研动机对导师满意度有不同的影响，为分析其影响程度，笔者将读研动机与“您对您导师的满意度”交叉分析，对导师满意度的分析笔者取“非常满意”指标，下文中我们统称为“高满意度”，统计分析表明：读研动机为个人兴趣和证明自我时，对导师的高满意度占比最高，分别占此项动机总人数的60.0%和57.1%；其次便是由于职务职称需要而读研的，其高满意度占总人数的54.5%；而不考虑其他指标选项，读研动机为被迫考研时导师高满意度最低，只占总人数的20%。如图4.2所示。

读研动机与高满意度分析

			个案百分比
	总	非常满意	
\$Q2 ^a 职务职称需要	33	18	54.5%
追求更高学历	177	81	45.8%
个人兴趣	90	54	60.0%
就业压力大	54	24	44.4%
别人考我也考了	33	12	36.4%
证明自我	63	36	57.1%
进行更好的学术研究	57	27	47.4%
被迫考研	15	3	20.0%
其他	15	3	20.0%
总计	537	258	

a.

图 4.2 读研动机与高满意度分析

4.3.3 选择导师的初衷对导师满意度的影响

硕士研究生对导师满意度低的另一个重要因素便是选择的导师与期望不符。选择导师初衷模块的调查显示：调查对象中有46.34%表示，选择导师的初衷是导师的研究方向符合我想要的研究方向；29.27%表示选择导师的初衷是导师的科研成果丰硕；

28.05%表示导师主动联系我后觉得不错便进行选择; 25.61%的硕士研究生选择导师的初衷是由于学长学姐的推荐; 而 19.51%是由学校安排。另外导师在本专业名气大、导师职称高也占部分比例。如图 4.3 所示。

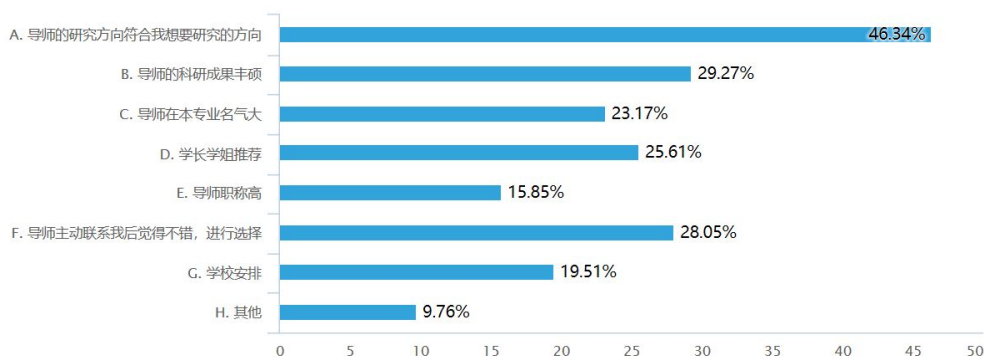


图 4.3 研究生选择导师的初衷数据

不同的初衷对导师满意度的影响程度也不尽相同。笔者将选择导师的初衷与“您对您导师的满意度”交叉分析, 同上文类似, 选取“非常满意”指标, 统称为“高满意度”。统计分析结果表明: 初衷为导师的研究方向符合我想要研究的方向、导师的科研成果丰硕两项的在读研期间对导师的高满意度最高, 分别占总人数的 63.2%和 62.5%; 由学校安排而选择导师的, 在读研期间对导师有高满意度的只占此项初衷总人数的 25.0%。如图 4.4 所示。

\$选择导师的初衷 频率

		总	非常满意	个案百分比
\$选择导师的初衷 ^a	导师的研究方向符合我想要研究的方向	114	72	63.2%
	导师的科研成果丰硕	72	45	62.5%
	导师在本专业名气大	57	30	52.6%
	学长学姐推荐	63	33	52.4%
	导师职称高	39	18	46.2%
	导师主动联系我后觉得不错	69	30	43.5%
	学校安排	48	12	25.0%
	其他	24	3	12.5%
	总计	486	243	

a.

图 4.4 研究生选择导师初衷数据分析

4.3.4 与导师的相处模式对导师满意度的影响

调查结果显示,调查对象中有 52.44%表示如今与导师的关系仍然属于传统师徒型,这可以一定程度上表明,硕士研究生的培养中,传统的师傅与学徒的形态还存于大部分导师与硕士研究生群体之间,导师更多的是与硕士研究生进行学术层面上的沟通;37.8%的调查对象表示,其与导师的关系更倾向于科研合作型;30.49%表示是一种平等朋友型;21.95%表示是老板雇员型,一部分调查对象认为自己在导师的培养下,更像为导师打工的雇员,实行老板—员工制;不足 5%的调查对象表示,他们与导师的关系类似于父母子女型。如图 4.5 所示。

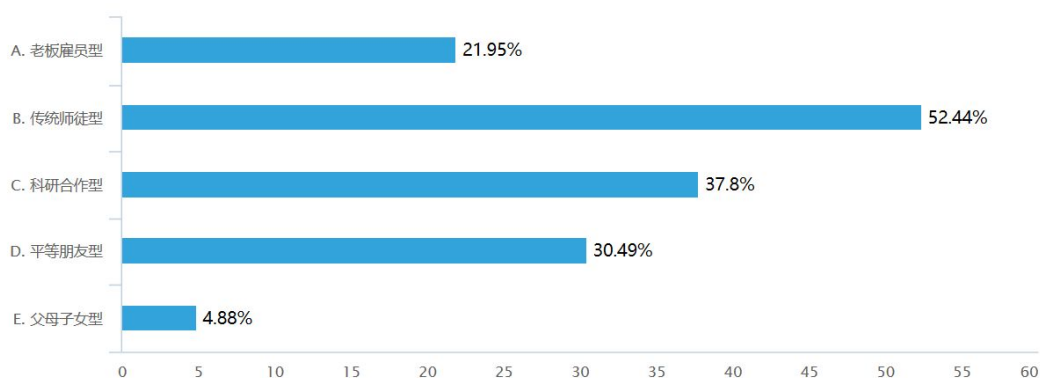


图 4.5 研究生与导师关系数据

将硕士研究生与导师关系模式与“您对您导师的满意度”交叉分析,同样取“非常满意”指标,统计分析表明:当与导师为父母子女型时,导师高满意度最高,其次便是平等朋友型和科研合作型,分别占总人数的 56.0%和 48.4%;而高满意度最低的便是与导师为老板雇员型关系模式的。如图 4.6 所示。

与导师的关系模式 频率

				个案百分比
		总	非常满意	
与导师的关系模式 ^a	老板雇员型	54	15	27.8%
	传统师徒型	129	45	34.9%
	科研合作型	93	45	48.4%
	平等朋友型	75	42	56.0%
	父母子女型	12	9	75.0%
总计		363	156	

a.

图 4.6 研究生与导师关系模式数据分析

5. 研究结论与建议

5.1 研究结论

研究表明：大部分硕士研究生对导师的满意度较高，与导师相处融洽。但一半以上的硕士研究生表示当前的读研生活不符合自己的期望。影响对导师满意度的指标主要集中在“没有或较少带我做课题项目、科研项目、参加学术交流”和“实验室不放假”两项上。可以看出，学生在读研期间渴望参与更多的项目，且拥有一定的个人时间。读研动机为追求更高学历的比例为71.95%，高学历仍然是当下百万考研学子的追求，随着专业兴趣、学术兴趣的持续走高，把个人兴趣作为读研目的的群体于其他读研动机而言，对导师满意度最高。导师的研究方向、科研成果仍然是目前硕士研究生们选择导师的主要参考因素，而以此为参考因素选择的导师的满意度高于其他初衷选择导师的满意度。在硕士研究生的培养中，传统师傅与学徒的形态还存在于大部分导师与硕士研究生群体之间，虽然对导师满意度最高的师生关系型为父母子女型，但此种类型在师生关系中较少存在，只占4.88%，随着教育的改革以及导师、研究生对自我定位的思考，其二者之间的关系已经向科研合作型、平等朋友型进行了转换。

5.2 建议

导师与学生素养方面：研究生应该具备良好道德品格和基本求学态度，研学上对专业发展持续关心，保持学习的自主性和创新能力，沟通上以积极主动态度来与导师相处，努力适应所处环境。多从导师研究方向、导师态度、导师性格方面考虑，在选择导师前对该导师充分了解，与导师进行交流、沟通。在选择是否读研时要理性。导师应该以自己修养品德，树立意识，以科研活动完善教学，提升科研水平，结合学生特点实行个性化培养，真诚与学生沟通交往。

双向选择方面：研究生根据学校官网、往届生推荐得到的信息存在一定局限性，若选择后发现不相匹配，则无法避免矛盾。师生双向选择是未来一大发展方向，高校应该多为导师与研究生之间提供接触交流机会，沟通的时间线可以延长，导师选择可以在研究生开学后一段时间内再进行。在自由平等、有了解的基础上进行建立师生关系，保障科研团队能够稳定运作。

导师考核制度方面：高校应逐步完善导师的遴选和考核机制。强化导师制度，将研究生的培养质量作为导师的业绩考核最重要的指标之一，与导师利益进行挂钩。重视学生反映，增创研究生教学评价体系和申诉平台，捍卫学生权利，避免导师的绝对制约管理。

参考文献

- [1]陈桂生.导师与研究生关系的事态述评[J].江苏大学学报:高教研究版,2004(3):39-41
- [2]张静.导师与研究生之间的和谐关系研究[J].中国高教研究,2007(9):19-22
- [3]周文辉,王崇东.导师制度与研究生和谐师生关系构建[J].北京:高等教育出版社,2010
- [4]杜红梅,王葵,邵小佩,等.高校研究生对研究生教育现状满意度的调查[J].重庆大学学报:社会科学版,2008(9):161-163
- [5]闵容,罗嘉文.师生关系研究综述[J].教学研究,2006(1):26-29
- [6]李保仁.以提高质量为主线开创研究生培养工作的新局面[J].学位与研究生教育,2005(2):3-5
- [7]娄淑华,李长龙.导师再研究生思想政治教育中的作用[J].思想理论教育导刊,2012(9):92-95
- [8]Gurnam Kaur, Sarjit Kaur, Chan Yuen Fook, Farhana Wan Yunus. Postgraduate Supervision: Exploring Malaysian Students' Experience. Procedia – Social and Behavioral Sciences, 2013, Vol.90

大学生培养质量调查——以南昌市为例

张帆 蒋俊

摘要: 本次大学生培养质量调查,以考察大学生学业、就业能力需求为主,调查通过对大学生日常学习生活及其就业行为的考察,反映大学生日常学业及就业活动状况,探究大学生学业、就业能力需求缺失的角度,探讨引入高校教学培养力量的可能性。深度挖掘当前在大学生学业、就业能力方面存在的不足,以及引入高校教学培养力量的可能性,以便为下阶段工作提供参考。

关键词: 大学生培养质量; 就业

1. 调查执行情况

在对大学生拦截访问过程中,项目组充分考虑南昌市的实际情况,调查区域覆盖南昌市各个街道和地区,使调查能够具有代表性。本次调查的群众的有效样本量为564个;同时,在定性调查上,本次调查完成1场座谈会,覆盖五类群体,包括大一、大二、大三、大四及研究生团体。通过数据和资料的收集,为大学生培养质量分析奠定了坚实的基础。

2. 研究主要结论-学业篇

2.1 目前大学生学业压力依然较大,部分学生压力极大

在调查的564个大学生中,认为目前学业压力较高的人数最多,达225人,比例为39.9%。认为目前学业压力极大的人数也有45人,比例为8.0%。认为目前学业压力一般的人数也不少达171人,比例为30.3%。认为目前学业压力较低和无压力的人数仅有69和54人,比例分别仅占12.2%和9.6%。

本文作者:张帆,江西财经大学统计学院研究生,研究方向:国民经济核算

蒋俊,江西财经大学统计学院研究生,研究方向:技术效率

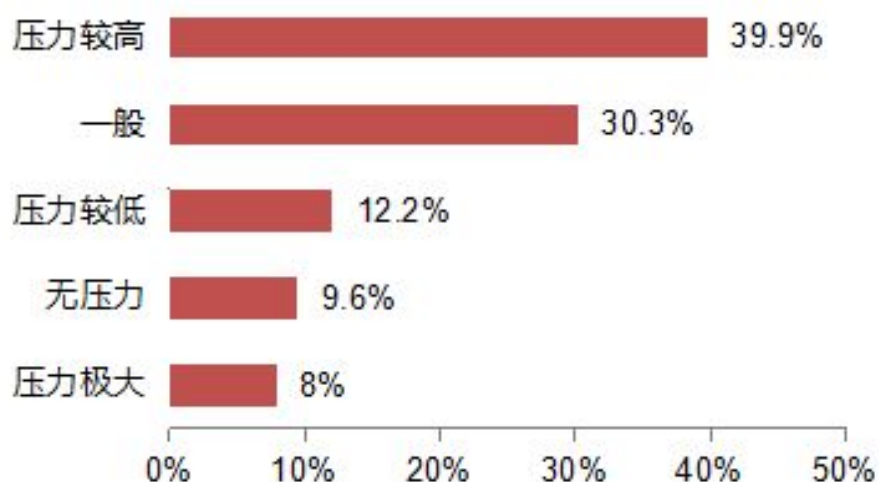


图1 大学生学业压力情况

2.1.1 大学生学业压力从大一开始上升在大三达到顶峰，随后大幅下降

进一步研究发现，大三学生认为学业压力较高及以上的人数最多，达90人，比例高达75.0%。其次是大二和大四的学生，人数分别为63和33人，比例分别为50.1%和39.3%。最后是硕士和大一的学生，人数均为42人，比例分别仅占37.85%和34.2%。

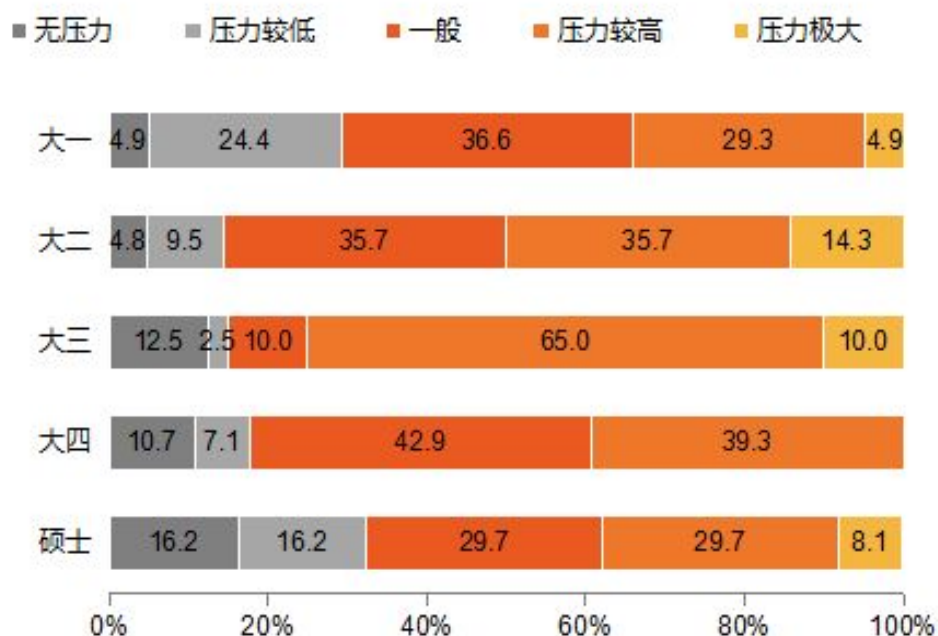


图2 不同年级学生学业压力情况 (%)

2.1.2 就业和出国的学生学业压力明显高于考研和创业的学生

调查研究同时显示，毕业后就业和出国的学生，认为学业压力较高及以上的人数多达 192 和 15 人，比例分别为 50.8%和 50%，其次是考研和创业的学生，人数分别为 36 和 6 人，比例分别为 35.3%和 25.0%。

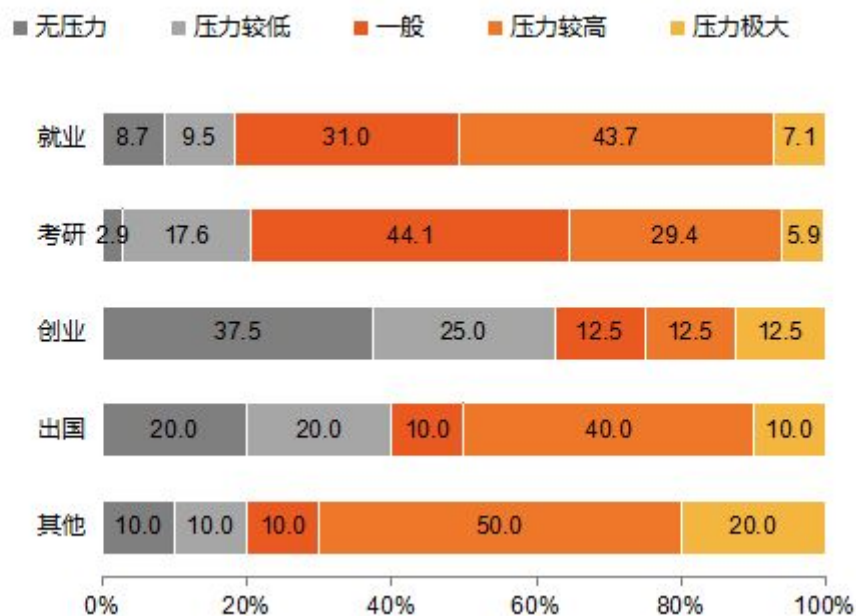


图3 不同毕业去向学生学业压力情况 (%)

2.2 课外学习少于 2 小时学生最多，超 3 小时学生最少

在调查的 564 个大学生中，课外学习用时 1-2 小时的人数最多，达 240 人，比例为 42.6%，课外学习用时不到 1 小时的人数为 192 人，比例为 34.0%，课外学习用时 3 小时以上的人数为 132 人，比例为 23.4%。



图4 学生课外学习用时情况

2.2.1 相较于女生，男生课外学习用时明显偏少

研究发现，男生课外学习用时3小时以上的人数为48人，比例为16.2%，女生课外学习用时3小时以上的人数为84人，比例为31.5%。

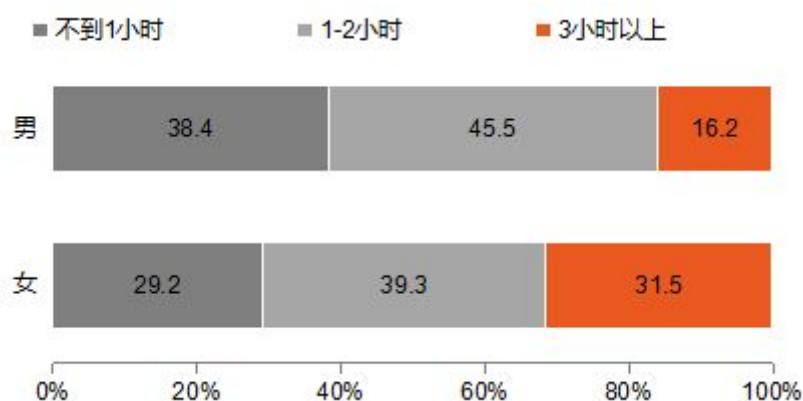


图5 不同性别学生课外学习用时情况 (%)

2.2.2 学生课外学习用时从大一开始上升至大三达顶峰，随后大幅下降

研究还发现，大一到硕士的学生课外学习用时3小时以上的人数分别为9、27、48、27和21人，比例分别为7.3%、21.4%、40.0%、32.1%和18.9%。

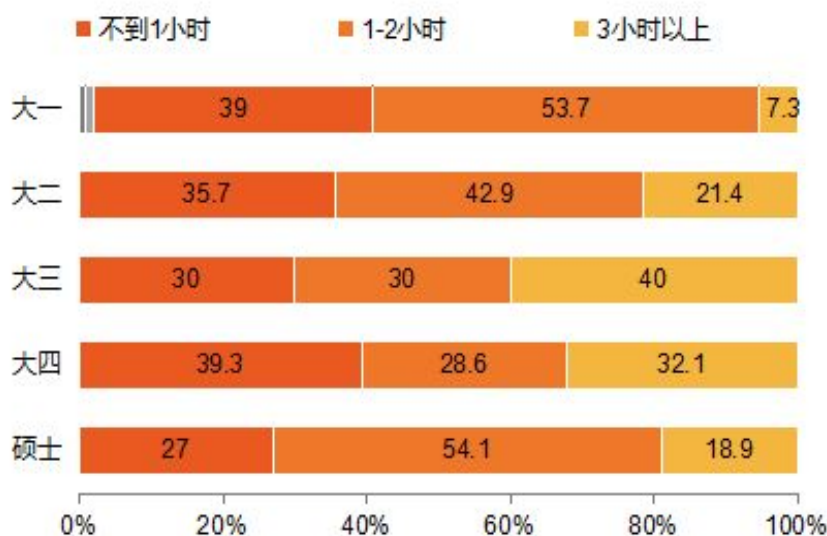


图6 不同年级学生课外学习用时 (%)

2.2.3 考研学生课外学习用时较多，就业、创业和出国的学生用时较少

调查结果显示，就业、创业和出国的学生课外学习用时不到1小时的人数分别为

135、12 和 12 人，比例分别为 35.7%、50%和 40%；考研的学生课外学习用时不到 1 小时的人数为 27 人，比例为 26.5%。

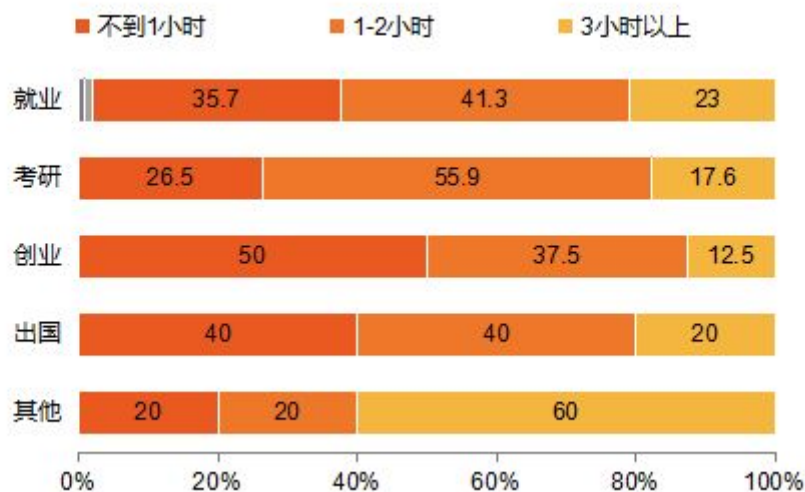


图7 不同年级学生课外学习用时 (%)

2.2.4 相比校学生会干部和班级干部，院学生会干部和社团领袖的课外学习用时明显偏少，差距较大

调查结果显示，担任过校学生会干部和班级干部的学生，课外学习用时不到 1 小时的人数分别为 21 和 51 人，比例分别为 29.2%和 26.6%，担任过院学生会干部和社团领袖的学生，课外学习用时不到 1 小时的人数分别为 54 和 18 人，比例分别为 40.0%和 50.0%。

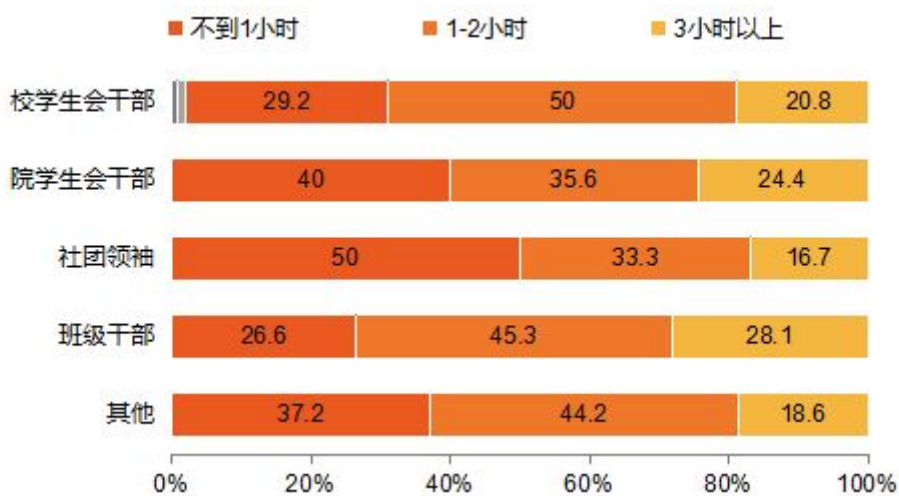


图8 不同级别干部学生课外学习用时 (%)

2.3 上课不感兴趣就困成主流，上课犯困情况较严重

在调查的 564 个大学生中，上课不会犯困的人数为 96 人，比例为 17.0%，不感兴趣就困的人数为 378 人，比例为 67.0%，一上课就想睡的人数为 90 人，比例为 16.0%。



图9 学生上课犯困情况

2.3.1 大一和大四学生上课犯困较严重，大二学生情况较好

调查结果显示，大二学生上课不会犯困的人数为 39 人，比例为 31.0%，大一和大四学生上课不会犯困的人数分别为 12 和 6 人，比例分别为 9.8%和 7.1%。

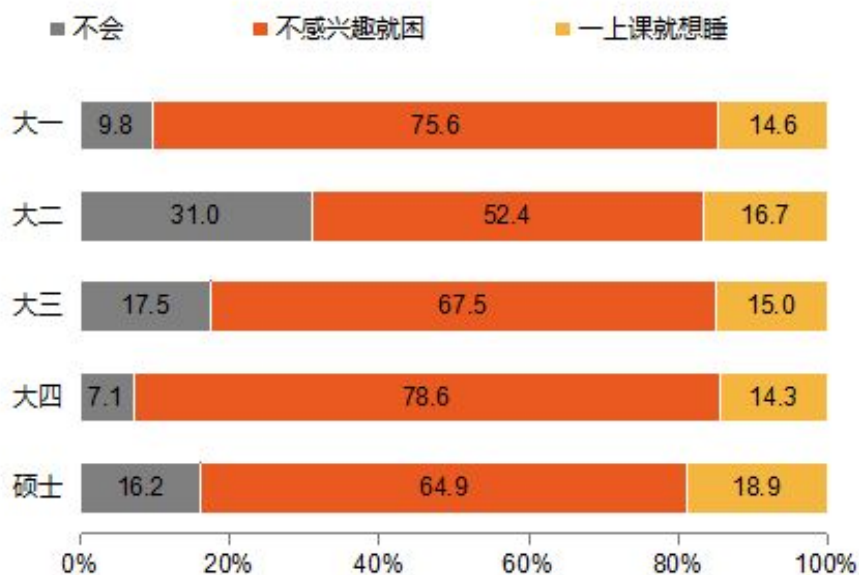


图10 不同年级学生上课犯困情况（%）

2.3.2 创业学生上课犯困情况最为严重，出国学生上课犯困情况较好

研究发现，创业学生一上课就想睡的人数为6人，比例为25.0%，就业和考研学生一上课就想睡的人数分别为60和18人，比例分别为15.9%和16.7%，出国学生一上课就想睡的人数为3人，比例为10.0%。

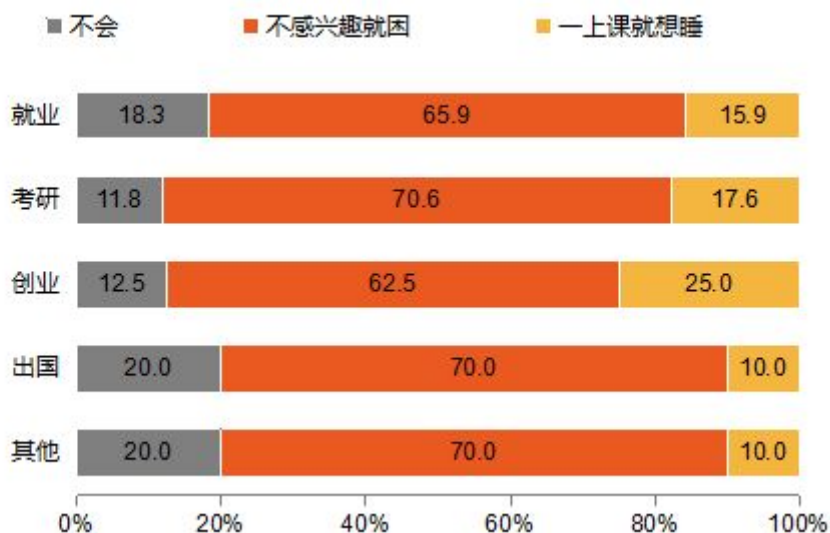


图 11 不同毕业去向学生上课犯困情况 (%)

2.3.3 院学生会干部上课犯困情况最严重，其次是校学生会干部

总调查结果还显示，校学生会干部、院学生会干部、社团领袖和班级干部一上课就想睡的人数分别为15、36、6、21人，占比分别为20.8%、26.7%、16.7%和10.9%。

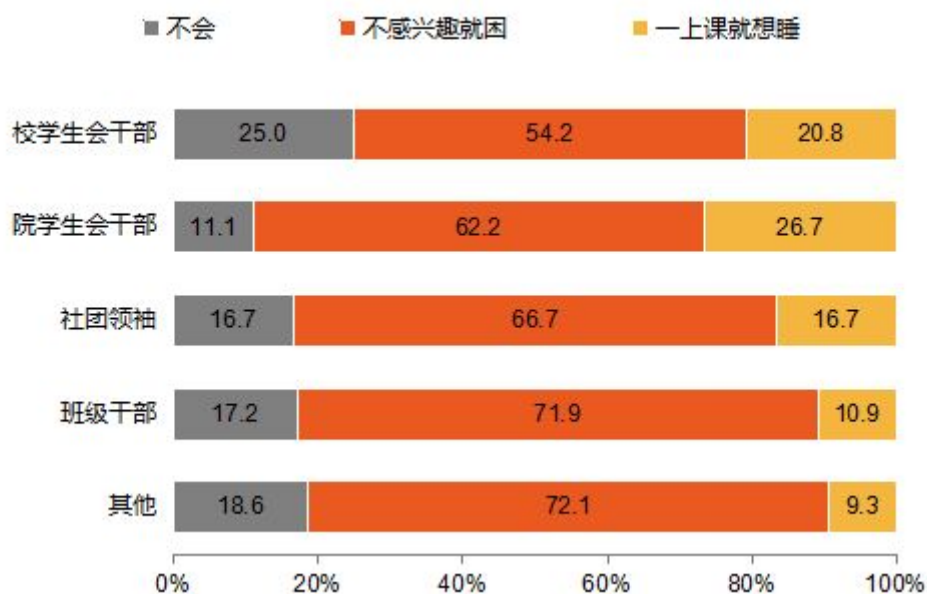


图 12 不同级别干部学生上课犯困情况 (%)

2.4 大学生考前焦虑情况较为严重

在调查的 564 个大学生中,认为考前两周就开始焦虑的人数达 192 人,比例为 34%,认为考前两周焦虑情况一般的 279 人,比例为 49.5%,认为考前不怎么焦虑和没有感觉的受访者只占总人数的 16.5%。

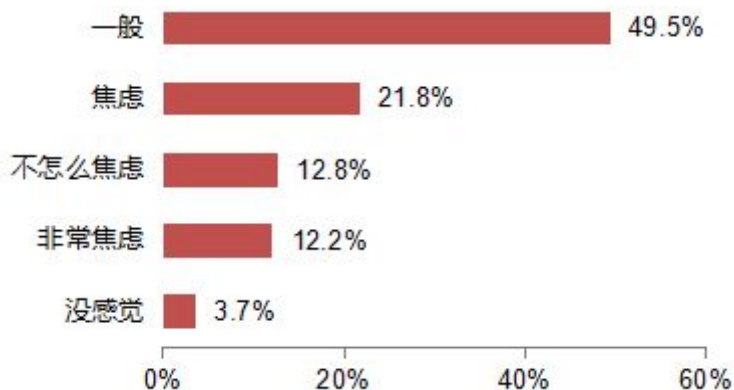


图 13 学生考前焦虑情况

2.4.1 硕士生考前最焦虑, 大四学生考前焦虑问题表现极端

调查结果显示,硕士学生考试前两周会产生焦虑比例最高,达到 21.6%的学生表示考前会非常焦虑。而大四学生表现极端,有 42.8%学生认为考试前两周会产生焦虑,25%学生认为考前不怎么焦虑,2 个比率都远远高于其他年级学生。

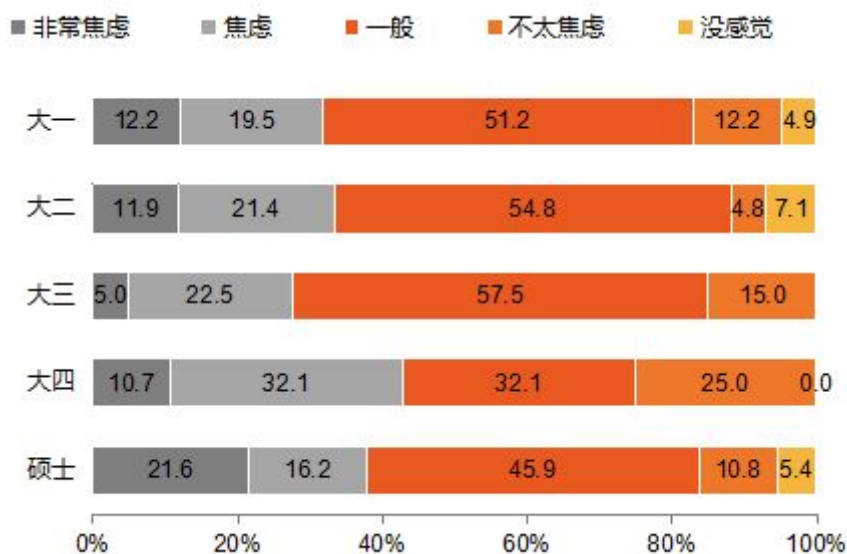


图 14 不同年级学生考前焦虑情况 (%)

2.4.2 农村户籍学生考前更易焦虑，城镇户籍学生心理更轻松

调查结果还显示，考试前两周较多农村户籍学生产生焦虑，比例为41.9%。而城镇户籍学生的该项比例只有29%。农村户籍学生考前焦虑问题较为严重。

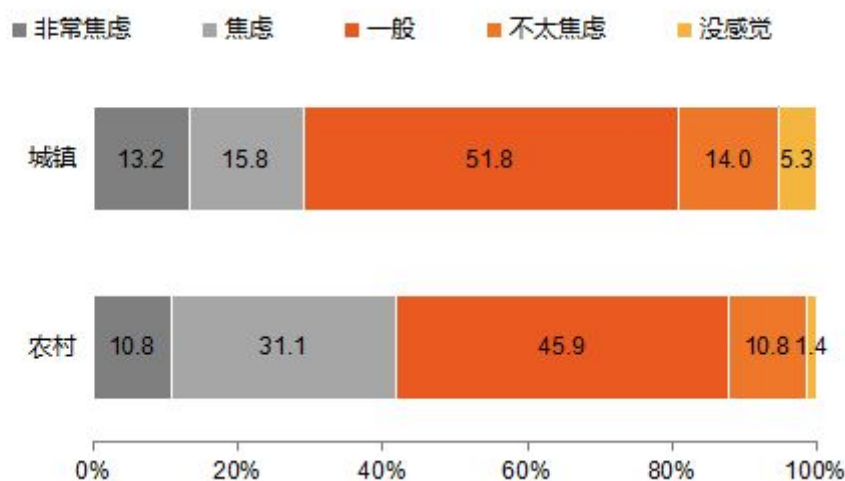


图 15 不同户籍学生考前焦虑情况 (%)

2.4.2 月消费支出低的普遍考前焦虑，支出 1600 以上的学生表现更好

进一步研究发现，每月消费支出 1000 元以下、1000-1300 元、1300-1600 元、2000 元以上的学生焦虑的人数分别为 36、87、30、6 和 32 人，比例分别为 42.9%、40.9%、30.3%、15.4%和 25.6%。

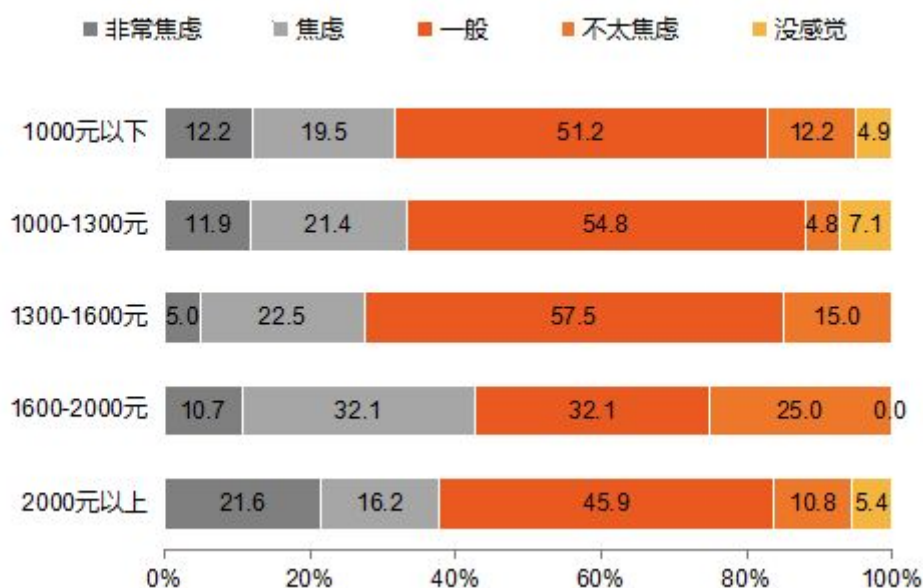


图 16 不同年级学生考前焦虑情况 (%)

2.5 假期未学习心虚成主流，假期未学习后悔人数不多

在调查的 564 个大学生中，认为假期不学习很正常的人数为 195 人，比例为 34.6%，有点心虚的人数最多，达 282 人，比例为 50.0%，一上课就想睡的人数为 87 人，比例为 15.4%。



图 17 学生假期未学习的心理情况

2.5.1 相比女生，男生更认同假期就是要休息，更不后悔假期未学习

研究发现，男生认为假期不学习很正常和非常后悔的人数分别为 117 和 33 人，比例分别为 39.4%和 11.1%，女生认为假期不学习很正常和非常后悔的人数分别 78 和 54 人，比例分别为 29.2%和 20.2%。

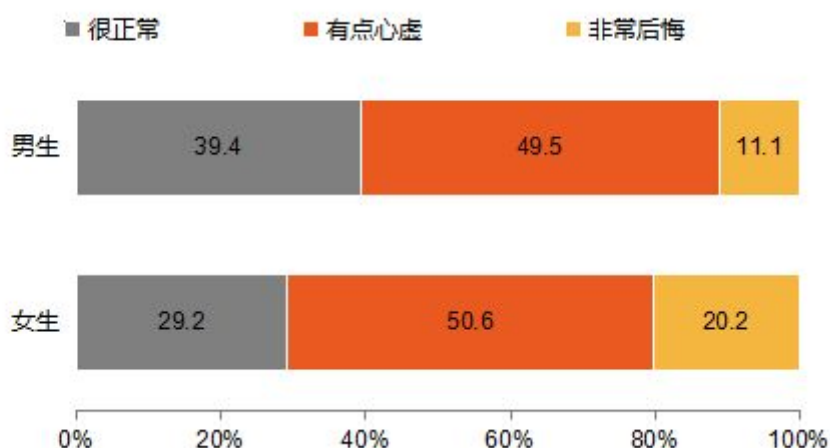


图 18 不同性别学生假期未学习的心理情况 (%)

2.5.2 随着年级增长，假期就是要休息认同感增强，不后悔假期不学习

将进一步研究发现，大一到硕士认为假期不学习很正常的人数分别为 24、39、48、30 和 54 人，比例分别为 19.5%、31.0%、40.0%、35.7%和 48.6%，大一到硕士认为假期

不学习很后悔的人数分别为 21、27、18、9 和 12 人，比例分别为 17.1%、21.4%、15.0%、10.7%和 10.8%。

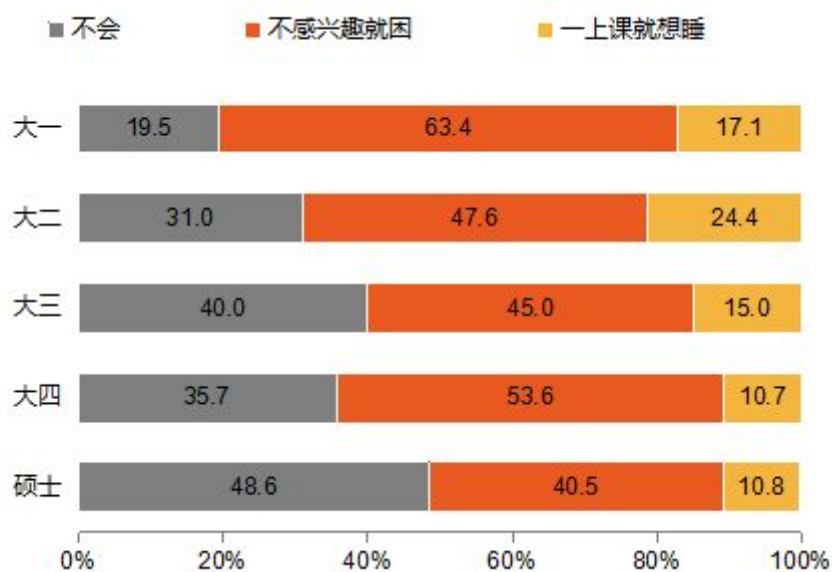


图 19 不同年级学生假期未学习的心理情况 (%)

2.6 相比学习能力，培养自己的人际交往能力更重要

调查结果显示，大学生认为学校最应该培养的能力是人际交往能力，比例为 80.3%，其次是学习能力，比例为 60.0%，再是工作能力和生活自理能力，比例分别为 33.0%和 24.5%。

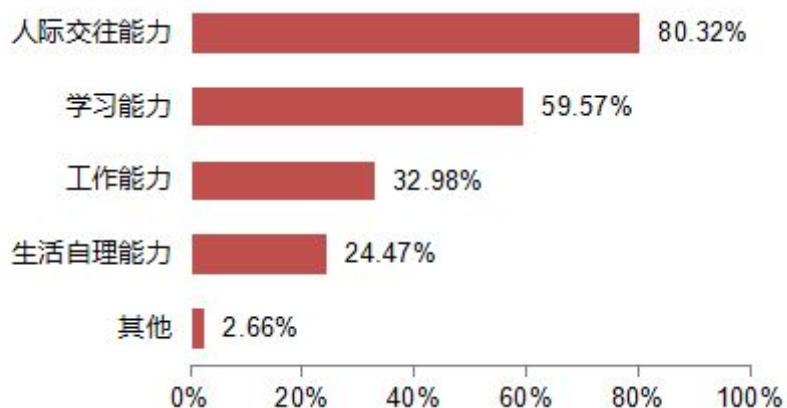


图 20 学生认为学校最应培养什么能力

注：由于本题为多选题，因此各选项比例相加会超过 100%。

3.研究主要结论-就业篇

3.1 就业形势严峻，大学生就业态度不同

3.1.1 就业形势严峻，大学生找个好工作很难

在调查的564个大学生中，认为目前就业形势严峻的人数达429人，占总体的76.1%，认为就业形势正常的达87人，占总体的15.4%，认为就业形势较好的人数为30人，占总体的5.3%。

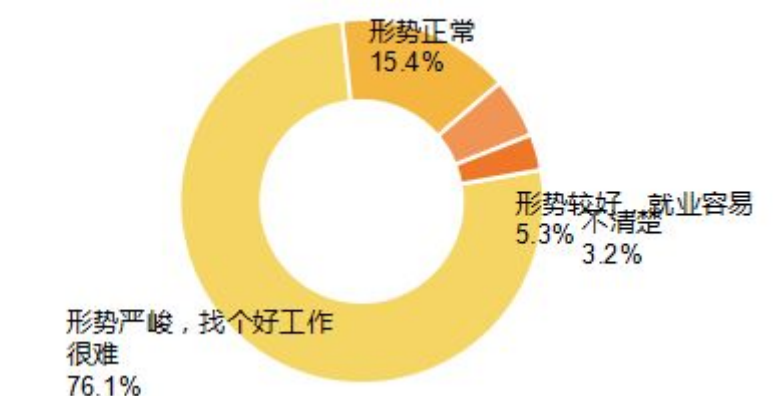


图 21 大学生对就业形势的评价

3.1.2 校学生会干部就业形势较好，社团领袖形势严峻

进一步研究发现，社团领袖认为形势严峻，找个好工作的比例最高，达83.3%，院学生会的比例次之，达80%，校学生会干部的比例最低，达人口总数的54.2%。校学生会干部及社团领袖认为形势较好的比例最高，均达8.3%。

表 1 不同社团组织就业形势评价

	校学生会	院学生会	社团领袖	班级干部	其他
形势严峻，找个好工作很难	9.1%	25.2%	7.0%	35.0%	23.8%
形势正常	27.6%	24.1%	3.4%	27.6%	17.2%
形势较好，就业容易	20.0%	20.0%	10.0%	40.0%	10.0%
不清楚	16.7%	0%	0%	33.3%	50.0%

3.1.3 参与考研的就业形势严峻，出国大学生就业形势较好

调查结果显示，参加考研的大学生认为形式严峻的比例最高，达人口总量的 82.4%，出国的大学生比例最低，达人口总量的 30%。出国的大学生认为形势较好的比例最高，达 30%，参与就业的大学生的比例最低，只占目标人口总量的 3.2%。

表 2 不同就业意向就业形势评价

	就业	考研	创业	出国	其他
形势严峻，找个好工作很难	69.93%	19.58%	2.80%	2.10%	5.59%
形势正常	65.52%	10.34%	6.90%	13.79%	3.45%
形势较好，就业容易	40.00%	20.00%	10.00%	30.00%	0%
不清楚	50.00%	16.67%	16.67%	0%	16.67%

3.2 综合素质不足是主要问题，不同类型大学生需求不同

3.2.1 综合素质不足是大学生就业所面临的主要问题

在对 564 个大学生的调查过程中发现，综合素质不足是大学生就业过程中面临的主要问题，有 234 人，占人口总量的 41.5%，对企业岗位专业知识掌握不够也是大学生欠缺的能力之一，达 192 人，占人口总量的 34%。

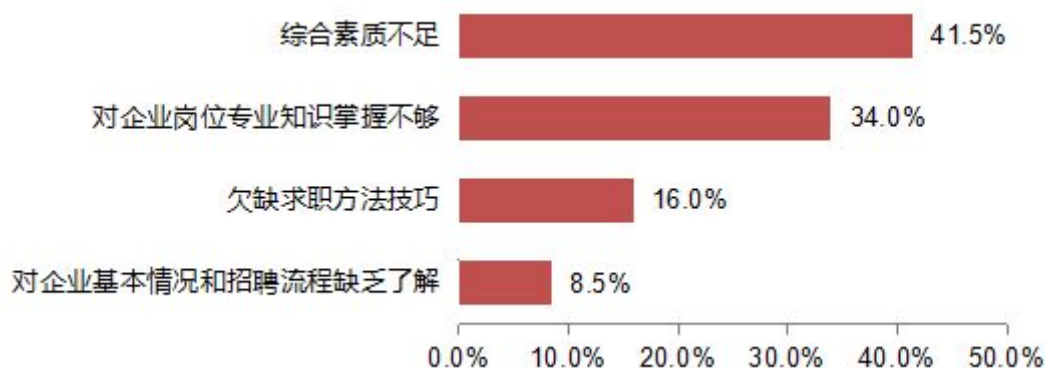


图 22 大学生就业所面临的主要问题评价

3.2.2 男生侧重综合素质提升，女生注重企业知识学习

调查结果显示，男生中综合素质不足时主要问题，有 144 人，占人口总数的 48.5%，欠缺求职方法技巧的人数最少，有 24 人，占人口总数的 8.1%。女生中，对企业岗位专

业知识掌握不够则成为主要问题，有 96 人，占人口总数的 36%，对企业基本情况和招聘流程缺乏了解的人数最少，有 15 人，占人口总数的 5.6%。

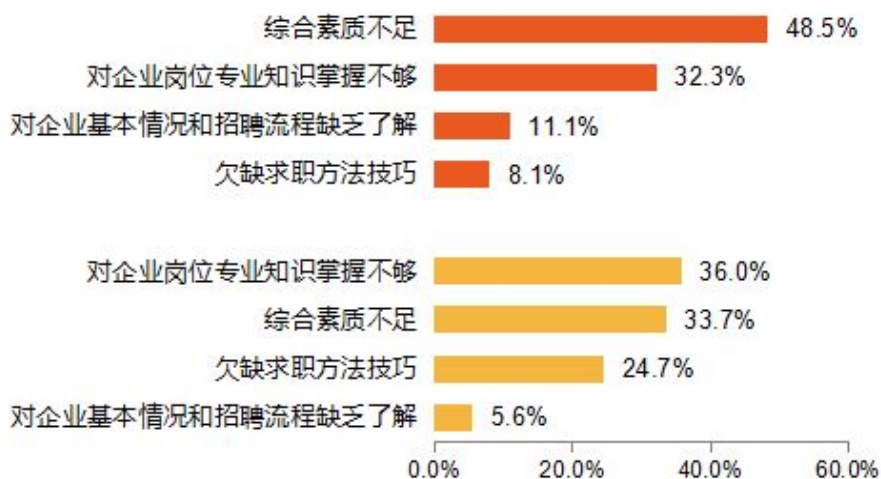


图 23 不同性别大学生就业所面临的主要问题评价

3.2.3 不同年级大学生对就业能力侧重不同

调查结果显示，大一、大二、硕士认为综合素质不足成主要问题，分别占人口总数的 46.3%、35.7%、45.9%，大三、大四的学生认为对专业岗位知识掌握不够成主要问题，分别占人口总数的 37.5%、42.9%。

表 3 不同性别大学生就业所面临的主要问题评价

	大一	大二	大三	大四	硕士
对企业岗位专业知识掌握不够	36	42	45	36	33
综合素质不足	57	45	45	36	51
欠缺求职方法技巧	12	27	24	6	21
对企业基本情况和招聘流程缺乏了解	18	12	6	6	6
对企业岗位专业知识掌握不够	36	42	45	36	33

3.2.4 农村综合素质要求比例较高，城镇对专业岗位知识要求更多

调查结果显示，城镇户籍的大学生认为综合素质不足成主要问题，达 132 人，占人口总数的 38.6%，农村户籍的大学生同样认为综合素质是就业过程中所面临的主要问题，达 102 人，占人口总数的 45.9%，相比于城镇户籍高出 7.3%。

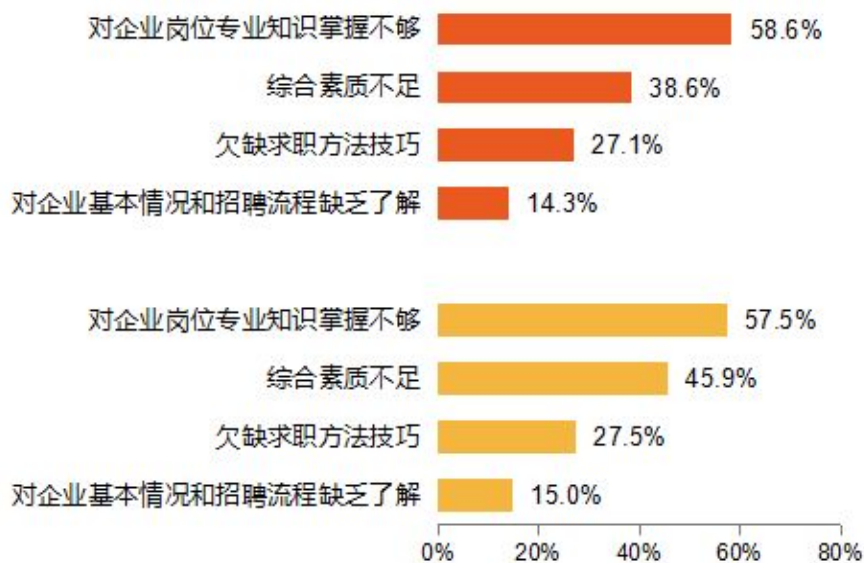


图 24 不同户籍大学生就业所面临的主要问题评价

注：由于本题为多选题，因此各选项比例相加会超过 100%。

3.2.5 校学生会、社团、班级干部更希望取得企业岗位知识

调查结果显示，校学生会干部、社团领袖、班级干部更希望获得企业岗位的专业知识，分别占人口总量的 37.5%，58.3%，40.6%。院学生会干部、其他则更希望取得综合素质方面的补充，占人口总量的 46.7%和 55.8%。

表 4 不同“干部”经历大学生对自身求职能力评价

	校学生会	院学生会	社团领袖	班级干部	其他
对企业岗位专业知识掌握不够	27	45	21	78	21
综合素质不足	18	63	12	69	72
欠缺求职方法技巧	18	15	3	27	27
对企业基本情况和招聘流程缺乏了解	9	12	0	18	9
对企业岗位专业知识掌握不够	27	45	21	78	21

3.2.6 恋爱中对企业岗位知识需求更大，单身侧重综合素质提升

调查结果显示，有男女朋友的大学生更倾向于对企业岗位专业知识的掌握，达 87 人，占人口总量的 39.7%，没有男女朋友的大学生则更希望获得综合素质的提升，达 156 人，占人口总量的 45.2%。

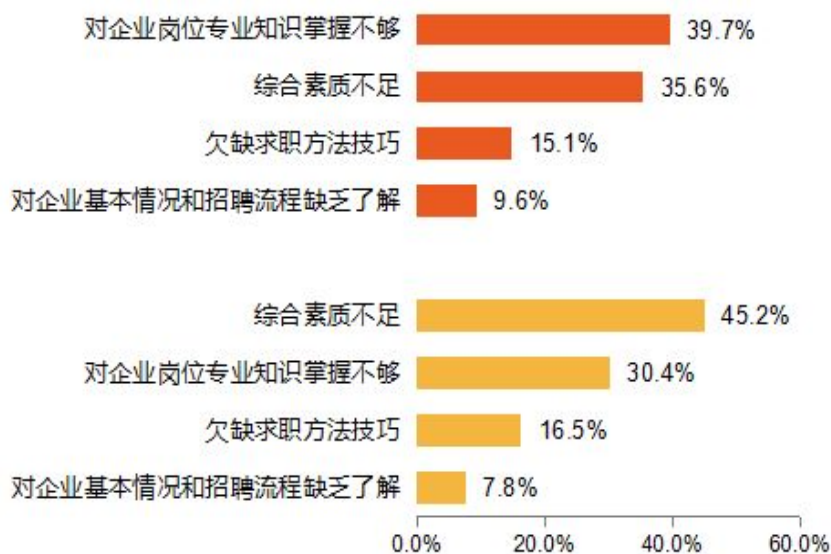


图 25 不同恋爱情况大学生对自身求职能力评价

3.3 校园招聘会是大学生就业的主要途径

3.3.1 校园招聘成主流，寄发自荐材料就业的大学生最少

调查结果显示，大学生主要还是通过校园招聘会选择就业，占 62.77%，通过实习创造就业机会也是重要因素，达 47.34%，寄发自荐材料就业的大学生较少，只占 13.30%。

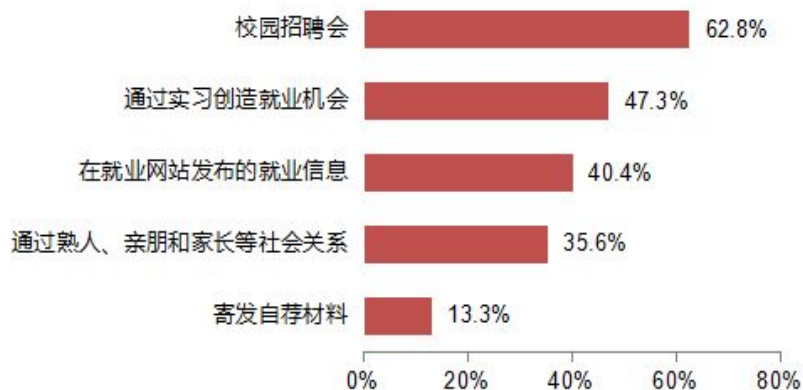


图 26 大学生就业渠道的主要渠道分布

注：由于本题为多选题，因此各选项比例相加会超过 100%。

3.3.2 男大学生通过关系就业，女大学生发布就业信息较多

调查结果显示，不同性别的大学生获取就业的方式不同。男大学生通过校园招聘会选择就业的人数最多，达 27.75%，其次是通过实习创造就业机会和通过熟人、亲朋和家人等社会关系，分别占 18.94%和 18.94%；女大学生通过校园招聘会选择就业的人数

最多, 达 27.23%, 通过实习创造就业机会和在就业网站发布就业信息也是主要途径之一, 分别占 22.77%和 20.79%。

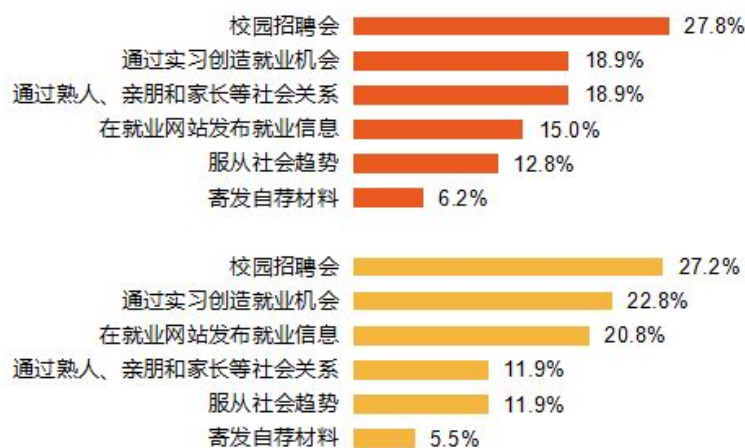


图 27 不同性别大学生就业渠道的主要渠道分布

注: 由于本题为多选题, 因此各选项比例相加会超过 100%。

3.3.3 城镇户籍通过关系就业较多, 农村户籍发布就业信息就业较多

调查结果显示, 不同户籍的大学生获取就业的方式不同。城镇户籍的大学生主要通过校园招聘, 占人口总量的 25.1%, 通过实习创造就业机会和通过熟人、亲朋和家人等社会关系也是主要途径之一, 分别占 20.08%和 19.31%。农村户籍的大学生通过校园招聘获取就业的人数达 31.36%, 通过实习创造就业机会和在就业网站发布就业信息也是获取就业的主要方式, 分别占比 21.89%和 18.93%。

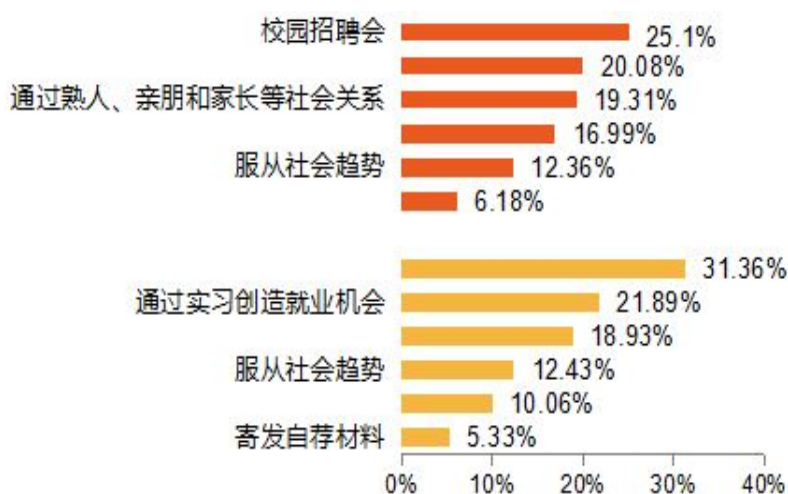


图 28 不同户籍大学生就业渠道的主要渠道分布

3.4 个人素质最重要，不同类型大学生看法不一

3.4.1 就业过程个人素质最重要，学习成绩、大赛经历比例靠后

调查结果显示，个人素质是大学生就业过程中最重要的因素，达 76.6%，学历和实习经历也是就业过程中较为重要的因素之一，分别占比 60.64%和 52.13%。相比之下，大赛经历和学习成绩在就业过程中的比重最低，只占人口总数的 6.91%和 17.55%。

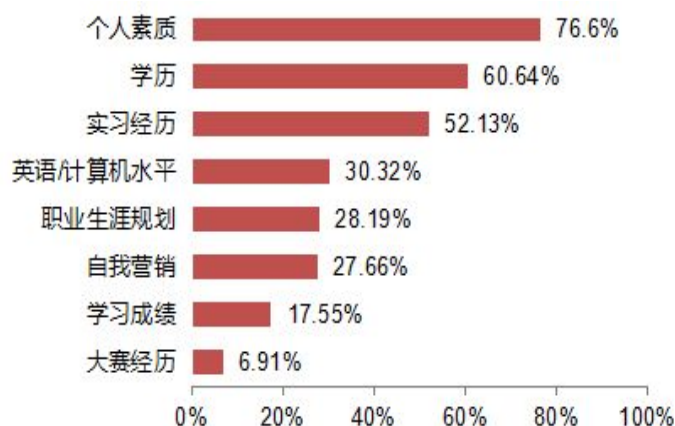


图 29 大学生对就业的能力的评价

注：由于本题为多选题，因此各选项比例相加会超过 100%。

3.4.2 没有就业目标大学生学历更重要，有就业目标实习经历更重要

调查结果显示，不同就业目标的大学生对就业影响因素的评价不同。有明确就业目标的大学生认为个人素质和实习经历较为重要，分别占比 26.88%和 19.35%；没有明确就业目标的大学生认为个人素质和学历更重要，分别占比 27.78%和 16.67%；不确定就业目标的大学生认为个人素质和学历更为重要，分别占比 24.56%和 21.35%。

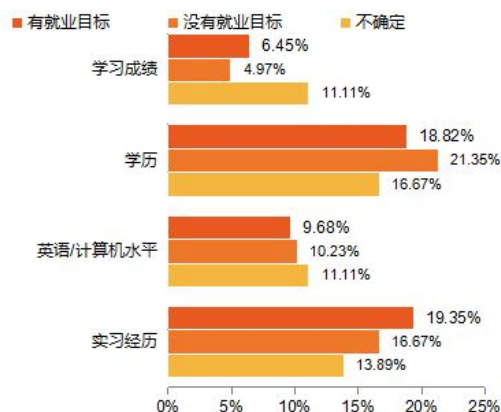


图 30 是否有就业目标大学生对就业的能力的评价

3.5 提供社会实践、实习是大学生最希望获取的帮助

3.5.1 提供社会实践、实习是大学生最希望获取的帮助

调查结果显示,大学生在就业过程中最希望学校多提供社会实践、实习机会的人数最多,达86.7%,多提供就业信息和多组织校内人才招聘会也较为重要,分别占比76.06%和68.62%。

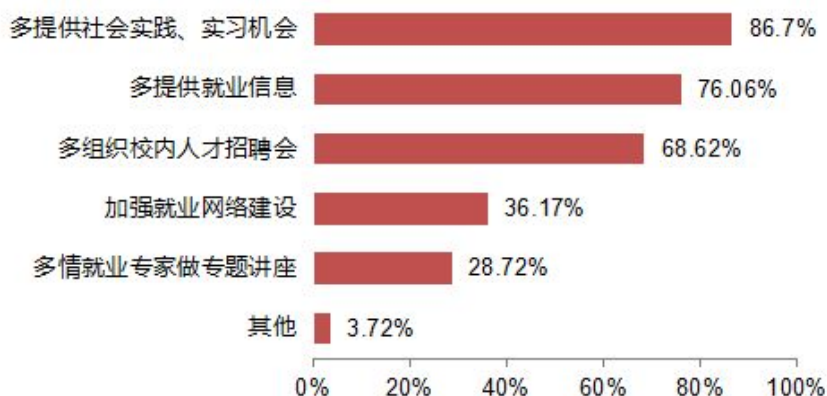


图 31 大学生对学校有关求职援助的建议分布

注:由于本题为多选题,因此各选项比例相加会超过100%。

3.6 面试技巧最重要,不同类型大学生渴望获得的帮助不同

3.6.1 面试技巧最重要,应聘礼仪比例靠后

调查结果显示,大学生在就业过程中,最希望取得面试技巧上的帮助,占71.81%,就业信息的获取和利用也是大学生就业过程中希望获得的帮助之一,占67.02%,应聘礼仪的要求最低,只占27.66%。

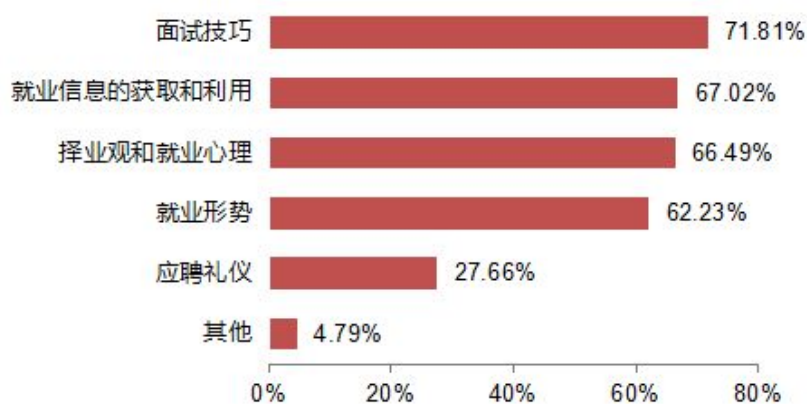


图 32 大学生对希望学校提供的帮助分布

注:由于本题为多选题,因此各选项比例相加会超过100%。

3.6.2 男大学生注重就业形势，女大学生渴望就业信息的获取和利用

调查结果显示，不同性别的大学生在就业过程中希望获得的帮助不同。男大学生最希望获得面试技巧和择业观和就业心理上的帮助，均占人口总量的22.9%；女大学生则更希望获得面试技巧和就业信息的获取和利用，分别占比25.09%和23.60%。

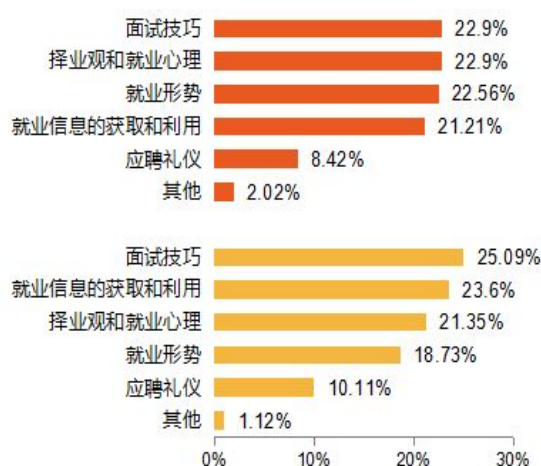


图 33 不同性别大学生对希望学校提供的帮助分布

3.6.3 城镇户籍注重面试技巧，农村户籍在意择业观和就业心理

调查结果显示，不同户籍的大学生在就业过程中希望获得的帮助不同。城镇户籍的大学生更希望取得面试技巧和就业信息的获取和利用，分别占比25.15%和22.22%；农村户籍的大学生更希望取得就业形势、就业信息的获取和利用和择业观和就业心理的帮助，分别占比24.32%、22.52%和22.52%。

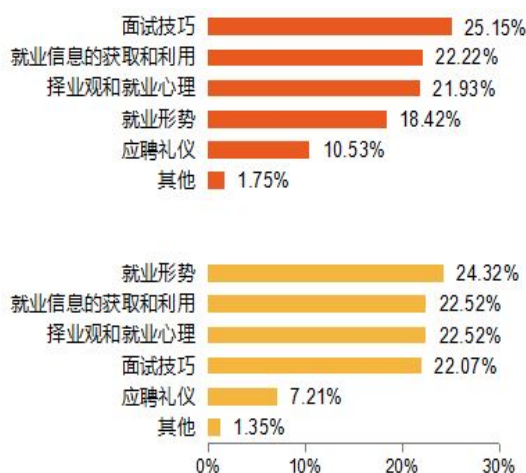


图 34 不同户籍大学生对希望学校提供的帮助分布

4.结论

在本文调查问卷中,有41%的大学生认为自己的综合能力不足,希望学校能够为大学生提供相关的指导与教育。在学习制度方面,除了保障学生的学习能力,还应多考虑学生的毕业去向问题,结合不同学生的不同去向,给予学生充分的就业、考研、创业和出国等方面的保障。对学生学习态度问题,需要对不同性别、年级及不同经历的学生,采取不同严格程度的保障措施。而且不仅要考虑惩罚措施,还要考虑到激励措施的改善提升。此外,高校通过实践教学环节可以有利的将高校发展与地方经济建设结合起来,通过多种突进积极培育校外实习基地,促进大学生实践(实习)教学活动的有序开展。