数学模型在经济学的应用及研究

杨东方 黄新民 编著

6

The Application and Research of Mathematical Model in Economics

海洋出版社

陕西国际商贸学院学术著作出版基金资助出版

数学模型在经济学的应用及研究(6)

The Application and Research of Mathematical Model in Economics (6)

杨东方　黄新民　编著

中国科学技术大学 图书馆藏

海洋出版社

2018年 · 北京

内 容 提 要

通过阐述数学模型在经济学的应用和研究，定量化地展示经济系统中各种影响经济的指标因子和经济因子的变化过程，揭示了经济系统的规律和机制以及其稳定性、连续性的变化，使经济数学模型在经济系统中发挥了巨大作用。在科学技术迅猛发展的今天，通过该书的学习，可以帮助读者了解经济数学模型的应用、发展和研究的过程；分析不同领域、不同学科的各种各样经济数学模型；探索采取何种数学模型应用于何种经济领域的研究；掌握建立数学模型的方法和技巧。此外，该书还有助于加深对经济系统的量化理解，培养定量化研究经济系统的思维。

本书主要内容为：介绍各种各样的数学模型在经济学不同领域的应用，如在均衡理论、效用论、生产理论、市场理论、分配理论、微观经济政策、国民收入核算、国民收入决定、失业与通货膨胀、开放经济理论、经济周期、经济增长理论和宏观经济政策等领域以及金融变化、商务变化和经济变化等领域的应用。详细阐述了数学模型建立的背景、数学模型的组成和结构以及其数学模型应用的意义。

本书适合经济学、气象经济学、地质经济学、海洋经济学、环境经济学、生物经济学、生态经济学、陆地生态经济学、海洋生态经济学和海湾生态经济学等有关领域的科学工作者和相关学科的专家参阅，也适合高等院校师生作为教学的教材和科研的参考。

图书在版编目(CIP)数据

数学模型在经济学的应用及研究．6/杨东方，黄新民编著．—北京：海洋出版社，2017.5

ISBN 978-7-5027-9910-6

Ⅰ.①数… Ⅱ.①杨… ②黄… Ⅲ.①经济数学-数学模型-研究 Ⅳ.①F224.0

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2017)第 208405 号

责任编辑：鹿 源

责任印制：赵麟苏

海洋出版社 出版发行

http://www.oceanpress.com.cn

北京市海淀区大慧寺路 8 号 邮编：100081

北京画中画印刷有限公司印刷 新华书店北京发行所经销

2018 年 5 月第 1 版 2018 年 5 月第 1 次印刷

开本：787 mm×1092 mm 1/16 印张：20

字数：460 千字 定价：60.00 元

发行部：62132549 邮购部：68038093 总编室：62114335

海洋版图书印、装错误可随时退换

《数学模型在经济学的应用及研究(6)》编委会

主　编　杨东方　黄新民

副主编　宋希阳　赵登攀　李海霞　陈　豫　冯　明

编　委　(按姓氏笔画为序)

王　琦　王志康　韦林珍　朱四喜　邓　婕

冯志纲　苏春花　杨丹枫　张　惠　张龙磊

张　媛　陈　梅　林梦晓　黄　宏　曾　航

要想了解动态的经济系统的基本过程和动力学机制，尽可从建立数学模型为出发点，以数学为工具，以经济为基础，以政策、信息、事件为辅助，对经济现象、经济市场、经济过程进行探讨。

经济数学模型体现了在定性描述与定量处理之间的关系，使研究展现了许多妙不可言的启示，使研究进入更深的层次，开创了新的领域。

杨东方

2015 年 4 月 19 日

数学是结果量化的工具

数学是思维方法的应用

数学是研究创新的钥匙

数学是科学发展的基础

杨东方

经济是人类生存的保障

经济是社会演替的特征

经济是地球发展的动力

杨东方

前　言

细大尽力，莫敢怠荒，远迩辟隐，专务肃庄，端直敦忠，事业有常。

——《史记·秦始皇本纪》

数学模型研究可以分为两大方面：定性的和定量的，要定性地研究，提出的问题是“发生了什么或者发生了没有”，要定量地研究，提出的问题是“发生了多少或者它如何发生的”。前者是对问题的动态周期、特征和趋势进行定性的描述，而后者是对问题的机制、原理、起因进行定量化的解释。然而，经济学中有许多实际调查问题与建立模型并不是直接有关的。于是，通过分析、比较、计算和应用各种数学方法，建立反映实际的且具有意义的仿真模型。

经济数学模型的特点为：(1)综合考虑各种经济因子的影响。(2) 定量化描述经济过程，阐明经济机制和规律。(3) 能够动态地模拟和预测经济发展状况。

经济数学模型的功能为：(1) 建造模型的尝试常有助于精确判定所缺乏的知识和数据，对经济和相关经济因子有进一步定量了解。(2)模型的建立过程能产生新的想法和实验方法，并缩减实验的数量，对选择假设有所取舍，完善实验设计。(3)与传统的方法相比，模型常能更好地使用越来越精确的数据，将经济的不同方面所取得材料集中在一起，得出统一的概念。

模型研究要特别注意：(1) 模型的适用范围：时间尺度、空间距离、区域大小、参数范围。例如，不能用每月的个别发生的经济现象来检测 1 年跨度的调查数据所做的模型。又如用突发事件的经济模型来解释经常发生的一般经济现象。因此，模型的适用范围一定要清楚。(2) 模型的形式是非常重要的，它揭示内在的性质、本质的规律，来解释经济现象的机制、经济环境的内在联系。因此，重要的是要研究模型的形式，而不是参数，参数是说明尺度、大小、范围而已。(3) 模型的可靠性，由于模型的参数一般是从实测数据得到的，它的可靠性非常重要，这要通过统计学来检测。只有可靠性得到保证，才能用模型说明实际的经济问题。(4) 解决经济问题时，所提出的观点，不仅从数学模型要支持这一观点，还要从经济现象、经济市场等各方面的事实来支持这一观点。

本书以经济数学模型的应用和发展为研究主题,介绍数学模型在经济学不同领域的应用,如在均衡理论、效用论、生产理论、市场理论、分配理论、微观经济政策、国民收入核算、国民收入决定、失业与通货膨胀、开放经济理论、经济周期、经济增长理论和宏观经济政策等领域以及金融变化、商务变化和经济变化等领域的应用。详细阐述了数学模型建立的背景、数学模型的组成和结构以及其数学模型应用的意义。应认真掌握经济数学模型的特点和功能以及注意事项。经济数学模型展示了经济系统的演化过程和预测了自然资源可持续利用。通过本书的学习和研究,促进自然资源、环境和生态的开发与保护,推进经济的健康发展。

本书获得陕西国际商贸学院学术著作出版基金、贵州民族大学博点建设文库、“贵州喀斯特湿地资源及特征研究”(TZJF-2011 年-44 号)项目、“喀斯特湿地生态监测研究重点实验室”(黔教合 KY 字[2012]003 号)项目、西京学院学术著作出版基金、贵州民族大学引进人才科研项目([2014]02)、土地利用和气候变化对乌江径流的影响研究(黔教合 KY 字[2014]266 号)、威宁草海浮游植物功能群与环境因子关系(黔科合 LH 字[2014]7376 号)、“铬胁迫下人工湿地植物多样性对生态系统功能的影响机制研究”(国家自然科学基金项目 31560107)以及国家海洋局北海环境监测中心主任科研基金——长江口、胶州湾、浮山湾及其附近海域的生态变化过程(05EMC16)的共同资助下完成。

此书得以完成应该感谢北海环境监测中心主任姜锡仁研究员、上海海洋大学副校长李家乐教授、贵州民族大学校长陶文亮教授、陕西国际商贸学院校长王兴林教授和西京学院校长任芳教授;还要感谢刘瑞玉院士、冯士筰院士、胡敦欣院士、唐启升院士、汪品先院士、丁德文院士和张经院士。诸位专家和领导给予的大力支持,提供的良好的研究环境,成为我们科研事业发展的动力引擎。在此书付梓之际,我们诚挚感谢给予许多热心指点和有益传授的其他老师和同仁。

本书内容新颖丰富,层次分明,由浅入深,结构清晰,布局合理,语言简练,实用性和指导性强。由于作者水平有限,书中难免有疏漏之处,望广大读者批评指正。

沧海桑田,日月穿梭。抬眼望,千里尽收,祖国在心间。

杨东方　黄新民

2016 年 8 月 7 日

目　　次

农村金融发展的农民增收模型 …… (1)
合作社产品的品牌建设模型 …… (7)
投资者的保护制度模型 …… (15)
国家财政的政策效果模型 …… (19)
农产品的物流评价模型 …… (27)
宏观经济的股票市场模型 …… (30)
货币政策的区域效应模型 …… (37)
消费物价指数的预测模型 …… (41)
董事会结构的公司绩效模型 …… (46)
工业经济的增速预测模型 …… (51)
国际短期资本的流动模型 …… (54)
企业家创新力的评价模型 …… (57)
医院市场的整体效率模型 …… (62)
金融危机的预测模型 …… (68)
粮食补贴的评价模型 …… (73)
知识协同的自组织模型 …… (76)
企业所得税的预测模型 …… (80)
薪酬差距的盈余管理模型 …… (89)
石油生产量的预测模型 …… (95)
住房均衡的价格模型 …… (104)
地方政府的土地财政模型 …… (108)
产业结构的测度模型 …… (112)
国际化货币的份额模型 …… (118)
经济资本的风险管理模型 …… (121)
技术创新的金融发展模型 …… (125)
劳动收入的波动模型 …… (129)
金融中介的博弈模型 …… (134)
生产和消费的均衡模型 …… (137)

三次产业结构的发展模型 …… (142)
各国汇率的稳定性模型 …… (147)
转型期的劳动力回流模型 …… (154)
城乡收入的差距模型 …… (159)
财政支出的空间模型 …… (165)
企业节能的博弈模型 …… (167)
资产管理的评价模型 …… (174)
生态环境的经济增长模型 …… (180)
股票价格的混合预测模型 …… (187)
产融协调发展的评价模型 …… (196)
银行资本结构的调整模型 …… (200)
农田水利的供给模型 …… (205)
新股申购的投资收益模型 …… (213)
民营化的经济模型 …… (224)
生活保障的目标瞄准模型 …… (230)
经济增长的驱动模型 …… (235)
农村居民的消费行为模型 …… (241)
新农合的医保模型 …… (244)
中国和东盟的贸易引力模型 …… (250)
出口产品的市场份额模型 …… (256)
能源消费的经济增长模型 …… (263)
非财务信息披露的评价模型 …… (268)
财政分权的经济开放模型 …… (274)
高技术产业的金融支持模型 …… (278)
薪酬的估计模型 …… (283)
药物政策的医疗费用模型 …… (291)
石油投资的环境评价模型 …… (297)
公司信用的风险模型 …… (303)

农村金融发展的农民增收模型

1 背景

增加农民人均纯收入，提升农民的消费水平和消除绝对贫困是农村改革发展的基本目标之一，是实现我国经济发展模式顺利转型的关键所在。针对农村金融发展对农民增收的影响与冲击的研究，了解农村经济增长率与农村劳动力、财政支农力度和农村金融机构的信贷比率等关系十分重要。许崇正和高希武[1]证实信贷投资对农民纯收入没有显著的影响；杨雯[2]认为中国农村金融发展与农民增收之间存在双向因果关系；杜婕和霍焰[3]以中国1978—2010年的统计数据为基础，研究农村金融发展水平及结构变迁对农民纯收入的影响。

2 公式

统筹考虑政府资金支持与金融机构业务活动对农民纯收入的影响，从农业生产性收入、工资性收入和财产性收入角度确定影响农民纯收入的自变量，引入计量模型。

家庭经营性收入是农民纯收入的首要来源，近年外出打工增多使得工资性收入成为农民纯收入的第二主要来源，农村金融环境则通过影响农户的外部融资作用于农民纯收入。因此，设计如下函数：

$$FNI = f(AY, ASL, ASR, FAR, ACR) \tag{1}$$

式中，FNI 是农户家庭人均纯收入，AY 代表农业发展水平，ASL 代表农村外出务工人员数量，ASR 代表农村居民储蓄率，FAR 表示财政支农比率，ACR 是农村信贷比率。考虑到农民收入具有动态连续性特征，上期的收入对当前收入会产生影响，引入收入的滞后变量更符合理论与现实，在此设定了如下的半对数型的向量自回归模型予以实证分析：

$$\ln FNI_t = B_0 + \sum_{i=1}^{n} B_1 \ln AY + \sum_{i=1}^{n} B_2 ASL_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} B_3 ACR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} B_4 ASR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} B_5 FAR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} B_6 \ln FNI_{t-i} + U_t \tag{2}$$

选择“农村居民家庭平均每人纯收入”代表农民收入水平；以“第一产业GDP”的数据代表农业总产出。取“乡村人口数”与“第一产业就业人口数”之差代表有农村户口但未从事农业生产的总人口数。鉴于外出打工人员年龄跨度(18~55岁)接近中国人平均寿命76岁的一半，将农村未从事农业生产人口数的一半代表外出务工人数。再用外出务工人数除

以农村人口总数,反映外出务工人员的比例,并间接反映农民工资性收入的比例;*ASR* 为"农户储蓄"与"第一产业 GDP"之比,*ACR* 为"农业贷款"与"第一产业 GDP"之比。财政支农力度用财政支农的比率(*FAR*) 来代表,表示"国家财政用于农业的支出"与"第一产业 GDP"之比。

用协整分析判断中国农村金融发展水平对农民收入的长期影响,将采用脉冲响应函数和方差分解农村金融发展水平变动对农民收入的冲击。只有同阶单整的变量才能进行协整,因此将在单位根检验的基础上,运用 E-G 两步法检验变量间的协整关系。

(1)单位根检验

以 Schwarz 评价标准(SC) 确定最优滞后期数,运用 Eviews6.0,得到相关变量 ADF 检验的结果,如表 1 所示。

表 1　变量单位根检验结果

变量	检验形式 (*C*,*T*,*P*)	ADF 统计量	临界值 (5%显著水平)	平稳性
ln*FNI*	(*C*,*T*,1)	-2.890 744	5%(-3.562 88)	不平稳
D(ln*FNI*)	(*C*,0,2)	-3.440 29	5%(-2.967 77)	平稳
ln*AY*	(*C*,*T*,1)	-1.811 45	5%(-3.562 88)	不平稳
D(ln*AY*)	(*C*,0,0)	-3.832 74	5%(-3.661 66)	平稳
ASL	(*C*,0,1)	-2.229 11	5%(-2.960 41)	不平稳
D(*ASL*)	(*C*,0,0)	-3.771 84	1%(-3.661 66)	平稳
ACR	(*C*,0,0)	-2.085 03	5%(-2.957 11)	不平稳
D(*ACR*)	(*C*,0,0)	-6.231 57	1%(-3.661 66)	平稳
ASR	(*C*,*T*,0)	-1.259 05	5%(-3.557 76)	不平稳
D(*ASR*)	(*C*,0,0)	-6.051 04	1%(-3.661 66)	平稳
FAR	(0,0,0)	-0.665 297	5%(-1.951 687)	不平稳
D(*FAR*)	(0,0,0)	-3.910 692	1%(-2.641 672)	平稳

注:第二列括号中的三个字符是进行单位根检验中的常数项、时间趋势项以及滞后阶数,*C* 表示有常数项,第一项为 0 表示不含常数项,第二项为 0 表示不含时间趋势项。

单位根检验结果表明,在 5% 显著水平下所有变量的水平值都是非平稳的,而所有变量的一阶差分则是平稳的。因此,这些变量都是 *I*(1) 过程,可以进行协整检验。

(2)E-G 两步法的协整检验

在单位根检验基础上,对计量模型进行 E-G 两步法的协整检验,得到如下结果:

$$\ln FNI_t = \underset{(14.2478)}{0.5395}\ln AY_t + \underset{(3.1214)}{1.3619}ASL_t + \underset{(7.8066)}{0.3755}\ln FNI_{t-1} + \underset{(3.9072)}{0.3278}ASR_t - \underset{(-3.5578)}{1.0665}FAR_t - \underset{(-2.3276)}{0.0715}ACR_t \tag{3}$$

计量结果表明,调整后的 R^2 为 0.9996,F 统计量为 1.3075,括号内的 t 值均大于 2。Q 统计量和 LM 统计量检验也进一步证明模型无序列自相关。对方程的残差序列进行无常数项、无时间趋势项及滞后阶数为 0 的 ADF 检验,得 *ADF* 值为-4.9446,证实即使在 1%显著水平下,残差序列也不存在单位根,是平稳序列。从而证明协整关系存在。

协整方程的结果表明,当期农民人均纯收入与当期农业发展水平、农民外出务工、农村金融发展水平、财政支农力度及前期农民人均纯收入存在长期均衡关系。

从图 1 中可以看出,在 1995 年之前,财政支农比率在单边下降。1978 年财政用于农业的支出占农业产出的比率为 14.7%,占财政总支出的比率为 13.4%,然而 1995 年这两个比率仅分别为 6.3%和 4.7%。

从图 2 中可以清楚地看到,在样本期内的绝大多数时段,农村金融机构信贷比率大大低于农村居民储蓄率。这说明农村金融机构在农村吸收大量存款但却转移至城市发放贷款以及农业贷款萎缩的现实。当期农村居民储蓄率与前一期农民人均纯收入对当期农民纯收入的显著影响则从正面进一步证实了农村金融发展中的"门槛效应"[4]。从财富水平的门槛看,农村金融市场不发达,使得农民因没有支付能力而不能享受到金融服务[5]。

图 1　财政支农比率变化曲线

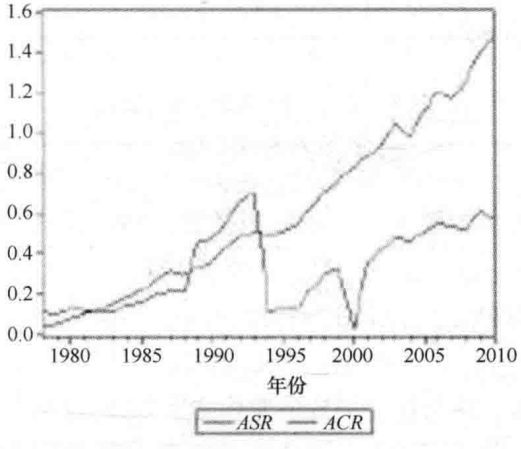


图 2　农村居民储蓄率及农村信贷率的总趋势

(3)脉冲响应函数及方差分解分析

基于 VECM 模型进行的脉冲响应与方差分解可以进一步明确相关变量对农民纯收入的影响。为防止 VECM 模型因变量顺序变化给脉冲响应函数带来的敏感性,在此主要根据农民收入构成的比重及协整分析中相关变量的显著程度排序,基于 ln*FNI* 对 ln*AY*、*ASL*、*ASR*、*FAR* 和 *ACR* 的 VECM 模型获得如下脉冲响应与方差分解结果。

从图 3 至图 8 可以发现:①当在本期给农业产出一个正冲击后,在前两期对农民纯收

入的正面影响不大,甚至在滞后 3 期出现负面影响,但很快在第 4 期后产生持续性的积极效应并在第 8 期达到顶峰。②农民外出务工比例的正向冲击短期会促进农民人均纯收入增长,并且影响非常显著,然而在滞后 8 期正面影响会转变为负面影响。③农民纯收入的正向自冲击在期初就有显著的促进增收的作用,在滞后 4 期达到高峰后,以后仍保持长期的积极的影响。④农村居民储蓄比率对农民增收的冲击类似于农村剩余劳动力的影响,在初期正向冲击有着显著的积极作用并在滞后 5 期达到高点,然而在第 9 期正向影响转变为负面影响。⑤财政支农比率和农村金融机构信贷比率的正向冲击对农民纯收入都会产生负面效应,且负面影响随着时间推移而扩大,相比较而言短期内农村金融机构信贷比率冲击产生的负面效应更大些。

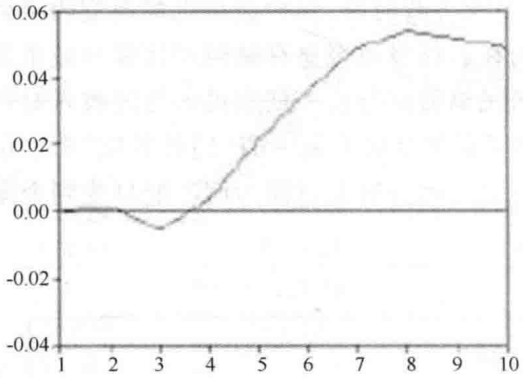


图 3　农业产出冲击引起的农民纯收入的响应函数

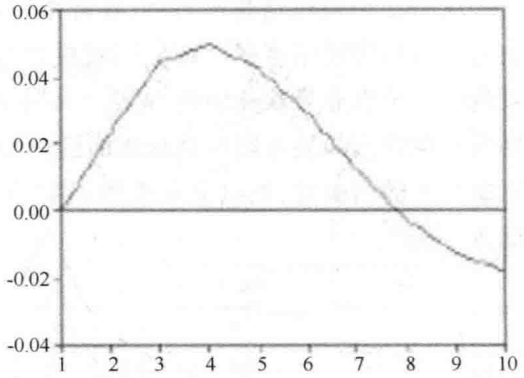


图 4　农民外出务工比率冲击引起的农民纯收入的响应函数

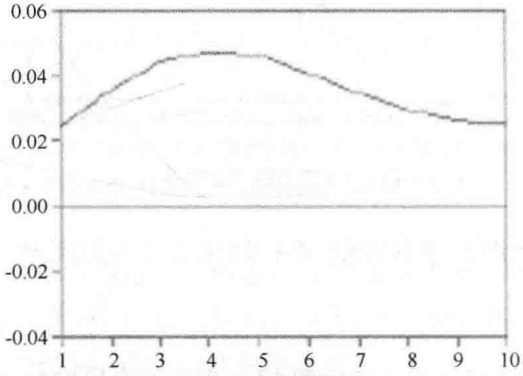


图 5　农民纯收入自冲击的响应函数

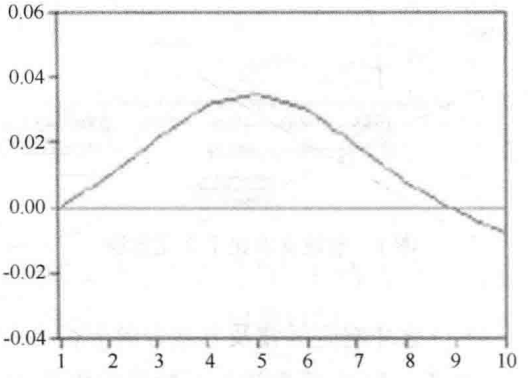


图 6　农村居民储蓄率冲击引起的农民纯收入的响应函数

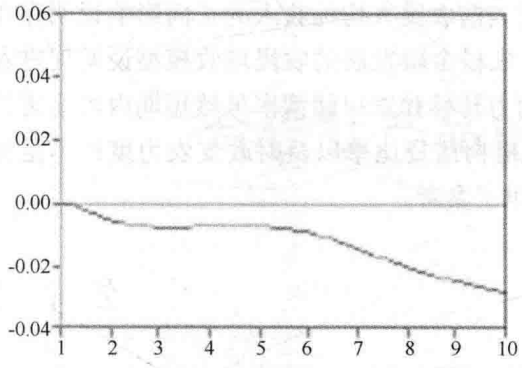


图 7　财政支农比率冲击引起的农民纯收入的响应函数

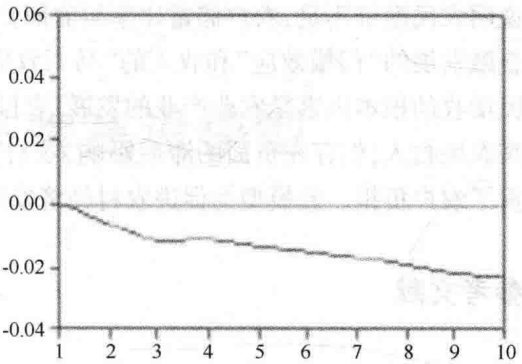


图 8　农村金融机构信贷比率冲击引起的农民纯收入的响应函数

表 2　农民人均纯收入的方差分解结果

时期	ln*AY*	*ASL*	ln*FNI*	*ASR*	*FAR*	*ACR*
1	56.946 56	1.345 212	41.708 23	0	0	0
3	27.692 29	25.222 84	35.432 24	7.596 126	1.394 1	2.662 407
4	26.396 74	28.490 13	29.600 45	11.786 74	1.226 61	2.501 326
5	30.811 42	27.875 12	22.988 27	14.453 11	1.137 9	2.734 195
7	42.588 36	22.041 23	15.811 31	14.089 41	1.831 283	3.638 4
10	49.180 27	15.402 05	14.283 82	9.717 236	5.665 031	5.751 596

从方差分解可以得出：农村经济增长对农民人均纯收入预测误差方差的解释程度最高，其贡献率呈凹形，期初的贡献率最高达 57%，在滞后 4 期达到最低点后又逐渐递增；农户纯收入对自身预测误差方差的解释程度位居第二，但逐渐递减；农村剩余劳动力比率对农民纯收入的贡献率先增后减，在第 4 期达到最高值后逐渐递减至 15% ；在滞后 1 期，农民融资水平对农民纯收入的贡献均为 0，随着时间推移，财政支农力度和农村金融机构信贷比率的贡献率呈现单调递增的态势，在第 10 期均达到最大值 6%，而农村居民储蓄率的贡献率先增后减，在滞后 6 期达到最高值 15% 后逐渐递减。

3　意义

研究农村金融发展水平及结构变迁对农民纯收入的影响，建立了农村金融发展的农民增收模型。通过该模型的计算表明：从长期均衡关系看，农村经济增长率与农村劳动力转移通过影响农户家庭经营收入与工资收入促进了农民增收。财政支农力度的不足及其内部结构的不合理使其未能促进农民增收，农村金融机构的信贷比率对农民收入呈反向影响

说明农民融资不足,农户储蓄比率与前期收入对当前农民人均纯收入的正向影响说明存在金融发展的“门槛效应”和收入的“马太效应”。农村金融发展的农民增收模型说明促进农民增收的根本因素是农业产业的发展,农村劳动力转移和农户储蓄率虽然短期内可显著提高农民收入,但存在负面的滞后影响,农村金融机构信贷比率以及财政支农力度的不足加重了农户负担。此模型为促进农村经济发展提供了参考。

参考文献

[1] 许崇正, 高希武. 农村金融对增加农民纯收入支持状况的实证分析[J]. 金融研究, 2005, (9): 173-184.

[2] 杨雯. 中国农村金融发展与农民收入增长因果关系研究[J]. 财会研究, 2007, (11): 73-75.

[3] 杜婕, 霍焰. 农村金融发展对农民增收的影响与冲击[J]. 经济问题, 2013,(3): 97-102.

[4] 夏斌. 近期金融热点问题和银监会成立的利与弊[N]. 中国经济时报, 2003-01-22.

[5] Greenwood, Jovanovic. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income[J]. Journal of Political Economy, 1990, (5): 1076-1107.

合作社产品的品牌建设模型

1 背景

农民专业合作社(以下简称合作社) 产品品牌建设是在市场经济条件下,合作社通过全方位整合经济与文化等资源,以提供优质产品为载体,以强化差异和特色为重点,制定相应的产品品牌建设规划并逐步实施,以确立社会对自身产品品牌的认知和肯定,从而寻求竞争优势的经营战略。孔祥智等[1]认为品牌意识、品牌管理机制、品牌整合力度、品牌科技含量以及农产品安全质量标准体系、检测体系和认证体系等是影响合作社品牌建设的关键因素。娄锋[2]利用全国部分省、市 329 家农民专业合作社的问卷调查数据,运用二元 Logistic 回归模型,对合作社产品品牌建设及其影响因素进行实证分析。

2 公式

根据合作社品牌建设的定义,在此依据以下三个标准来甄别合作社是否进行了品牌建设:一为是否已经注册了产品商标;二为有无品牌建设规划;三为是否按规划开展了工作。实践中有部分合作社为获得政策扶持或奖励,或者是出于当地政府的要求,对产品进行了商标注册,甚至获得了有机食品、绿色食品的质量认证,但没有品牌建设实施规划,将视该合作社没有进行品牌建设,即上述三个标准缺一不可,运用二元 Logistic 回归模型。

利用应用成本—收益分析法,可以设定合作社品牌建设行为决策的数学表达式为:

$$D(r) = P\{(E - C) > R\}$$

式中,$D(r)$ 为合作社进行品牌建设的决策函数,E 为合作社品牌建设后的预期收益,C 为合作社进行品牌建设的成本,R 为合作社不进行品牌建设、维持当前生产经营模式的净收益。

用 $r = E - C - R$ 表示比较净收益,则表明:只有进行品牌建设的预期净收益(E-C) 大于不进行品牌建设的净收益 R,即比较净收益 r 大于零,合作社才会选择进行品牌建设,并且 r 越大,合作社进行品牌建设的可能性就越大。可见,合作社的预期收益 E、品牌建设成本 C 及当前净收益 R 是影响合作社做出是否进行品牌建设决策行为的关键因素。

合作社的预期收益、品牌建设成本及当前净收益主要受合作社自身的内在因素 X(假设有 n 个因素)、其所处的外部环境因素 Y(假设有 m 个因素) 及政府关键部门的态度(收益) G(假设有 k 个关键部门) 的影响。综上分析,我们将比较净收益 r 的数学表达式设为:

$$r = E - C - R = F[X, Y, G(X, Y)]$$
$$= F[x_1, x_2, \cdots, x_n; y_1, y_2, \cdots, y_m, G(x_1, x_2, \cdots, x_n; y_1, y_2, \cdots, y_m)]$$

式中，$G(X,Y) = G(x_1, x_2, \cdots, x_n; y_1, y_2, \cdots, y_m) = \sum_{l=1}^{k} g_l(X,Y)$，表示合作社在当地政府管辖地域对其内外部各因素的利用或称为对各种要素的投入，给政府关键部门带来的总收益（利益、声誉等）；$\sum_{l=1}^{k} g_l(X,Y)$ 表示 k 个政府关键部门收益之和。而合作社的决策就是要使比较净收益 r 最大，以实现进行品牌建设的最大化收益，即有：

$$\text{Max } r = F(X, Y, G)$$
$$s.t.\ g_l(X,Y) \geqslant 0 \quad (l = 1, 2, \cdots, k)$$

式中，$g_l(X,Y) \geqslant 0$ 表示 k 个政府关键部门的收益（利益、声誉等）不能小于零，这样政府关键部门起码不反对合作社的品牌建设。

因为 k 大于 n 或 m 时满足所有约束的集合通常只是一个空集，所以我们假设 k 小于 n 和 m 中最小的那一个。构造 Lagrange 函数：

$$L(X, Y, \lambda) = F(X, Y, G) - \sum_{l=1}^{k} \lambda_l g_l(X, Y)$$

二阶条件成立，设 X^* 、Y^* 是满足极值条件的解，则根据 Kuhn-Tucker 定理，存在系数：

$$\lambda_l^* \geqslant 0 \quad (l = 1, 2, \cdots, k)$$

使得：

$$\frac{\partial L(X^*, Y^*, \lambda^*)}{\partial x_i} = 0; \frac{\partial L(X^*, Y^*, \lambda^*)}{\partial y_j} = 0 \quad (i = 1, 2, \cdots, n; j = 1, 2, \cdots, m) \qquad (1)$$

$$\lambda_l^* g_l(X^*, Y^*) = 0 \quad (L = 1, 2, \cdots, k) \qquad (2)$$

式(1) 表明合作社对内外部 $n+m$ 个因素或要素的利用要实现边际收益为零；式(2) 表明合作社对其内外部 $n+m$ 个因素或要素的利用给政府关键部门带来的损失，最多只能使每个关键部门的收益为零。满足式(1)、式(2) 即可实现比较净收益的最大化。

上述分析结果表明，合作社是否进行品牌建设的关键取决于品牌建设的比较净收益，而比较净收益取决于合作社对所处的外部环境因素和本身所具备条件的利用，或者说合作社具备哪些内、外部条件可使其实现比较净收益的最大化。同时，当地政府关键部门的利益得失，或者说当地政府的态度也是一个影响合作社品牌建设的关键因素。因此，选择合作社自身条件、外部因素、当地政府的态度三个方面作为影响合作社品牌建设的待验证因素(图 1)。

调查合作社可分为“进行了品牌建设”和“没有进行品牌建设”两类，将其设为因变量；而将管理者的品牌意识、注册资金、固定资产、人均纯盈余、盈余按股分配的比例、市场竞争激烈程度、融资难易程度、资源禀赋、注册成立年限、政府资金或政策支持、政府品牌建设宣

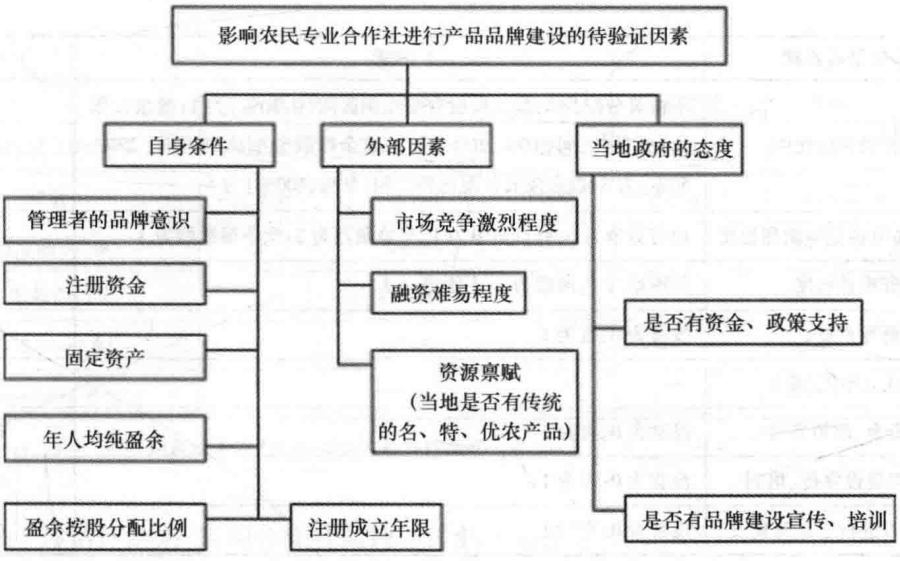


图 1　影响农民专业合作社进行品牌建设的待验因素

传或培训共 11 个指标设为自变量。将因变量的取值范围限制在[0,1]，采用二元 Logistic 概率回归模型进行估计。

模型中设因变量为 y，其取值 1 表示合作社“进行了品牌建设”，取值 0 表示“没有进行品牌建设”，影响 y 的自变量记为 $x_1, x_2, \cdots, x_m (m = 11)$。记事件发生的条件概率为 $P(y = 1 \mid x_i) = P_i$，则 $\text{logit}(y) = \ln\left(\dfrac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{ij}$，可以得到如下的 Logistic 回归模型：

$$P_i = \frac{e^{\beta_0 + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{ij}}}{1 + e^{\beta_0 + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{ij}}}, (i = 1, 2, \cdots, 329)$$

模型中各自变量的定义及赋值由表 1 给出。

表 1　变量的赋值及统计特征

统计变量的名称	赋值	均值
管理者的品牌意识	没有影响为 1；有点影响为 2；较有影响为 3；影响大为 4；影响很大为 5	4.18
注册资金(万元)	—	135.82
固定资产(万元)	—	244.29
年人均纯盈余(万元)	—	1.57

续表

统计变量的名称	赋值	均值
盈余按股分配比例	不按股分配为0;盈余按股分配比例区间(0,10%]为1;盈余按股分配比例区间(10%,20%]为2;盈余按股分配比例区间(20%,50%]为3;盈余按股分配比例区间(50%,100%]为4	1.89
当地农产品市场竞争激烈程度	没有竞争为0;有点竞争为1;竞争激烈为2;竞争很激烈为3	1.99
融资难易程度	很困难为1;困难为2;不困难为3	1.48
资源禀赋	没有为0;有为1	0.31
注册成立年限(年)	—	4.22
政府资金、政策支持	没有为0;有为1	0.18
政府品牌建设宣传、培训	没有为0;有为1	0.24
合作社是否进行了品牌建设	没有为0;有为1	0.15

依据前述理论假说,在此运用SPSS20统计软件对现有329家合作社的样本数据进行了Logistic回归分析,采用的方法是LR法,数据进入分析的方式是向后筛选法,经过计算一共产生了4种结果,从模型1至模型4,根据变量的显著性逐次剔除的变量有:注册资金,当地资源禀赋,融资难易程度和政府品牌建设的宣传与培训。从这些模型的估计结果来看,大部分模型整体显著,计量结果相似和相对稳定。为减少篇幅,这里列出了模型1和模型4两个关键结果,如表2所示。

表2 影响合作社品牌建设各因素的Logistic模型回归结果

变量名称	模型1			模型4		
	系数β	*Wald*	Exp(β)	系数β	*Wald*	Exp(β)
品牌意识	4.858**	3.515	128.795	4.918**	4.552	136.789
注册资金	0.000	0.014	1.000	—	—	—
固定资产	0.003*	1.826	1.001	0.003*	2.907	1.001
人均经营纯盈余	1.413**	5.849	4.110	1.430***	6.610	4.179
按股分配的比例	2.388*	2.825	10.891	2.996**	5.966	20.006
市场竞争	4.353***	5.728	77.701	4.563***	6.979	95.876
融资难易程度	0.451	0.090	1.570	—	—	—
资源禀赋	-0.543	0.112	0.581	—	—	—
政府品牌建设宣传、培训	0.695	0.205	2.005	—	—	—
政府资金或政府支持	3.752*	3.090	42.588	3.731**	4.007	41.708

续表

变量名称	模型 1			模型 4		
	系数 β	*Wald*	Exp(β)	系数 β	*Wald*	Exp(β)
合作社成立的年限	0.287*	1.107	1.333	0.392**	2.538	1.480
常量	−52.476***	6.901	0.000	−55.061***	8.702	0.000
预测准确率(%)	94.6			96.8		
−2 对数似然值	21.308			21.822		
Cox & Snell R^2	0.535			0.549		
Nagelkerke R^2	0.948			0.950		

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

根据上述估计结果，影响合作社品牌建设的主要因素分析如下：

(1)从上述 4 个模型回归的结果来看，外部竞争压力的系数均为正，且在 1% 水平上显著，表明市场竞争是驱动合作社进行品牌建设的一个重要外因，这一结果与前面的理论预期是一致的。

表 3　两组合作社外部市场竞争程度比较

是否进行了品牌建设	指标	市场竞争程度				合计
		没有竞争	有点竞争	竞争激烈	竞争激烈	
是	合作社(个)	0	1	6	41	48
(一组)	组中比重(%)	0	2.1	12.5	85.4	100
否	合作社(个)	2	85	141	53	281
(二组)	组中比重(%)	0.7	30.2	50.2	18.9	100

如表 3 所示，第一组合作社中，没有一个合作社认为其所在的市场没有竞争，而第二组中有 2 家合作社认为没有竞争。

(2)固定资产和人均纯盈余对合作社的品牌建设有显著性影响。从模型估计结果来看，固定资产和人均纯盈余两指标系数均为正，且分别在 10% 和 1% 的水平上显著，说明上述反映合作社建设质量、发展优劣的两指标对品牌建设有显著正向影响，这与预期是一致的。市场竞争是诱发合作社品牌建设的重要外因，但仅有激烈的外部市场竞争是不够的，合作社是否会选择品牌建设，关键是要看合作社发展的质量如何。

第二组合作社平均固定资产仅有第一组的 12.98%，实力远远弱于第一组。从人均纯盈余来看，第一组是第二组的 7.8 倍，第一组合作社发展的质量、水平远高于第二组(见表 4)。可见，在激烈的市场竞争下，只有那些发展质量好的合作社才会进行品牌建设。

表 4　两组合作社的固定资产和年人均纯盈余比较

是否进行了品牌建设	指标	影响因素	
		固定资产	年人均纯盈余
是(一组)	均值(万元)	1 018.61	6.16
	标准差	1 230.11	3.26
否(二组)	均值(万元)	132.02	0.79
	标准差	249.96	1.01

(3)合作社盈余按股分配比例对合作社的品牌建设有显著影响。盈余按股分配比例的系数为正,其显著性检验概率为 0.015 <5%,说明按股分配比例对合作社品牌建设有显著正向影响(见表 5)。

表 5　两组合作社的按股分配比例比较

是否进行了品牌建设	指标	影响因素
		按股分配的分值
是	均值	3.33
(一组)	标准差	0.595
否	均值	1.88
(二组)	标准差	0.591

第一组与第二组的盈余按股分配比例显著不同,第一组的均值是第二组的 1.77 倍,比样本总平均值(1.89)高 1.44,表明第一组的盈余更偏向于按股分配,这与前述的理论预期是一致的。此外,盈余按股分配比例高对品牌建设有正向影响。

(4)品牌意识、合作社成立年限、政府资金或政策支持对合作社的品牌建设有显著影响。从模型估计结果来看,品牌意识、合作社成立的年限和政府资金或政策支持 3 个指标系数均为正,且分别在 5%、5%、10% 的水平上显著,说明上述 3 个指标对品牌建设有显著影响。

另一个影响因素是合作社成立的年限,第一组合作社成立的平均年限为 7.58 年(如表 7 所示),最长的 26.75 年,最短的为 4.83 年;而第二组合作社成立的平均年限为 3.74 年,最长的 17.5 年,最短的 0.25 年。说明合作社要经历探索、诞生、存活、发育等阶段,才进入产品规范化、品牌化建设。

表 6　合作社盈余按股分配比例与管理人员品牌意识的相关性

盈余按股分配的比例	指标	品牌建设对合作社的意义					合计
		没有影响	有点影响	较有影响	影响大	影响很大	
0	计数(家)	1	1	2	8	4	16
	占比(%)	6.2	6.2	12.5	50.0	25.0	100
区间(0,10%]	计数(家)	2	4	4	38	14	62
	占比(%)	3.2	6.5	6.5	61.3	22.6	100
区间(10%,20%]	计数(家)	6	5	15	95	49	170
	占比(%)	3.5	2.9	8.8	55.9	28.8	100
区间(20%,50%]	计数(家)	0	0	1	19	42	62
	占比(%)	0.0	0.0	1.6	30.6	67.7	100
区间(50%,100%]	计数(家)	0	0	0	0	19	19
	占比(%)	0.0	0.0	0.0	0.0	100	100
总计	计数(家)	9	10	22	160	128	329
	占比(%)	2.7	3.0	6.7	48.6	38.9	100

表 7　两组合作社管理人员品牌意识、是否获得政府资金和政策支持以及成立的年限比较

是否进行了品牌建设	指标	影响因素		
		品牌意识	品牌建设是否获得政府资金与政策支持	合作社成立年限
是(一组)	均值	4.98	0.54	7.58
	标准差	0.14	0.504	3.83
否(二组)	均值	4.04	0.19	3.74
	标准差	0.89	0.392	2.32

(5)注册资金、当地资源禀赋以及政府是否进行过品牌建设的宣传与培训共 3 个指标对合作社的品牌建设没有显著影响。

(6)融资难易程度对合作社的品牌建设没有显著影响。从估计结果来看,融资难易程度的 *Wald* 值为 0.80,Sign 检验的显著性取值大于 0.1,对品牌建设影响不显著,这与在此及许多研究者的理论分析结果不一致。但分析发现,盈余按股分配的比例对融资有显著影响(见表 8)。

表 8　合作社盈余按股分配比例与融资难易程度的相关性

盈余按股分配的比例	指标	融资难易程度			合计
		很困难	困难	不困难	
0	计数(家)	14	2	0	16
	占比(%)	87.5	12.5	0	100
区间(0,10%]	计数(家)	48	11	3	62
	占比(%)	77.5	17.7	4.8	100
区间(10%,20%]	计数(家)	130	34	6	170
	占比(%)	76.5	20	3.5	100
区间(20%,50%]	计数(家)	13	30	19	62
	占比(%)	21	48.4	30.6	100
区间(50%,100%]	计数(家)	2	8	9	19
	占比(%)	10.5	42.1	47.4	100
总计	计数(家)	207	85	37	329
	占比(%)	62.9	25.8	11.2	100

随着盈余按股分配比例的提高,融资很困难和困难的比重逐次下降,从第一至第五区间,依次由 100%、95.1%、96.5%、69.4% 下降至 52.6%。说明尽管大多数合作社依然感到融资很困难和困难,但随盈余按股分配比例的提高,合作社融资的难度是依次下降的。

3　意义

运用二元 Logistic 回归模型,通过对合作社产品品牌建设及其影响因素的分析,建立了合作社产品的品牌建设模型,计算结果表明,合作社内部管理者品牌意识强、人均纯盈余多、盈余按股分配比例高、外部市场竞争激烈、政府品牌建设资金多、政策扶持力度强对合作社的产品品牌建设均有正向影响。因此,进行产品品牌建设,合作社首先要加强自身建设,构建高效的内部制度,特别是分配制度,在合作社发展初期要适当提高盈余按股分配比例。其次,政府要加强品牌建设的资金、政策扶持力度,不断地引导和支持合作社进行产品品牌建设。此研究为激励合作社进行品牌建设提供了有益参考。

参考文献

[1]　孔祥智, 史冰清, 何安华. 当前农民专业合作社品牌建设的现状、问题与对策[J]. 中国合作经济, 2009, (9).

[2]　娄锋. 农民专业合作社产品品牌建设及其影响因素分析[J]. 经济问题, 2013,(3): 107-113.

投资者的保护制度模型

1 背景

新投资者保护制度不仅引入了股东诉讼制度和公司法人人格的否认制度，而且还强化了信息披露制度，规范了破产程序，完善了征信体系。针对投资者保护制度的研究，了解中国上市公司融资偏好和资本结构是十分重要的。Cheng 和 Shiu[1] 研究发现企业资本结构和融资偏好不仅受投资者整体保护水平的影响，而且还受股权与债权相对保护水平的影响，主要表现为杠杆比率与股权保护水平负相关，与债权人保护水平正相关。蒋俊贤[2] 以沪深 A 股上市公司资本结构的变迁为研究对象，研究投资者保护制度的变革对上市公司融资偏好和资本结构的影响。

2 公式

根据法与资本结构理论，投资者保护制度的变迁不仅会影响企业资本结构，而且还可能影响企业的融资偏好。基于此，拟以中国 A 股上市公司资本结构的变迁为研究对象，考察投资者保护制度的变革对中国上市公司融资偏好和资本结构的影响。

根据法与资本结构理论，可以提出假设：新投资者保护制度的实施虽然有利于改善上市公司的外部融资，但是也可能会降低上市公司对股权融资的偏好，从而增加债务比率，优化资本结构。

选择上海和深圳两家证券交易所 2002 年以前上市的 A 股上市公司的资本结构作为研究对象，剔除金融类上市公司、ST 公司、PT 公司和已经退市的公司，共得到 752 家样本公司。

(1)因变量。财务杠杆比率：财务杠杆比率反映企业对债务资金与权益资金之间的相对比例关系，不同期限的财务杠杆比率在一定程度能反映债务期限结构。基于此，在此选择资产负债率和长期债务率等作为因变量，其中资产负债率为总债务与总资产的比率，长期债务率为长期债务与总资产之比，分别用 Lv_1 和 Lv_2 表示。

(2)自变量。投资者保护水平：在此拟分别以债权保护水平和股权保护水平为自变量，考察新投资者保护制度对上市公司融资偏好和资本结构的影响。由于新投资者保护制度对债权人保护水平的影响可能更为显著，在此用 0 和 1 变量反映债权保护水平的变迁

(P_1),即 2005 年以前 P_1 值为 0,2007 年后 P_1 值为 1,用经过调整全国上市公司融资规模作为股权保护水平(P_2)的代理变量。

(3)控制变量。在此选择公司规模(SI)、有形资产(AS)、非债务税盾(TA)、成长性(GR)、盈利能力(PR)和现金流量(CA)等变量控制公司特征的影响。同时为了控制所有权模式、行业及宏观经济波动等的影响,增加了所有权模式(CO)、行业(ID)和货币化程度(HB)等作为控制变量。

法金融学文献的研究表明,企业财务杠杆比率不仅受公司规模、有形资产比、盈利能力等公司特征和法律对投资者保护水平等因素的影响,而且还存在个体效应和时间效应。借鉴已有的研究成果,将检验模型设置为:

$$Lv_{it} = \alpha_i + \alpha_t + b_k P_{kt} + \beta_1 SI_{it} + \beta_2 AS_{it} + \beta_3 TA_{it} + \beta_4 PR_{it} + \beta_5 CA_{it} + \beta_6 GR_{it} + \lambda CO_{it} + IN_{it} + HB_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中,回归模型中的下标 i 和 t 分别为公司和时间,下标 k 为投资者保护的类型,α_i 为个体效应变量,α_t 为时间效应变量,b_k 为法律对投资者保护的系数,$\beta_i(1 \leqslant i \leqslant 6)$ 为公司控制变量的系数,IN_{it} 为行业虚拟变量,CO_{it} 为所有权模式虚拟变量,HB_t 为货币化程度,ε_{it} 为残差项。

由表 1 可知,新投资者保护制度实施后上市公司的资产负债率和长期债务率都显著增加,其中长期债务比率的增幅超过 40%,表明新投资者保护制度显著增强了上市公司的债务融资能力,与法资本结构理论及假设一致。

表 1　投资者保护制度变革前后财务杠杆变化

投资者保护制度变革前后财务杠杆比率的变化					财务杠杆比率、债权保护水平和股权保护水平的相关系数矩阵			
	2002—2005		2007—2010			Lv_1	Lv_2	PR_1
	Lv_1	Lv_2	Lv_1	Lv_2	Lv_1	1.00		
均值	0.46	0.07	0.51	0.10	Lv_2	0.75	1.00	
中位数	0.45	0.03	0.52	0.06	P_1	0.09	0.09	1.00
标准差	0.39	0.21	0.17	0.12	P_2	0.03	0.04	0.10

长期债务融资的比重显著低于股权融资和短期债务融资的比重,表明中国上市公司在筹集长期资金时可能仍偏好股权融资,在筹集债务资金时偏好短期债务融资。债权保护水平与股权保护水平之间的相关系数大于其与财务杠杆比率的相关系数,表明新投资者保护制度虽然对债权保护水平的影响更为显著,但是对股权保护水平也有显著的影响。债权保护水平和股权保护水平都与资产负债率和长期债务率正相关,表明债权和股权保护水平的提高都有利于上市公司获得债务融资,提高财务杠杆比率。

已有的研究表明企业财务杠杆比率不仅受公司特征和法律制度的影响,而且还受一些不可观测但与可观测变量存在相关关系的变量的影响。在此选择固定性效应模型估计待

检验模型，回归结果见表 2。

表 2　不考虑 2005 年和 2006 年数据的回归分析结果

	Lv_1(2005 年)	Lv_2(2005 年)	Lv_1(2006 年)	Lv_2(2006 年)
P_1	2.33[b]	1.96[a]		
P_2			6.77[a]	3.03[a]
SI	5.94[a]	3.03[a]	6.11[a]	3.59[a]
AS	−0.10[a]	0.12[a]	−0.10[a]	0.13[a]
TA	0.00	0.02	0.06	0.17
GR	−0.00	0.00	−0.00	0.00
PR	−1.83[a]	−0.82[a]	−1.85[a]	−0.82[a]
CA	0.49[a]	0.19[a]	0.49[a]	0.19[a]
F_1	128.16	121.61	130.05	86.47
F_2	4.84	4.17	4.86	4.18
R^2	0.24	0.17	0.24	0.17
R_a^2	0.15	0.07	0.16	0.09

注：1%、5%和 10%的显著水平分别用 a、b 和 c 表示，F_1 表示联合检验结果，F_2 表示固定效应检验结果，R^2 为组内拟合系数，R_a^2 整体拟合系数。后同。

为了检验回归结果的稳健性，在此将 2005 年和 2006 年的数据加入样本之中。鉴于新投资者保护制度是逐步构建起来，在此将 2005 年和 2006 年的债权保护水平定义为 0.5。同时，由于股权投资者参与二级市场的意愿与股权保护水平正相关，因此，在此用调整后二级市场股票交易量作为股权投资者保护水平的代理变量，回归结果如表 3 所示。

表 3　考虑 2005 年和 2006 年数据的回归分析结果

	Lv_1(2005 年)	Lv_2(2005 年)	Lv_1(2006 年)	Lv_2(2006 年)
P_1	2.46[b]	2.34[a]		
P_2			0.05[b]	0.04[a]
SI	4.01[a]	2.10[a]	4.08[a]	2.27[a]
AS	−0.08[b]	0.13[a]	−0.08[b]	0.13[a]
TA	−0.53	−0.27	−0.55	−0.27
GR	0.00[c]	−0.00[c]	0.00[c]	−0.00[c]
PR	−1.49[a]	−0.68[a]	−1.49[a]	−0.68[a]
CA	0.13[a]	0.07[a]	0.13[a]	0.07[a]
F_1	88.34	69.29	88.39	69.11
F_2	6.78	5.92	6.78	5.92
R^2	0.14	0.11	0.14	0.11
R_a^2	0.08	0.02	0.08	0.02

稳健性结果中的联合检验系数虽然有所减少,但是固定效应检验系数显著增加,表明使用固定效应模型进行估计依然有效。组内拟合系数和组间拟合系数虽然有所下降,但是组内拟合系数和组间拟合系数最小值仍分别为 0.11 和 0.02,表明回归方程对资产负债率和长期债务率仍有一定的解释能力。债权保护水平与资产负债率和长期债务率都显著正相关,且长期债务率的水平较高;股权投资者保护水平与资产负债率和长期债务率仍显著正相关。公司规模和现金比率的回归系数显著为正,有形资产比率与资产负债率显著负相关,与长期债务率显著正相关,盈利能力的回归系数显著为负,非债务税盾的回归系数不显著,成长能力的回归系数近似于零。

这表明增加样本后的回归结果与不考虑 2005 年和 2006 年数据的回归结果基本一致,回归结果具有较高的可信度。

3 意义

通过债权保护水平和股权保护水平,建立了投资者的保护制度模型。通过该模型的计算结果表明,新投资者保护制度的实施虽然提高了投资者保护的整体水平,但相对而言,对债权保护水平的影响更为显著。债权保护水平和股权保护水平的提高有助于上市公司降低对股权融资的偏好,增加债务融资特别是长期债务融资比重。由于中国投资者保护水平相对较低,因此,在此的研究表明,在法律对投资者保护较弱的国家,改革现行法律制度及提高对投资者的保护水平有助于优化融资结构和资本结构,为提高投资者的保护水平提供参考。

参考文献

[1] Shuenn-Ren Cheng, Cheng-Yi Shiu. Investor Protectionand Capital Structure: International Evidence[J]. Journalof Multinational Financial Management, 2007, (17): 30-44.

[2] 蒋俊贤. 投资者保护制度变革、融资偏好与资本结构[J]. 经济问题, 2013,(3): 65-68.

国家财政的政策效果模型

1 背景

国家的宏观经济调控依赖于财政政策和货币政策,特别是在金融危机下的经济刺激、对国民经济结构的重塑与调节、对区域性经济发展的均衡调控等方面,财政政策的功效是其他经济政策无法替代的。针对我国财政政策效果的实证分析,了解我国实行的积极财政政策的有效性十分重要。孙磊[1]利用结构性 VECM 模型对我国积极的财政政策效果进行了分析,研究结果表明,积极的财政政策虽然对产出有一定的效果,可是在很大程度上,其效果却被同期的税收收入的增长所抵消,从而达不到预期效果。应樱[2]在理性预期理论的基础上,选用 FL 模型和 BL 模型进行对比,并在 FL 模型中引入理性预期变量,对我国实行的积极财政政策的有效性进行了实证研究。

2 公式

基于国内目前的宏观经济形势和学术研究背景,试图在理性预期理论基础上,运用 FL 宏观经济模型,从国民需求的角度构建模型,通过与传统的 BL 模型的对比,对财政政策的效果做出实证分析。

本模型是在 Tamegawa 模型的基础上,在消费函数行为方程里引入理性预期变量,建立了基于理性预期的宏观计量前瞻型模型(以下简称 FL 模型)。同时考虑到与传统的后瞻型模型的对比,建立了不包含理性预期变量的消费函数的模型,称为后瞻型模型(以下简称 BL 模型),以便于明确地对比两种宏观计量模型的财政政策的效果差异。

本模型根据我国数据特点,在一国的经济循环和产出的基础上,将经济主体分成消费者、企业和政府三个部门。中国的实际 GDP 是由总需求来决定的,而总需求是由消费、投资、净出口以及政府的支出组成的。潜在供给(等于实际 GDP) 与潜在需求之间的缺口会引起物价的变动,同时物价的变动会使企业的资本边际收益率发生变化而影响到企业投资额的变动。这样才会渐渐缩小供给和需求之间的差距,使价格波动趋于平稳。

潜在供给是通过 HP 滤波—生产函数法得到的。消费部门将收入所得在支付了所得税以后进行消费和储蓄、个人投资和买入国债。生产部门(企业) 的生产活动获得的收入在支付了劳动工资、扣除固定资产损耗和税收以后进行投资。政府部门的主要收入是税收。

政府补贴、政府转移支付、政府消费、政府投资等是政府的支出,两者之间的缺口形成政府的财政赤字。

在本模型中,政府税收收入是个人所得税、企业所得税和其他间接税收收入减去政府补贴和政府转移支付的差额。在这里政府补贴和政府转移支付以及政府消费、政府投资都是外生变量。

(1)消费函数

消费者是在一定的预算约束下使跨时期消费效用最大化,C_1 为消费,消费者在 t 的时点,跨时期效用函数 $U(C_t)$ 是在折扣率 θ 后计算得到的现值总计的效用最大化。

$$\max\int_t^{\infty} U(C_s)\exp[-\theta(s-t)]\mathrm{d}s \tag{1}$$

$$s.t.a' = r_s a_s + y_s - c_s$$

在此假定 $U(C_t) = \log C_t$,用哈密尔顿函数(Hamiltonian) 来解最大化问题:

$$h = \log c_s + \lambda_s(r_s a_s + y_s - c_s) \tag{2}$$

这样最大化的一阶条件为:

$$\lambda_s = \frac{1}{c_s}$$

$$\dot{\lambda} = (\theta - r_s)\lambda_s$$

从这两个条件可解消费的欧拉方程式为:

$$\frac{\mathrm{d}c_s}{\mathrm{d}s} = (r_s - \theta)c_s \tag{3}$$

将消费的预算约束方程积分后得到的公式为:

$$\int_t^{\infty} c_s \exp\left(-\int_t^s r_z \mathrm{d}z\right)\mathrm{d}s = h_t + a_t \tag{4}$$

将欧拉方程积分后得到的公式为:

$$\int_t^{\infty} c_s \exp\left(-\int_t^s r_z \mathrm{d}z\right)\mathrm{d}s = \frac{c_t}{\theta} \tag{5}$$

从式(4) 和式(5) 可以得到生命周期型消费函数为:

$$c_t = \theta(h_t + a_t) \tag{6}$$

在这里哈密尔顿函数 $h_t = \int_t^{\infty} y_s \exp\left[-\int_s^t r_z \mathrm{d}z\right]\mathrm{d}s$ 是消费者一生的劳动工资总和的现值,又称为实际劳动资本的投入。h_t 的动态方程式为:

$$\dot{h}_t = r_t h_t - y_t \tag{7}$$

这个公式的离散近似解为:

$$h_t = (h_{t-1} - y_t)(1 + r_t) \tag{8}$$

将 1983 年的数值作为期初值代入式(8),就可以得到观察期的 H_t 的值。本模型里使用的是该公式的全体劳动人口的总值,也就是社会总劳动力数。FL 模型的消费函数是式(6) 和式(8),同时为了和传统的 BL 相对比,BL 模型的消费函数定义为:

$$c_t = \alpha y_t + \beta a_t \tag{9}$$

(2)生产函数

生产函数是柯布—道格拉斯型,假定企业需要的生产要素为资本和劳动,资本的边际收益定义为:

$$MPK_t = WAGE_t^{-(1-\beta)/\beta} PGDP^{1/\beta} \tag{10}$$

式中,$WAGE$ 为名义工资,$PGDP$ 为 GDP 折算指数,β 为生产函数的资本弹性系数。

生产函数的资本弹性系数的测算:柯布—道格拉斯型生产函数的劳动弹性系数和资本弹性系数的和为 1,根据我国企业利润中劳动工资所占比例的平均值可以得到劳动产出弹性系数,资本弹性系数也可以求出。

$$IOP_t - RDEP \times KGC_{t-1} = \gamma_1 [MPK \times \frac{1}{(1 - RTAXC \times RDEP) \times PIOP} \times \frac{1 + RR_2 + RDEP}{RR_2 + RDEP}] \tag{11}$$

式中,$RTAXC$ 为企业所得税率,RR_2 为设备投资实际利率;$RDEP$ 为固定资产折旧率,$PIOP$ 为设备投资的价格指数,KGC 为社会资本积累,IOP 为实际社会设备投资。

社会资本积累是由企业资本积累和政府资本积累合计而成,我国目前没有公布统计数据,模型根据下式推断出:

$$KGC_t = IOP_t + (1 - RDEP) \times KGC_{t-1} \tag{12}$$

(3)价格

物价是由潜在需求和潜在供给的缺口以及前期的 GDP 折算指数两项数据共同决定的。根据中国经济的特征,考虑到国债利率一定程度上受到政府调控的影响,所以国债利率由式(14) 决定。

$$PGDP = (1 - GDPGAP) + PGDP_{t-1} \tag{13}$$

$$R = (1 - GDPGAP) + (PGDP_t / PGDP_{t-1}) \tag{14}$$

式中,$PGDP$ 为 GDP 折算指数,$GDPGAP$ 为潜在需求和潜在供给的缺口,R 为国债利率。

(4)政府

本模型关于税率的设定是,随着政府赤字和国债余额的增加会导致企业所得税率、个人所得税率和间接税率的提高。政府收入和相关税率的设定如下:

$$TAX = TAXW + TAXC \times TAXI \tag{15}$$

式中,TAX 为税收,$TAXI$ 为间接税,$TAXW$ 为企业所得税,$TAXC$ 为个人所得税。

$$RTAXW = RTAXW_{t-1} + \alpha \times (\beta_1 \times BOND/GDP - \beta_2 \times DEF/GDP)$$

$$RTAXC = RTAXC_{t-1} + \alpha \times (\beta_1 \times BOND/GDP - \beta_2 \times DEF/GDP)$$

$$RTAXI = RTAXI_{t-1} + \alpha \times (\beta_1 \times BOND/GDP - \beta_2 \times DEF/GDP) \quad (16)$$

式中,*RTAXW* 为企业所得税率,α 为调整系数,*RTAXC* 为个人所得税率,*RTAXI* 为间接税税率,*BOND* 为国债余额,*DEF* 为财政赤字。

(5)外生变量的设定

FL 模型理论上需要无期限的解,根据 Fair 和 Taylor 的方法可以使用一个足够长的有限期间来解。在一般情况下,理性预期方程设定终止条件,即设定固定增长率,类似动态经济学的横截性条件。本模型的求解期间为 1982—2030 年,FL 变量在这个期间里增量为零即为此模型的终端条件。

人口变量:按照我国 2004 年以前 20 年的人口增长率的平均值 2% 来设定;政府补贴、政府转移、退休工资和名义政府消费以及政府投资:按照 1985—2003 年平均增长率 8% 设定;固定资产折旧率:设定为现值的 5.16%;世界进出口额:设定为每年增长 2%;人民币汇率:按照现值固定。

表 1　FL 模型和 BL 模型的基准情景

年份		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
BL 模型	实际 GDP	4.75	4.19	4.43	4.48	4.59	4.69	4.81	4.94	5.07	5.21	5.36
FL 模型	实际 GDP	6.15	5.33	5.69	5.72	5.85	5.95	6.07	6.17	6.28	6.39	6.49
BL 模型	实际民间消费	8.05	8.19	8.37	8.55	8.75	8.95	9.16	9.38	9.6	9.83	10.06
FL 模型	实际民间消费	15.13	14.69	14.4	14.13	13.91	13.73	13.57	13.44	13.32	13.22	13.14
BL 模型	GDP 折算指数	4.69	4.47	4.28	4.08	3.88	3.68	3.48	3.28	3.08	2.88	2.68
FL 模型	GDP 折算指数	4.9	4.63	4.39	4.14	3.9	3.65	3.41	3.17	2.93	2.69	2.46

可以看到,截至 2015 年,在 BL 模型中,实际 GDP 年均增长率为 4.77%,同时通货膨胀指数也是以年均 4% 的速度上升。在 FL 模型中,实际 GDP 的年均增长率约为 6%,比 BL 模型增长迅速,原因是 FL 模型的实际民间消费较 BL 模型增长迅速,FL 模型的消费是依存于消费者的持久收入,而不仅仅依赖于当前的收入,所以当经济增长时,实际民间消费会比传统的 BL 模型增长迅速。

在模型基准情景估计完成后,进行确定性经济模拟运行。下面给出外生变量对经济的影响,经济数据偏离基本情景的幅度和变动率。在此主要是对财政政策的效果进行分析,并设定了两者偏离情况:一是政府支出的临时一年的增加,2005 年的政府支出由 8% 增加到 15%;二是政府消费和政府投资的持续增加,在 2005—2015 年政府支出名义值的基础上,每年由 8% 增加到 15%。两种模拟运行的结果如表 2 所示。

表 2　FL 模型政府支出的临时增加(2005 年增加 15%)

FL 模型	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
实际 GDP（较基准情景增长）	790.3	592.9	670.6	665.5	689.7	706.1	727.9	750.2	775.1	802	831.3
较基准情景增长率	0.67	0.63	0.62	0.63	0.61	0.59	0.57	0.56	0.54	0.52	0.51
GDP 折算系数（较基准情景增长）	0.015	0.069	0.108	0.149	0.189	0.226	0.262	0.296	0.328	0.356	0.383
较基准情景增长率	0.01	0.04	0.06	0.08	0.09	0.11	0.12	0.13	0.14	0.15	0.16
民间消费（较基准情景增长）	11.5	6.8	4.5	0.9	−2.4	−5.1	−10.1	−14.4	−19.2	−24.6	−30.6
较基准情景增长率	0.03	0.02	0.01	0	0	−0.01	−0.01	−0.02	−0.02	−0.02	−0.03
民间消费（较基准情景增长）	−0.94	−4.03	−2.45	−3.95	−4.42	−4.92	−5.2	−5.36	−5.4	−5.36	−5.25
较基准情景增长率	−0.003	−0.012	−0.007	−0.011	−0.012	−0.013	−0.014	−0.014	−0.014	−0.014	−0.013
企业所得税（较基准情景增长）	−0.1	11.8	23.7	34.09	46	57.3	69.1	81.6	95	109.6	125.8
较基准情景增长率	0	0.23	0.42	0.56	0.66	0.74	0.79	0.84	0.87	0.9	0.92

表 3　BL 模型的政府支出的临时增加(2005 年增加 15%)

BL 模型	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
实际 GDP（较基准情景增长）	791.40	620.60	710.00	728.10	770.40	808.30	851.80	898.10	948.70	1 004.00	1 064.50
较基准情景增长率	0.72	0.54	0.60	0.59	0.59	0.59	0.60	0.60	0.60	0.60	0.61
GDP 折算系数（较基准情景增长）	0.00	0.04	0.07	0.10	0.13	0.17	0.20	0.24	0.28	0.32	0.36
较基准情景增长率	0.00	0.02	0.04	0.06	0.08	0.10	0.11	0.13	0.15	0.16	0.18
民间消费（较基准情景增长）	0.00	7.10	26.20	44.70	64.60	86.00	100.40	135.30	164.40	197.20	234.50

续表

BL 模型	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
较基准情景增长率	0.00	0.01	0.04	0.06	0.09	0.10	0.12	0.14	0.15	0.17	0.18
民间消费(较基准情景增长)	0.00	-1.99	-1.91	-1.91	-2.21	-2.54	-2.77	-2.95	-3.06	-3.31	-3.16
较基准情景增长率	0.000	-0.006	-0.003	-0.006	-0.006	-0.007	-0.008	-0.008	-0.008	-0.008	-0.01
企业所得税(较基准情景增长)	0.00	12.40	24.70	36.50	48.30	60.50	73.40	87.20	102.20	118.70	137.00
较基准情景增长率	0.00	0.26	0.46	0.60	0.72	0.80	0.87	0.92	0.96	1.00	1.03

由表 2、表 3 可知：当政府消费和投资临时增加到 15%时，FL 模型的实际 GDP 的增加效果要小于传统的 BL 模型，同时 FL 模型的民间消费额因为财政支出的增加会引起将来的税收增加，而从第四年开始减少 0.02%。而财政政策对民间投资的挤出效应 FL 模型更是比 BL 模型明显，因为物价指数的上升而导致资本边际收益的减少，FL 模型对物价变动更为敏感。

表 4　FL 模型政府支出的持续增加(2005—2015 年每年增加 15%)

FL 模型	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
实际 GDP(较基准情景增长)	1 512	2 287	3 132	4 078	5 132	6 313	7 637	9 126	10 803	12 694	14 832
较基准情景增长率	1.68	2.41	3.12	3 084	4.56	5.29	6.03	6.78	7.53	8.31	9.1
GDP 折算系数(较基准情景增长)	0.21	0.31	0.46	0.66	0.9	1.2	1.54	1.92	2.36	2.83	3.34
较基准情景增长率	0.12	0.17	0.25	0.34	0.45	0.58	0.72	0.87	1.03	1.21	1.4
民间消费(较基准情景增长)	109.9	106.8	99	85.7	65.8	37.5	-1	-52.1	-118.8	-204.8	-314.4
较基准情景增长率	0.33	0.28	0.23	0.17	0.12	0.06	0	-0.06	-.012	-0.19	-0.26
民间消费(较基准情景增长)	-12.8	-14.3	-17.4	-21	-24.9	-28.9	32.6	-36	-38.9	-41.2	-43

续表

FL 模型	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
较基准情景增长率	-0.04	-0.04	-0.05	-0.06	-0.07	-0.08	-0.09	-0.1	-0.1	-0.11	-0.11
企业所得税(较基准情景增长)	10	33	70	123	195	289	411	759	759	1 002	1 304
较基准情景增长率	0.2	0.7	1.3	2	2.8	3.7	4.7	7	7	8.2	9.6

表 5　BL 模型政府支出的持续增加(2005—2015 年每年增加 15%)

BL 模型	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年
实际 GDP(较基准情景增长)	1 730	2 704	3 806	5 054	6 468	8 072	9 892	11 959	14 309	16 983	20 029
较基准情景增长率	1.60	2.40	302	4.10	5	5.90	6.90	8	9.10	10.20	11.40
GDP 折算系数(较基准情景增长)	0.04	0.12	0.24	0.40	0.62	0.88	1.19	1.56	1.98	2.46	2.99
较基准情景增长率	0.03	0.08	0.16	0.25	0.37	0.51	0.67	0.84	1.04	1.26	1.49
民间消费(较基准情景增长)	18	48	112	203	326	487	693	954	1 281	1 687	2 188
较基准情景增长率	0.03	0.08	0.18	0.29	0.43	0.59	0.77	0.97	1.19	1.42	1.67
民间消费(较基准情景增长)	-2.60	-4.00	-6.20	-8.70	-11.50	-14.20	-17.00	-19.50	-21.80	-23.80	-25.50
较基准情景增长率	-0.008	-0.012	-0.019	-0.026	-0.033	-0.041	-0.047	-0.054	-0.059	-0.064	-0.07
企业所得税(较基准情景增长)	-2.00	8.60	16.30	21.50	24.10	24.20	21.60	16.10	7.20	-5.60	-22.80
较基准情景增长率	-0.05	0.18	0.30	0.36	0.36	0.32	0.26	0.17	0.07	-0.05	-0.17

当政府的财政政策每年持续扩张 15% 时,从表 4、表 5 可以看到:积极的财政政策对经济的刺激效果,FL 模型要小于 BL 模型,而且效果是逐年递减。FL 模型对于民间消费的影响更是不同于 BL 模型,非但没有增加而是减少。对于民间投资的挤出效果也是 FL 模型更

为强烈,因为财政政策的持续增加,导致财政赤字增加的同时企业所得税也快速增加,企业的投资边际收益呈现递减趋势。

3 意义

运用 FL 宏观经济模型,从国民需求的角度,建立了国家财政的政策效果模型,通过与传统的 BL 模型的对比,对财政政策的效果做出实证分析。国家财政的政策效果模型的计算结果表明:经济主体的理性预期会影响到财政支出的效果,FL 模型的财政支出对于民间消费具有负效应,而 FL 模型和 BL 模型都证明了持续的财政支出对民间投资有挤出效应,前者的影响更为明显。经济主体对将来的预期对经济增长和扩大需求起着非常重要的作用,因此改善经济主体的理性预期有助于提高财政政策的效果。

参考文献

[1] 孙磊. 中国财政政策动态效应的实证分析:1998—2004[J]. 财贸研究, 2006,(1):59-64.

[2] 应樱. 我国财政政策效果的实证分析——基于理性预期理论的 FL 模型[J]. 经济问题, 2013,(3):57-61.

农产品的物流评价模型

1 背景

可持续发展是以实现人类理想为系统演进总目标的,在遵循客观规律的基础上,实现经济发展的同时能控制人口增长,提高人口素质,合理利用资源,保护和改善环境,使社会与经济能够形成持续、快速、健康发展的多元目标和互相协调,实现系统及其内部构成要素之间的关系不断朝着理想状态演进的动态过程。针对西部地区农产品物流可持续发展的研究,了解体系的运转效率、发展前景、存在问题十分重要。王静[1]从西部地区农产品物流可持续发展的概念内涵出发,探讨西部地区农产品物流可持续发展系统构成的综合形态及发展趋势,并构建了西部地区农产品物流的可持续发展评价指标体系。

2 公式

西部地区农产品物流可持续发展模式的总体框架是一个典型的前期—后期渐进式可持续系统,其背景是正处于转型和完善之中的社会主义市场经济体制;目标是满足经济可持续发展对农村经济发展的要求。[2]可持续发展系统由政府、西部地区农产品物流以及农村实体经济三部分构成。

农产品物流的综合评价可采取两种评价方法:

一种是以特尔菲专家评价为代表的主观赋权综合评价方法;另一种是以因子分析为代表的客观赋权的综合评价方法。基于西部地区农产品物流可持续发展评价指标体系具有多层次、不确定因素较多的特点[3],因子分析法对于指标体系中存在较多无法准确量化的指标比较适用,因此,采用因子分析方法。

在进行指标权重计算中,采用三角模糊数法进行权重计算。

(1)因子分析的综合评价方法。设有 N 个样本,P 个指标变量,存在 m 个潜在的公共因子。原公共因子变量为 $B_1,B_2,\cdots,B_m$;经标准化后的公共因子变量记为 $F=(F_1,F_2,\cdots,F_m)T$,变换后的新变量均用 C 表示,$C=(C_1,C_2,\cdots,C_p)T$,则模型为:

$$\begin{cases} C_1 = \alpha_{11}F_1 + \alpha_{12}F_2 + \cdots + \alpha_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\ C_2 = \alpha_{21}F_1 + \alpha_{22}F_2 + \cdots + \alpha_{2m}F_m + \varepsilon_2 \\ \cdots \\ C_p = \alpha_{p1}F_1 + \alpha_{p2}F_2 + \cdots + \alpha_{pm}F_m + \varepsilon_p \end{cases}$$

矩阵形式为:

$$C = RF + \varepsilon, R = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1m} \\ r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2m} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{p1} & r_{p2} & \cdots & r_{pm} \end{bmatrix}$$

其中,$F_1, F_2, \cdots, F_m$ 表示 m 个因子变量;$C_1, C_2, \cdots, C_p$ 表示 p 个均值为 0、标准差为 1 的原有变量;找出公因子就是采用某种方法找出因子载荷阵 R。矩阵 $R = (r_{ij})$ 称为因子载荷阵。r_{ij} 为指标变量 $x_i (i = 1,2,\cdots,p)$ 在公共因子 $F_j (j = 1,2,\cdots,m)$ 上的载荷,为特殊因子。数学上可以证明,因子载荷 α_{ij} 就是第 i 变量与第 j 因子的相关系数,反映了第 i 变量在第 j 因子上的重要性。$\varepsilon_1, \varepsilon_2, \cdots, \varepsilon_p$ 为特殊因子,特殊因子起着残差的作用,但被定义为彼此不相关而且和公共因子也不相关。对所得到的各因子,根据载荷大的变量本身的内容来说明因子含义,用变量的观测值来估计各个因子的得分。

(2)三角模糊数法的评价步骤。为了使各指标具有可比性,并有利于综合因子的解释,在此采用三角模糊数法。三角模糊数法在综合决策中,指标因素的权重处于非常重要的地位,它反映了各个指标因素在综合决策过程中所起的作用,直接影响到综合决策的结果。[4] 下面介绍用三角模糊数确定 AHP 指标权数的主要步骤。

第一,根据问题的总目标,建立分层指标体系。

第二,专家对评价指标进行两两比较,即针对第 k 层全部指标与 $k-1$ 层某一指标进行两两比较,用三角模糊数构造模糊判断矩阵。设判断矩阵评分邀请 T 位专家,第 t 位专家给出的第 k 层判断矩阵为 $A^{(t)} = (\alpha_{ij}^{(t)})_{n\times m}$,其中 $\alpha_{ij}^{(t)} = (l_{ij}^{(t)}, m_{ij}^{(t)}, u_{ij}^{(t)})$,公式为:

$$\alpha_{ij} = \frac{1}{T} \otimes (\alpha_{ij}^{(1)} \oplus \alpha_{ij}^{(2)} \oplus \cdots \oplus \alpha_{ij}^{(t)}) = \left[\frac{\sum_{t=1}^{T} l_{ij}^{(t)}}{T}, \frac{\sum_{t=1}^{T} m_{ij}^{(t)}}{T}, \frac{\sum_{t=1}^{T} u_{ij}^{(t)}}{T} \right] \tag{1}$$

第三,对于各模糊判断矩阵,计算各个元素的综合重要程度 S_j,可以计算出第 k 层全体元素针对第 $k-1$ 层中第 h 个元素的综合模糊判断矩阵。再根据公式 $S_i^k = \sum_{j=1}^{nk} \alpha_{ij} \otimes \left(\sum_{i=1}^{nk} \sum_{j=1}^{nk} \alpha_{ij} \right)^{-1}$,计算出第 k 层第 i 个元素针对第 $k-1$ 层中第 h 个元素相对于其他元素的综合重要程度值。

第四,层次单排序。根据三角模糊数基本计算法则,当 $m_1 > m_2$ 时:

$$V(M_1 \geqslant M_2) = \left\{ \begin{array}{ll} \dfrac{l_2 - u_2}{(m_1 - u_1) - (m_2 - l_2)}, & (l_2 < u_1) \\ 0, & (\text{其他}) \end{array} \right\} \tag{2}$$

当 $m_1 > m_2$ 时：

$$V(M_1 \geqslant M_2) = 1$$

$$d'(C_i) = V(M_i \geqslant M_1, M_2, \cdots, M_{i-1}, M_{i+1}, \cdots, M_n) = \min V(S_i \geqslant S_k)$$

$$k = 1, 2, \cdots, i-1, i+1, \cdots, n \tag{3}$$

对各模糊判断矩阵，计算第 i 个元素 A_i 重要于其他元素的可能程度。由此得到所有元素的权重向量为：

$$w' = [d'(C_1), d'(C_2), \cdots, d'(C_n)]^T$$

经过归一化处理，可以得出每个元素的归一化权重值：

$$w = [d(C_1), d(C_2), \cdots, d(C_n)]^T$$

第五，层次总排序。总排序向量是将评价对象相对于评价指标的权重矩阵与评价指标相对于总目标的权重向量相乘的结果。这样能消除众多的重复信息，避免主观确定权数的随意性，比较客观、实际。

3 意义

通过西部地区农产品物流可持续发展评价指标体系，构建农产品的物流评价模型。该模型计算表明西部地区农产品物流可持续发展模式的综合评价方法，能够对体系的运转效率、发展前景、存在问题进行评估，提高西部地区农产品物流运行水平和质量。使用因子分析进行综合评价可以发现各个变量的相关关系，可以找出影响农产品物流效果的主要因素和制约环节。构建的综合评价体系，为现阶段西部地区农产品物流产业政策规划的制定、政策实施效果的监测提供了具有一定操作性的评价工具。

参考文献

[1] 王静. 西部地区农产品物流可持续发展系统构成与综合评价[J]. 经济问题, 2013,(3): 103-106.

[2] 袁永康. 中国农产品流通体制改革前沿报告[M]. 北京: 中国农业出版社, 2003. 215-218.

[3] Saty. The Analytic Hierarchy Process[M]. New York:McGraw-Hill, 1980. 141-145.

[4] 汪培庄. 模糊集合论及其应用[M]. 上海: 上海科技出版社, 1983. 73.

宏观经济的股票市场模型

1 背景

中国股票市场与国际宏观经济数据、国内宏观经济数据、上市公司业绩表现背离，因此了解股票市场与宏观经济相关性问题十分重要。张培源[1]建立两维 GARCH-BEKK 模型，考察上证综指与宏观经济变量之间的波动溢出效应，运用 GRANGER 因果关系对股票市场收益率和各宏观经济变量均值进行考察，结果表明股票市场收益率和各宏观经济变量均值之间不存在 GRANGER 因果关系。在此基础上，运用 MGARCH-BEKK 模型重点对股票市场收益率和宏观经济变量之间的波动溢出效应进行检验。

2 公式

受制于样本数量有限性以及由此带来的参数数量增加和估计有效性降低问题，在此选择两变量 GARCH-BEKK 模型，分别考察股市收益率与各宏观经济变量之间的关系。

2.1 多变量 GARCH 模型与研究方法

假设均值方程的随机扰动项服从多元正态分布，即 $\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,H_t)$。$H_t$ 表示条件协方差矩阵，它依赖于 q 阶滞后的 ε_t 残差平方以及相互之间的乘积 p 阶滞后的 H_t。

在不考虑外生变量情况下，不失一般性，GARCH-BEKK 模型设定为：

$$H_t = \Omega^T\Omega + \sum_{m=1}^{M}\sum_{i=1}^{q} A_{im}^T \varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-i}^T A_{im} + \sum_{m=1}^{M}\sum_{i=1}^{p} B_{im}^T H_{t-i} B_{im}$$

式中，Ω、A_{im} 和 B_{im} 是 $n\times n$ 矩阵；M 确保模型不失一般性；Ω 为上三角矩阵，在很弱的条件下保证了上述模型 H_t 正定；$A\otimes A + B\otimes B$ 所有特征根都小于 1 是条件方差协方差矩阵 H_t 平稳的充要条件。

考虑 GARCH(1,1) 和 $M=1$ 的情况，BEKK 模型可表述为：

$$H_t = \Omega^T\Omega + A_{11}^T \varepsilon_{t-1} A_{11} + B_{11}^T H_{t-1} B_{11}$$

在两变量情况下，将 BEKK 模型矩阵形式展开，可表示为：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + (b_{12}b_{21} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1}$$

式中，$h_{11,t}$ 表示上证指数收益率条件方差；$h_{22,t}$ 表示利率、*CPI*、*PPI*、进口、出口、发电量、财政支出等各宏观经济变量条件方差；$h_{12,t}$ 表示上证指数与各宏观经济变量的条件协方差，从式中可以看出 $h_{11,t}$、$h_{22,t}$ 和 $h_{12,t}$ 的影响因素包括滞后一期的上证指数收益率和各宏观经济变量的残差项交叉乘积和残差平方、滞后一期的上证指数收益率和各宏观经济变量的条件方差和条件协方差。

Wald 统计量构造为：

$$Wald = f(\hat{\zeta})^T \left[\frac{\partial [f(\zeta)]}{\partial \zeta}_{\zeta=\hat{\zeta}} [\mathrm{var}(\hat{\zeta})] \left(\frac{\partial [f(\zeta)]}{\partial \zeta} \right)_{\zeta=\hat{\zeta}}^T \right]^{-1} f(\hat{\zeta}) \sim \chi^2(m)$$

$f(\zeta)$ 为含有 m 个线性限制条件的联合检验，原假设为：$H_0: f(\zeta) = 0$。$\hat{\zeta}$ 是 ζ 无限制条件时的估计值。$\hat{\zeta}$ 方差矩阵的估计为 $\mathrm{var}(\hat{\zeta})$。在相应限定条件下 Wald 统计量服从自由度为 m 的 χ^2 分布，m 是受限制参数的个数。

在均值方程的残差向量服从二元条件正态分布假设条件下，对数似然函数为：

$$l(\xi) = -\frac{NT}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\ln|H_t| + \varepsilon_t^T H^{-1}\varepsilon_t)$$

式中，ξ 是全部待估计参数向量；T 是观测值数量；N 是模型中时间序列数量，亦即上证指数以及各宏观经济变量数量；H_t 是条件方差协方差矩阵。通过最大化以上似然函数可得模型参数。

MGARCH-BEKK 模型似然函数形式为非线性形式，估计过程采用 BHHH 迭代算法。参数估计分为两步：首先估计上证指数收益率和各宏观经济变量 GARCH(1,1) 模型得到初步估计参数，赋其为二变量 GARCH(1,1) 模型对应参数（矩阵 Ω、A 和 B 对角元素）的初始值，非对角元素则设定为零。参数收敛水平为 0.00001。

为保证模型合理性，对标准化残差进行 ARCH 效应检验。两变量 GARCH 模型的标准化残差为：

$$\kappa_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{H_t}}$$

$\kappa_t = (\kappa_{1t}, \kappa_{2t})^T$ 为标准化残差，$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})^T$ 为均值方程残差。对各标准化残差进行 ARCH 效应检验，如已经消除 ARCH 效应则认为模型的建立是恰当的，可继续进行模型的相关检验。

2.2 两变量 GARCH-BEKK 模型实证结果分析

选取上证月末收盘指数变化率作为衡量股票市场收益率的基本指标。宏观经济变量选取按照以发电量为代表的反映商品市场为主的实体经济变化、以利率为代表的货币市场变化、以财政支出为代表的财政政策变化、以进出口为代表的外部市场变化和以 *CPI*、*PPI*

为代表的反映宏观经济总体运行的总体性指标。对除 *BOR*、*PPI*、*CPI* 和上证综指月末收盘指数外其他各对数序列进行季节调整,消除季节因素。为了减少舍入误差,对时间序列取自然对数。将宏观经济变量和股票收益率取一阶差分,统一转化为增加率形式,使之更具可比性,同时有助于将以上宏观经济变量时间序列转化为平稳序列,避免伪回归问题。即:

$$R_{i,t} = \ln(x_{i,t}/x_{i,t-1}) \times 100\%$$

式中,i 分别代表银行业七天拆借利率(*BOR*)、消费者价格指数(*CPI*)、出口(*EV*)、进口(*IV*)、财政支出(*FE*)、生产者价格指数(*PPI*)、全国发电量(*EL*)、上证综指(*SZ*)。$R_{i,t}$ 代表 i 变量在 t 期的变化率;$x_{i,t}$ 代表 i 变量在 t 时期的数据;*sz* 代表月末上证综指收盘指数。

表 1 为各宏观经济变量和股票收益率时间序列基本统计特征。

表 1　宏观经济变量和股市收益率的基本统计特征

变量	*BOR*	*CPI*	*EV*	*FE*
均值	−0.007 2	−0.000 2	0.013 6	0.014 8
标准差	0.165 4	0.006 3	0.066 5	0.124 9
偏度	0.934 0	−0.299 5	−0.480 8	0.178 2
峰度	8.247 6	4.286 6	6.393 8	9.394 7
JB	241.753 6***	15.694 6***	96.950 8***	319.612 4***
Q(12)	24.007 9**	64.847 0***	56.928 3***	80.317 9***
Q^2(12)	83.260 8***	31.142 7***	29.467 7***	102.045 0***
变量	*PPI*	*EL*	*IV*	*SZ*
均值	−9.35*e*−05	0.008 0	0.014 1	0.004 7
标准差	0.009 5	0.043 6	0.013 2	0.076 4
偏差	−0.025 3	0.571 5	−0.244 4	−0.263 1
峰度	7.652 1	9.996 6	7.224 0	4.453 5
JB	168.649 9***	391.601 6***	140.881 1***	18.619 6***
Q(12)	202.015 6***	81.630 6***	61.128 0***	15.026 8***
Q^2(12)	129.780 9***	24.537 9***	67.052 0***	53.915 2***

注:*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下检验结果显著。Jarque-Bera 为正态性检验统计量。*Q*(12) 检验各时间序列收益率序列滞后 1 阶至 12 阶自相关系数联合检验是否为零;Q^2(12) 检验收益率平方序列滞后 1 阶至 12 阶自相关系数联合检验是否为零。

(1)均值方程估计

MGARCH-BEKK 模型由均值方程和方差方程组成。方差方程在多变量 GARCH 模型中已经做过相应介绍,下面进行均值方程的检验与拟合分析。

通过对各宏观经济变量和上证综指进行 ADF 平稳性检验可知,各时间序列取自然对数并经一阶差分后均为平稳序列,可直接建立模型分析。

根据对各宏观经济变量和股票市场收益率时间序列的检验可知,均存在自相关,因此须建立均值方程消除自相关,经过对股票市场收益率和各宏观经济变量变化率之间均值的分析表

明两两之间不存在 GRANGER 因果关系。同时，样本观测量为 187，跨期滞后相关图中两侧虚线对应的是两倍标准差，为 ±2/sqrt(187)，经过检验不能拒绝系数为零的原假设，上证综指与各宏观经济变量的跨期滞后 1~6 期相关系数保持在两倍标准差之内，即期滞后相关系数在±(-14.7,14.7) 之内，据此均值方程排除 VAR 形式，考虑单方程 ARMA 模型。经过反复试算，根据系数显著性检验并考虑 SC/AIC 准则，最终确定各变量均值方程如下：

$$R_{BOR,t} = \phi R_{BOR,t-1} + \varepsilon_{BOR,t}$$

$$R_{CPI,t} = \phi R_{CPI,t-1} + \varphi \varepsilon_{CPI,t-1} + \varepsilon_{CPI,t}$$

$$R_{EV,t} = c + \phi_1 R_{EV,t-1} + \phi_2 R_{EV,t-1} + \varepsilon_{EV,t}$$

$$R_{FE,t} = c + \varphi \varepsilon_{FE,t-1} + \varepsilon_{FE,t}$$

$$R_{PPI,t} = \phi R_{PPI,t-1} + \varepsilon_{PPI,t}$$

$$R_{EL,t} = c + \varphi \varepsilon_{EL,t-1} + \varepsilon_{EL,t}$$

$$R_{IV,t} = c + \varphi \varepsilon_{IV,t-1} + \varepsilon_{IV,t}$$

$$R_{SZ,t} = \phi R_{SZ,t-1} + \varphi \varepsilon_{SZ,t-1} + \varepsilon_{SX,t}$$

(2) ARCH 效应检验

通过 Ljung-Box Q 自相关检验，以上均值方程经滤波后的残差已基本消除自相关问题。通过对残差平方的 Ljung-Box Q 检验和 ARCH-LM 检验，各时间序列的残差序列存在显著的 ARCH 效应，可进行下一步检验。

GARCH 模型本身是非常复杂的，但一个给定经济金融时间序列数据，基本上可以用 GARCH (1,1)、GARCH (2,1) 或 GARCH(1,2) 等简单形式模型描述和刻画，同时简单模型形式简洁、处理比较方便，因此应尽量避免过度参数化。

通过对上证指数收益率和宏观经济变量的 GARCH 模型拟合，根据 AIC/SC 准则，GARCH(1,1) 符合要求。

表 2　宏观经济变量和股市收益率残差自相关及条件异方差检验结果

变量	*BOR*	*CPI*	*EV*	*FE*
$Q(6)$	5.952 1	1.050 4	8.776	2 751 7
$Q^2(6)$	42.330 8***	10.219 2**	30.042 0***	66.703 6***
ARCH-LM(4)	3.737 0***	3.012 28**	7.711 5***	16.802 7***
F 统计量	P=4	P=4	P=4	
变量	*PPI*	*EL*	*IV*	*SZ*
$Q(6)$	0.607 3	3.921 9	5.402 5	9.674 7
$Q^2(6)$	15.257 0***	25.278 3***	26.552 5***	11.488 6**
ARCH-LM(4)	3.651 9***	7.499 6***	6.599 2***	1.599 1
F 统计量	P=4	P=4	P=4	

注：**、***分别代表在 5%、1% 水平下检验结果显著。限于篇幅原因，只给出 $Q(6)$、$Q^2(6)$ 及 ARCH-LM(4) 统计量，未列出 $Q(12)$、$Q^2(12)$ 以及 ARCH-LM(6) 统计量。

检验结果表明,不施加任何限制的情况下对角线元素 a_{11}、a_{22}、b_{11} 和 b_{22} 绝大多数能够通过显著性检验,表明每个变量的波动受残差平方和条件方差过去值的影响,每个变量都具有波动聚集性和时变性特征,与表 2 检验结果相同。b_{22} 用于刻画变量波动的持续性,从其拟合值看均小于 1,表明波动是有穷的;越接近于 1 表明波动的持续性越强。但从系数拟合看,有部分变量 $\alpha+\beta$ 大于 1。通常情况下 GARCH 模型要求 $\alpha+\beta$ 小于 1 方能确保模型稳定。但在实践中,$\alpha+\beta$ 大于等于 1 亦经常出现,它表明波动冲击的影响是持久的。

从模型诊断结果看,残差和残差平方的 Q 检验在 1%显著性水平下无法拒绝原假设,表明标准化残差及其平方序列已经不存在自相关性。标准化残差的 ARCH-LM 表明,在 1%显著性水平下无法拒绝不存在 ARCH 效应的零假设,经过模型拟合后标准化残差已经不存在 ARCH 效应,模型结构合理,两变量 GARCH-BEKK 模型检验结果是可靠的,可以较好地解释上证综指与各宏观经济变量之间的波动溢出。

表 3　两变量 GARCH-BEKK 模型标准化残差自相关以及 ARCH 效应检验

变量	上证综指	利率	*CPI*	发电量
$Q(6)$	6.221 5	4.454 0	1.151 3	5.478 3
$Q^2(6)$	3.574 9	5.465 5	10.031 2	13.651 2
ARCH-LM(6)	3.689 2	5.306 5	11.473 3	13.014 6
变量	财政支出	*PPI*	进口	出口
$Q(6)$	4.988 5	2.475 4	5.294 8	9.816 8
$Q^2(6)$	13.276 7	12.366 1	2.079 7	4.444 8
ARCH-LM(6)	10.406 8	12.696 1	2.081 0	4.030 3

注:*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1%水平下检验结果显著。

从上证综指与利率波动 Wald 检验看,当假设两变量间不存在波动溢出效应时,假设参数矩阵 A 和 B 的非对角元素 $a_{12}=a_{21}=b_{12}=b_{21}=0$。在 5%显著性水平下拒绝原假设,4 个非对角元素并非同时为零。但此时无法确认波动溢出的方向,波动方向是由上证综指到利率,还是从利率到上证综指。

为此,接下来通过单向的 Wald 检验确认两变量间的作用方向。从上证综指对利率的波动溢出效应 Wald 检验看,假设 $a_{12}=b_{12}=0$。在 10.5% 水平下接受不存在波动溢出效应的原假设,表明不存在由上证综指到利率的波动溢出效应。

从利率对上证综指的波动溢出效应 Wald 检验看,假设 $a_{21}=b_{21}=0$。在 4.5% 显著性水平下拒绝不存在波动效应的原假设,认为存在从利率到上证综指的波动溢出效应。同时从模型拟合系数也可大致印证以上结论。在矩阵系数表中,$a_{21}=-0.26$ 显著不为零,印证了 Wald 检验结果,但 b_{21} 不显著,表明利率对上证综指的波动溢出效应更多体现为残差乘积过去值而非条件协方差的过去值,波动影响在有限时间内趋于消失。

从上证综指与 *CPI* 波动 Wald 检验看，在 8.8%显著性水平下拒绝不存在双向波动溢出的原假设。从 *CPI* 与上证综指单向波动溢出效应检验看，在 5% 显著性下拒绝原假设认为存在 *CPI* 对上证综指的波动溢出，同时接受上证综指对 *CPI* 没有波动溢出效应原假设，认为不存在上证综指向 *CPI* 的波动溢出效应。从系数检验看，在 10% 显著性水平下 a_{21} 和 b_{21} 通过显著性检验。

同理，Wald 检验表明，拒绝 *PPI* 和进口对上证综指存在双向波动溢出的原假设，拒绝 *PPI* 和进口对上证综指不存在波动溢出原假设，接受上证综指对 *PPI* 和进口不存在波动溢出原假设，表明存在 *PPI* 和进口对上证综指的单向波动溢出效应。

在以上 Wald 检验中，只有出口与上证综指间存在双向的波动溢出效应。同时出口也是上证综指能够对其产生波动影响的唯一变量。

表 4　两变量 GARCH-BEKK 模型波动溢出效应

	零假设检验 1	零假设检验 2	零假设检验 3
上证综指与利率	上证对利率没有波动溢出效应 H0：$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=4.495 116 [0.105]	利率对上证没有波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=6.170 851 [0.045]	利率与上证没有相互波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=10.343 48 [0.035]
上证综指与 *CPI*	上证对 *CPI* 没有波动溢出效应 H0：$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=1.229 458 [0.540 787 5]	*CPI* 对上证没有波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=5.996 745 [0.049 8]	*CPI* 与上证没有相互波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=8.087 645 [0.088 4]
上证综指与发电量	上证对发电量没有波动溢出效应 H0：$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=0.415 794 8 [0.812 290 4]	发电量对上证没有波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=0. 288 554 1 [0.865 647 9]	发电量与上证没有相互波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=0. 613 279 8 [0.961 576 6]
上证综指与财政支出	上证对财政支出没有波动溢出效应 H0：$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=4.738 04 [0.315 247 3]	财政支出对上证没有波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=0。300 844 4 [0.860 344 7]	财政支出与上证没有相互波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=4.137 569 [0.126 339 3]
上证综指与 *PPI*	上证对 *PPI* 没有波动溢出效应 H0：$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=3.659 366 [0.160 464 4]	*PPI* 对上证没有波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=9.463 298 [0.008 811 928]	*PPI* 与上证没有相互波动溢出效应 H0：$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=12.993 33 [0.011 308 44]

续表

	零假设检验 1	零假设检验 2	零假设检验 3
上证综指与进口	上证对进口没有波动溢出效应 H0:$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=0.578 029 9 [0.749 001]	进口对上证没有波动溢出效应 H0:$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=19.518 12 [0]	进口与上证没有相互波动溢出效应 H0:$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=34.679 31 [0]
上证综指与出口	上证对出口没有波动溢出效应 H0:$a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=5.385 059 [0.067 709 44]	出口对上证没有波动溢出效应 H0:$a_{21}=b_{21}=0$ *Wald*=15.579 85 [0]	出口与上证没有相互波动溢出效应 H0:$a_{21}=b_{21}=a_{12}=b_{12}=0$ *Wald*=25.401 84 [0]

注:*、**、***分别代表在 10%、5%、1% 水平下检验结果显著;[ ]内为 p 值

通过对发电量和财政支出的 Wald 检验看,发电量和财政支出与上证综指不存在波动溢出效应。[2]

3 意义

运用 MGARCH-BEKK 模型,建立了宏观经济的股票市场模型,对股票市场收益率和宏观经济变量之间的波动溢出效应进行模拟。通过该模型,计算结果表明股票市场收益率与各宏观经济变量之间的波动溢出效应非对称,利率、*PPI*、*CPI* 和进口对上证综指收益率产生单向的波动溢出效应,发电量和财政支出与上证综指收益率相互之间不存在波动溢出效应。通过对股票市场收益率和各宏观经济变量一阶矩考察,结果表明股票市场收益率和各宏观经济变量均值之间不存在 GRANGER 因果关系。此研究为把股票市场办成更加完善和规范的"真正的股票市场"提供参考。

参考文献

[1] 张培源. 中国股票市场与宏观经济波动溢出效应研究[J]. 经济问题, 2013,(3): 46-50.

[2] 李成, 马文涛, 王彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (6): 3-19.

货币政策的区域效应模型

1 背景

针对中国货币政策区域效应的影响分析，了解物价波动、增长乏力以及宏观经济调控效果十分重要。Taylor[1]以欧元区为对象，检验了跨国经济联盟单一货币政策的区域化差异。曹永琴和李泽祥[2]分析了货币政策的产业效应差异。王书华和孔祥毅[3]以收入差距为视角，分析了农户金融资产配置行为对金融供给带来的差异性。崔泽园和王书华[4]基于我国东、中、西部经济区的面板数据，构建了我国统一货币政策效应区域差异的动态面板模型，对货币信贷政策、金融结构差异、区域效应进行了实证检验。

2 公式

1978 年以来，伴随着经济体制的改革，我国的金融体制也发生了较为明显的制度变迁，金融机构、金融市场、金融结构的组成日益多元和复杂。经济发展的非均衡性对金融结构的非均衡变迁影响深远，东、中、西部三大经济带间经济发展的不平衡使各经济区金融资源、金融结构呈现出较为明显的区域差异。

表 1 为 2010 年我国东、中、西部各经济区经济与金融发展的基本情况。从表 1 来看，东、中、西部地区国民生产总值占全国的比重分别为 57.31%、24.06%、18.63%，东部地区的经济总量远超中、西部地区之和。从金融业产值来看，东、中、西部地区所占比重分别为 69.15%、15.21%、15.64%，东部地区金融产值的比重进一步加大。

表 1 我国各经济区经济与金融发展的区域差异

东部(单位:亿元)			中部(单位:亿元)			西部(单位:亿元)		
省份	地区 GDP	金融业产值	省份	地区 GDP	金融业产值	省份	地区 GDP	金融业产值
北京	14 113.58	1 863.61	山西	9 200.86	448.3	内蒙古	11 672.00	346.44
天津	9 224.46	572.99	吉林	8 667.58	190.12	广西	9 569.85	384.53
河北	20 394.26	615.42	黑龙江	10 368.60	288.19	重庆	7 925.58	496.56
辽宁	18 457.27	639.27	安徽	12 359.33	396.17	四川	17 185.48	654.7
上海	17 165.98	1 950.96	江西	9 451.26	241.49	贵州	4 602.16	231.51

续表

东部(单位:亿元)			中部(单位:亿元)			西部(单位:亿元)		
省份	地区 GDP	金融业产值	省份	地区 GDP	金融业产值	省份	地区 GDP	金融业产值
江苏	41 425.48	2 105.92	河南	23 092.36	697.68	云南	7 224.18	375.08
浙江	27 722.31	2 326.58	湖北	15 967.61	561.27	西藏	507.46	27.08
福建	14 737.12	767.58	湖南	16 037.96	463.16	陕西	10 123.48	384.75
山东	39 169.92	1 361.45				甘肃	4 120.75	100.54
广东	46 013.06	2 658.76				青海	1 350.43	54.53
海南	2 064.50	78.12				宁夏	1 689.65	97.87
						新疆	5 437.47	225.2
总计	250 487.94	14 940.66	总计	105 145.56	3 286.38	总计	81 408.49	3 378.79

表2给出了我国东、中、西部地区金融机构存贷款资源的变化,从数据的统计情况来看,不论是在绝对占比还是在相对比率上,东部地区金融机构的存款资源以及贷款资源都远远高于中、西部地区,东部地区的存贷款余额甚至占到了全部存贷款资源的2/3以上。从时间趋势来看,东部地区的存贷款额度所占比重在不断加大,而中、西部地区的存贷款额度占比却相对下降,这种变化折射出我国信贷资源配置的地区差异日益明显。

表2 我国1997—2007年金融机构区域存贷款差异

年份	存款占全国比率(%)			存款地区差异		贷款占全国比率			贷款地区差异	
	东部	中部	西部	中/东	西/东	东部	中部	西部	中/东	西/东
1997	61.1	21.2	17.7	0.347	0.290	54.2	26	19.8	0.480	0.365
1998	62.2	20.5	17.3	0.330	0.278	54.5	26	19.5	0.477	0.358
1999	62.1	20.7	17.2	0.333	0.277	55.5	25	19.5	0.450	0.351
2000	63.2	19.9	16.9	0.315	0.267	58.4	23.3	18.4	0.399	0.315
2001	62.4	20.3	17.3	0.325	0.277	60.6	22	17.4	0.363	0.287
2002	63.1	20.0	16.8	0.317	0.266	61	21.7	17.3	0.356	0.284
2003	63.9	19.4	16.7	0.304	0.261	62.3	20.6	17.1	0.331	0.274
2004	65.0	19.0	16.0	0.292	0.246	63.7	19.5	16.8	0.306	0.264
2005	64.9	19.0	16.2	0.293	0.250	64.6	18.6	16.7	0.288	0.259
2006	65.4	18.6	16.0	0.284	0.245	65.5	18	16.5	0.275	0.252
2007	65.2	18.4	16.3	0.282	0.25	65.6	17.9	16.5	0.273	0.252
均值	63.5	17.73	16.76	0.311	0.265	60.54	21.69	17.77	0.363	0.296

图 1 所示的各地区股本融资比率的情况也进一步证实了当前我国地区金融结构的显著差异。

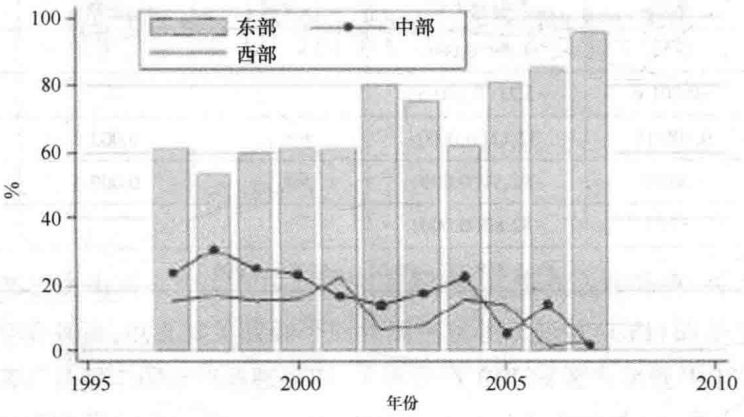


图 1　各地区股本融资占全国比率(%)

对我国东、中、西部地区金融机构、金融资源分布的分析表明,我国三大经济区域金融结构差异较大,因此,我国统一的货币政策效应存在着较为显著的区域差异特征。

为准确估计区域金融结构差异对我国统一货币政策效应的差异,构建了我国东、中、西部经济区的面板动态系统。设定的模型为:

$$Y_{it} = \alpha + \Phi_{t1} Y_{i,t-1} + \Phi_{t2} Y_{i,t-2} + \cdots + \Phi_{tp} Y_{i,t-p} + \Psi X_{it} + \xi_{it}$$

其中,Y 主要考虑我国的信贷供给、金融结构差异等,X 为控制变量(这里以 GDP 衡量),考虑了面板数据的特性。这里模型的估计基于广义最小二乘方法(GLS),对各时间序列平稳性及协积关系的检验证实了系统间协积关系的存在。

表 3 给出了我国统一货币政策区域效应的固定效应变截距模型回归结果。基于面板 GLS(Period Fix Effects) 回归,通过利用时期加权协方差(Period Weights),对货币政策区域效应的回归分析表明,我国统一货币政策效应区域差异较为显著。金融结构对货币政策效应的影响尽管参数较小,但 T 统计量(及 P 值) 较为显著,表明金融结构对货币政策效应的影响较为明显;区域虚拟变量通过了显著性检验,证明我国货币政策的区域差异较为明显,东、中、西部经济区货币政策的效应差异较大。

表 3　统一货币政策效应区域差异的固定效应动态变截距模型

$Credit_{i,t}$					
变量	系数	T 值及 P 值	变量	系数	T 值及 P 值
常数项	43.38	68.09(0.000)			
$frtr_{i,t}$	−0.001 6	−5.21(0.000 5)			
$Gdp_{i,t}$	0.000 18	32.11(0.000)	$frtr_{i,t-1}$	0.002 1	5.77(0.000 2)
Center	−30.91	−81.54(0.000)	$frtr_{i,t-3}$	0.000 4	5.012(0.000 5)
West	−35.01	−82.80(0.000)			
$F=5\ 438.38(p=0.00)$；$adj-R^2=0.999\ 7$					

3　意义

通过我国统一货币政策效应区域差异，构建货币政策的区域效应模型，对货币信贷政策、金融结构差异、区域效应进行了实证检验。货币政策的区域效应模型确定了我国货币政策效应区域差异的显著性，金融结构及区域差异性是造成我国统一货币政策区域效应的重要原因之一。作为宏观经济调控的核心，货币政策的有效实施是熨平经济波动的重要保证。金融结构及其区域差异对统一货币政策的有效性形成了重要冲击，消除区域差异带来的不良影响，提高货币政策调控的有效性，意味着必须正视我国经济区域发展的非均衡性，必须改善我国金融发展的区域差异。

参考文献

[1] Taylor J. The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework[J]. Journal of Economic Perspective, 1995, (9): 11-26.

[2] 曹永琴，李泽祥. 货币政策非对称性效应形成机理的理论评述[J]. 经济学家，2007，(4)：76-82.

[3] 王书华，孔祥毅. 经济增长，金融资源分布与居民收入分配结构分析[J]. 金融评论，2010，(3)：104-112.

[4] 崔泽园，王书华. 中国货币政策区域效应的影响分析——基于动态面板的经验与证据[J]. 经济问题，2013，(3)：56-59.

消费物价指数的预测模型

1 背景

人民币汇率已成为当今国内和国际的焦点问题,其能否适度升值,关系到中国与美国及西方国家的经济利益,也直接关联到今后我国消费物价指数(CPI)的基本稳定与百姓收入能否实际提高。针对中国近年通胀原因,了解我国 CPI 发展变化规律十分重要。剖析近年来引发我国通货膨胀的原因,有季节性的供不应求和人为的炒作,也有国际上石油、粮食,尤其是玉米、大豆等价格上涨,进而引发国内相关产品上涨等输入性的因素;还有政府为保持 GDP 增长而过多投资引起的结构性物价上涨。吴强和付永利[1]用 ARMA-EGARCH 模型探寻 CPI 发展变化规律,并对 2013 年的 CPI 走势进行预测分析。

2 公式

我国 10 多年来通胀的重要原因是汇率问题,人民币虽然在升值,但仍有适度升值的空间,对美元的汇率尚欠合理,2000 年以来我国外汇储备增加过快,外贸顺差过多必然引发物价上涨,我国为了保持 GDP 增速不得已而守住有限浮动的人民币汇率制度,不论经济还是政治上都付出了难以弥补的代价。结果是多年企盼的国内消费增长缓慢,外汇储备名义逐年增加实际缩水,国际市场上外贸摩擦成倍增加。国内 CPI 虽有所下降,但上行压力仍在,在此引入基于 ARMA-EGARCH 模型对 CPI 预测分析。

(1)模型构建方法及样本数据选取

ARMA 模型最初是由博克斯(Box)、詹金斯(Jenkins)提出的,亦称 B-J 方法,它是一种精度较高的短期时序预测法。在此选取建立 ARMA-GARCH 模型来刻画 CPI 时间序列本身的发展变化规律。因此本部分选取 2006 年 1 月至 2012 年 10 月的月度 CPI 同比数据,并将月度 CPI 环比数据调整为以 2006 年 1 月作为基期的定基数据,基期 $CPI=100$,样本数据区间是 2006 年 1 月至 2012 年 7 月,保留 2012 年 8 月至 2012 年 10 月的 CPI 数据用以检验模型的预测功效。

(2)实证分析步骤

第一步,CPI 序列平稳性检验。

由于 ARMA 模型只适用于平稳时间序列,所以对 CPI 月度时间序列原始数据运用

AugmentedDickey-Fuller test statistic 进行单位根检验。其虚拟假设为随机变量存在一个单位根,在回归方程中分别假设存在截距、趋势和截距、无趋势和截距,检验结果 P 值依次为0.8971、0.5231、0.9975,因此不能拒绝 *CPI* 存在一个单位根的虚拟假设,也即 *CPI* 序列非平稳,对原序列进行一阶差分后再次进行单位根检验,检验结果 P 值分别为0、0、0,因此拒绝 *CPI* 序列存在单位根的虚拟假设,即 *CPI* 为一阶单整 $I(0)$ 序列。

第二步,ARMA 模型的阶数确定。

ARMA 模型的自回归部分 $AR(P)$ 阶数 P 和移动平均部分 $MA(q)$ 的阶数 q 的确定,需要借助于对 *CPI* 一阶差分序列的自相关函数图 *AC* 和偏自相关函数图 *PAC* 的观察。运用EVIEWS7.0生成的 $D(CPI)$ 序列的 *AC* 和 *PAC*(见表1)可知,自相关系数和偏自相关系数均一阶截尾,因此可以尝试建立 ARIMA(1,1,1)、ARIMA(1,1,0)、ARIMA(0,1,1)。三个模型的回归结果显示回归系数均在5%的显著性水平下显著,*AIC* 和 *SC*、*Log likelihood* 值分别如表2所示。

表1 $D(CPI)$ 序列的 *AC* 和 *PAC* 数据

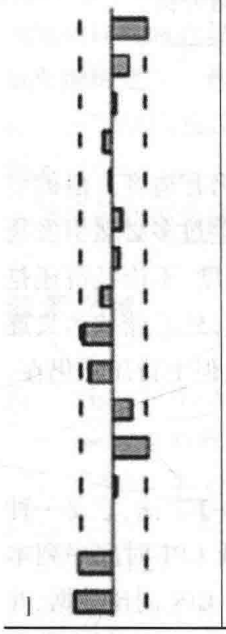
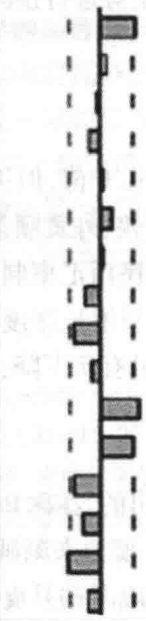
自回归	部分回归		*AC*	*PAC*	*Q-Stat*	*Prob*
		1	0.251	0.251	5.303 7	0.021
		2	0.119	0.060	6.514 7	0.038
		3	0.029	-0.015	6.587 5	0.086
		4	0.053	-0.068	6.833 0	0.145
		5	0.012	0.016	6.846 5	0.232
		6	0.080	0.098	7.420 7	0.284
		7	0.052	0.014	7.669 4	0.363
		8	-0.066	-0.113	8.076 6	0.426
		9	-0.198	-0.185	11.748	0.228
		10	-0.162	-0.055	14.220	0.163
		11	0.142	0.276	15.166	0.135
		12	0.253	0.230	22.383	0.033
		13	0.039	-0.177	22.532	0.048
		14	-0.002	-0.138	22.532	0.069
		15	-0.242	-0.234	28.502	0.019
		16	-0.278	-0.098	36.502	0.002

表 2　ARIMA(1,1,1)、ARIMA(1,1,0)、ARIMA(0,1,1)的 *AIC*、*SC* 及 *Log likelihood* 值

ARIMA(1,1,1)	*AIC*	2.066 117
	SC	2.126 995
	Log likelihood	−77.545 5
ARIMA(1,1,0)	*AIC*	2.078 327
	SC	2.108 766
	Log likelihood	−79.015 59
ARIMA(0,1,1)	*AIC*	2.110 398
	SC	2.140 612
	Log likelihood	−81.305 51

虽然 ARIMA(1,1,1) 模型的 *AIC*、*SC*、*Log likelihood* 值都小于另外两个模型，但并无明显优势，所以无法确定那个模型更优，需要结合 GARCH 模型分析判断。

第三步，ARCH 效应检验。

对 ARIMA(1,1,1)、ARIMA(1,1,0)、ARIMA(0,1,1) 模型分别进行 ARCH 异方差效应检验，其虚拟假设为 H_0：残差序列存在条件异方差效应。检验结果如表 3 所示，检验结果表明三个模型的残差序列均存在着显著的条件异方差效应。

表 3　残差异方差检验结果

Heteroskedasticity Test：ARCH

F-statistic	6.707 701	Prob.F(1,74)	0.011 6
Obs* *R*-squared	6.316 439	Prob.Chi-Square(1)	0.012 0
F-statistic	10.114 08	Prob.F(1,74)	0.002 1
Obs* *R*-squared	9.138 423	Prob.Chi-Square(1)	0.002 5
F-statistic	6.385 026	Prob.F(1,75)	0.013 5
Obs* *R*-squared	6.049 718	Prob.Chi-Square(1)	0.013 9

第四步，GARCH 模型的建立。

在保证 GARCH 模型的回归系数在 5% 的显著性水平下显著和模型的残差服从正态分布，且不再存在 ARCH 效应的前提下，我们得到了两个回归模型，如表 4 所示。

表 4　*AIC* 和 *SC* 判别标准

ARIMA(0,1,1) EGARCH(1,2,1)	*AIC*	1.934 708
	SC	2.115 994
	Log likelihood	-69.453 62
	R^2-squared	-0.061 271
ARIMA(1,1,0) TARCH(0,1,1)	*AIC*	1.948 145
	SC	2.069 901
	Log likelihood	-71.003 59
	R^2-squared	-0.047 539

因为前者的 *AIC* 小于后者,且 *Log likelihood* 值大于后者,所以我们选择建立 ARIMA(0,1,1)-EGARCH(1,2,1) 模型。

均值方程为:

$$D(CPI) = 0.2607MA(1) + u \tag{1}$$

异方差方程为:

$$\ln(\hat{\sigma}_t^2) = 0.3625 - 0.2407 \times \left| \hat{u}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1} \right| - 0.66183 \times \left| \hat{u}_{t-2}/\hat{\sigma}_{t-2} \right| + 0.3426 \times \left| \hat{u}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1} \right| + 0.7692 \times \log(\hat{\sigma}_{t-1}^2) \tag{2}$$

ARIMA(0,1,1)-EGARCH(1,2,1) 模型说明 *CPI* 的变动对市场信息的反映具有明显的不对称性,不对称项的系数 $\hat{\gamma}$ 为 0.3426。

当 $\hat{u} < 0$ 时,有一个 $\hat{\alpha} + \hat{\gamma} = (-0.2407) + (-0.6183) - 0.3426 = -1.2106$ 倍的冲击。

当 $\hat{u} > 0$ 时,有一个 $\hat{\alpha} + \hat{\gamma} = (-0.2407) + (-0.6183) + 0.3426 = -0.5164$ 倍的冲击。

市场出现负面消息对 *CPI* 造成的冲击更大,而市场出现正面消息对 *CPI* 造成的冲击较小,无论是正面消息还是负面消息都会造成 *CPI* 的波动率降低,这说明运用紧缩性财政货币政策对 *CPI* 造成的冲击大于运用扩张性财政货币政策对 *CPI* 造成的冲击。

运用静态预测对 2012 年 8 月至 2012 年 10 月的 *CPI* 进行预测,预测结果如表 5 所示。

表 5　2012 年 8 月至 2012 年 10 月 *CPI* 预测

	实际 *CPI*	预测 *CPI*	误差
2012 年 8 月	2.00	1.620 0	19%
2012 年 9 月	1.90	2.050 0	7.90%
2012 年 10 月	1.70	1.720 0	1.18%

这说明 ARIMA(0,1,1)-EGARCH(1,2,1) 模型的预测效果较好,但由于 ARMA 模型对于样本外预测只在短期即在样本外 1 个月具有较高精确度,所以在此采用 holt-winters

乘法型指数平滑方法对2012年11月至2013年6月的*CPI*进行了预测，预测结果如表6所示。

表6　2012年11月至2013年6月*CPI*预测　　单位：%

2012年11月	2012年12月	2013年1月	2013年2月	2013年3月	2013年4月	2012年5月	2013年6月
1.74	2.55	3.18	2.34	2.27	1.78	1.80	1.81

从预测结果可以看出，2012年11月至2013年6月*CPI*基本保持在2%左右，这说明自2010年12月开始实施的紧缩性货币政策对*CPI*的抑制作用得到体现，我国的通胀压力将逐步趋于缓解，随之而来的是经济增速的下滑，政府的工作重心将转向采取措施保证经济增长以拉动收入和就业上来。[2]

3　意义

运用ARMA-EGARCH模型，建立了消费物价指数的预测模型，探寻消费物价指数(CPI)发展的变化规律。并对2013年的*CPI*走势进行预测分析，通过该模型，计算表明2010—2011年我国严重通货膨胀的根本原因在于经济增长结构的不合理，GDP增长长期以来过于依赖外贸出口和政府主导型的基础建设投资，且人民币兑美元汇率长期受到压制，升值速度较慢，巨额出口贸易顺差导致人民币被动增发严重，从而拉动通货膨胀率上升，但随着人民币兑美元汇率的逐渐升值缓解了部分通货膨胀压力。随着2013年我国宏观经济硬着陆的不确定风险减小，我国前几年面临的严重通货膨胀趋势将会得到根本缓解。此模型为我国经济在新时期更稳定发展提供了参考。

参考文献

[1]　吴强，付永利. 中国近年通胀原因与2013年CPI预测分析[J]. 经济问题，2013,(3)：51-55.

[2]　吴强. 中国当前的通胀与汇率政策[J]. 广州城市职业学院学报，2012,(6).

董事会结构的公司绩效模型

1 背景

董事会是用于解决现代公司中代理问题的一种制度安排，它承担着向经理人提出建议并对经理人实施监督的重要职责。董事会结构与公司绩效之间可能存在跨期间的相互影响[1]。Wintoki 等[2]的研究则发现，公司绩效越好，公司规模越有扩张的可能性，则董事会规模就会越大，即前期公司绩效与当期董事会规模正相关。郝云宏和周翼翔[3]的研究则表明，董事会规模与公司绩效之间不存在明显的相关关系。李向荣和王建明[4]从动态内生性的视角出发，分析了董事会结构与公司绩效之间的相互作用关系。

2 公式

董事会作为一种制度安排，是企业所有者保护自身利益的重要机制。当公司业绩下滑时，股东为了保护自己利益，必然会加强对代理人的监督，从而导致董事会独立性的上升，反之亦然。其次，公司业绩越好，规模就会越大，公司经营所需要的信息量就越多，从而加大了董事会与经理人之间的信息不对称，为了有效地对经理人进行监督，公司往往需要更大规模的董事会，这或许意味着公司业绩与董事会规模之间是一种正相关关系。但董事会规模过大也可能会导致效率的损失，不利于公司绩效的提升。为此，我们提出如下假设。

假设 1：在跨期影响中，董事会独立性与公司绩效正相关，前期董事会越独立，当期公司绩效越好；公司绩效与董事会独立性负相关，前期公司绩效越差，当期董事会越独立。

假设 2：在跨期影响中，董事会规模与公司绩效负相关，前期董事会规模越大，则当期公司绩效越差；公司绩效与董事会规模正相关，前期公司绩效越好，则当期董事会规模越大。

根据研究目的，构建的模型为：

$$y_{it} = \alpha_1 + \sum_s k_s y_{it-s} + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it-1} + \gamma z_{1it} + \varepsilon_{it}, s \geqslant 1$$

$$x_{it} = \alpha_2 + \sum_p \lambda_p x_{it-p} + \varphi_1 y_{it} + \varphi_2 y_{it-1} + \pi z_{2it} + \xi_{it}, p \geqslant 1$$

式中，y_{it}、x_{it} 分别表示公司绩效和董事会结构；z_{it} 表示控制变量，主要包括两权设置情况（指董事长与总经理是否兼任）、资产负债率、公司规模和企业风险。其中，在此采用 ROA

来描述公司绩效[3],用董事会规模和独立性两个指标来描述董事会结构特征。各变量的定义见表 1。

表 1　变量定义

变量名称	符号	定义
公司绩效	*ROA*	净利润与资产总额的比值
董事会规模	*Board-size*	董事会总人数的对数
董事会的独立性	*Out-ratio*	独立董事总人数与全部董事人数的比值
两权设置情况	*Ceo-topdir*	总经理和董事长两职合一时取值为 1,非两职合一时取值为 0
资产负债率	*Debt*	负债总额与年末公司总资产的比值
公司规模	*Size*	公司年末账面总资产的对数值
企业风险	*SE*	不考虑现金红利投资的月个股回报率的标准差

各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2　变量的描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
ROA	0.012 7	0.377 66	-16.11	0.63
Board-size	2.239 1	0.217 67	1.10	2.94
Out-ratio	0.342 9	0.052 31	0.00	0.75
Ceo-topdir	0.114 8	0.318 77	0.00	1.00
Debt	0.008 9	0.210 00	-10.88	0.78
Size	21.221 8	1.037 23	16.83	27.11
SE	0.122 8	0.056 61	0.015 8	1.121 3

由此可知,在 2004—2009 年期间,我国上市公司的 *ROA* 均值为 0.0127,其中最大值为 0.63,最小值为-16.11,标准差为 0.37766,揭示了上市公司的绩效差异明显。上市公司的董事会规模均值为 2.2391,董事总人数接近于 10,表明我国上市公司的董事会规模普遍较大,超过了 Jensen[5] 所提出的 7~8 人的最优董事会规模,较大的规模或许会影响到董事会治理功能的发挥,制约了公司绩效的增长。董事会规模最大值为 2.94,最小值为 1.10,标准差为 0.21767,表明上市公司董事会规模相差较大。

为了更好地解释跨期影响的程度,在回归分析中分别列出了静态模型(OLS) 和动态模型(GMM) 的回归结果(表 3)。模型 1 是把董事会看作外生变量,从静态的角度分析董事会对绩效的影响;模型 2 用来解释动态面板数据中当期的董事会结构对公司绩效的影响;模型 3 用来检验前期董事会结构对当期公司绩效的影响。

表 3　董事会结构对公司绩效的促进效应

ROA	模型 1	模型 2	模型 3
Out-ratio	-0.022 5*** (-5.16)	-0.042 3 (-0.82)	
Board-size	-0.001 2** (-2.15)	-0.001 0 (-0.58)	
Out-ratio(-1)			0.016 2 (0.50)
Board-size(-1)			0.000 3 (0.51)
Ceo-topdir	-0.002 8*** (-0.18)	0.002 (0.23)	-0.000 5 (-0.03)
Debt	-0.082 5*** (-18.02)	-0.041 2*** (-3.55)	-0.043 5*** (-3.65)
Size	0.022 8*** (12.55)	0.005 6** (2.25)	0.005 2** (2.44)
SE	0.051 0** (3.82)	0.068 5 (0.88)	0.101 2 (1.27)
ROA(-1)		0.355 2*** (5.20)	0.323 8*** (4.80)
ROA(-2)		0.128 0*** (3.21)	0.155 6*** (3.58)
C	-0.162 8***	-0.125 0**	-0.153 6**
R^2	0.163 8		
AR(1)Test(*P* 值)		0.000	0.000
AR(2)Test(*P* 值)		0.344	0.385
Hansen Test		0.518	0.315
Difference-in-Hansen Tests		0.112	0.360

注：括号内的数字为 *t* 值。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。AR(1)、AR(2) 用来检验广义矩估计中是否存在一阶和二阶序列相关。Hansen Test 和 Difference-in-Hansen Tests 用来检验广义矩估计中水平和差分形式的工具变量选择是否合适。

由表 3 可知，如果把董事会结构当作外生变量，则它与公司绩效显著负相关。而在动态内生性的分析模型中，这种显著的相关关系消失了。这与在此提出的假设并不一致，即实证研究表明董事会结构对公司绩效并不存在明显的促进效应。

表 4 列出了公司绩效对董事会结构反馈效应的回归分析结果。其中，模型 1 和模型 4

是从静态的角度分析公司绩效对董事会独立性和规模的反馈作用，模型 2 和模型 5 是从动态内生的角度分析当期绩效对董事会结构的影响，模型 3 和模型 6 用来检验前期绩效对当期董事会结构的反馈作用。

表 4　公司绩效对董事会结构的反馈效应

	Out-ratio			*Board-site*		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
ROA	-0.185 2***	-0.152 3**		0.001 0	-0.521	
	(-4.86)	(-2.36)		(0.58)	(-0.27)	
ROA(-1)			-0.142 8**			-0.042 6
			(-2.17)			(-0.03)
Ceo-topdir	-0.023 5***	0.002 7	0.003 1	3.80*E*-05	-0.223 6	-0.221 2
	(-4.43)	(0.25)	(0.30)	(0.65)	(-0.86)	(-0.86)
Debt	0.028 0**	0.002 3	0.002 8	0.000 2	-0.458 7	-0.526 7
	(2.35)	(1.32)	(1.26)	(0.75)	(-0.86)	(-0.86)
Size	0.023 5**	0.002 3	0.002	2.01*E*-05	0.162 1*	0.154 1*
	(10.50)	(0.56)	(0.50)	(0.62)	(1.57)	(1.61)
SE	-0.110 0***	0.025 3	0.029 5	0.000 6	-0.889 6	-0.892 1
	(-3.86)	(1.12)	(1.81)	(1.53)	(-0.41)	(-0.37)
Out-ratio(-1)		0.395 7***	0.416 0***			
		(4.61)	(4.65)			
Out-ratio(-2)		0.005	-0.006 1			
		(0.15)	(-0.17)			
Board-size(-1)					0.688 5***	0.692 1***
					(6.78)	(6.81)
Board-size(-2)					-0.031 6	-0.035
					(-0.40)	(-0.43)
C	-0.453 1***	0.142 7*	0.131 6	0.000 1	0.397 2	0.699 5
	(-12.30)	(1.59)	(1.40)	(0.03)	(0.24)	(0.38)
R^2	0.505 6			0.065 8		
AR(1)Test (*P* 值)		0.000	0.000		0.000	0.000
AR(2)Test (*P* 值)		0.327	0.468		0.211	0.185
Hansen Test		0.238	0.112		0.101	0.186
Difference-in-Hansen Tests		0.311	0.162		0.179	0.268

由表 4 可知,公司绩效对董事会的独立性有着显著的影响,前期绩效和当期绩效都与董事会独立性显著负相关。这表明当公司绩效较差时,公司会提高董事会中独立董事的比例,加强对经理人的监督。由模型 5 和模型 6 的分析结果可知,不论是上期还是当期公司绩效对董事会规模都不存在显著的反馈作用。这与假设 2 相矛盾。

3 意义

从动态内生性的视角出发,分析了董事会结构与公司绩效之间的相互作用关系,构建董事会结构的公司绩效模型。通过该模型,计算结果表明董事会结构对公司绩效没有明显的促进作用,不论是同期还是前期的董事会结构对公司绩效均没有显著的影响作用。公司绩效对董事会结构有着明显的反馈作用,当期和前期的公司绩效都与董事会的独立性显著负相关而与董事会规模不相关。从外生性的角度设置董事会结构难以真正发挥董事会的治理功能,应重视董事会结构的内生性特征和其与公司绩效的相互跨期影响。模型为促进董事会的发展提供了参考。

参考文献

[1] 黄张凯, 徐信忠, 岳云霞. 中国上市公司董事会结构分析[J]. 管理世界, 2006, (11).

[2] Wintoki M B, Linck J S, Netter J M. Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance[R]. Working Paper, 2010.

[3] 郝云宏, 周翼翔. 董事会结构、公司治理与绩效——基于动态内生性视角的经验证据[J]. 中国工业经济, 2010, (5).

[4] 李向荣, 王建明. 动态内生性视角下的董事会结构与公司绩效关系研究[J]. 经济问题, 2013,(4): 63-66.

[5] Jensen M C. The Modern Industrial Revolution, Eixt and the Failure of Internal Control Systems[J]. Journal of Finance, 1993, 48(3).

工业经济的增速预测模型

1 背景

宏观经济预测是根据宏观经济系统过去和现在的运行规律,运用预测方法对其未来的发展趋势和状况进行描述分析,形成假设和判断。针对工业经济增速的研究,了解影响工业增加值的因素十分重要。2012 年的工业经济增长速度出现了较大幅度的回落,全年工业增加值增速为 10%,比 2011 年下滑了 3.9 个百分点,超出了很多研究者在年初的预期。造成工业经济下滑的原因既包括国际市场萎缩等需求层面原因,也包括劳动力成本上升、资源环境约束趋紧等供给层面原因。在这种情况下,中国工业经济增长动力机制将发生相应的转变,从而也将倒逼国家和企业调整发展战略。原磊[1]建立了 SVAR 模型,对 2013 年上半年的工业经济增速进行预测。

2 公式

宏观经济预测是根据宏观经济系统过去和现在的运行规律,运用预测方法对其未来的发展趋势和状况进行描述分析,形成假设和判断。SVAR 模型是目前较为常用的计量模型,它综合利用了数据本身的规律性和数据间的内在理论性。在此建立 SVAR 模型,对 2013 年上半年的工业经济增速进行预测。

(1)指标的选取和检验

选取的指标有工业增加值同比增长率(y)、货币供应量同比增长率($M2$)、商品零售价格指数同比增长率(Pi) 以及银行间同业拆借加权平均利率(r)。

时间区间为 2008 年 1 月至 2012 年 6 月。根据宏观经济理论,影响工业增加值的因素主要来自于供给和需求两方面,代表需求方面的有货币供应量、投资等,使用 $M2$ 来获取需求方面的信息;而影响供给的有就业率、工资、利率等,使用银行间同业拆借加权平均利率来反映成本信息;而价格指数是供需两方面结合的结果,故而也加入到方程中来,但是由于就业率数据、工资数据的不可得性,故仅选择以上指标作为 SVAR 的数据基础。在做 VAR 模型的时候需要对数据进行平稳性检验,以避免伪回归现象。结果如表 1 所示。

表 1　不同指标平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	置信水平			备注
		1%	5%	10%	
y	-4.70	-3.55	-2.91	-2.59	平稳
M2	-1.49	-3.55	-2.91	-2.59	不平稳
dM2	-6.89	-3.55	-2.91	-2.59	平稳
r	-2.27	-3.55	-2.91	-2.59	不平稳
dr	-10.85	-3.55	-2.91	-2.59	平稳
Pi	-0.26	-3.55	-2.91	-2.59	不平稳
dPi	-7.54	-3.55	-2.91	-2.59	平稳

4 个变量中只有工业增加值同比增长率是平稳序列,其余变量是一阶差分平稳序列。我们选择的数据是在全球金融危机之后,数据集充分传达了危机时期的货币需求信息、成本变动信息以及价格调整信息。这样在此使用工业增加值同比增长率(y)、货币供应量同比增长率差分序列($dM2$)、银行间同业拆借加权平均利率差分序列(dr) 以及商品零售价格指数同比增长率的差分序列(dpi) 进行建模。

在此综合运用 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 准则来选择最优滞后阶数。选取标准为以常用的 AIC 和 BC 准则为基准,其他指标作为参考。AIC 显示滞后六阶是最优选择,而 SC 显示滞后一阶是最优选择,综合考虑 LR、FPE 和 HQ 为三阶,我们选择滞后三阶做模型形式。

(2)模型的形式选择

数据的平稳性为建立 SVAR 模型提供了条件,接下来建立模型以便进行模型的分析与预测。在此建立的 SVAR 模型如下:

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + V_t \tag{1}$$

其中,$Y_t = [r_t, pi_t, M2_t, y_t]'$;$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}$。

方程(1) 包含商品市场需求方程、商品市场供给方程、货币市场供需方程以及利率演化方程。我们使用 EViews6.0 对模型进行估计,SVAR 模型的同期关系的估计结果显示,除了变量与变量本身存在显著的同期关系之外,变量与变量之间并不存在显著的同期关系。这样我们可以直接使用 VAR 模型进行分析和预测。

(3)工业增加值增速预测

从样本内预测值和实际值的比较看出,预测值比实际值要平滑一些。虽然整体上二者在变动趋势上具有较高的拟合性,但部分月份也存在实际值与预测值之间存在较大差异的情况(见图 1)。

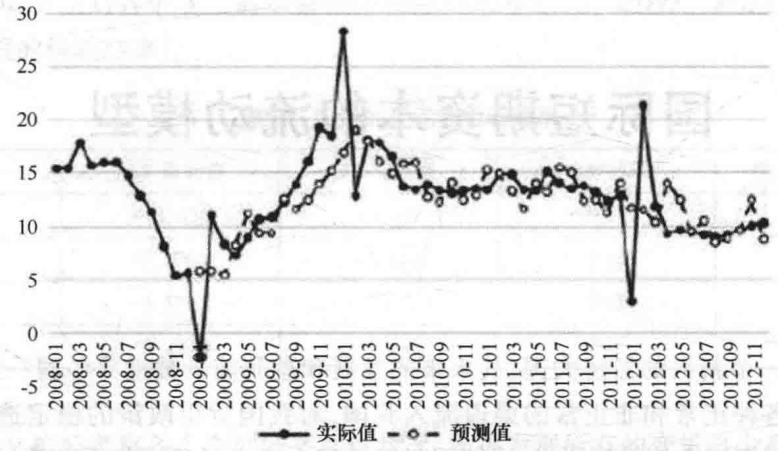


图 1　VAR 模型获得的样本内预测值和实际值的比较

使用 2008 年 1 月至 2012 年 12 月的数据对 2013 年下半年的工业增加值同业增速进行预测，其结果如表 2 所示。

表 2　2013 年上半年工业增加值增速预测　%

	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月
工业增加值同比增长率(y)	11.41	10.84	11.01	11.12	11.55	11.45

2013 年上半年工业经济增速总体维持在 11%左右，相比于 2012 年有所回升。

3　意义

在此建立了工业经济的增速预测模型，对 2013 年上半年的工业经济增速进行预测。通过对该模型的计算表明，在“十二五”期间，预计中国工业经济增速仍将处于平稳较快增长区间。2013 年全年工业经济增速将维持在 11% 左右，2014 年和 2015 年将逐步下降到 10% 左右，整个“十二五”期间工业经济增速为 10%～11%。对此，应将“四化并举”作为“保增长”和“调结构”的基础，实施进出口平衡的外贸战略，鼓励制造企业“走出去”，争取在迎接“第三次工业革命”中有所作为。

参考文献

[1]　原磊. 工业经济增长动力机制转变及“十二五”展望[J]. 经济问题, 2013,(4): 4-11.

[2]　张平. 后危机时代宏观政策转变：从需求扩张转向供给激励[J]. 经济学动态, 2010, (12).

国际短期资本的流动模型

1 背景

我国作为一个新兴的经济大国，其未来的发展和盈利前景被世界各国一致看好，国际短期资本通过各种正常和非正常的渠道流入我国，对我国货币政策的稳定造成极大的挑战。针对国际短期资本流动的研究，了解国际短期资本流入对我国货币政策的影响十分重要。周建珊[1]以外汇占款作为因变量，以外商直接投资月度净值、外贸顺差月度净值和短期资本流动月度净值代表国际短期资本流动作为自变量建立模型，实证分析短期资本流动对货币供应量的影响。

2 公式

2003 年以来，在强烈的套汇冲动之下，各种隐性的、规则之外的国际短期资本流入中国，且规模也越来越大，影响效应也越来越强烈。所以，在需要维护汇率相对稳定和无法有效控制资本流动的现实情况下，货币政策的独立性就必然会受到冲击干扰。

近年来国际短期资本大规模持续净流入我国境内，在累积效应之下，其动辄数以千亿美元计的存量规模，通过外汇占款的形式，对国内整体货币供给造成了压力。外汇占款是指银行收购外汇资产而相应投放的本国货币。外汇占款对国内货币供应量的影响表现为：

中央银行购汇→形成央行所持有的外汇储备→投放基础货币

整个银行体系购汇→形成全社会外汇储备→形成社会资金投放

用 $WHZK_t$ 代表国内外汇占款月度净投放量，FDI_t、$WMSC_t$ 和 $DQZB_t$ 分别代表以同步人民币对美元月度平均汇率折算后的实际使用外商直接投资月度净值、外贸顺差月度净值和短期资本流动月度净值。

外汇储备作为一种金融资产，它的增加等同于投放基础货币。外汇储备增加越多，人民币的发放增长越快。所以，在此以外汇占款作为因变量，以外商直接投资月度净值、外贸顺差月度净值和短期资本流动月度净值代表国际短期资本流动作为自变量实证分析短期资本流动对货币供应量的影响。模型如下：

$$WHZK_t = c + \alpha \cdot FDI_t + \beta \cdot WMSC_t + \gamma \cdot DQZB_t + \mu_t \tag{1}$$

其中，μ_t 为随机扰动项。

运用 ADF 方法对各个变量的单整性进行单位根检验，对 $WHZK_t$、FDI_t、$WMSC_t$、$DQZB_t$ 等变量单位根的检验结果见表 1。

表 1　变量的平稳性检验结果

变量名称	ADF 检验值	5%临界值	检验结果	检验形式(C,T,K)
WHZK	-11.524	-3.452	平稳	(C,T,0)
DQZB	-6.276 4	-2.889	平稳	(C,0,0)
WMSC	-3.577 4	-3.452 9	平稳	(C,T,0)
FDI	-8.299 4	-2.889	平稳	(C,0,0)

利用 ADF 检验考察各个序列的平稳性状况，结果发现所有的变量至少都在 5% 的显著性水平上为平稳时间序列。

采用 Johansen 检验的最大特征值法，检验 $WHZK_t$、FDI_t、$WMSC_t$、$DQZB_t$之间的协整关系。根据 A1C 信息准则，VAR 模型中的自回归滞后阶数应取为 1，另外，由于各个变量具有明显的确定性趋势，因此将协整方程设定为含截距项。协整检验结果见表 2。

表 2　变量之间的协整检验结果

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.904 100	67.369 98	47.856 13	0.000 3
At most 1	0.528 265	25.169 89	29.797 07	0.155 5
At most 2	0.416 318	11.645 82	15.494 71	0.174 7
At most 3	0.102 903	1.954 646	3.841 466	0.162 1

在 5% 置信水平上，协整检验表明：*LTZ* 拒绝与 *LDK*、LM_2、*LR*、*LTD* 之间不存在协整关系，变量之间存在一个协整方程。

$$WHZK_t = -425.867 + 1.103FDI_t + 0.64WMSC_t + 0.495DQZB_t$$

$$t \qquad -2.849 \quad 2.836 \qquad 2.867 \qquad 5.218$$

$$R^2 = 0.618, D.W = 2.98$$

由上述估计结果可以看到，$WMSC_t$项和 $DQZB_t$项系数的 T 统计值均在 1% 的水平上显著，其余变量系数的显著性水平也达到了 5%；R^2 的统计值为 0.618，表示方程拟合优度能够令人满意；同时 *DW* 值也显著改善到了 2.98，表明残差序例不存在低阶自相关。

上述实证过程从统计意义上验证了在我国发生的国际短期资本流动对国内外汇占款

投放的影响效果：在现有机制下，国际短期资本流入每增加 1 亿元，将导致国内外汇占款净投放增加 0.495 亿元。然后这部分投放的货币再通过乘数效应，最后形成规模更大的实际货币供应增量的被动性实现[2]。

3 意义

以外汇占款作为因变量，以外商直接投资月度净值、外贸顺差月度净值和短期资本流动月度净值代表国际短期资本流动作为自变量，建立国际短期资本的流动模型，确定了短期资本流动对货币供应量的影响。通过对国际短期资本流动模型的计算表明：在现有机制下，国际短期资本流入每增加 1 亿元，将导致国内外汇占款净投放增加 0.495 亿元。然后这部分投放的货币再通过乘数效应，最后形成规模更大的实际货币供应增量的被动性实现。在现有汇率机制和外汇管理体制短期无法改变的情况下，国际短期资本的无序性和聚积性流动，对国内货币供应的自主调控和货币政策的独立实施，造成了越来越大的困难和挑战。因此，针对国际短期资本流动现象采取必要的规制和防范措施，既是维护国内金融安全的需要，也是最大限度地保证国内货币政策独立性的需要。

参考文献

[1] 周建珊. 国际短期资本流动及其对我国货币政策影响研究[J]. 经济问题, 2013,(4): 51-54.

[2] 李翀. 国际金融资产组合的选择——论短期国际资本流动的成因[J]. 广东社会科学, 2005, (4).

企业家创新力的评价模型

1 背景

企业家创新力是企业持续成长中的关键因素，西部资源型中小企业由于受资源有限性、技术创新能力较弱和企业实力限制等影响，企业家创新力显得尤为重要。针对企业家创新力的研究，了解企业家创新力影响因素层次结构是十分重要的。崔焕金和曾蓓[1]认为资源型企业持续发展根本在于产业创新，产业链延伸、产业竞争规则创新、产业转型是其产业创新的基本途径。刘进和揭筱纹[2]以西部资源型中小企业为研究背景，研究企业家创新力评价体系，各指标的权重可以运用 AHP 法确定，同时采用模糊综合评价方法进行指标评价。

2 公式

AHP 法是层次分析法的简称[3]，是一种定性、定量分析相结合的多目标决策分析方法，是将决策者的经验判断予以量化，并且通过一个递阶层次模型来描述一个决策问题，然后进行定量分析计算。

2.1 构造判断矩阵

判断矩阵 A，是两两比较的矩阵。在此采用 1~7 标度的专家赋值法对中间层 B 中的各元素进行两两比较并判断中间层 B 元素相对于 A 元素的重要性(见表 1)。

表 1 判断矩阵 A

A	B_1	B_2	B_3
B_1	1	3	1/2
B_2	1/3	1	1/5
B_3	2	5	1

2.2 确定指标权重

(1)判断矩阵 A 每行的几何平均值为：

$$\overline{w_i} = n\sqrt{\prod_{j=1}^{n}}, i = 1,2,\cdots,n \tag{1}$$

得到 $\overline{w} = (\overline{w_1}, \overline{w_2}, \cdots, \overline{w_n})^T$ 。

(2)将 $\overline{w_i}$ 归一化,即计算:

$$w_i = \overline{w_i} / \sum_{j=1}^{n} w_j, i = 1, 2, \cdots, n \tag{2}$$

得到 $w = (w_1, w_2, \cdots, w_n)^T$ 即为所求特征向量的近似值,这也是各元素的相对权重。在此为:

$$w = (w_1, w_2, w_3)^T = (0.309, 0.110, 0.581)^T$$

(3)判断矩阵 A 最大特征值 λ_{max} 为:

$$\lambda_{max} = \sum_{i=1}^{n} \frac{(AW)_i}{nw_i} \tag{3}$$

其中,$(AW)_i$ 为向量 AW 的第 i 个元素,在此为:

$$AW = \begin{bmatrix} 1 & 3 & 1/2 \\ 1/3 & 1 & 1/5 \\ 2 & 5 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.309 \\ 0.110 \\ 0.581 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.928 \\ 0.329 \\ 1.747 \end{bmatrix} \tag{4}$$

则有:

$$\lambda_{max} = \sum_{i=1}^{n} \frac{(AW)_i}{nw_i} = 3.00396$$

(4)进行判断矩阵的一致性检验。

其应该满足 $a_{ij} = \frac{a_{ik}}{a_{kj}} (i = 1, 2, \cdots, n; j = 1, 2, \cdots, n; k = 1, 2, \cdots, n)$;同时有 $\lambda_{max} = n$,其余特殊根为 0。主观判断往往带有估计误差,需要计算出判断矩阵 λ_{max} 对应的特征向量(权重),然后计算一致性检验及比率指标,如果 $C.R<0.1$ 就认为矩阵满足一致性检验的要求,如果不满足,就继续修正直到可以满足为止。

①计算判断一致性检验 $C.I$,其公式及计算结果为:

$$C.I = (\lambda max - n)/(n - 1) = 0.001848 \tag{5}$$

②通过表 2 中查出相应的 $R.I=0.58$。

表 2　平均随机一致性指标 *R.I*

阶数(n)	1	2	3	4	5	6	7
R.I	0	0	0.580	0.900	1.120	1.240	1.320

③计算随机一致性比率 $C.R$,其公式及结果为:

$$C.R = C.I/(R.I) = 0.001848/0.58 = 0.003186 < 0.1$$

根据随机一致性比率 $C.R<0.1$,说明上述判断矩阵 A 的一致性可以接受,中间层 B 对

总评 A 的权重值 $w=(0.309,0.110,0.581)^T$ 是可以接受的。

同理，分别构造两两比较的判断矩阵 B_1、B_2、B_3、B_4，同样可求得第三层各元素的权重，并分别对其判断矩阵进行一致性检（见表 3、表 4 和表 5）。

表 3　第二层指标体系权重 C_1、C_2、C_3 计算

B_1	C_1	C_2	C_3	W_1
C_1	1	1/5	1/3	0.110
C_2	5	1	2	0.580
C_3	3	1/2	1	0.309

注：$\lambda_{max}=3.003\ 696$，$C.I_1=0.001\ 848$，$C.R_1=0.003\ 186$。

表 4　第二层指标体系权重 C_4、C_5、C_6 计算

B_2	C_4	C_5	C_6	W_2
C_4	1	2	5	0.595
C_5	1/2	1	2	0.277
C_6	1/5	1/2	1	0.129

注：$\lambda_{max}=3.005\ 539$，$C.I_2=0.002\ 769$，$C.R_2=0.004\ 775$。

表 5　第二层指标体系权重 C_7、C_8、C_9、C_{10} 计算

B_1	C_7	C_8	C_9	C_{10}	W_3
C_7	1	1/5	1/7	1/3	0.059
C_8	5	1	1/2	2	0.280
C_9	7	2	1	3	0.473
C_{10}	3	1	1/3	1	0.188

注：$\lambda_{max}=4.229\ 353$，$C.I_3=0.076\ 451$，$C.R_3=0.068\ 26$。

④计算最底层元素 C 对于目标 A 的合成权重，各指标权重如表 6 所示。

表 6　企业家创新力影响因素的权重

企业家创新力 A（1.000）									
B_1 0.309			B_2 0.110			B_3 0.581			
C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7	C_8	C_9	C_{10}
0.110	0.581	0.309	0.595	0.277	0.129	0.059	0.280	0.473	0.188

2.3 模糊评价

模糊评价法[3]起因于模糊现象的存在。模糊综合评价法是建立在模糊数学基础上的，根据模糊数学的隶属度理论把定性评价转化为定量评价。

选取高校战略管理方面教授和资源型企业专家组成的 10 人评价小组，根据 10 位专家、教授的意见给出了影响总评能力的各个指标的模糊评语(见表 7)。

表 7 企业家创新力指标等级评语表

准则论域 U	权重 A	准则论域 U_i	权重 A_i	评语等级论域 V			
				好 (V_1)	较好 (V_2)	一般 (V_3)	差 (V_4)
思维创新能力 U_1	$a_1=0.309$	环境观察能力 U_{11}	$a_{11}=0.034$	0.3	0.5	0.1	0.1
		观念创新能力 U_{12}	$a_{12}=0.180$	0.3	0.4	0.2	0.1
		方向选择能力 U_{13}	$a_{14}=0.095$	0.3	0.5	0.2	0
决策创新能力 U_2	$a_2=0.110$	机会鉴别能力 U_{21}	$a_{21}=0.065$	0.2	0.5	0.2	0.1
		战略判断能力 U_{22}	$a_{22}=0.030$	0.3	0.4	0.1	0.2
		风险承担能力 U_{23}	$a_{23}=0.014$	0.2	0.5	0.2	0.1
创新实施能力 U_3	$a_3=0.537$	资源整合能力 U_{31}	$a_{31}=0.034$	0.4	0.4	0.1	0.1
		战略推进能力 U_{32}	$a_{32}=0.163$	0.3	0.3	0.3	0.1
		危机预控能力 U_{33}	$a_{33}=0.275$	0.3	0.4	0.2	0.1
		战略变革能力 U_{34}	$a_{34}=0.109$	0.3	0.3	0.3	0.1

由上面所得的 U_i 中的 $A_i=(a_{i1},a_{i2},\cdots,a_{iki})$ 和 $V=(v_1,v_2,\cdots,v_m)$，则 $U_i\times V$ 上的模糊矩阵是：

$$R_i=[r_{gh}^i]k_i\cdot m$$

进行如下模糊变换：

$$B_i=A_i\cdot R_i=[b_{i1},b_{i2},\cdots,b_{im}]\quad(i=1,2,\cdots,n)$$

从而得到 U_i 的评价结果 B_i。

根据表 7，计算 $B_i(i=1,2,\cdots,n)$：

$$B_1=A_1\cdot R_1=[0.034\quad 0.180\quad 0.095]\begin{bmatrix}0.3 & 0.5 & 0.1 & 0.1\\ 0.3 & 0.4 & 0.2 & 0.1\\ 0.3 & 0.5 & 0.2 & 0\end{bmatrix}$$

$$=[0.093\quad 0.137\quad 0.058\quad 0.021]$$

进行归一化计算可得：

$$B_1=[0.301\quad 0.443\quad 0.188\quad 0.068]$$

同理可得 B_2、B_3：

$$B_2 = [0.227 \quad 0.473 \quad 0.173 \quad 0.127]$$

$$B_3 = [0.329 \quad 0.381 \quad 0.260 \quad 0.108]$$

由此，可以看到西部资源型中小企业中的企业家创新力，评价结果中指出创新实施能力(0.537)和思维创新能力(0.309) 上要非常突出；在细化的各项具体指标中，观念创新能力(0.180) 和危机预控能力(0.275) 在西部资源型中小企业的企业家创新力中有着重要的作用。

3 意义

通过企业家创新力评价体系和各指标的权重，建立了企业家的创新力评价模型。应用该模型，得到评价结果，注重自身整体创新力提升，还要从思维创新能力和创新实施能力两个主要方面入手。一方面，在思维创新能力上，企业家要着重提升观念创新能力；观念创新能力的提升，有助于企业技术创新管理能力的提升，提高资源的利用效率。另一方面，在创新实施中，企业家要着重提升危机预控能力；危机预控能力是指在创新实施中企业家能够及时判断危机发生的可能性、进程与影响程度，同时能够果断采取有效的补救措施以阻止危机的扩大，减少危机的负面影响。

参考文献

[1] 崔焕金，曾蓓. 资源型企业的产业创新方向与途径[J]. 内蒙古煤炭经济，2006，(8)：2-5.

[2] 刘进，揭筱纹. 基于 AHP 的企业家创新力评价模型研究——以西部资源型中小企业为例[J]. 经济问题，2013，(4)：67-70.

[3] 江高. 模糊层次综合评价法及其应用[D]. 天津：天津大学硕士学位论文，2005. 50-52.

医院市场的整体效率模型

1 背景

我国医疗效率的改进主要集中于医院市场的微观运行，宏观效率起色较小。针对竞争、医疗保险与宏观医疗效率的研究，了解在我国医院市场上，宏观效率究竟呈现怎样的发展态势和如何提升以及医院市场宏观效率的影响因素十分重要。数据包络法（DEA）适合多目标、多投入、多产出决策单元的效率评价。Puig-Junoy[1]、Retzlaff 等[2]对 OECD 国家的健康生产效率以及 Hollingsworth 和 Wildman[3]应用 DEA 方法对 WHO 成员国医疗系统效率均进行了评价。王箐和魏建[4]基于 DEA 模型的两阶段分析，讨论我国医院市场的整体效率及其影响因素。

2 公式

我国医疗改革主要由各省推动。因此，在此以省份为决策单元，探讨医院市场的宏观效率。医疗产品的投入产出涉及多个维度，公立医院要实现公益性目标，单一的指标不足以全面评价医疗效率。数据包络法（DEA）融合了多目标、多投入、多产出，在评估医院效率方面比较适宜。

由于无法证明医疗投入产出规模报酬不变，因此，研究采用了允许规模报酬可变的 BCC 模型。考虑到医疗投入受财政预算约束，数量给定，医疗系统着力于提高产出，故采用产出导向的 BCC 模型。

一般的，应用 DEA 方法评价医疗效率的文献使用的投入指标有：人员投入、资本投入和医疗费用。[5]在此所说的投入指标同样也包括了上述三个层面：人员投入指标为每千人口卫生技术人员的数量；资本投入指标为每千人口病床数。由于我国医院系统同时提供住院服务和大量的门诊服务，因此医疗费用指标既包含人均住院费用，也纳入了人均门诊费用。

首先，选择变量。

将以下作为控制变量：①医疗机构竞争；②医疗服务可及性；③患者支付能力直接影响着医疗需求量和结构，对医疗效率具有重要作用，将经过价格指数调整的人均 GDP 对数及收入结构纳入模型；④供方因素：三级医院的比重；⑤政府作为医院规制者，以省级为单位

推动医改,在医院市场作用重大。

再设定模型。

效率取值区间为[0,1],存在截断,应用 OLS 估计存在偏差,因此,采用 Tobit 模型分析医疗效率的影响因素。模型为:

$$efficiency = \alpha + \theta_1 year_1 + \theta_2 year_2 + \beta_1 Com_{it} + \beta_2 hi_{it} + \beta_3 ins_{it} + \beta_4 hi_{it} \times Com_{it} + \beta_5 hi_{it} \times ins_{it} + \beta_6 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,*efficiency* 为医疗宏观效率,hi_{it} 为健康险深度,Com_{it} 为医院市场的竞争,ins_{it} 为城镇职工、居民医保覆盖面,$ins_{it} \times hi_{it}$ 和 $Com_{it} \times hi_{it}$ 分别是健康险和竞争以及社保的交互项,X_{it} 是剩余解释变量,ε_{it} 是残差。

考虑到多重共线性的存在会误导估计结果,我们对变量进行了联合显著检验。结果表明,交互项联合显著。

(1)变量统计特征(见表 1)。

表 1　变量统计特征

年份	2007	2008	2009	2010
社会医保覆盖率	0.193 (0.124)	0.190 (0.120)	0.257 (0.130)	0.340 (0.149)
健康险深度	0.001 3 (0.000 8)	0.001 6 (0.001 0)	0.001 5 (0.000 9)	0.001 6 (0.000 8)
Log(人均 GDP)	9.731 (0.516)	9.793 (0.500)	9.765 (0.496)	9.810 (0.452)
三级医院数量比重	0.064 (0.032)	0.053 (0.026)	0.064 (0.031)	0.065 (0.030)
城乡收入差别	3.153 (0.627)	3.119 (0.587)	3.138 (0.582)	3.022 (0.540)
65 岁以上人口比重	0.090 (0.033)	0.092 (0.018)	0.094 (0.018)	0.085 (0.015 1)
住院服务竞争指标	0.246 (0.100)	0.243 (0.088)	0.249 (0.089)	0.247 (0.082)
门诊服务竞争指标	0.298 (0.102)	0.293 (0.091)	0.295 (0.088)	0.148 (0.051)
医院数目的平方根	24.202 (7.347)	26.518 (8.061)	24.528 (7.342)	24.902 (7.516)

健康险深度没有明显的发展趋势,2007 年最低,2008 年和 2010 年最高;除了 2008 年

和 2007 年的小反复,社会医保覆盖率总体提高。2007 年城乡收入差别最大,2010 年最小;2010 年三级医院比重最大,其次是 2009 年和 2007 年,最低值出现在 2008 年。2006—2009 年,65 岁以上老年人口比重逐渐增加,但 2010 年老年人比重有所下降;除了 2009 年出现的小反复外,人均 GDP 总体提高。

(2)变量系数(见表 2)。

表 2　各省医疗效率影响因素分析

因变量 竞争指标	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	效率 住院人次数	效率 门诊人次数	效率 医院数目	住院效率 住院人次数	住院效率 医院数目
健康险	-378.47** (156.079)	-582.950*** (174.312)	-135.588 (99.722)	-489.041*** (145.667)	-286.410*** (62.282)
竞争	-1.714*** (0.621)	-1.739*** (0.596)	-0.038*** (0.006)	-2.416*** (0.570)	-0.044*** (0.004)
健康险竞争交互项	1 356.531*** (510.069)	1 653.853*** (480.193)	9.099 (3.597)	1 620.357*** (463.267)	14.644*** (2.523)
医保	0.912 724 4* (0.489)	0.397 (0.459)	0.618** (0.300)	0.833* (0.461)	0.486* (0.250)
健康险医保交互项	403.516* (221.550)	651.164*** (214.675)	-79.560** (107.815)	493.953** (209.035)	-10.493 (88.207)
老年人口比重	-4.586*** (1.399)	-4.005*** (1.324)	-2.628*** (0.964)	-5.620*** (1.294)	-4.065*** (0.810)
三级医院数量比重	-1.197 (0.890)	-0.816 (0.879)	-3.443*** (0.660)	-1.410* (0.842)	-2.786 (0.530)
人均收入	-0.070 (0.073)	-0.077 (0.072 8)	0.115** (0.056)	0.088 (0.072)	0.282 702*** (0.048)
城乡收入差别	0.063 (0.052)	0.060 (0.050)	-0.026 (0.037)	0.080 (0.049)	-0.008 (0.032)
Number of obs	124	124	124	124	124
LR chi2	68.58	76.97	157.06	98.18	201.69
Prob	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

注:括号内为标准误;***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$。没有报告年份虚拟变量的系数和常数项。

健康险深度对医疗效率的边际影响为 $\beta_2 + \beta_4 Com_{it} + \beta_5 ins_{it}$，竞争和社会医保覆盖面分别为 $\beta_1 + \beta_4 hi_{it}$，$\beta_5 hi_{it} + \beta_3$。中心化处理计量模型后，计算各变量偏效应。

模型 1 和模型 2 的竞争指标分别基于住院和门诊人次计算得来。模型 1、模型 2 健康险深度、竞争和社会医保的偏效应分别是 61，0.32，1.52 和 8，0.74，1.37。医院针对服务量的竞争、医保发展等外部环境治理，有利于提高医疗效率，且具有统计显著性。

(3)模型 3 竞争指标为医院数目平方根。健康险深度、数量竞争和社会医保的边际影响依次为 66.8，-0.024，0.499。医保的系数方向与模型 1 和模型 2 一致，证实了医保的意义。

(4)健康险和竞争交互项系数均为正值，且有统计学意义。二者相互补充，共同改善医疗总效率。

(5)模型 1、模型 2 中健康险和社会医保的交互项为正值；模型 3 中该系数为负值。我国医院市场上，健康险和社会医保既有相互替代的方面，也有相互补充的作用，实证结果与之前的逻辑判断一致。

(6)三级医院数量占比和老年人口占比的系数小于零。

(7)模型 1 和模型 2 的人均收入系数方向为负，不具有统计显著性，城乡收入差别系数方向为正；模型 3 的人均收入和城乡收入系数方向与模型 1 和模型 2 相反，且人均收入系数具有统计显著性。

模型 4、模型 5 分析了影响住院效率的因素。由于分析的是住院效率，没有使用门诊人次数衡量竞争指标；模型 4 是住院人次数衡量的竞争，模型 5 的竞争指标是医院数目平方根。效率评价的投入产出指标的选择同医疗效率评价：投入指标为每千人口床位数，每千人口卫生人员数量和人均住院费用，产出指标为入院人次数、手术人次数和危重病人抢救成功率。

在模型 1 至模型 5 的基础上，引进地区虚拟变量(见表 3)，一方面印证影响因素的实证分析结果，另一方面进一步考察医疗效率是否存在地区差异。

表 3　各省医疗效率影响因素分析(包含地区虚拟变量)

因变量 竞争指标	模型 6 效率 住院人次数	模型 7 效率 门诊人次数	模型 8 效率 医院数目	模型 9 住院效率 住院人次数	模型 10 住院效率 医院数目
健康险	-280.038** (126.691)	-488.372*** (155.688)	-105.453 (106.267)	-413.142*** (131.607)	-271.160*** (60.397)
竞争	-0.913* (0.538)	-1.014* (0.545)	-0.031 6*** (0.006)	-1.758*** (0.542)	-0.040*** (0.004)
健康险竞争交互项	745.976* (420.767)	1 168.18*** (438.378)	5.651 (3.810)	1 156.407*** (433.691)	12.639*** (2.544)

续表

因变量 竞争指标	模型 6 效率 住院人次数	模型 7 效率 门诊人次数	模型 8 效率 医院数目	模型 9 住院效率 住院人次数	模型 10 住院效率 医院数目
医保	1.170*** (0.446)	0.713*** (0.430)	0.685** (0.293)	1.045** (0.438)	0.567** (0.246)
健康险医保交互项	305.343 (186.047)	556.058*** (193.956)	-29.865 (106.636)	427.041** (191.733)	23.011 (86.426)
东部地区	-0.192*** (0.071)	-0.169** (0.069)	-0.116** (0.054)	-0.097 (0.069)	-0.020 (0.045)
中部地区	-0.220*** (0.054 1)	-0.218*** (0.052 4)	-0.136*** (0.040)	-0.182*** (0.052 5)	-0.083** (0.035)
Number of obs	124	124	124	124	124
LR chi2	84.07	93.52	168.11	110.57	209.07
Prob	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

注：括号内为标准误；***表示 $p<0.01$，**表示 $p<0.05$，*表示 $p<0.1$。只列示与健康险、社保和竞争相关的变量以及地区虚拟变量的系数。

3 意义

基于 DEA 模型的两阶段分析，建立了医院市场的整体效率模型，确定了我国医院市场的整体效率及其影响因素。通过医院市场整体效率模型的计算结果表明：第一，我国医院市场的整体效率没有呈现明显提高趋势。第二，处于生产前沿的省份基本一致，其中某些省份卫生投入处于低水平，高投入不等于高效率。第三，区域间存在效率差异。第四，竞争水平、医保、患者支付能力和医疗可及度均影响医疗效率。此模型为提高我国医院市场效率，放弃高投入、高效率的迷思以及完善医院市场的外部环境提供参考。

参考文献

[1] Puig-Junoy J. Measuring Health Production Performance in the OECD[J]. Applied Economics Letters, 1998, (5): 255-259.

[2] Retzlaff R D, Chang C F, Rubin R M. Technical Efficiency in the Use of Health Care Resources: A Comparison of OECD Countries[J]. Health Policy, 2004, (69): 55-72.

[3] Hollingsworth B, Wildman J. The Efficiency of Health Production: Reestimating the WHO Panel Data

Using Parametric and Nonparametric Approaches to Provide Additional Information[J]. Health Economics, 2003, (12): 493-504.

[4] 王箐, 魏建. 竞争、医疗保险与宏观医疗效率——基于 DEA 模型的两阶段分析[J]. 经济问题, 2013, (4): 17-21.

[5] O'Neill L. A Cross-national Comparison and Taxonomy of DEA-based Hospital Efficiency Studies[J]. Socioeconomic Planning Sciences, 2008, 42(3): 158-167.

金融危机的预测模型

1 背景

无论实体经济部门还是金融部门,所有企业发展的最重要动力都来源于利润,没有合理的利润率,任何企业、行业以及国家经济的发展都将成为无源之水和无本之木,失去发展乃至生存的基础。针对美国金融部门利润率变化与金融危机关系的研究,了解金融部门利润率和实体经济部门利润率与金融危机的关系十分重要。王永立[1]以美国 1963—2010 年 48 年间的相关数据为基础,系统考察了金融结构变迁下的美国金融部门利润率变化与金融危机的关系。

2 公式

在此基于美国金融结构变迁下的典型事实,通过对金融部门利润率和实体经济部门利润率与金融危机关系的理论与实证研究,发现其内在关系及相互作用机制。

通过图 1 中的线性趋势线可知,1966 年之前的美国实体经济部门利润率与金融部门利润率非常接近,基本在 10% 左右;而在 1966 年之后,实体经济部门利润率不断下降、金融部门利润率持续上升,到 2010 年,美国实体经济部门利润率下降至 6%,金融部门利润率则上升至 16%,差距扩大至 10%,金融部门利润率比实体经济部门利润率高出 2.7 倍。

通过图 2 刻画的美国实体经济部门和金融部门利润率及利润总量之比的变化趋势,可以更清晰地观察到这种现象。与金融部门相比,美国实体经济部门的利润率和利润总量下降明显,2008 年金融危机后这一趋势没有变化,仍处于明显的下降通道内。

在美国经济的快速发展中,作为其国民经济重要组成部分的实体经济部门的利润率不增反降,必然有其内在机制的原因。进一步研究美国实体经济部门与金融部门利润率和利润总量变化的动态过程,并分析其金融结构变迁的动态性质。

2.1 模型设定

主要考虑金融部门与实体经济部门之间的关系,假设经济中只包含金融部门和实体经济部门两个行为主体。实体经济部门在完全竞争的要素市场上购买物质资本和人力资本,并在完全竞争的市场上出售其产品。实体经济部门使用新古典柯布道格拉斯生产函数生产最终产品,为:

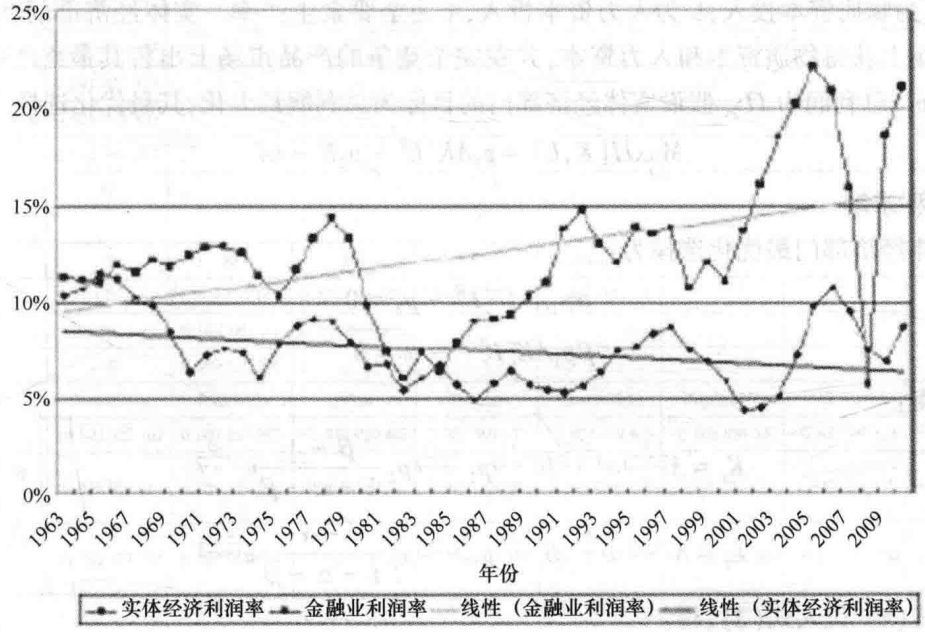


图 1　美国实体经济部门利润率和金融部门利润率变化

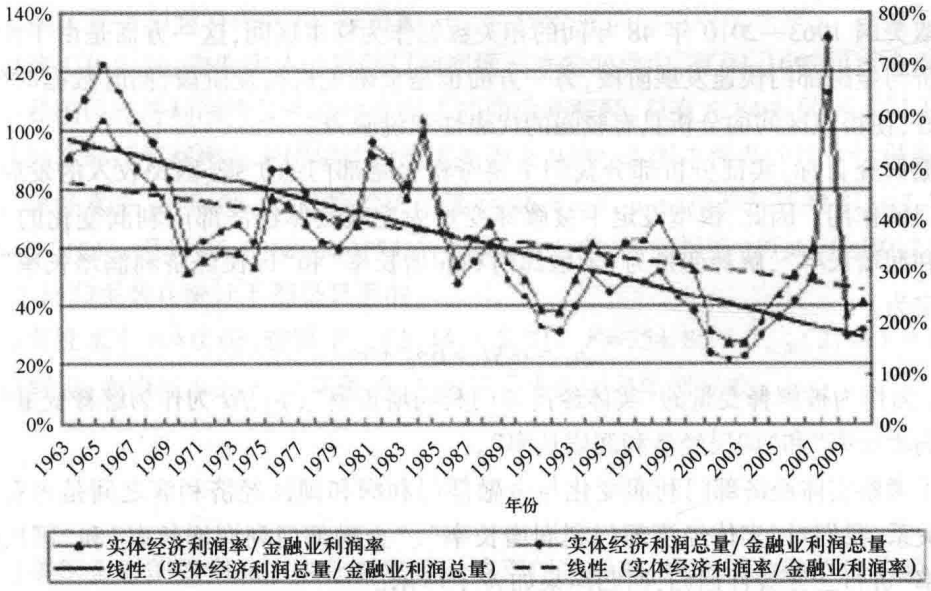


图 2　美国实体经济部门和金融部门利润率及利润总量之比的变化

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta} \tag{1}$$

其中,K 为物质资本投入,L 为人力资本投入,A 为全要素生产率。实体经济部门在完全竞争的市场上获得物质资本和人力资本,并在完全竞争的产品市场上出售其最终产品,其利润率为 p_1,总利润为 Π。假设实体经济部门的目标为总利润最大化,其最优化选择方程为:

$$\underset{K,L}{\mathrm{Max}}\Pi[K,L] = p_1AK^{\alpha}L^{\beta} - p_2K - wL \tag{2}$$

2.2 模型求解

实体经济部门最优化选择为:

$$\begin{aligned} \alpha p_1AK_t^{\alpha-1}L_t^{\beta} - p_2 = 0 \\ \beta p_1AK_t^{\alpha}L_t^{\beta-1} - w = 0 \end{aligned} \tag{3}$$

解得:

$$\begin{aligned} K_t &= A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}\alpha^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}}\beta^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}p_1^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}p_2\frac{\beta-1}{1-\alpha-\beta}w^{\frac{-\beta}{1-\alpha-\beta}} \\ L_t &= A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}}\beta^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}}p_1^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}p_2\frac{-\alpha}{1-\alpha-\beta}w^{\frac{\alpha-1}{1-\alpha-\beta}} \end{aligned} \tag{4}$$

将式(4) 代入式(2),得:

$$\underset{K,L}{\mathrm{Max}}\Pi[K,L] = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}}\beta^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}(1-\alpha-\beta)p_1^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}p_2^{\frac{-\alpha}{1-\alpha-\beta}}w^{\frac{-\beta}{1-\alpha-\beta}} \tag{5}$$

从式(5) 可以看出,当 p_1、w 给定而其他参数不变时,p_2 的降低可以有效提高实体经济部门总利润水平。

选取美国 1963—2010 年 48 年间的相关数据作为样本区间,这一方面是由于此区间是美国经济与金融部门快速发展阶段,另一方面也是金融危机高发阶段,同时数据时效性强、覆盖率好,使得该区间的分析具有较强的代表性和说服力。

根据研究目标,实证分析部分我们主要考察金融部门的扩张、国民收入的发展对实体经济部门的作用。因此,模型设定中被解释变量为反映实体经济部门利润变化的"实体经济部门利润增长率",解释变量为"金融部门利润增长率"和"国民经济利润增长率"。具体模型设定为:

$$p_1 = \alpha NI + \beta p_2 + c \tag{6}$$

其中,p_1 为作为被解释变量的"实体经济部门利润增长率",p_2、NI 为作为解释变量的"金融部门利润增长率"和"国民经济利润增长率"。

为了考察实体经济部门利润变化与金融部门利润和国民经济利润之间是否存在系统的相关关系,我们对"实体经济部门利润增长率"、"金融部门利润增长率"和"国民经济利润增长率"进行二元线性回归,回归结果如表 1 所示。

表 1　实体经济部门利润增长率、金融部门利润增长率和国民经济利润增长率多元线性回归结果

回归统计								
Multiple R	0.970 371 773							
R Square	0.941 621 377							
Adjusted R Square	0.938 967 803							
标准误差	0.042 931 044							
观测值	47							
方差分析								
	df	SS	MS	F	Significance F			
回归分析	2	1.308 031 017	0.654 015 508	354.850 272 7	7.204 18E-28			
残差	44	0.081 095 28	0.001 843 075					
总计	46	1.389 126 297						
	Coefficients	标准误差	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
Intercept	-0.022 322 107	0.007 654 966	-2.916 029 443	0.005 560 135	-0.037 749 678	-0.006 894 536	-0.037 749 678	-0.006 89 536
国民经济利润增长率	1.458 054 41	0.054 738 338	26.636 804 71	8.914 76E-29	1.347 736 541	1.568 372 279	1.347 736 541	1.568 372 279
金融部门利润增长率	-0.139 171 251	0.018 037 644	-7.715 600 282	1.036 67E-09	-0.175 523 734	-0.102 818 769	-0.175 523 734	-0.102 818 769

根据表 1 中的回归结果，可直接写出二元线性回归方程，为：

$$p_1 = \alpha NI + \beta p_2 + c = 1.458NI - 0.1392p_2 - 0.02 \tag{7}$$

式(7) 表明，金融部门利润增长率 p_2 每增加 1%，实体经济部门利润增长率 p_1 则下降 0.1392%；国民经济利润增长率 NI 每增加 1%，实体经济部门利润增长率 p_1 上升 1.458%。判定系数等于 0.9416，表明实体经济部门利润增长率的变动中，有 94.16% 可由金融部门利润增长率和国民经济利润增长率这两个因素的变动来解释，只有 5.84% 的因素属于随机误差。实体经济部门利润增长率的估计标准误差为 0.0429，表明本模型的代表性很高。

设显著性水平 $\alpha=0.05$，NI 的检验统计量 $t=26.6368$，p_2 的检验统计量 $|t|=7.7156$，查 t 表可得 2.0154。因为 26.6368>2.0154，7.7156>2.0154，因此拒绝 H0:1=0、H0:2=0 的假设，这两个回归系数在统计上都是显著的。

设显著性水平 $\alpha=0.05$，查得 $F_{0.05}(2,44)=3.21$。$F=354.85 > F_{0.05}(2,44)=3.21$，所以拒绝原假设，表明样本的 r_2 是显著的，上述二元线性回归模型有效。[2]

3　意义

通过美国金融部门利润率变化对实体经济部门的影响，建立了金融危机的预测模型，确定了金融部门的扩张、国民收入的发展对实体经济部门的作用，通过该模型的计算结果表明，美国金融部门利润率的上升会导致实体经济部门利润增长率下降，美国过度发达的金融部门已在制约其实体经济部门的发展，并逐步远离金融服务实体经济的职能。这使得

美国的资源配置发生了本质的变化,优质资源不断流入金融部门,而相对应的实体经济部门逐渐空心化。美国金融部门与实体经济部门发展的“马太效应”使金融危机的爆发具备了条件。这有助于我们发现和分析相关典型事实,为金融监管改革提供了新的理论与实证。

参考文献

[1] 王永立. 美国金融部门利润率变化与金融危机关系——基于金融结构变迁视角[J]. 经济问题, 2013, (4): 94-97.

[2] 弗雷德里克·米什金,斯坦利·埃金斯. 金融市场与金融机构(第 4 版)[M]. 北京: 北京大学出版社, 2006.

粮食补贴的评价模型

1 背景

农户对粮食补贴政策的认知及满意度是反映粮补政策效应的重要指标。针对农户对粮食直接补贴政策的评价研究[1]，了解农户对粮食补贴政策的满意度及其影响因素十分重要。肖海峰等[2]通过对河南、辽宁两地的农户调查问卷研究发现，样本农户对粮食直接补贴政策的评价较高，并且发现，不同地区、不同耕地规模和不同类型的农户评价存在明显差异。袁宁[3]利用农户调查资料，通过建立有序 Logistic 模型，研究农户对粮食直接补贴政策的满意度及其影响因素。

2 公式

以农户对粮食补贴政策的满意度为因变量，由于因变量和多个自变量都是有序分类变量，因此，适合做有序 Logistic 回归模型分析。有序回归模型的优点在于不仅可以考虑结果的多类性，还能够考虑结果的有序性。如果简单地将多分类结果合并成两类进行二元 Logistic 回归，其合并后往往会造成大量数据的丢失，而多分类 Logistic 回归模型则可以充分利用完整的信息，提供更多的分析结果。

有序 Logistic 回归模型的表达式如下：[4]

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}(Y\leqslant j)}{1-\pi_{ij}(Y\leqslant j)}\right)=\ln\left(\frac{\sum_{Y=1}^{j}\pi_{ij}}{\sum_{Y=j+1}^{J}\pi_{ij}}\right)=\ln\left(\frac{\pi_{ii}+\cdots+\pi_{ij}}{\pi_{i(j+1)}+\cdots+\pi_{i,J}}\right)=\alpha_j-(\beta_1X_{i1}+\cdots+\beta_pX_{ip})$$

$$j=1,2,\cdots,J-1$$

在公式中，i 表示亚群，即自变量的行数；j 表示应变量 Y 的分类；p 表示自变量的个数；α_j 为常数项，β_p 为回归系数；$\pi_{ij}(Y\leqslant j)=\pi_{i1}+\cdots+\pi_{ij}$ 是应变量 Y 小于等于 j 的累加概率；ln 为自然对数符号。

将影响农户对粮食补贴政策评价的因素分为 4 大类，共 8 项（表 1）。

表 1　模型中变量的定义及描述统计

变量名称	变量定义	均值(标准差)
被解释变量： 满意状况(Y)	不满意为 1,一般为 2,较满意为 3,非常满意为 4	2.86(0.813)
解释变量：		
被调查者信息情况：		
被调查者性别(X_1)	男为 1,女为 0	0.68(0.467)
被调查者年龄(X_2)	被调查者的实际年龄(岁)	45.45(9.973)
被调查者文化程度(X_3)	文盲与半文盲为 0,小学为 1,初中为 2,高中为 3,中专为 4,大学为 5	1.77(0.890)
耕地规模：		
农户承包地规模(X_4)	农户实际承包经营耕地面积(亩)	5.98(3.139)
农户特征类型：		
农户纯收入水平(X_5)	0.1 万元以下为 0,0.1~0.5 万元为 1,0.5~1 万元为 2,1~1.5 万元为 3,1.5~2 万元为 4,2.0~5.0 万元为 5,5.0 万元以上为 6	4.68(1.231)
农户的兼业程度(X_6)	纯农户为 1,农业兼业户为 2,非农兼业户为 3,非农户为 4	2.58(0,0.643)
粮食补贴的规模：		
2011 年粮食补贴(X_7)	2011 年所获得粮食补贴数额(元)	587.63(229.838)
粮食补贴占纯收入之比(X_8)	1%以下为 0,1%~5%为 1,5%~10%为 2,10%~20%为 3,20%以上为 4	0.88(0.598)

利用 SPSS20.0 软件进行分析,最终得到的结果如表 2 所示。从模型的运行结果来看,模型的整体拟合效果良好,通过了显著性检验,各变量的符号符合经济学意义,回归结果具有一定的可信性。

表 2　农户政策满意度的 Logistic 模型分析结果

解释变量	估计系数β	标准误	Wald	标准化系数
被调查者性别(X_1)	0.113	0.288	0.154	0.029
被调查者年龄(X_2)	0.094***	0.016	33.050	0.515
被调查者文化程度(X_3)	-0.221	0.162	1.847	-0.108
农户承包地规模(X_4)	-0.064	0.050	1.625	-0.111
农户纯收入水平(X_5)0.302**	0.139	4.733	0.205	
农户类型(X_6)	-0.396*	0.242	2.681	-0.140
粮食补贴总额(X_7)	0.001	0.001	2.246	0.137
粮食补贴占纯收入之比(X_8)	0.642***	0.239	7.204	0.212
-2 对数似然值	425.106			
模型系数卡方检验	69.606			
Nagelkerke R^2	0.292			

注：*、**、*** 表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

被调查者个人信息情况方面，性别没有通过显著性检验，反映出农民对政策的评价不受性别的影响；被调查者的年龄与满意度在 1% 的水平上显著正相关，与预期相一致，且标准化系数最大，反映出农户对政策的满意度受年龄的强烈影响；文化程度与满意度负相关，与预期符号相一致，但是该因素不太显著而且标准化系数较小，表明该因素在决定满意度时作用比较小。农户耕地规模因素的系数符号与预期不一致且不显著。在农户的特征方面，农户纯收入与满意度在 5% 的水平上显著正相关。粮食补贴绝对和相对规模的系数都为正。

3 意义

通过研究农户对粮食直接补贴政策的满意度及其影响因素，建立了粮食补贴的评价模型。计算结果发现：被调查者的年龄、农户的纯收入水平、粮食补贴占纯收入的比例对农户的政策评价显著正相关，农户的兼业程度则显著负相关。这项调查研究结论对粮食补贴政策的制定具有一定的启示意义。在此基础上对改进补贴政策的实施效果提出了相应的建议：制定农业政策必须考虑农民的利益，只有符合农民利益才能得到有效的贯彻执行；补贴水平较低，增收效果不明显，应该提高补贴标准；农户兼业程度的深化不利于粮食补贴政策的执行，针对农民兼业普遍的情况，应该通过提高城市化率，减少农业户口，使农民能够进行规模化生产经营。

参考文献

[1] 张建杰. 惠农政策背景下粮食主产区农户粮作经营行为研究：基于河南省调查数据的分析[J]. 农业经济问题，2007，(10)：58-65.

[2] 肖海峰，李瑞峰，王姣. 农民对粮食直接补贴政策的评价与期望：基于河南、辽宁农户问卷调查的分析[J]. 中国农村经济，2005，(3)：18-43.

[3] 袁宁. 对农户粮食直接补贴政策的评价研究——基于豫东平原地区的农户调查资料[J]. 经济问题，2013，(4)：75-78.

[4] 宇传华. SPSS 与统计分析[M]. 北京：电子工业出版社，2007. 394-395.

知识协同的自组织模型

1 背景

web2.0 技术的发展和社会化应用催生了企业 2.0(Enterprise 2.0,简称 2.0),企业 2.0 是 web2.0 技术在企业中的应用。盛小平和田倩[1]研究了 web 2.0 技术的高度交互性、开放性、灵活性、适用性和集成性特征,指出 E2.0 可以更好地促进知识管理在企业的实施,特别是改进企业知识获取、知识组织与知识共享等活动。陈建斌等[2]在建构企业知识系统的超网络结构基础上,通过定义网络结构熵以测度系统内部的有序度,建立了基于熵的企业知识协同自组织分析模型。

2 公式

通过对企业 2.0 环境中的知识协同系统的自组织特性的讨论,建立了人际网络与知识元网络相结合的知识系统超网络结构,并定义了网络结构熵的计算方法;把知识治理作为知识系统与环境的交互作用调节变量,建立了企业知识协同绩效与网络结构熵的函数关系,并建立了 logistic 扩散方程用于描述系统的结构化过程,初步讨论了知识系统的自组织过程。

2.1 企业知识系统的超网络结构及其有序度测量

(1) 企业知识系统的超网络结构

波普尔"世界 1-2-3 理论"将世界划分为三大部分,即世界 1(Objective World):物理客体和状态的世界;世界 2(Subjective World):意识状态和主观经验的世界,包括全部感性知觉、认识经验、创造性的想象以及自我;世界 3(Knowledge World):客观知识世界,即具有物化特征的文化、文明、语言文字和科学理论体系、科学假说、批判性论据等。三个世界之间存在某些认知联系,如图 1 中世界 1、世界 2、世界 3 之间的实线及虚线箭头。

用 S 表示超网络,N_k 表示 S 所包含的网络($k=1,2$),则 $S=(N_1,N_2)$,表示该超网络中包含两个网络,分别为人际网络 N_1 和知识元网络 N_2。

定义 1:超网络 S 中的每个网络 $N_k(k=1,2)$ 可以用 $G_k=(V,E_k,L_k)$ 来表示,其中 V 为网络中所有节点构成的点集;$E_k=(e_{ij}^k)$ 为 N_k 中所有边的集合;$L_k=(l_{ij}^k)(i=1,2,\cdots,n;j=1,2,\cdots,n)$,为 N_k 中所有边 e_{ij}^k 上的权重,即这个网络中的流。

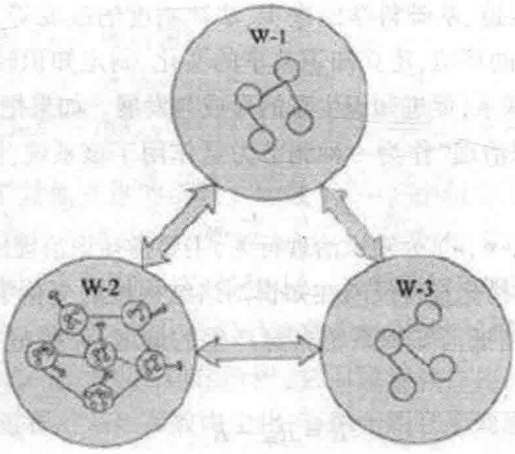


图 1　世界 1、2、3 的映射关系

网络中的流(flow) 根据网络性质不同进行量化处理。一般基于 SNA 进行人际网络的知识转移研究时,边是无权的,只能反映两个节点之间有无知识联系,无法度量知识联系的强度。本超网模型则可以通过知识元网络 N_2 的统计分析来定量研究人与人之间的知识联系强度,这是本模型重要特性之一。

(2) 网络结构熵的定义

将网络抽象为 $G = (V,E,L)$,其中,V 是网络中所有点的集合,E 是网络中所有边的集合,$L(i,j)$ 代表节点 i 到节点 j 的边。参考谭跃进和吴俊[3]关于网络结构熵的定义,首先计算第 i 个节点和第 j 条边的重要度分别为:

$$I_i = \frac{k_i}{\sum_{i=1}^{N} k_i}, J_j = \frac{L_j}{\sum_{j=1}^{M} L_j} \tag{1}$$

其中,N 为网络中节点数目,M 为网络中边的数目,k_i 为第 i 个节点的连接度,L_j 是第 j 条边的权重。然后计算网络结构熵:

$$E = -\left(\sum_{i=1}^{N} I_i \ln I_i + \sum_{j=1}^{M} L_j \ln L_j\right) \tag{2}$$

无论是企业博客、企业百科,还是人际网络,知识网络的有序度越高,越表明网络结构有利于知识的传播和共享,有利于知识协同的实现。针对知识系统的超网络 S,分别有 E_1、E_2和 E_S代表人际网络的结构熵、知识元网络的结构熵和超网络整体的结构熵。分别计算不同时点的这些网络结构熵,可以反映企业内员工之间网络结构变化情况、知识元网络的变化情况以及整个网络的序化情况。

2.2　基于超网络的企业知识协同自组织分析

(1) 企业知识系统的自组织分析模型

在知识系统中,这种有意识的、前瞻性行为就是知识治理,它代表了系统外部的“刺激

与诱导"(即竞争对手的压迫、基础科学的进步、法律制度的改变等)作用下企业有意识的知识行为:营造知识交流的环境、建立知识共享的文化、制定知识转移的激励机制,从而影响 W-2 与 W-3 之间的联系,促进知识生态的形成与发展。如果把超网络 S 看作企业知识系统本身,则企业的"知识治理"作为一种调节力量作用于该系统,影响着知识系统的自组织进程。

假定 $H=(H_i,i=1,2,\cdots,n)$ 为知识治理行为,主要指知识治理所确定的制度、规则与秩序集合。企业知识系统结构化过程反映在知识网络结构熵的变化中。一般来说,知识治理促进了知识系统的熵减,以抵消知识系统自身产生的熵增,保持整个系统的熵减。设开放系统的组织知识熵方程为:

$$R = R_H - R_k \tag{3}$$

其中,R_k 是知识系统自身产生的知识熵,一般为正值;R_H 是系统与环境相互作用而产生的知识熵,反映知识治理对知识主体动机和行为的影响程度;R 是企业知识系统的结构化指标,可以通过计算超网 S 的网络结构熵 E 进行测算。

同时,定义 P 为企业知识协同的绩效,反映当前知识系统结构化与企业绩效的匹配度,反映知识治理的水平和成果。因此,可以认为 P 是知识熵的函数:

$$P = F(R) = F(E) \tag{4}$$

(2) 企业知识协同的自组织过程分析

企业知识系统演化使用 Logistic 方程。Logistic 扩散方程是一种确定性的数学方程,经常用来刻画经济变量之间的关系,主要用于识别静止状态下导致系统走向新静止状态的转移过程的各种力量。但自组织过程是一种非均衡的内生过程,其向结构不稳定性趋近的趋势,并不能确切反映在 Logistic 方程中。

为了描述企业知识系统从一个平衡态向另一平衡态演化过程以及在临界点涨落"涌现"的特性,认识知识协同演化的规律性,在此采用 Logistic 扩散方程进行刻画和分析。

考虑 Logistic 方程的常见形式,设 X 为结构变量,如知识系统的网络结构熵,它会随着时间的推移而不断演化:

$$X_t = X_{t-1}\left[1 + b\left(1 - \frac{X_{t-1}}{K}\right)\right] + u_t \tag{5}$$

其中,b 是扩散系数或者称为结构化系数,K 是承载能力,u_t 是误差项。方程(5)所确定的每单位时间中可以实现的结构化率为:

$$\frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} = b - b\frac{X_{t-1}}{K} + \frac{u_t}{X_{t-1}} \tag{6}$$

或者近似的有:

$$\ln X_t - \ln X_{t-1} = b - b\frac{X_{t-1}}{K} + e_t \tag{7}$$

其中，$e_t = \frac{u_t}{X_{t-1}}$。将方程(7) 扩展后得到：

$$\ln X_t - \ln X_{t-1} = [b(\cdots)]\left[1 - \frac{X_{t-1}}{K(\cdots)}\right] + e_t \tag{8}$$

其中，b 和 K 本身也成了其他变量的函数。函数 $b(\cdots)$ 中包含了影响扩散系数的各种因素，随着时间的失衡，它本身不再是一个常数。$K(\cdots)$ 函数则考虑了能够扩展或收缩知识系统承载力极限的各种因素。一般而言，函数 $b(\cdots)$ 中所包含的因素，其影响是“短期”的；而 $K(\cdots)$ 函数中则包含了决定结构化能趋近承载力极限的“长期”因素。

知识系统进入 Logistic 曲线的结构化阶段，它不稳定和发生不连续结构转换的概率就会增加，将 logistic 扩散过程的基础参数内生化，有助于用它来处理经济自组织过程。

3 意义

通过 E2.0 环境下的知识系统，构建了知识协同的自组织模型，确定了知识系统的自组织过程，探索了知识协同系统的演化规律。该模型将有利于企业知识治理各项组织机制的设计。无论是企业博客、企业百科，还是人际网络，知识网络的有序度越高，越表明网络结构有利于知识的传播和共享，有利于知识协同的实现。影响系统的扩散率(或结构化率)和结构化的临界点的短期因素主要是经济性、可度量的；长期因素主要是非经济性的、无法度量的。在建构企业知识系统的超网络结构基础上，通过定义网络结构熵以测度系统内部的有序度，建立了基于熵的企业知识协同自组织分析模型，为企业知识协同的演化研究提供基础。

参考文献

[1] 盛小平，田倩. 企业 2.0 在知识管理中的应用研究[J]. 情报理论与实践，2011，34(2)：46-48.

[2] 陈建斌，徐凯波，薛云. 企业 2.0 视角下的知识协同自组织分析模型研究[J]. 经济问题，2013，(4)：55-58.

[3] 谭跃进，吴俊. 网络结构熵及其在非标度网络中的应用[J]. 系统工程理论与实践，2004，(6).

企业所得税的预测模型

1 背景

随着改革开放的深入,对企业所得税实行内外资两套税法的做法已经不合时宜。针对企业所得税率对企业所得税收入影响的研究,了解各产业的企业所得税收入十分重要。李娟[1]对税收模型的各项参数进行估计,然后利用统计年鉴等资料提供的实际数据对税收模型进行回归分析。在回归结果通过检验的基础上对2002—2011年企业所得税进行测算,并利用该模型对2012—2014年企业所得税收入进行模拟和预测。

2 公式

借鉴程凌[2]关于政府、企业、消费者在内的税收计算的一般均衡模型,并对其进行了改进,明确企业所得税率与企业所得税收入为主要研究对象,不仅分企业类型而且分产业考察了企业所得税率的统一对企业所得税产生的影响,构建了企业所得税收入预测模型。通过分别定义内资企业和外资企业的生产函数,以社会生产部门和政府部门为主要考察对象,分析统一内外资企业所得税率对各产业的企业所得税以及企业所得税总收入产生的动态效应,预测企业所得税收入的变化。

2.1 关于税收可计算一般均衡模型的分析

程凌[2]在构建模型时首先分别建立了内资企业和外资企业的生产函数,如方程(1)和方程(2)所示。

内资企业的生产函数为:

$$\begin{cases} Y_D(t) = \min\left\{\dfrac{M}{a}, \dfrac{V_D(t)}{1-a}\right\} \\ V_D(t) = A_D K_D^{\alpha D}(t) G_D^{\beta D} L_D^{1-\alpha D-\beta D}(t) \\ I_D(t) = \left(\dfrac{(1-a)Y_D(t)}{1+\tau} - w_D L_D - \delta_D K_D(t)\right)(1-v_D) + \delta_D K_D(t) \\ K_D(t+1) = (1-\delta_D)K_D(t) + I_D(t) \end{cases} \tag{1}$$

外资企业的生产函数为：

$$\begin{cases} Y_F(t) = \min\left\{\dfrac{M}{a}, \dfrac{V_F(t)}{1-a}\right\} \\ V_F(t) = A_F K_F^{\alpha F}(t) G_F^{\beta F} L_F^{1-\alpha F-\beta F}(t) \\ I_F(t) = \left(\dfrac{(1-a)Y_F(t)}{1+\tau} - w_F L_F - \delta_F K_F(t)\right)(1-v_F) + \delta_F K_F(t) \\ K_F(t+1) = (1-\delta_F)K_F(t) + I_F(t) \end{cases} \tag{2}$$

然后在此基础上建立了一个关于政府税收的模型。在建模时，假设政府税收主要来自于增值税、企业所得税以及消费者个人所得税三部分。政府消费由公共消费性支出与公共投资性支出组成，公共消费用于增加社会福利，公共支出用于增加社会公共固定资本存量。其构建的方程为：

$$\begin{cases} \dfrac{\tau}{1+\tau}(1-a)[Y_D(t) + Y_F(t)] = vadtax(t) \\ \varphi[w_D(t)L_D(t) + \omega_F(t)L_F(t)] = perntax(t) \\ v_D(t)\left[\dfrac{(1-a)Y_D(t)}{1-\tau} - \omega_D L_D(t) - \delta_D K_D(t)\right] + \\ v_F(t)\left[\dfrac{(1-a)Y_F(t)}{1-\tau} - \omega_F L_F(t) - \delta_F K_F(t)\right] = incmtax(t) \\ T(t) = vadatax(t) + perntax(t) + incmtax(t) \\ G(t+1) = (1-k)T(t) + (1-\delta)G(t) \end{cases} \tag{3}$$

其中，$vadtax$、$perntax$、$incmtax$ 分别表示增值税、个人所得税以及企业所得税；G 为社会公共固定资本存量，δ 为公共固定资本折旧率。最后，对模型的参数进行估计，然后对其构建的 CGE 模型进行求解。

2.2 改进后的企业所得税收入预测模型

将内外资企业按三次产业划分并分别进行考察，即分别定义三次产业中内外资企业的生产函数，以社会生产部门以及政府部门为考察对象，分析统一内外资所得税率对各产业的企业所得税收入的动态影响，进而分析对企业所得税总体的动态影响。由于第一产业为农林渔牧业，故在此只将第二、第三产业的企业作为研究对象。基于前文的分析，改进后的模型如下。

(1)生产函数的建立。结合 C-D 生产函数和里昂惕夫生产函数，为了简化，假设单部门生产且规模报酬不变的情况，将内资企业按产业划分，建立其生产函数。

①内资企业的生产函数。令 $Y_{Di}(t)$ 表示该产业内资企业的产出，$V_{Di}(t)$ 表示该产业内资企业的产出增加值，$K_{Di}(t)$ 表示该产业内资企业的固定资本，$L_{Di}(t)$ 表示该产业内资企业投入的劳动力数量，a_i 表示该产业的中间投入系数，α_{Di} 表示该产业内资企业生产函数中

资本弹性系数，$1-\alpha_{Di}$ 表示劳动力弹性系数，δ_D 为该产业内资企业资本折旧率，τ 为增值税税率，v_D 为内资企业所得税税率。

根据柯布—道格拉斯生产函数，某一特定产业内内资企业在 t 时期的产品产量即为该时期的产出增加值。在规模不变的情况下，产出增加值就是常数 A_{Di} 、固定资本 $K_{Di}(t)$ 、劳动力 $L_{Di}(t)$ 和资本弹性系数 α_{Di} 的 $C-D$ 函数。

投资是与资本存量相对应的，为了增加资本存量，需要投资支出净额。t 时期的总投资由净投资与重置投资构成，将重置投资视为折旧，则 t 时期的总投资由两部分组成，一是净投资，二是 t 时期的折旧。

企业利润需要按企业所得税率 v_D 向政府缴纳企业所得税，而未缴纳的部分即为企业的留存资金，企业将此用于新增投资。这就是净投资的来源。当期的折旧其实就是用于补偿固定资本消耗，即 $\delta_{Di}K_{Di}(t)$ 。根据 Goldsmith 提出的永续盘存法，有 $K_t=I_t+(1-\delta_t)K_{t-1}$ 。产出增加值是产出减去中间消耗的部分，因此用中间投入系数 a 可以表示为 $V_{Di}(t)=(1-a)Y_{Di}(t)$ ，那么，产出为 $Y_{Di}(t)=\dfrac{V_{Di}(t)}{1-a_i}$ 。

通过上述分析，将某一产业内资企业的生产函数用数学符号描述为：

$$\begin{cases} Y_{Di}(t)=\dfrac{V_{Di}(t)}{1-a_i} \\ V_{Di}(t)=A_{Di}K_{Di}^{\alpha Di}(t)L_{Di}^{1-\alpha Di}(t) \\ I_{Di}(t)=\left[\dfrac{V_{Di}(t)}{1+\tau}-w_{Di}L_{Di}-\delta_D K_{Di}(t)\right](1-v_D)+\delta_D K_{Di}(t) \\ K_{Di}(t+1)=(1-\delta_D)K_{Di}(t)+I_{Di}(t) \end{cases} \tag{4}$$

其中，$i=2$、3，分别表示第二产业和第三产业。

②外资企业的生产函数。同理，按照相同的分析思路，将外资企业按产业划分，并将其生产函数定义为：

$$\begin{cases} Y_{Fi}(t)=\dfrac{V_{Fi}(t)}{1-a_i} \\ V_{Fi}(t)=A_{Fi}K_{Fi}^{\alpha Fi}(t)L_{Fi}^{1-\alpha Fi}(t) \\ I_{Fi}(t)=\left(\dfrac{V_{Fi}(t)}{1+\tau}-w_{Fi}L_{Fi}-\delta_F K_{Fi}(t)\right)(1-v_F)+\delta_F K_{Fi}(t) \\ K_{Fi}(t+1)=(1-\delta_F)K_{Fi}(t)+I_{Fi}(t) \end{cases}$$

其中，$i=2$、3，表示第二产业和第三产业。

在以上方程组中，$Y_{Fi}(t)$ 表示该产业外资企业的产出，$V_{Fi}(t)$ 表示该产业外资企业的产出增加值，$K_{Fi}(t)$ 表示该产业外资企业的固定资本，$L_{Fi}(t)$ 表示该产业外资企业投入的劳动力数量，a_i 表示该产业的中间投入系数，α_{Fi} 表示该产业外资企业生产函数中资本弹性

系数，$1-\alpha_{Fi}$ 表示劳动力弹性系数，δ_F 为外资企业资本折旧率，τ 为增值税税率，v_F 为外资企业所得税税率。

(2)企业所得税收入方程的建立。只研究企业所得税收入的变化，并分产业研究税率的变化对企业所得税的影响，即企业所得税率的变化对产业的影响。首先分别建立第二产业内外资企业和第三产业内外资企业的企业所得税收入方程，从而测算出第二产业和第三产业各自缴纳的企业所得税，进一步计算得到企业所得税总收入，观察测算值和实际值之间的误差，进行预测。

令 $Entt$ 表示企业所得税。事实上，在建立企业的生产函数之时对企业所得税已经做了分析。从微观的角度看，当期的产出增加值课以增值税后要用于支付工人工资，还要补偿固定资本消耗，余下的货币价值即可视为企业的利润。企业利润需要按企业所得税率向政府缴纳企业所得税。以第二产业为例，企业所得税收入包括来自内资企业缴纳的企业所得税收入与外资企业所得税收入。由此，第二产业企业所得税收入方程为：

$$Entt_2(t)=v_D\left[\frac{V_{D2}(t)}{1+\tau}-\omega_{D2}(t)L_{D2}(t)-\delta_D K_{D2}(t)\right]+v_F\left[\frac{V_{F2}(t)}{1+\tau}-\omega_{F2}(t)L_{F2}(t)-\delta_F K_{F2}(t)\right] \tag{5}$$

同理，第三产业企业所得税收入方程为：

$$Entt_3(t)=v_D\left[\frac{V_{D3}(t)}{1+\tau}-\omega_{D3}(t)L_{D3}(t)-\delta_D K_{D3}(t)\right]+v_F\left[\frac{V_{F3}(t)}{1+\tau}-\omega_{F3}(t)L_{F3}(t)-\delta_F K_{F3}(t)\right] \tag{6}$$

全国企业所得税收入为第二产业企业所得税收入与第三产业企业所得税收入之和，即 $Entt(t)=Entt_2(t)+Entt_3(t)$，也可记为：

$$Entt(t)=\sum_{j=2}^{3}\left\{v_D\left[\frac{V_{Di}(t)}{1+\tau}-\omega_{Di}(t)L_{Di}(t)-\delta_D K_{Di}(t)\right]+v_F\left[\frac{V_{Fi}(t)}{1+\tau}-\omega_{Fi}(t)L_{Fi}(t)-\delta_F K_{Fi}(t)\right]\right\} \tag{7}$$

企业所得税收入预测模型是由各产业内外资企业的生产函数以及各产业内外资企业所得税收入方程构成的系统。利用统计年鉴中的数据，采用适当的方法估算出方程中的参数，对模型进行回归，进而推算出各产业的内外资企业所得税收入情况，汇总得出各产业的企业所得税收入。将其与公布的数据相比较，假如误差在允许范围内，则可以用来预测企业所得税收入。

(3)模型回归。在模型中，产出增加值 V 是应变量，而自变量有资本存量 K 及劳动力 L 等。在此要研究的就是资本存量 K 和劳动力 L 是怎样影响产出增加值的。在回归之前，先

对已有的第二产业和第三产业内外资企业产出增加值 V 和资本存量 K 分别求出人均值,可以得到 $\ln v_{Di}$、$\ln v_{Fi}$、$\ln k_{Di}$和 $\ln k_{Fi}$的值($i=2$、3)。回归采用的是普通最小二乘法。对前面求得的人均值进行回归,得到第二产业内资企业回归方程为:

$$\ln v_{D2} = 0.044 + 0.849\ln k_{D2}$$

$$t = 16.289, R^2 = 0.967, F = 265.33 \tag{8}$$

均通过 5% 的显著性水平检验,即 $\ln A_{D2} = 0.044$, $\alpha_{D2} = 0.849$, $A_{D2} = e^{0.044} \approx 1.04$。

同时,得到第二产业外资企业回归方程为:

$$\ln v_{F2} = -0.0065 + 0.915\ln k_{F2}$$

$$t = 7.655, R^2 = 0.865, F = 58.6 \tag{9}$$

均通过 5% 的显著性水平检验,即 $\ln A_{F2} = -0.0065$, $\alpha_{F2} = 0.91$, $A_{F2} = e^{-0.0065} \approx 0.99$。

同时,得到第三产业内资企业回归方程为:

$$\ln v_{D3} = 0.302 + 0.738\ln k_{D3}$$

$$t = 9.31, R^2 = 0.905, F = 86.78 \tag{10}$$

均通过 5% 的显著性水平检验,即 $\ln A_{D3} = 0.302$, $\alpha_{D3} = 0.738 \approx 0.74$, $A_{D3} = e^{0.302} \approx 1.35$。

同时,得到第三产业外资企业回归方程为:

$$\ln v_{F3} = 4.79 + 0.574\ln k_{F3}$$

$$t = 3.525, R^2 = 0.759, F = 12.427 \tag{11}$$

均通过 5%的显著性水平检验,即 $\ln A_{F3} = 4.79$, $\alpha_{F3} = 0.574$, $A_{F3} = e^{4.79} \approx 120.30$。

(4)企业所得税收入测算。根据计算企业所得税的方程对企业所得税收入进行测算,即第二产业企业所得税收入方程、第三产业企业所得税收入方程和全国企业所得税收入方程。

经计算,可以得到模型关于 2009—2011 年第二产业和第三产业企业所得税收入的情况(见表 1)。

表 1 2009—2011 年第二产业、第三产业企业所得税收入 单位:亿元

年份	测算值			实际值		
	合计	第二产业	第三产业	合计	第二产业	第三产业
2009	4 787.72	2 303.31	2 484.41	4 569.70	2 246.79	2 322.91
2010	6 256.22	3 150.82	3 105.40	6 110.58	3 128.67	2 981.91
2011	8 207.01	3 858.12	4 348.88	8 264.91	3 988.31	4 276.60

可以看出,模型的测算值和实际值之间的误差并不大,均在 4%之内,说明该模型具有很好的测算效果,可以用来模拟和预测 2012—2014 年第二产业和第三产业的企业所得税收入。

2.3 利用模型预测所得税收入

采用计算平均增长率的方法，只对 2010—2011 年的数据进行处理，计算出 2010—2011 年的投资增长率，据此推算出 2012—2014 年的投资额。计算结果如表 2 所示。

表 2 2012—2014 年第二产业、第三产业投资额增长率(%)

第二产业投资额平均增长率		第三产业投资额平均增长率	
内资	外资	内资	外资
41.3	25.8	20.5	13.2

根据表 2，结合 1996—2011 年第二产业、第三产业内外资投资额推算出 2012—2014 年的数据，如表 3 所示。

表 3 2012—2014 第二产业、第三产业内外资投资额推算值

年份	第二产业投资额(亿元)		第三产业投资额(亿元)	
	内资	外资	内资	外资
2012	36 921.99	6 869.32	47 876.65	3 332.44
2013	52 170.81	8 640.05	57 712.23	3 773.03
2014	73 717.39	10 867.22	69 568.39	4 271.88

根据内外资资本存量的计算公式，由表 3 分别推算出第二产业内资、外资资本存量和第三产业内资、外资资本存量的模拟值和预测值，如表 4 所示。

表 4 2012—2014 年第二产业、第三产业内外资资本存量模拟和预测情况

年份	第二产业资本存量(亿元)		第三产业资本存量(亿元)	
	内资	外资	内资	外资
2012	202 801.17	31 050.32	319 050.79	16 996.29
2013	246 859.93	37 827.34	364 000.99	19 749.54
2014	310 702.93	46 424.92	419 009.34	22 836.45

同资本存量模拟预测方法类似，在此只对 2010—2011 年的数据进行处理，计算出 2009—2011 年的第二产业、第三产业内外资劳动力增长率及平均增长率。计算结果如表 5 所示。

表 5 2009—2011 年第二产业、第三产业内外资劳动力平均增长率(%)

第二产业劳动力平均增长率		第三产业劳动力平均增长率	
内资	外资	内资	外资
6.4	26.1	4.9	24.3

由表 5 及结合 2002—2011 年第二产业、第三产业内外资劳动力情况模拟和预测出 2012—2014 年的数据,如表 6 所示。

表 6　2012—2014 年劳动力情况(万人)

年份	第二产业		第三产业	
	内资	外资	内资	外资
2012	21 819.73	38 640.42	27 029.85	478.707 3
2013	23 965.47	50 383.25	27 875.44	586.124 6
2014	26 322.22	65 694.72	28 747.49	717.645 3

运用如上方法,对 2012—2014 年第二产业、第三产业平均工资情况的模拟和预测结果如表 7 所示。

表 7　2012—2014 年第二产业、第三产业平均工资情况(万元)

年份	第二产业		第三产业	
	内资	外资	内资	外资
2012	0.988 416 1	0.088 152 1	0.612 139	4.393 100 7
2013	1.069 007 9	0.091 206 5	0.658 884 4	4.801 916 3
2014	1.156 170 9	0.094 366 7	0.709 199 4	5.248 775 8

根据以上模拟和预测的结果,可以分别得到 2012—2014 年第二产业内外资企业和第三产业内外资企业的人均资本存量 k 以及由此求对数后的 $\ln k$,如表 8 所示。

表 8　第二产业、第三产业内外资人均资本存量及 $\ln k$

年份	人均资本存量 k(元/人)				$\ln k$			
	第二产业		第三产业		第二产业		第三产业	
	内资	外资	内资	外资	内资	外资	内资	外资
2009	92 944	8 036	118 036	355 046	11.439 752	8 991 650 6	11.678 749	12.780 001
2013	103 007	7 508	130 581	336 951	11.542 547	8.923 713 7	11.779 751	12.727 693
2014	118 038	7 067	145 755	318 214	11.678 764	8.863 158 2	11.889 683	12.670 478

根据回归的结果,可以得到 2012—2014 年第二产业、第三产业的 $\ln v$,如表 9 所示。

表 9　第二产业、第三产业的 lnv

年份	第二产业		第三产业	
	内资	外资	内资	外资
2012	9.756 349 3	8.175 902 1	9.487 424 1	12.505 801
2013	9.843 622 8	8.114 079 5	9.566 205 7	12.473 893
2014	9.959 270 8	8.058 974	9.651 952 8	12.438 992

由表 9 可以得到第二产业、第三产业人均增加值的模拟值和预测值，如表 10 所示。

表 10　人均增加值的模拟预测值(元)

年份	第二产业		第三产业	
	内资	外资	内资	外资
2012	17 263.492	3 554.259 6	13 192.768	269 898.39
2013	18 837.837	3 341.180 5	14 274.154	261 422.46
2014	21 147.369	3 162.044 1	15 552.129	252 455.85

结合劳动力的预测表可以得到第二产业、第三产业产出增加值的模拟值和预测值，如表 11 所示。

表 11　第二产业、第三产业内外资企业产出增加值(亿元)

年份	第二产业		第三产业	
	内资	外资	内资	外资
2012	37 668.47	13 733.81	35 659.86	12 920.23
2013	45 145.76	16 833.95	39 789.83	15 322.61
2014	55 664.57	20 772.96	44 708.47	18 117.38

应用具有良好测算效果的企业所得税测算模型，结合以上各项模拟和预测数值，可以模拟和预测得到 2012—2014 年第二产业、第三产业的企业所得税收入以及由此得到企业所得税总收入情况，如表 12 所示。

表 12　2012—2014 年企业所得税收入(亿元)

年份	合计	第二产业	第三产业
2012	5 557.495 8	2 810.466 7	2 747.029 1
2013	6 759.863 1	3 607.760 6	3 152.102 4
2014	7 695.737 8	4 277.873 5	3 417.864 3

3 意义

在此构建了企业所得税的预测模型,分析统一内外资企业所得税率对各产业的企业所得税以及企业所得税总收入产生的动态效应,预测企业所得税收入的变化。该模型的预测结果表明,经济运行是动态的,单单统一内外资企业所得税率短期内并不会使我国的企业所得税收入有显著的减少。相反,内资企业更加受益于企业所得税率的统一,同时第二产业对内外资企业所得税率的统一反应将更为敏感,税率降低却会刺激投资及增加产出,企业利润也会相应增加;而从长期看,上缴的企业所得税收入会增加。此模型有助于了解统一内外资企业所得税率对我国企业所得税收入产生的影响及我国财政可以负担的程度。

参考文献

[1] 李娟. 统一内外资所得税率对我国企业所得税收入的影响[J]. 经济问题, 2013, (4): 43-47.

[2] 程凌. 统一内外资企业所得税率对税收及社会福利的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (10): 67-70.

薪酬差距的盈余管理模型

1 背景

效率和公平是社会发展中的两大目标,两者的关系是一个重大的理论问题,社会主义现代化建设要追求效率与公平的动态平衡。针对薪酬差距与盈余管理关系的研究,了解企业业绩与薪酬差距的关系等十分重要。Jed DeVaro[1]以美国四个州的熟练工人为样本,研究发现雇主设置工资级差可以实现乐观业绩水平。俞震和冯巧根[2]对高管内部薪酬差距研究发现,上市公司高管层薪酬差距的扩大,有利于减少高管层的盈余管理串谋,从而抑制为了提高薪酬而进行的盈余管理行为。于富生和张颖[3]选取 2004—2010 年上市公司为样本,为薪酬差距与业绩及盈余管理之间的关系提供经验证据。

2 公式

2.1 研究假设与模型设定

1) 薪酬差距与业绩

Lazear[4]认为,员工行为可相互影响时,存在为胜出而损害对手的可能性。这种损害不但降低破坏着本可用于增加产出的努力,而且损害了被破坏者的产出,故其对企业绩效存在双重负面影响。当竞赛理论模型中存在"破坏"因素影响时,随着薪酬差距的增大,企业绩效将呈现先增后减的变化趋势,此时薪酬差距与企业绩效间将出现倒"U"型曲线关系。

预期假设 1:薪酬差距对业绩的影响是倒"U"型的结构,在薪酬差距较小时,业绩随薪酬差距的增加而增长,当薪酬差距达到一定程度时,业绩随薪酬差距的增加而降低,即 $\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$。

为了检验假设 1,在此设计了如下模型进行多元回归分析:

$$Performance_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln WD_{1t} + \alpha_2 \ln WD_{1t}^2 + \alpha_3 \ln SIZE_{1t} + \alpha_4 LEV_{1t} + \gamma_1 CONTROL_{1t} + \varepsilon_{1t}$$

2) 薪酬差距与盈余管理

对于我国的资本市场而言,其有效性和公司财务指标的真实性仍有很大的提升空间。当上市公司高管的激励政策以业绩指标或市场指标为主要考核指标时,上市公司的高管有动机通过盈余管理增加自身的收入,而由于盈余管理增加的收入并非真实业绩的增长,必

然不会带来普通员工的薪酬增长,因此,客观上会出现薪酬差距的扩大。

预期假设 2:薪酬差距的变化与可操控性盈余正相关。

为了检验假设 2,在此设计了如下模型进行多元回归分析:

$$\ln WD_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 EM_{1t} + \alpha_2 \ln SIZE_{1t} + \alpha_3 LEV_{1t} + \gamma_1 CONTROL_{1t} + \varepsilon_{1t}$$

2.2 变量界定

1)薪酬差距的界定

在此借鉴了 Erikssson、张震和张鸣及刘春和孙亮对薪酬差距的计量方法,采用以下公式计算高管与员工之间的薪酬差距:

$$TEW = \frac{\text{支付给职工及为职工所支付的现金}}{1.56} - \text{董事、监事及高管年度报酬总额} + \text{应付工资期末数} - \text{应付工资期初数}$$

$$AEW = TEW/(\text{员工人数} - \text{高管人数})$$

$$WD = \text{前三位董事、监事及高管年度报酬总额}/3 - AEW$$

$$\ln WD = \text{Log}(WD)$$

其中,TEW 表示企业员工的年度薪酬总额,是现金流量表中"支付给职工以及为职工所支付的现金"项目的金额,扣除支付的养老保险等社会基本保障费用的测算金额(根据付费比例,以 1.56 的系数测算)后的金额。AEW 表示企业一般员工的平均年度薪酬。

2)盈余管理的界定

在此用超额应计利润和线下项目指标两个指标来度量盈余管理的程度。

(1)超额应计。应计项目模型采用陆建桥使用的扩展琼斯模型:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_{1t}\left[\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\Delta REC_{it}}{A_{it-1}}\right] + \beta_{2t}\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \beta_3 \frac{IA_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

其中:TA_{it}=净利润-经营活动现金流量金额,代表 i 公司第 t 年的总应计利润;TA_{it-1} 代表 i 公司第 $t-1$ 年末的总资产;ΔREV_{it} 代表 i 公司第 t 和 $t-1$ 年主营业务收入差额;ΔREC_{it} 代表 i 公司第 t 和 $t-1$ 年应收账款差额;PPE_{it} 代表 i 公司第 t 年的固定资产原值;LA_{it} 代表 i 公司第 t 年的无形资产和其他长期资产之和。

在此采用国内研究常用的方法,使用全部样本数据对模型进行截面估计,将模型计算出的残差视为超额应计利润,以此来度量盈余管理程度。

(2)线下项目指标。线下项目指标 = 线下项目合计数/总资产。其中,线下项目(即非正常损益)等于投资收益、营业外收入、补贴收入三个项目的合计数扣除营业外支出之差。主要变量的定义如表 1 所示。

表 1　主要变量定义

变量名称	具体指标	定义
薪酬差距	内部薪酬差距 ln*WD*	见“薪酬差距界定”
业绩	总资产收益率 *ROA* 调整总资产收益率 *ADJROA*	净利润/总资产平均余额 (营业收入-营业支出)/期末资产余额
盈余管理	操控性应计项目 EM_1 线下项目 EM_2	对扩展琼斯模型进行拟合得到的残差 (投资收益+营业外收入-营业外支出)/资产总额
控制变量	公司规模 *SIZE* 财务杠杆 *LEV* 行业 *IND* 年度 *YEAR*	年末资产总额对数 年末负债总额/年末资产总额

表 2 给出了我国上市公司 2004—2010 年薪酬差距的描述性统计结果,图 1 则直观地描绘了上市公司薪酬差距的趋势。

表 2　我国上市公司薪酬差距描述性统计

年度	样本	均值	中位数	标准差
2004	735	11.48	11.57	1.05
2005	781	11.54	11.65	1.06
2006	782	11.72	11.80	1.05
2007	840	11.98	12.04	1.04
2008	938	12.14	12.18	0.97
2009	1 009	12.29	12.33	0.96
2010	1 170	12.49	12.53	0.91

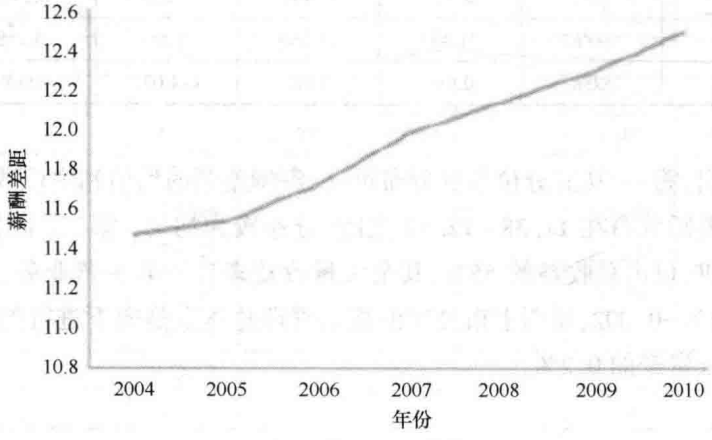


图 1　薪酬差距趋势

从表 2 中可以看出,2004—2010 年间,上市公司高管与员工之间的薪酬差距在不断地扩大。

而同期的资产利润率(*ROA*) 并没有类似的稳定增长,从图 2 可以看出,2004—2010 年间资产收益率呈现波浪形的趋势。主营业务的变化较为稳定,由于会计准则中公允价值计量方法的应用,随着上市公司中投资比重的加大,造成了资产收益率的不稳定性的加大。

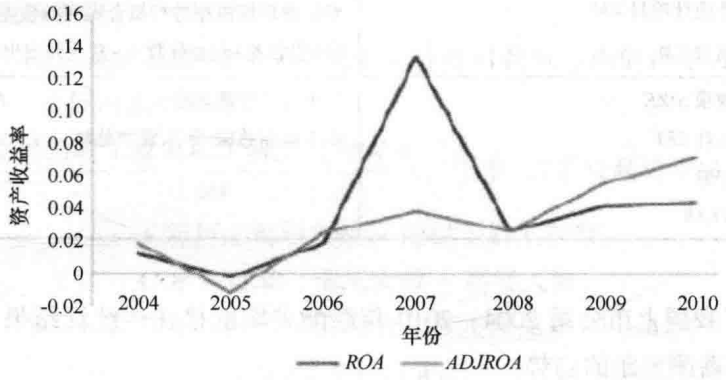


图 2　资产收益率趋势

回归分析模型中主要变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3　主要变量描述性统计

变量名称	变量符号	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
薪酬差距	ln*WD*	12.00	12.09	14.20	8.23	1.06
企业绩效调整资产收益率	*ADJROA*	0.022	0.026	0.216	−0.487	0.08
资产收益率	*ROA*	0.040	0.033	64.754	−7.285	0.844
盈余管理　超额应计	EM_1	−0.002	−0.004	0.296	−0.33	0.096
线下项目	EM_2	0.011	0.004	0.259	0.146	0.038
规模	*SIZE*	21.457	21.356	27.616	14.158	1.197
资产负债率	*RISK*	0.615	0.511	124.022	0.008	2.449

从中可以看出,第一,从五分位数的分布可见,薪酬差距的均值和中位数近似相等,50%的上市公司薪酬差距分布在 11.38~12.69 之间,分布较为均匀; 第二,上市公司主营业务的收益从均值来讲,仅占总收益的 55%,其余大量收益来自于非主营业务,其持续性较差; 第三,可操作盈余为−0.002,说明上市公司的盈余管理总体上是向下进行的,向下的盈余管理水平平均为年末资产的 0.2%。

表 4　薪酬差距与业绩

$ADJROA_{1t}=\alpha_0+\alpha_1 \ln WD_{1t}+\alpha_2 \ln WD_{1t}^2+\alpha_3 \ln SIZE_{1t}+\alpha_3 LEV_{1t}+\gamma_1 CONTROL_{1t}+\varepsilon_{1t}$

变量	预测	系数	T 值	$Pr>\|t\|$
Ln*WD*	+	0.305	2.07	0.038 4
LnWD_2	−	−0.019	−2.98	0.002 9
DIS_1		−1.409	−4.01	0.000 1
DIS_2		−1.723	−4.50	0.000 1
$DIS_1 \times$ln*WD*		0.127	4.24	0.000 1
$DIS_2 \times$ln*WD*		0.151	4.61	0.000 1
SIZE		0.015	1.59	0.111 4
LEV		−0.322	−73.95	0.000 1
INDUSTRY		已控制		
YEAR		已控制		
N		6 254		
F 统计量		412.43		
$ADJ-R^2$		0.479 4		

从表 4 中可以看到，$\alpha_1=0.305>0$，$\alpha_2=-0.019<0$，与研究假设一致，薪酬差距对业绩的影响是倒“U”形的结构，在薪酬差距较小时，业绩随薪酬差距的增加而增长，当薪酬差距达到一定程度时，业绩随薪酬差距的增加而降低。

将全部有效样本数据代入模型，运用 SAS 软件进行模型拟合与参数估计。无论使用可操控盈余还是线下项目，从总体拟合效果看，R^2 及修正 R^2 均超过了 0.2，即模型拟合度超过了 20%，较好地拟合了样本数据，各参数的估计值与 t 值见表 5。

表 5　薪酬差距与盈余管理

$\text{Ln}WD_{1t}=\alpha_0+\alpha_1 EM_{1t}+\alpha_2 \ln SIZE_{1t}+\alpha_3 \ln LEV_{1t}+\gamma_1 CONTROL_{1t}+\varepsilon_{1t}$

变量	预测	系数	t 值	$Pr>\|t\|$	预测	系数	t 值	$Pr>\|t\|$
EM_1	+	0.943	7.69	<0.000 1				
EM_2					+	1.246	3.98	<0.000 1
SIZE		0.302	29.79	<0.000 1		0.305	29.94	<0.000 1
LEV		0.014	2.86	0.004 3		0.010	2.14	0.032 6
INDUSTRY		已控制				已控制		
YEAR		已控制				已控制		
N		6 254				6 254		
F 统计量		149.56				145.23		
R		0.237 5				0.232 3		
$ADJ-R^2$		0.235 9				0.230 7		

从 EM_1 的系数(0.943)可以看出,薪酬差距与可操控盈余之间存在正相关关系,上市公司的高管存在通过可操控盈余来修正业绩,从而达到增加自身薪酬的可能性。而 EM_2 系数为 1.246,不仅验证了高管与员工薪酬差距与盈余管理的正相关关系,同时其大于 0.943 的数值说明薪酬差距对线下项目的敏感度更高,说明高管更多地采用操控线下项目的方式进行盈余管理,从而达到满足自身利益的目的。

2.3 稳健性检验

在此使用总资产收益率作为衡量上市公司业绩的替代变量,代入模型进行回归分析,得到 $\alpha_1=0.297$,$\alpha_2=-0.0133$,均在 5% 的水平上显著,验证了结论。

由于上一期的薪酬差距不会受当期的业绩影响,而上一期的薪酬差距确实会影响到当期的业绩,因此可以进一步检验结论。回归分析的结果显示,$\alpha_1=0.304$,$\alpha_2=-0.019$,均在5%的水平上显著,验证了结论。

对于假设 2,在此使用了前三位高管平均薪酬与员工平均薪酬的比值作为衡量薪酬差距的替代变量,代入模型 2 中进行回归,得到薪酬差距与可操控盈余之间的相关系数为 1.262,在 10%水平上显著,薪酬差距与线下项目之间的相关系数为 1.016,在 10% 水平上显著,验证了结论。

3 意义

通过研究薪酬差距与业绩及盈余管理之间的关系,建立了薪酬差距的盈余管理模型。通过对该模型的计算表明,薪酬差距与企业业绩之间存在倒"U"形关系,在薪酬差距较小时,企业业绩随着高管与员工之间的薪酬差距的增加而增长;当薪酬差距到达一定程度时,企业业绩随着薪酬差距的增加而降低。薪酬差距与盈余管理之间存在着正相关关系,高管通过可操控盈余修正业绩,扩大薪酬差距。此模型为薪酬差距与盈余管理的正相关关系提供了直接的经验证据,丰富了现有的激励理论。

参考文献

[1] Jed DeVaro. Internal Promotion Competitions in Firms[J]. Journal of Economics, 2006, (3).

[2] 俞震, 冯巧根. 薪酬差距: 对公司盈余管理与经营绩效的影响[J]. 学海, 2010, (1).

[3] 于富生, 张颖. 薪酬差距与盈余管理[J]. 经济问题, 2013, (4): 112-117.

[4] Lazear E P. Pay Equality and Industrial Politics[J]. Journal of Political Economy, 1989, (97).

石油生产量的预测模型

1 背景

由于单一预测方法自身的局限,利用某一种预测方法预测石油生产量容易导致预测结果与实际值偏差较大,降低预测结果的科学性。在运用平均增长率法和灰色预测法的基础上,采用标准差法确定两种预测方法的权重,并构建石油生产量的组合预测模型,在降低预测方法权重主观性的前提下,可以提高预测结果的科学性。组合预测模型相比单一的平均增长率法和灰色预测法,平均相对误差最小,预测精度最高。张祺[1]运用组合预测模型对中国石油生产量进行研究。

2 公式

2.1 石油生产量预测的常用方法

(1) 平均增长率预测法

平均增长率预测法是在假设未来年份所预测的系统发展规律或变化趋势与历史年份基本一致的基础上,根据历史数据及平均增长率来预测未来年份系统的发展变化趋势。

假设某一系统历史数据年平均增长率为 r_p,且该系统未来增长维持这一趋势,第 t 年预测值为 x,则有以下动力学方程成立:

$$\frac{\mathrm{d}x}{\mathrm{d}t} = r_p x \tag{1}$$

(2) 灰色预测法

"灰色预测"以灰色系统理论为基础,是通过建立(行为) 时轴上现在与未来的定量关系,通过此定量关系(灰色模型) 预测事物未来发展变化规律的方法。在此采用 GM(1,1) 模型对我国未来年份石油生产量进行预测。

应用灰色系统 GM(1,1) 模型预测石油生产量的建模过程如下。

给定原始数列 $x^{(0)}$:

$$x^{(0)} = \{x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \cdots, x^{(0)}(n)\}$$

建立 GM(1,1) 的微分方程:

$$\frac{\mathrm{d}x^{(1)}}{\mathrm{d}t} + ax^{(1)} = b \tag{2}$$

式中，$x^{(1)}$为一次累加生成数列(AGO)，a、b 为待定系数。

$$\hat{a} = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = [B^T B]^{-1} B^T Y_N \tag{3}$$

确定矩阵 B 和 Y_N，根据最小二乘法得到：

$$B = \begin{bmatrix} -\frac{1}{2}[x^{(1)}(1) + x^{(1)}(2)] & 1 \\ -\frac{1}{2}[x^{(1)}(2) + x^{(1)}(3)] & 1 \\ \cdots & \cdots \\ -\frac{1}{2}[x^{(1)}(n-1) + x^{(1)}(n)] & 1 \end{bmatrix} \tag{4}$$

$$Y_N = \begin{bmatrix} x^{(0)}(2) \\ x^{(0)}(3) \\ \cdots \\ x^{(0)}(n) \end{bmatrix}$$

$B^T B$ 是对称矩阵。将原始数据序列和一次累加生成数列(AGO) 带入式(3)，可以求得待定系数 a、b 的值。再将其带入式(1) 中，进一步推导可得：

$$\hat{x}^{(1)}(k+1) = [x^{(0)}(1) - \frac{b}{a}]e^{-ak} + \frac{b}{a} \tag{5}$$

预测值计算公式如下：

$$\hat{x}^{(0)}(k+1) = \hat{x}^{(1)}(k+1) - \hat{x}^{(1)}(k) \tag{6}$$

根据式(6) 可以得到预测数列：

$$\hat{x}^{(0)} = \{x^{(0)}(2), x^{(0)}(3), \cdots, x^{(0)}(n-1), x^{(0)}(n)\}$$

2.2 石油生产量预测的组合预测方法

为了将各种预测方法包含的有用信息尽量反映在预测结果里，应采取组合预测思路，即通过多种方法建立预测模型，并赋予各预测模型一定的权重，将不同方法的预测结果综合起来构建组合预测模型，相互取长补短，以提高预测精度。

(1) 预测方法权重的确定

可以采用标准差法确定各预测方法的权重：

$$w_i = \frac{S - S_i}{S} \times \frac{1}{n-1} \tag{7}$$

式中，$S = \sum_{i=1}^{n} S_i$，S_i 为第 i 种预测模型的标准差。

(2) 组合预测模型

组合预测模型的基本构建形式为:

$$Y = \sum_{i=1}^{n} w_i \times y_i \tag{8}$$

式中,Y 表示组合预测值;y_i 表示第 i 种预测模型的预测值;w_i 为第 i 种预测模型的权重系数;n 为预测模型的数目。

2.3 基于平均增长率法和灰色预测方法的中国石油生产量预测及比较

(1) 基于平均增长率法的石油生产量预测

石油资源是一种重要的战略性资源,随着我国经济的飞速发展,我国石油生产和消费日益增加(见表 1)。

表 1 1993—2012 年中国石油生产量 单位:万吨

年份	生产量	年份	年产量
1993	14 517.4	2003	16 960.0
1994	14 608.2	2004	17 587.3
1995	15 005.0	2005	18 135.3
1996	15 733.4	2006	18 476.6
1997	16 074.1	2007	18 631.8
1998	16 100.0	2008	19 040.1
1999	16 000.0	2009	18 950.2
2000	16 300.0	2010	20 300.4
2001	16 395.9	2011	20 360.8
2002	16 700.0	2012	20 747.8

根据历史年份石油生产量,通过进一步的分析取证,考虑到石油资源储量的限制,确定 2013—2035 年我国石油生产年均增长率约为 $r_p = 1.76\%$,如果维持这个生产增长趋势不变,那么未来我国石油生产总量的动力学方程为:

$$\frac{\mathrm{d}x}{\mathrm{d}t} = r_p x = 0.0176x$$

利用实际值与预测值的误差,对所得预测结果进行残差和精度检验。实际值与预测值的误差可用以下公式计算:

$$f_{(k)} = x^{(0)}(k) - \hat{x}^{(0)}(k)$$

根据绝对误差公式可以计算基于增长率法的 1994—2012 年我国石油生产量实际值与预测值之间的绝对误差,利用 $f_{(k)}/x^{(0)}$ 可进一步得到基于增长率法的 1994—2012 年我国石油生产量实际值与预测值的相对误差,如表 2 所示。

表 2　基于增长率法的石油生产量预测误差

年份	实际生产量（万吨）	预测生产量（万吨）	绝对误差（万吨）	相对误差（%）
1994	14 608.2	14 772.91	164.71	1.13
1995	15 005.0	15 032.91	27.91	0.19
1996	15 733.4	15 297.49	-435.91	-2.77
1997	16 074.1	15 566.72	-507.38	-3.16
1998	16 100.0	15 840.7	-259.3	-1.61
1999	16 000.0	16 119.5	119.5	0.75
2000	16 300.0	16 403.2	103.2	0.63
2001	16 395.9	16 691.89	295.99	1.81
2002	16 700.0	16 985.67	285.67	1.71
2003	16 960.0	17 284.62	324.62	1.91
2004	17 587.3	17 588.83	1.53	0.01
2005	18 135.3	17 898.39	-236.91	-1.31
2006	18 476.6	18 213.4	-263.2	-1.42
2007	18 631.8	18 533.96	-97.84	-0.53
2008	19 040.1	18 860.16	-179.94	-0.95
2009	18 950.2	19 192.1	241.9	1.28
2010	20 300.4	19 529.88	-770.52	-3.80
2011	20 360.8	19 873.6	-487.2	-2.39
2012	20 747.8	20 223.38	-524.42	-2.53

我国 2012 年的石油产量为 20747.8 万吨，在预测我国石油产量 2013—2035 年随时间变化的动态情况时，初值取为 20747.8 万吨，预测结果见表 3。

表 3　基于平均增长率法的石油生产量预测

年份	生产量(万吨)	年份	生产量(万吨)
2013	21 112.96	2025	26 030.01
2014	21 484.55	2026	26 488.14
2015	21 862.68	2027	26 954.33
2016	22 247.46	2028	27 428.73
2017	22 639.02	2029	27 911.47
2018	23 037.46	2030	28 402.71
2019	23 442.92	2031	28 902.6

续表

年份	生产量(万吨)	年份	生产量(万吨)
2020	23 855.52	2032	29 411.29
2021	24 275.37	2033	29 928.92
2022	24 702.62	2034	30 455.67
2023	25 137.39	2035	30 991.69
2024	25 579.81		

(2) 基于灰色系统 GM(1,1) 模型的石油生产量预测

根据前述的灰色预测 GM(1,1) 模型,利用历史年份石油生产量数据,求得参数 a、b 的数值,可以得到未来几十年的石油生产量预测数据。

根据前文给出的原始数据列 $x^{(0)}$,以此为基础,可求得一次累加生成数列(AGO 数列)为:

$$x^{(1)} = \{14517.4, 29125.6, 44130.6, 59864, 75938.1, 92038.1, 108038.1, 124338.1, 140734, 157434, 174394, 191981.3, 210116.6, 228593.2, 247225, 266264.1, 285215.3, 305515.7, 325876.5, 346624.3\}$$

根据上述 AGO 数列的计算结果和 B 的计算方法,可求得:

$$[B^T B]^{-1} = \begin{bmatrix} 6.932185E-023 & 1.068230E-04 \\ 1.135412E-012 & 0.224157 \end{bmatrix}$$

将 $[B^T B]$、B^T 及 Y_N 的值代入到求解待定系数 a、b 值的公式(3)中,最终可得到:

$$\hat{x}^{(1)}(k+1) = 721377.96e^{-0.018398k} - 710783.36$$

与利用增长率法预测类似,利用实际值与预测值的误差,对所得预测结果进行残差和精度检验。

根据前文述及的绝对误差公式可以计算基于灰色 GM(1,1) 系统的 1994—2012 年我国石油生产量实际值与预测值之间的绝对误差,利用 $f_{(k)}/x^{(0)}(k)$ 可进一步得到基于灰色 GM(1,1) 系统的石油生产量预测值相对误差,如表 4 所示。

表 4 基于灰色 GM(1,1) 系统的石油生产量预测误差

年份	实际生产量(万吨)	预测生产量(万吨)	绝对误差(万吨)	相对误差(%)
1994	14 608.2	14 795.83	187.63	1.28
1995	15 005.0	15 342.91	337.91	2.25
1996	15 733.4	15 897.49	164.09	1.04
1997	16 074.1	16 166.72	92.62	0.58

续表

年份	实际生产量（万吨）	预测生产量（万吨）	绝对误差（万吨）	相对误差（%）
1998	16 100.0	16 340.7	240.7	1.50
1999	16 000.0	16 479.5	479.5	3.00
2000	16 300.0	16 603.2	303.2	1.86
2001	16 395.9	16 791.89	395.99	2.42
2002	16 700.0	16 985.67	285.67	1.71
2003	16 960.0	17 184.62	224.62	1.32
2004	17 587.3	17 698.83	111.53	0.63
2005	18 135.3	18 198.39	63.09	0.35
2006	18 476.6	18 479.4	2.8	0.02
2007	18 631.8	18 733.96	102.16	0.55
2008	19 040.1	18 960.16	-79.94	-0.42
2009	18 950.2	19 192.1	241.9	1.28
2010	20 300.4	19 929.88	-370.52	-1.83
2011	20 360.8	20 283.6	-77.2	-0.38
2012	20 747.8	20 602.38	-146.42	-0.70

从对 1994—2012 年我国石油生产量的预测结果看，预测值与实际值相对误差均低于 3.0%，说明可以采用灰色预测法预测我国石油生产量。

把以上计算结果代入式(6) 中，可计算 2013—2035 年我国的石油生产量，如表 5 所示。

表 5　基于灰色系统 GM(1,1) 模型的石油生产量预测

年份	生产量(万吨)	年份	生产量(万吨)
2013	20 775.15	2025	25 613.53
2014	21 140.8	2026	26 064.33
2015	21 512.88	2027	26 523.06
2016	21 891.5	2028	26 989.87
2017	22 276.8	2029	27 464.89
2018	22 668.86	2030	27 948.27
2019	23 067.83	2031	28 440.16
2020	23 473.83	2032	28 940.71
2021	23 886.96	2033	29 450.06
2022	24 307.38	2034	29 968.38
2023	24 735.19	2035	30 495.82
2024	25 170.53		

根据前文述及的采用标准差法确定各预测方法的权重，确定在计算石油生产量时的增长率法和灰色系统 GM(1,1) 预测模型的权重分别为 0.465 和 0.535。利用 1994—2012 年历史数据检验各种方法的预测精度，见表 6 和图 1。

表 6　单项预测模型与组合预测模型的平均相对误差

年份	实际值（万吨）	增长率法预测		灰色系统(GM)预测		组合预测	
		预测值(万吨)	相对误差(%)	预测值(万吨)	相对误差(%)	预测值(万吨)	相对误差(%)
1994	14 608.2	14 772.91	1.13	14 795.83	1.28	14 772.92	1.20
1995	15 005	15 032.91	0.19	15 342.91	2.25	15 032.93	1.15
1996	15 733.4	15 297.49	−2.77	15 897.49	1.04	15 297.5	−1.00
1997	16 074.1	15 566.72	−3.16	16 166.72	0.58	15 566.73	−1.42
1998	16 100	15 840.7	−1.61	16 340.7	1.50	15 840.71	−0.17
1999	16 000	16 119.5	0.75	16 479.5	3.00	16 119.53	1.79
2000	16 300	16 403.2	0.63	16 603.2	1.86	16 403.22	1.20
2001	16 395.9	16 691.89	1.81	16 791.89	2.42	16 691.91	2.09
2002	16 700	16 985.67	1.71	16 985.67	1.71	16 985.69	1.71
2003	16 960	17 284.62	1.91	17 184.62	1.32	17 284.63	1.64
2004	17 587.3	17 588.83	0.01	17 698.83	0.63	17 588.84	0.30
2005	18 135.3	17 898.39	−1.31	18 198.39	0.35	17 898.39	−0.54
2006	18 476.6	18 213.4	−1.42	18 479.4	0.02	18 213.4	−0.76
2007	18 631.8	18 533.96	−0.53	18 733.96	0.55	18 533.97	−0.03
2008	19 040.1	18 860.16	−0.95	18 960.16	−0.42	18 860.16	−0.70
2009	18 950.2	19 192.1	1.28	19 192.1	1.28	19 192.11	1.28
2010	20 300.4	19 529.88	−3.80	19 929.88	−1.83	19 529.86	−2.88
2011	20 360.8	19 873.6	−2.39	20 283.6	−0.38	19 873.6	−1.46
2012	20 747.8	20 223.38	−2.53	20 602.38	−0.70	20 223.37	−1.68
平均相对误差		−0.58		0.9		0.09	

根据图 1，各单项预测模型与组合预测模型的拟合度均较高，根据各单项模型与组合预测模型的平均相对误差，组合预测模型的精度是最高的，因此，应运用组合预测方法预测未来年份石油生产量。

根据两种方法的石油生产量预测结果和各预测方法的权重，可以确定未来年份（2013—2035 年）我国石油生产量（表 7）。

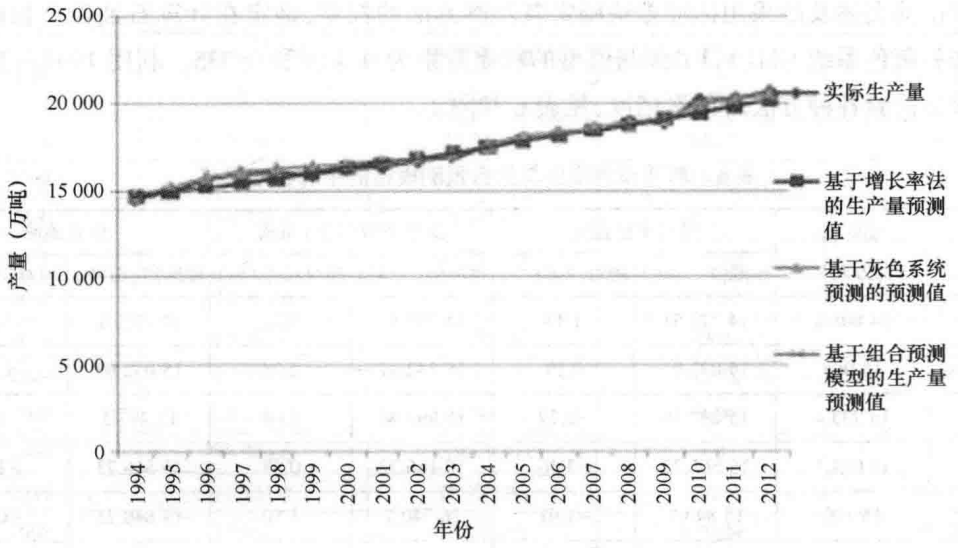


图 1　单项预测模型与组合预测模型的预测值与实际值的拟合

表 7　基于组合预测模型的 2013—2035 年石油生产量预测结果　　单位：万吨

年份	生产量	年份	生产量
2013	20 932.23	2025	25 807.19
2014	21 300.64	2026	26 261.4
2015	21 675.54	2027	26 723.6
2016	22 057.02	2028	27 193.94
2017	22 445.23	2029	27 672.55
2018	22 840.26	2030	28 159.58
2019	23 242.25	2031	28 655.19
2020	23 651.32	2032	29 159.53
2021	24 067.57	2033	29 672.73
2022	24 491.17	2034	30 194.97
2023	24 922.21	2035	30 726.4
2024	25 360.85		

3　意义

在此构建了石油生产量的预测模型，这是分别利用平均增长率法和灰色预测法来预测中国石油生产量，其精度都较高，而且两者中灰色预测法的精度高于平均增长率法。利用

两种预测方法的标准差,确定两种预测结果的权重,可以提高不同预测方法权重获取的科学性,同时预测精度高于单一预测法的精度。各单项预测模型与组合预测模型的拟合度均较高,根据各单项模型与组合预测模型的平均相对误差,组合预测模型的精度是最高的,因此,应运用组合预测方法预测未来年份石油生产量。

参考文献

[1] 张祺. 中国石油生产量的组合预测模型及应用[J]. 经济问题, 2013, (4):71-74.

[2] 唐旭, 张宝生. 基于系统动力学的中国石油产量预测分析[J]. 系统工程理论与实践, 2010, (2).

住房均衡的价格模型

1 背景

在经过多次宏观调控但房价仍然高居不下的背景下，国务院常务会议确定了旨在抑制房价上涨的“国五条”调控政策。“国五条”要求各直辖市、计划单列市和除拉萨外的省会城市要按照保持房价基本稳定的原则，制定并公布年度新建商品住房价格控制目标，建立健全稳定房价工作的考核问责制度。针对“国五条”对房价影响的研究，了解“国五条”实施后的住房需求与供给和住房均衡价格十分重要。陈刚[1]在阐述“国五条”出台的背景、目标与主要内容基础上，构造一个住房均衡价格模型以分析“国五条”对房价的影响。

2 公式

以“国五条”实施后的住房需求与供给分析为基础，构造一个住房均衡价格模型，利用模型分析和预测“国五条”对房价的影响。住房价格是由住房供给与住房需求共同决定的。住房供给由两部分构成，一是一手房供给，二是二手房供给。为简化分析，我们不妨假设交易税由卖方支付，这样，交易税提高对合理的住房需求就没有影响了，可以让我们集中考虑交易税对投资性需求和房子供给的影响。

(1) 基本假设

假设 1：p 为交易税新政实施后的预期住房价格。$p = a-bq$ 为新政实施后的住房刚性需求函数，其中 $a>0, b>0$。

假设 2：二手房交易税率为 t，按照房产出售的毛收益(增值) 征收。

假设 3：交易税新政实施时的一手房供给量为固定值 M，并假设 $a \gg M$。此假设的根据在于：其一，由于住房建造的时滞性，新政实施对一手房存量没有影响。其二，从需求函数式上看，a 是房价极低($p \to 0$) 时住房市场的饱和需求量，其量值对应于交易税新政实施时点上住房市场的刚性需求总量，该总量显然大大超过 M(即供给严重不足)，否则房价调控就没有必要了。

假设 4：全部购房投资(机) 者有两类，一是新政策前已经购房的投资(机) 者，二是现时潜在投资(机) 者，两者总数为 N(为方便计，下文将投资与投机合称为“投资”)。其中，前者所占的比例为 β，后者所占比例为 $1-\beta$。这样，新政策前已投资二手房存量为 βN，现时

潜在购房投资者人数为$(1-\beta)N$。

假设5：每位已投资购房者只拥有一套住房。由于已投资购房者持有二手房已有一段时期，因此进一步假设，如果交易税新政策后预期投资收益高于投资成本，他将出售所购房产，否则继续持有。

假设6：潜在投资者最多只购买一套住房。如果交易税新政策后的预期投资收益高于投资成本，他将购入房产，否则不购入。

(2)“国五条”实施后的住房需求函数

由于住房需求是刚性需求与潜在投资性需求之和，而前者已经假设为$p=a-bq$，故关键是求解后者。考虑到潜在购房投资者的行为目标是利润最大化，因此，潜在投资者购房需求主要取决于三个因素：一是预期转手出售的毛收益率(设为τ)，二是投资的融资成本θC(θ为融资成本系数，C为大于零的常数)，三是潜在投资者总数[基本假设(4)中已设为$(1-\beta)N$]。进一步假设每位潜在投资者$i[i=1,2,\cdots,(1-\beta)N]$的融资成本各不相同，为此，令潜在投资者融资成本系数θ_i服从$[0,1]$均匀分布，分布密度为$(1-\beta)N$。

根据基本假设4和假设6，满足$p\tau(1-t)-\theta_i C\geqslant 0$的潜在投资者将购入住房，其中，边际购房者满足等式$p\tau(1-t)-\bar{\theta}_i C=0$，解之得$\bar{\theta}_i=\dfrac{p\tau(1-t)}{C}$。于是，可得交易税实施后的潜在投资性购房需求函数为$q=\dfrac{p\tau(1-t)}{C}(1-\beta)N$。

在此基础上，可得住房需求函数为：

$$q=a+\frac{p\tau(1-t)}{C}(1-\beta)N-bp \tag{1}$$

根据式(1)，显然有$\dfrac{\partial q}{\partial t}<0$，这表明，给定其他条件不变，则征收房产交易税(即$t>0$)将导致潜在投资性住房需求减少，从而总住房需求减少。

(3)“国五条”实施后的住房供给函数

住房供给由一手房供给和二手房供给两部分构成。根据前述基本假设3，前者为固定值M。因此，关键是考察“国五条”对后者的影响。由于二手房供给的目标也是利润最大化，因此，已有投资购房者的二手房供给取决于三个因素：一是预期转手出售的毛收益率(设为τ_0)，二是投资的融资成本ζC(ζ为融资成本系数，C为大于零的常数)，三是已有投资者总数[基本假设(4)中已设为βN]。进一步假设，每位已购房投资者$i(i=1,2,\cdots,\beta N)$的融资成本也各不相同，为此，令融资成本系数ζ服从$[0,1]$均匀分布，分布密度为βN。

这样，可得住房供给函数为：

$$q=\frac{p\tau_0(1-t)}{C}\beta N+M \tag{2}$$

根据式(2),显然有 $\frac{\partial q}{\partial t} < 0$,这表明,给定一手房供给量不变和其他条件不变,则征收房产交易税(即 $t>0$) 将导致住房供给减少。

"国五条"实施后住房均衡价格的决定表明,"国五条"或交易税新政策会产生住房需求减少效应,即当前潜在的投资性需求将被抑制,从而住房需求减少。此时,如果住房供给不变的话,房价必将下降。这也许正是政策制订者们所期待的结果。但这并不是交易税新政策的全部影响。

根据"国五条"实施后的住房需求函数和供给函数,求出住房均衡价格并分析其与交易税的比较静态关系,从而给出交易税新政策效应的数学证明。

根据均衡价格模型,交易税新政实施后均衡房价 p^* 满足式(1)、式(2) 联立方程组:

$$\begin{cases} q = a + \dfrac{p\tau(1-t)}{C}(1-\beta)N - bp \\ q = \dfrac{p\tau(1-t)}{C}\beta N + M \end{cases}$$

解之,得:

$$p^* = \frac{(a-M)C}{(1-t)[\tau_0\beta N - \tau(1-\beta)N] + bC} \tag{3}$$

考察 p 对 t 的一阶偏导数:

$$\frac{\partial p^*}{\partial t} = \frac{(a-M)C[\tau_0\beta N - \tau(1-\beta)N]}{\{(1-t)[\tau_0\beta N - \tau(1-\beta)N] + bC\}^2} \tag{4}$$

显然,如果 $\tau_0\beta - \tau(1-\beta) > 0$,即 $\beta > \frac{\tau}{\tau_0 + \tau}$,则有 $\frac{\partial p^*}{\partial t} > 0$,此时意味着交易税提高至 20% 的新政策实施后住房均衡价格将上涨。这一点用图示来说明会更直观。

如图 1 所示,交易税新政之前,住房市场的均衡点为 E^0,均衡价格为 p^0。新政使潜在投资性需求减少,从而整个市场需求减少,需求曲线 D 向左下方转动到 D'。同时,新政使二手房供给减少,从而整个市场供给减少,供给曲线 S 向左上方转动到 S'。

① $\frac{\partial p^*}{\partial t} > 0$,表明交易税越高,房价越高。即给定一手房供给量不变的条件下,交易税新政策必将推动房价上涨。

进一步考察式(4),在此还可继续得到以下两点推论。

② $\frac{\partial p^{*2}}{\partial t \partial (a-M)} > 0$,表明一手房供给量 M 相对于 a(a 为住房市场的刚性需求总量)越小[即住房供不应求的缺口(a-M)越大],则新政的价格上涨效应就越大。考虑到近年来国家对保障房建设力度虽大,但其政策效果并不显著,住房供不应求的缺口依然巨大。因此,在此市场形势下,交易税新政策将以强劲的力度推动价格上涨。

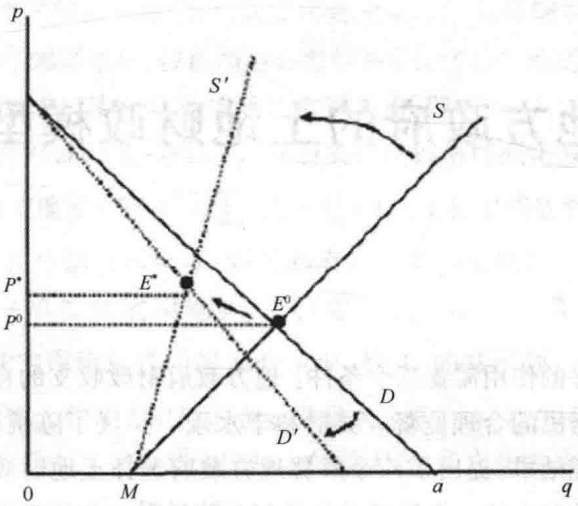


图 1　交易税新政的政策效应

③ $\frac{\partial p^{*2}}{\partial t \partial b} < 0$，表明 b 越小（意味着每一价格水平下民众的住房需求价格弹性相对越小，此时，需求就越具刚性），则价格上涨效应越大。[2]

3　意义

分析“国五条”对房价的影响，构造住房均衡的价格模型，通过对该模型的计算表明：短期看来，“国五条”不仅不能抑制房价，反而会加快房价上涨。长期看来，对住房的投资性需求将大幅降低，住房的价格走向还取决于土地供应、货币发行量等外生因素。抑制房价的调控重点在于供给，而非需求。加税不是抑制房价上涨的有效手段，抑制房价过快上涨应着力从释放二手房供给潜力，增加新建住房供给，特别是保障房供给，并且要放宽保障房的上市交易限制等方面进行。“国五条”对抑制房地产的投机需求有一定的作用，但决定房价高低的关键是供求关系，调控房价、保持房地产市场的健康运行需要财政、金融等经济措施与行政措施相互配合。

参考文献

[1]　陈刚，邵慰. “国五条”能降低高房价吗——基于政策效应的经济学分析[J]. 经济问题，2013，(5)：20-23.

[2]　王福重. 房产税能降低高房价吗[J]. 华中师范大学学报，2011，(6)：38-45.

地方政府的土地财政模型

1 背景

财政分权发挥良好的作用需要三个条件：地方政府财政收支的自主性，中央对地方政府的有效管理和地方居民的合理监督。吴群和李永乐[1]扩展了陈抗等关于财政集权与地方政府行为变化的研究结果，提出了一个解释地方政府选择土地财政的理论框架，认为地方政府倾向于选择土地收入的一个根源是分税制改革后财权和事权的不匹配，从而导致地方政府用“扭曲之手”攫取土地收入。卢洪友等[2]通过 2005—2007 年地级面板数据验证了这一结论，认为需要赋予地方政府更多与事权相匹配的税权。洪丹丹[3]对观察到的地方政府依赖土地收入这一行为进行实证研究，以此评价分权下的地方政府行为合理性以及相关政策的影响，用一个理论模型阐释产生这一现状的动因，并对地级面板数据进行计量分析以验证模型推导的结论。

2 公式

选取有效率的分权角度分析土地财政的根源，不同于以往着重财税安排的研究。考察地方政府依赖土地收入的原因，利用一个理论模型阐释产生这一现状的动因，并对地级面板数据进行计量分析以验证模型推导的结论。

假设劳动力、资本的流动受到限制，在辖区内部可以自由流动，但不能在辖区之间自由流动。假定一个辖区内既有私人企业，也有地方政府拥有的企业，并用 Q 表示企业的生产函数，不同行业 i 企业需要缴纳企业所得税 τ_i、销售税 s_i 以及一个隐含的资本税 k_i。假定产品价格为 p_i，工资率为 ω，利率为 r，地方政府出让土地 A 会收取土地使用费 n_i，提供公共品 G 会收取等价于其边际成本的使用费 u_i。企业的产出水平将因公共品 G 和法规政策 R 而变化，因此企业利润 π_i 为：

$$\pi_i = p_i(1 - s_i)Q_i - \omega L_i - (r + k_i)K_i - n_i A_i - u_i G \tag{1}$$

$$Q_i = Q_i(L_i, K_i, A_i; G, R)$$

若不考虑委托—代理成本，地方政府收入包含私人企业税收、地方政府拥有的企业税收和税后利润 $(1 - \tau_i)\pi_i$、征用土地和出让土地的差价以及来自农业的税收 $\sigma p_f F$：σ 为税率；p_f 为农产品价格；F 代表农业的产出水平，其生产函数为 $F = F(L_f, K_f, A_f; G_f, R_f)$，其中

G_f 表示影响农业产出水平的公共品供给，其使用费为 u_f，R_f 为影响农业产出水平的各种法规政策。农民自留地 A_f^0 无需缴税，被征用的补偿数额 c 是按照土地的边际产出 $(1-\sigma)p_fF_f$ 支付的，即 $c=(1-\sigma)p_fF_f$，其中 F_f 为土地的边际产出，即 $F_f=\partial F/\partial A_f$。与 c 涵义相似，假定企业付给工人的工资为 $\omega=(1-\sigma)p_fF_f$，所有的产出价格标准化为 1，即 $p_i=p_f=1$。将企业、农民和家庭使用的土地加总有 $A^T=\sum_i A_i+A_f+A_h$，上标 T 代表辖区内某种生产要素的可利用总数，下标 i、f、h 分别表示企业、农民和家庭三个基本部门。若农用地转为住宅用地，则家庭需要为每一单位住宅用地 A_h 支付租金 n_h，市场出清的租金为 $n_h=q(A_h,\omega\sum_i L_i)$，租金随着住宅用地总量的增加而减少，是 A_h 的减函数；随工资 ω 的上升而上涨，是家庭收入的增函数。假设 $i\in I_p$ 的企业是私人企业，$j\in I_g$ 的企业为地方政府拥有的企业。地方政府的目标是在一定时期内净收入的最大化，最大化表达式为：

$$\begin{aligned}&\sum_{i\in I_p}(\tau_i\pi_i+k_iK_i+s_iQ^i+n_iA_i)+\sum_{j\in I_G}(Q^j-\omega L_j-rK_j)+\sigma F+qA_h-c(A_f^0-A_f)\\&-G(1-\sum_{i\in I_P}u_i)-G_f(1-u_f)-N^TG_h(1-u_h)-e(R)-e_f(R_f)\end{aligned}\tag{2}$$

后两项为地方政府制定法规政策的成本，N^T 为辖区内的家庭数量总和。如果劳动力配置由市场调节，那么地方政府需要考虑如何配置资本和土地两种生产要素，从而达到一定时期内收入最大化的目标。考虑地方政府拥有企业的劳动力配置需要满足：

$$Q_L^j=\omega+\sigma F_L-q_LA_h-(1-\sigma)F_{AL}(A_f^0-A_f)\tag{3}$$

其中，公式右边第二项 σF_L 表示劳动力从农业流向企业，工资随之上涨；第三项 q_LA_h 表示大量的农村劳动力富裕，对应住宅需求的上升和土地租金的上涨；第四项 $(1-\sigma)F_{AL}(A_f^0-A_f)$ 表示农业边际产出下降，地方政府征用土地时的补偿也随之下降。考虑地方政府拥有企业的资本配置需要满足：

$$Q_K^j=r+\sigma F_K-(1-\sigma)F_{AK}(A_f^0-A_f)\tag{4}$$

假设资本存量一定，企业如果需要更多资本，只能从农业生产中抽出，$(1-\sigma)F_{AK}(A_f^0-A_f)$ 表示农业产出下降，土地租金下降，地方政府需要支付的土地补偿金也随之下降。资本的有效配置需要满足 $Q_K^j=F_K$，但从式(5) 可以看出，只要满足 r 足够小和 $\sigma<1$ 就可以得到 $Q_K^j<F_K$，即大量资本从农业生产中抽出，农业产出将达不到最优解。考虑地方政府拥有企业的土地配置条件需要满足：

$$Q_A^j=\sigma F_A-(1-\sigma)F_{AA}(A_f^0-A_f)\tag{5}$$

若地方政府征用农业用地，需要支付补偿金 $c=(1-\sigma)F_A$，同时承担由于农业产出下降而带来农业税收 σF_A 的减少。农业用地数量减少，导致农产品价格上升，地方政府需要支付更多的补偿金。虽然补偿金的增加减缓了土地流转，却导致了在一定时期内企业用地的租金高于农业用地的租金，这解释了尽管每一任期内的官员都面临着一个越来越低的

A_f^0，却持续将农用地转为他用的原因，只要满足 $Q_A^i > F_A$ 这一条件，土地的重新配置就不会停止，直到 $Q_A^i = F_A$ 为止。由于农业用地存量相对充足，农业产出价格相对较低，地方政府征用土地时的补偿金也相对不高，同时地方政府可以对工业用地设限以提高土地租金，从而导致了地方政府越来越倚重土地收入。

将地方政府的财政收入 *fisinc* 纳入数据分析中，与 *fisown* 指标形成对照。地方政府能够获得相关土地的收入项目有很多种，有税收收入和非税收收入等，单一的土地出让金指标并不完全反映地方政府的土地收入，采用地级房地产开发投资额 *rsdep* 这一间接变量作为衡量指标。由于关注地方政府行为的共性特征，这一选取并不失适用性，这一数额越大，代表地方政府获得的各种土地收入越多。*gdp*、*fdi* 和 *den* 分别为 GDP 数额、实际利用外资数额和人口密度，这些控制变量可以用来衡量该地区的整体经济规模和地区竞争力。基于 Zhuravskaya、World Bank 和张军[4]等的研究，建立如下回归模型：

$$rsdep_{it} = \alpha + \beta fisown_{it} + \delta fisinc_{it} + \gamma X' + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

式中，下标 i 和 t 分别代表地区和时间；*rsdep* 为模型的被解释变量，用这一间接变量来衡量地方政府获得的各种土地收入；*fisown* 衡量财政分权的程度，一个有效率的分权可以抑制地方政府对土地收入的冲动；*fisinc* 直接反映地方政府财政与土地收入之间的关系；X 代表一系列控制变量的集合，表示用地级 GDP、地级实际利用外资数额和人口密度来衡量该地区的整体经济发展水平。表 1 是这些变量的描述性统计，参照 Zhuravskaya 和张军[4]等的处理方法，除 *fisown* 外对其他变量分别取对数。从表中各个变量的标准差可以看出，相对于 *fisown*，*fisinc* 数据在地区之间的差异性较为明显。

表 1　变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
rsdep(对数)	1 214	11.937	1.745	5.799	16.264
fisown	1 198	0.762	0.251	0.121	2.880
fisinc(对数)	1 200	11.905	1.340	8.304	15.695
gdp(对数)	1 193	10.221	0.671	8.344	11.991
fdi(对数)	1 193	8.951	2.004	1.098	13.272
den(对数)	1 215	6.929	0.871	3.723	9.550

采用固定效应模型进行估计，原因之一是 Hausman 检验拒绝了随机效应（Random Effect）模型，该计量模型支持固定效应(Fixed Effect)。原因之二是中国地区禀赋差异较大，选择固定效应模型符合这一情况。

从表 2 的估计结果上看，*fisown* 的系数在 *FE* 和 *GLS* 的估计中均为负数，并通过了 5% 的显著性检验，表明有效率的分权能够遏制土地收入的增长，分权越有效，地方政府攫取土地收入的可能性越小。*fisinc* 的系数在 *FE* 和 *GLS* 的估计中均为正数，表明地方政府的财政

收入依赖相关土地的税收。从表2中也可得出，衡量地方经济规模和竞争力的控制变量对被解释变量的作用方向与逻辑推理是一致的，经济规模越大、资本利用量越多、人口密度越高，地方政府获得相关的土地收入越多。考虑被解释变量是一个间接指标，并不能完全反映地方政府获得的全部土地收入，因此要谨慎对待计量结果，但至少从一个间接指标的角度验证了模型推导的结论。

表2　模型估计结果

变量	*FE*		*GLS*	
	rsdep	*std.err.*	*rsdep*	*std.err.*
fisown	−0.628(3.92)	0.160	−0.539(4.72)	0.114
fisinc	0.674(11.68)	0.057	0.979(27.60)	0.035
gdp	0.651(8.02)	0.081	0.013(0.27)	0.048
fdi	0.105(4.36)	0.024	0.128(6.71)	0.019
den	0.134(2.15)	0.062	0.003(0.14)	0.024
α	−1.966(3.24)	0.606	−0.456(1.21)	0.378

3　意义

在此研究了地方政府依赖土地收入的原因，并建立了地方政府的土地财政模型。通过模型计算，结果表明在缺少来自中央政府和地方居民监管的条件下，为了保证财政支出需要，地方政府利用土地经营权和管理权来获取财政收入是土地财政的主要原因。若改变这一现状，制约地方政府作为一个独立利益主体的“逐利”冲动是改变其行为的一个关键因素，不仅仅需要地方政府拥有一定的财政自主权，还需要来自中央政府的有效管理和地方居民的合理监督。该模型为建立一个新的激励安排来约束地方政府行为提供了参考，使有效率的财政分权发挥应有的作用。

参考文献

[1]　吴群，李永乐. 财政分权、地方政府竞争与土地财政[J]. 财贸经济，2010，(7)：51-59.

[2]　卢洪友，袁光平，等. 土地财政根源：“竞争冲动”还是“无奈之举”[J]. 经济社会体制比较，2011，(1)：88-98.

[3]　洪丹丹. 财政分权、土地收入与地方政府行为——基于地级面板数据的实证分析[J]. 经济问题，2013，(5)：32-35.

[4]　张军. 分权与增长：中国的故事[J]. 经济学季刊，2007，(10)：22-52.

产业结构的测度模型

1 背景

保持合理的产业结构或者通过对不合理的产业结构进行优化调整能够促进经济增长，而经济增长也会促进产业结构的合理化。美国计量学家里昂惕夫通过建立投入产出分析体系，研究经济体系的结构和各产业部门在生产中的关系及其对国内外经济的影响，创立了“快车道”模型。通过该模型计算得到的“最优强度轨道”可以作为各产业间的目标结构。姜玉砚[1]引入产业结构有序度测度模型对山西 2002—2010 年产业结构有序度进行测算和分析，发现近年来山西的产业结构有序度在基本稳定的同时略有下降，原因在于山西多年来作为能源大省严重依赖重工业的同时，第三产业发展相应滞后。在此基础上，利用灰色系统理论预测模型对山西“十二五”期间的产业结构有序度进行预测。

2 公式

在此通过引入产业结构有序度测度模型，对山西 2002—2010 年间的产业结构有序度进行了科学测量，研究产业结构的变化趋势。并通过灰色系统理论中的 GM(1,1) 预测模型，对山西在“十二五”期间(2011—2015 年) 的产业结构有序度进行了预测。

2.1 产业结构有序度测度模型定义

设 $X_i=[x_i(1),x_i(2),\cdots,x_i(n)]$ 为产业结构向量，令 $x_i^0(k)=x_i(k)-x_i(1),k=1,2,\cdots,n$，则在此称 $X_i^0=[x_i^0(1),x_i^0(2),\cdots,x_i^0(n)]$ 为 X_i 的始点零化像。

设 $X_0=[x_0(1),x_0(2),\cdots,x_0(n)]$ 为产业结构调整的目标向量，其始点零化像记为 $X_0^0=[x_0^0(1),x_0^0(2),\cdots,x_0^0(n)]$，令：

$$|s_0|=\sum_{k=2}^{n-1}|x_0^0(k)|+\frac{1}{2}|x_0^0(n)| \tag{1}$$

$$|s_i|=\sum_{k=2}^{n-1}|x_i^0(k)|+\frac{1}{2}|x_i^0(n)| \tag{2}$$

$$|s_i-s_0|=\sum_{k=2}^{n-1}|x_i^0(k)-x_0^0(k)|+\frac{1}{2}|x_i^0(n)-x_0^0(n)| \tag{3}$$

设 $|s_0|$，$|s_i|$，$|s_i=s_0|$ 分别如式(1)、式(2)、式(3) 所示，此时令：

$$\varepsilon_{0i} = \frac{1 + |s_0| + |s_i|}{1 + |s_0| + |s_i| + |s_0 - s_i|} \tag{4}$$

则称 ε 为产业结构向量 X_i 的有序度。

产业结构向量 X_i 的有序度 ε_{0i} 是产业结构向量 X_i 与目标结构向量 X_0 之间接近程度的测度，取值在 0~1。X_i 越接近 X_0，ε_{0i} 就越大。当产业结构向量 X_i 与目标结构向量 X_0 完全重合时，产业结构向量 X_i 的有序度 ε_{0i} 取最大值 1。

产业结构的有序度反映一个国家或地区实际的产业结构和目标产业结构的接近程度，可以作为测度该国家或地区产业结构合理化水平的定量指标。

2.2 国家产业结构的确定

将 1999—2000 年间世界银行世界发展报告中划分的不同经济水平及其相对应的产业结构（见表 1）视为合理结构，并作为参照标准对山西省进行产业结构有序度的测算。

表 1 人均 GDP 与产业结构的国际比较

经济水平	1999 年人均 GDP（美元）	第一产业（%）	第二产业（%）	第三产业（%）
世界平均水平	5 057	4	33	63
低收入国家平均水平	442	27	30	43
中低收入国家平均水平	1 230	15	40	45
中等收入国家平均水平	2 058	10	35	55
中高收入国家平均水平	5 092	7	32	61
高收入国家平均水平	26 560	2	31	67

2.3 山西产业结构有序度的测算

表 1 中的数据是通过对 2000—2001 年间世界银行发展报告中的资料进行处理和调整得到的。测算过程中，如果测算对象（如山西省 2010 年人均 GDP 为 3 883 美元）的人均 GDP 介于表 1 某两个类型之间，则采用加权平均的方法以得到更科学的结果。

对于加权系数的确定，由于 $3883 \in [2058, 5092]$，所以加权系数 $\alpha = \frac{5092 - 3883}{5092 - 2058}$。山西的目标产业结构中各产业的比重分别取 1999 年与中等收入国家平均水平和中高收入国家平均水平相对应的各产业比重的加权平均数。此时，山西目标产业结构中各产业的比重分别为：第一产业比重为 $\alpha \times 10 + (1 - \alpha) \times 7 = 0.39848 \times 10 + (1 - 0.39848) \times 7 = 8.20$；第二产业比重为 $\alpha \times 35 + (1 - \alpha) \times 32 = 0.39848 \times 35 + (1 - 0.39848) \times 32 = 33.20$；第三产业比重为 $\alpha \times 55 + (1 - \alpha) \times 61 = 0.39848 \times 55 + (1 - 0.39848) \times 61 = 58.60$。由此得到山西目标产业结构为 8.20 : 33.20 : 58.60。2002—2010 年间山西历年的三次产业增加值相对比重如表 2 所示。

表 2　山西三次产业增加值构成　　单位：%

年份	第一产业	第二产业	第三产业
2002	8.5	48.8	42.7
2003	7.5	51.3	41.2
2004	7.8	53.7	38.5
2005	6.2	55.7	38.1
2006	5.7	56.5	37.8
2007	5.2	57.3	37.5
2008	4.3	58.0	37.7
2009	6.5	54.3	39.2
2010	6.0	56.9	37.1

运用产业结构有序度的测度模型，结合上文确定的山西目标产业结构，对山西 2002—2010 年间的产业结构有序度进行测度，结果如表 3 所示。

表 3　山西产业结构相对于“世界标准”的有序度

年份	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
有序度	0.912 8	0.906 9	0.903 4	0.897 6	0.895 5	0.893 5	0.891 0	0.900 3	0.895 4

建立的山西产业结构有序度变化的折线图如图 1 所示。

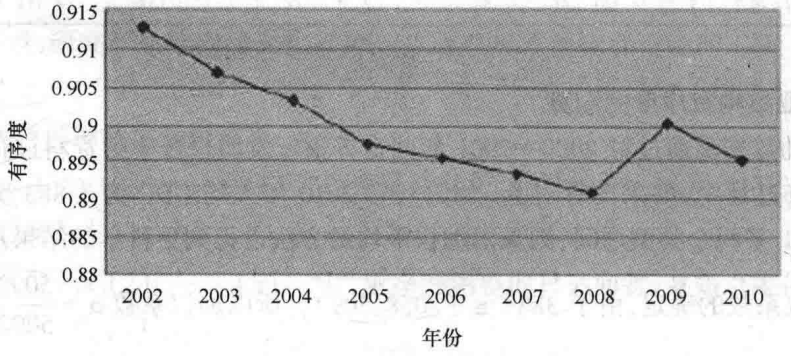


图 1　山西产业结构有序度变化

由图 1 可以直观看出近年来山西产业结构有序度的变化趋势是在基本保持稳定的同时有微量下降。形成这种变化趋势的原因可以从表 2 中的数据进行分析，山西作为一个传统能源大省，经济发展多年来严重依赖第二产业，尤其是第二产业中的重工业，导致第二产业在整个 GDP 中的比重多年来居高不下。同时，随着经济的发展，第三产业的比重本应逐步

提高,但山西第三产业的发展相应滞后,比重由2002年的42.7%下降到2010年的37.1%,故造成山西产业结构有序度起伏的同时略微下降。

2.4 山西产业结构有序度的预测及优化调整

表4 2001—2010年山西历年GDP总量及各产业GDP总量 单位:万元

年份	GDP	第一产业	第二产业	第三产业
2001	20 295 300	1 710 900	9 560 100	9 024 300
2002	23 248 000	1 978 000	11 343 100	9 926 900
2003	28 552 200	2 151 900	14 633 800	11 766 500
2004	35 713 700	2 763 000	19 194 000	13 756 700
2005	42 305 300	2 624 200	23 570 400	16 110 700
2006	48 786 100	2 767 700	27 556 600	18 461 800
2007	60 244 500	3 119 700	34 544 900	22 579 900
2008	73 154 000	3 135 800	42 423 600	27 594 600
2009	73 583 100	4 775 900	39 938 000	28 869 200
2010	92 008 600	5 544 800	52 340 000	34 123 800

对表4中的数据利用灰色系统理论分别建立GDP总量、第一产业GDP、第二产业GDP以及第三产业GDP 4个指标的GM(1,1)模型,使用软件DPS计算得到以上各指标在"十二五"期间(2011—2015年)每年的预测值,具体预测结果如表5所示。

表5 2011—2015年山西GDP总量及各产业的GDP总量预测值 单位:万元

年份	GDP	第一产业	第二产业	第三产业
2011	108 661 963	6 859 953	62 755 008	39 057 455
2012	127 344 833	8 547 551	74 090 113	46 854 141
2013	149 239 954	10 660 555	87 472 618	54 505 231
2014	174 899 628	13 300 945	103 272 333	63 405 713
2015	204 971 116	16 597 174	121 925 868	73 759 607

根据表5中的数据,得到2011—2015年间历年的三次产业增加值构成预测值,具体预测数值如表6所示。

表 6　2011—2015 年山西三次产业增加值构成预测值　　单位：%

年份	第一产业	第二产业	第三产业
2011	6.3	57.8	35.9
2012	6.7	58.2	36.8
2013	7.1	58.6	36.5
2014	7.6	59.1	36.2
2015	8.1	59.5	36.0

对表 5 和表 6 中的预测值使用 2011 年山西的实际经济数据进行验证，以此来检验 GM(1,1) 模型预测的准确性，验证结果如表 7 所示。

表 7　2011 年山西预测值与实际值对照

年份	GDP(万元)		第一产业比重(%)		第二产业比重(%)		第三产业比重(%)	
	预测值	实际值	预测值	实际值	预测值	实际值	预测值	实际值
2011	108 661 963	111 001 800	6.3	6.4	57.8	57.7	35.9	36.0
误差	0.021		0.016		0.002		0.003	

从表 7 可以看出，利用 GM(1,1) 模型预测得到的各指标数值和实际的指标值基本一致，误差处于可以接受(2%) 的极小范围内。由此可以利用表 6 中的数值对山西“十二五”期间的产业结构有序度进行预测，预测结果如表 8 所示。

表 8　山西产业结构“十二五”期间相对于“世界标准”的有序度预测值

年份	2011	2012	2013	2014	2015
有序度	0.892 76	0.891 856	0.890 942	0.890 02	0.889 089

从表 8 的数据可以看出，“十二五”期间，山西产业结构有序度在基本稳定的同时略有下降，说明近年来产业结构调整的大方向是基本正确的，而个别产业的相关政策应进行相应调整。[2]

3　意义

通过灰色系统理论中的 GM(1,1) 预测模型，建立了产业结构的测度模型，对山西在“十二五”期间(2011—2015 年) 的产业结构有序度进行了预测。通过模型的计算，结果表明，山西在产业结构优化调整方面，应该采取措施适度降低第二产业比重，优化第二产业内部结构，通过政府措施力争达到在提升第二产业的质和量的同时实现良性转变，在量上使

得第二产业的比重切实逐年下降，在质上使第二产业内部结构逐步趋于平衡；大力发展服务产业，增加第三产业比重，以提高产业结构有序度。此模型可为省域经济中产业结构的优化调整提供参考依据。

参考文献

[1] 姜玉砚. 产业结构有序度的测度、优化调整及预测——基于山西 2001—2011 年数据的分析[J]. 经济问题，2013，(5)：24-27.

[2] 胡荣，陈圻，袁鹏. 江苏省产业结构有序度的测度与分析[J]. 经济纵横，2008，(1)：114-115.

国际化货币的份额模型

1 背景

当前国际经济的种种形势，一方面促使中国加快推进人民币国际化以降低风险，另一方面也为人民币国际化的实现创造了一些有利条件。为了顺利有效地推进人民币国际化，需要我们总结货币国际化的重要条件，探寻主要货币的国际化规律。Eichengreen[1]通过建立简单的计量模型对美元、日元、英镑等货币在外汇储备中的份额进行实证考察发现：一国的相对经济规模扩大会促进其货币在世界储备中的比重增加。丁一兵和钟阳[2]利用非平衡面板数据对货币国际化中国际贸易与债券市场发展的作用进行了实证分析。

2 公式

人均 GDP 相对规模、汇率波动程度、FDI 相对量、国际贸易以及债券市场的发展是货币国际化的重要影响因素。本研究将对上述各因素进行量化处理并构建一个面板模型，以期更加深入分析这几种因素对货币国际化进程的影响。在此预期构建的面板模型一般形式为：

$$Y_{it} = \alpha_{it} + X'_{it}\beta_{it} + \mu_{it}; i = 1,2,\cdots,N; t = 1,2,\cdots,T \tag{1}$$

式中，α_{it} 为常数项向量，X_{it} 是 $k\times1$ 维解释变量向量（k 表示解释变量个数），β_{it} 表示对应于解释变量向量 X_{it} 的 $k\times1$ 维系数向量，μ_{it} 是随机扰动项向量。这里假设随机扰动项相互独立，且满足零均值、等方差为 σ_μ^2 的条件。

由于有些货币在全球市场的计价、结算职能信息难以搜寻或者即便获取也难以形成可供研究的充足数据集，在此以各货币的国际储备份额作为被解释变量来反映其国际化程度。模型中共包括 5 个解释变量，对于美元、日元、英镑、瑞士法郎 4 个样本货币来说，采用 1995—2010 年的数据或通过对有关数据进行计算得到最终数据；对于欧元则采用 1999—2010 年的数据；对于马克、法国法郎和荷兰盾采用 1995—1998 年数据进行分析。

根据面板数据模型的一般形式，结合所选择的各解释变量，在此建立的模型可以表示为：

$$FER_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 TA_{it} + \beta_3 ERF_{it} + \beta_4 FDI_{it} + \beta_5 BTV_{it} + \mu_{it} \tag{2}$$

式中，FER_{it} 表示第 t 期国家 i 的货币储备量与世界货币总储备量的比重；$PGDP_{it}$ 表示第 t

期国家 i 的人均国内生产总值的相对规模；TA_{it} 表示第 t 期国家 i 的贸易额占全球总贸易额的比重；ERF_{it} 表示第 t 期国家 i 的汇率波动程度；FDI_{it} 表示第 t 期国家 i 的开放投资情况；BTV_{it} 表示第 t 期国家 i 的债券交易额；预期 β_1、β_2、β_4 和 β_5 为正值，β_3 为负值。

先对式(2) 中的各变量进行面板单位根检验，以得到各变量的平稳性结果。利用 Levin 等、ADF-Fisher Chi-square 和 PP-Fisher Chi-square 三种方法对各变量进行面板单位根检验。检验结果见表 1。

表 1　各变量的面板单位根检验结果

原变量	*FER*	*PGDP*	*TA*	*ERF*	*FDI*	*BTV*
LLC	-2.944 7***	-2.786 1***	-3.407***	-2.170 8**	-1.492 7**	-28.534 1***
Fisher-ADF	28.073 2**	26.985 7**	30.358**	47.884***	23.275***	27.618 3**
Fisher-PP	29.083**	28.412 4**	49.72***	59.131***	8.667 7	34.712 3***

注：表中的数值为根据各种方法计算的统计量值。***、** 分别表示 1%和 5%的显著性水平。

由表 1 中各变量的单位根检验统计量值及其显著性水平可以判断，*FER*、*PGDP*、*TA*、*ERF*、*FDI* 和 *BTV* 在三种检验方法下均不存在单位根，而 *FDI* 变量在 5%的显著性水平下未通过 PP-Fisher Chi-square 检验，但却分别在 5% 和 1% 的显著性水平通过了 Levin 等、ADF-Fisher Chi-square 两种检验，就可以认为该变量为平稳变量。也就是说这 6 个变量均为平稳变量，进而可以判断几个变量间存在协整关系，因此在此可以利用这组变量建立非平衡面板回归模型。

在等截距模型中，残差平方和 $RRS^* = 1.221903$；而变截距模型的残差平方和 $RSS = 0.021078$。由此 $F = \dfrac{(RSS^* - RSS) \times (NT - N - K)}{RSS \times (N - 1)} = 642.95321$，由于 F 统计量在 1% 的显著性水平下的临界值为 $F_{0.01}(7,79) = 2.874329$，因此拒绝采用等截距模型的原假设，采纳变截距模型。在这里，K 表示变量的个数，N 表示截面个数，T 表示时期数，$N-1$ 表示受约束回归的约束个数。

进一步通过固定效应冗余性检验来判断是否应选用固定效应模型。由于固定效应冗余性检验的零假设为固定效应模型是冗余的，而通过计算发现 P 值小于 1%，于是拒绝原假设，即认为固定效应模型优于混合模型(见表 2)。

表 2　模型形式判定的检验结果

检验类型	原假设	*P* 值	结论
冗余性检验	固定效应模型是冗余的	0.000 0	固定效应模型优于混合模型
Hausman 检验	随机效应模型成立	0.038 7	固定效应模型优于随机效应模型

基于上述分析,在此认为固定影响变截距形式是对现有数据进行分析的最佳模型。表3列出了该模型各主要参数的估计结果。

表3 固定影响变截距模型的输出结果

模型解释变量	估计系数	t统计量	P值
PGDP	-0.006	-1.615 9	0.110 3
TA	3.121 7	12.700 6	0.000 0
ERF	-0.000 45	-0.481 05	0.631 9
FDI	0.032 4	0.774 2	0.441 2
BTV	0.008	5.137 3	0.000 0
C(常数项)	-0.146 1	-7.202 2	0.000 0
$Adj\text{-}R^2$	0.990 5	DW统计量	1.245 6
F统计量	755.432	Prob(F-统计量)	0.000 0

人均GDP相对水平变量的系数估计值在5%显著性水平下未能通过检验,说明在研究中其并非影响货币国际化水平的显著因素。同样在模型中,汇率波动程度和FDI相对规模两变量的估计系数也均不显著。而国际贸易相对规模和债券交易额两变量的估计系数均在1%显著性水平下通过了检验,表明这两个指标均在一国货币国际化中起到了关键性作用。

3 意义

对货币国际化中国际贸易与债券市场发展的作用进行分析,建立了国际化货币的份额模型,对人均GDP相对规模、汇率波动程度、FDI相对量、国际贸易以及债券市场的发展进行量化处理。通过该模型的计算结果表明,两种因素都对货币国际化的推进具有重要影响。而且一国的国际贸易相对水平越高或一国的债券交易额越大,该国货币越容易被接受,人们会增加对其的使用,进而增加对该货币的需求量。反之,一国的国际贸易相对水平越低或债券交易规模越小,其货币亦难以成为被人们所广泛接受的货币,货币国际化难以顺利推进,这为我国在货币国际化过程中更好地趋利避害提供了参考。

参考文献

[1] Eichengreen. The Euro as a Reserve Currency[J]. Journal of the Japanese and Interbational Economics, 1998, (12): 483-506.

[2] 丁一兵, 钟阳. 货币国际化中国际贸易与债券市场发展的作用——基于非平衡面板数据的实证研究[J]. 经济问题, 2013,(5): 85-89.

经济资本的风险管理模型

1 背景

随着中国入世程度的不断加深以及保险市场的进一步开放，国内的保险机构所面临的竞争也越来越激烈，保险金融集团采取综合经营模式势在必行，由此而产生的风险管理就显得尤为重要。Emily[1]运用标准普尔开发内部经济资本评价模型，运用动态方法提高资本充足率水平，形成有效的风险控制文化和风险模型。易志刚和易中懿[2]基于经济资本工具，着重分析了我国保险金融综合经营中的风险管理特点，构建经济资本工具计量分析模型，利用尾部风险价值分析法，实证研究了中国平安保险公司的综合经营模式，明确经济资本与风险管理间的关系。

2 公式

银行业的风险分析通常采用 VaR 函数进行，但由于保险业的风险具有严重的后尾性[3]。因此，采用尾部风险价值法即 TailVaR 来分析保险公司的风险。由于后尾因素，在相同置信区间下，TailVaR 比 VaR 计算结果更高[4]。

表 1 不同破产概率下标准正态分布的和值

破产概率	5.00%	4.00%	3.00%	2.00%	1.00%	0.50%	0.10%	0.05%	0.01%
VaR	1.644 9	1.750 7	1.880 8	2.053 7	2.326 3	2.575 8	3.090 2	3.290 5	3.719 0
TailVaR	2.062 7	2.154 3	2.286 1	2.420 9	2.665 2	2.891 9	3.367 1	3.554 4	3.958 5

定义 $TailVaR_x = E(X/X > x_a)$。x_a 为风险 X 的累积概率函数达到 $(1-a)$ 时所对应的分位数，X 为金融业务单元净损失，收益水平取负值。为方便起见，在此假设 X 服从一般正态分布，均值为 μ，方差为 σ^2，可得：

$$TailVaR_x = \mu + \sigma TailVaR_y$$

令 $y_q = \dfrac{x_a - \mu}{\sigma}$，可得：

$$TailVAR_x = q, q = \frac{f(x_a)}{1 - F(x_a)}$$

式中，$f(x_a)$ 为 X 的分布密度，$F(x_a)$ 为 X 的累积分布。由于一般正态分布可以转化为标准正态分布，因此可得：一般正态分布 X 的 *TailVaR* 等于均值加标准正态分布 Y 的 *TailVaR* 值与 X 的标准差的乘积。

常用的风险调整收益指标有相对指标和绝对指标两种。相对指标是风险调整的资本报酬率(Risk-Adjusted Return on Capital，RAROC)，绝对指标是股东增加值(Shareholder Value Added，SVA)。在此采用了相对指标(RAROC)。风险调整的资本报酬率是一种相对绩效测度指标。相对指标适用于不同经营单位之间的比较，能有效避免规模因素的影响[5]。

$$RAROC = \text{风险调整权益资本收益} / \text{经济资本}$$
$$= (\text{收入} - \text{经营成本} - \text{预期损失}) / \text{经济资本}$$

其中：

$$\text{风险调整权益资本收益} = \text{收入} - \text{成本} - \text{预期损失}$$
$$\text{经济资本} = \text{非预期损失} = \text{一定置信区间内的最大损失} - \text{预期损失} = VaR$$

表 2　2007—2010 年中国平安各业务板块经营绩效情况　　单位：亿元

年份	项目	中国平安	平安寿险	平安财险	平安银行	平安证券	平安信托
2010	净利润	179.38	84.17	38.65	28.82	15.94	10.39
	净资产	1 168.83	306.18	170.4	156.81	65.44	133.44
	净资产回报率	15.35%	27.49%	22.68%	18.38%	24.35%	7.79%
2009	净利润	144.82	103.74	6.75	10.8	10.72	6.06
	净资产	917.43	267.52	91.45	143.15	49.36	124.4
	净资产回报率	15.79%	38.78%	7.38%	7.54%	21.72%	4.87%
2008	净利润	8.72	-21.34	4.08	14.44	5.5	6.05
	净资产	—	255.57	59.64	86.41	38.45	114.46
	净资产回报率	—	—	6.84%	16.71%	14.30%	5.29%
2007	净利润	155.81	78.31	14.84	15.37	14.92	—
	净资产	—	294.38	54.39	62.68	37.3	—
	净资产回报率	—	26.60%	27.28%	24.52%	40.00%	—

根据经济资本理论，对中国平安的经济资本进行估算，以资产收益率(Return of Asset，ROA)作为主要研究指标，即净利润除以总资产，经济含义为单位总资产经过一年的运用后所创造的净利润。这里假设中国平安总资产收益率服从正态分布。表 3 反映了 2007—2010 年中国平安的净利润、总资产和 *ROA* 情况。为了减少金融危机对经营业绩的影响，更为准确地反映总资产收益率变化，总资产收益率计算将采用期末净利润与期末总资产数据。

表 3　中国平安总资产、净利润和 *ROA* 情况(2007—2010 年)　　单位：亿元

	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
净利润	155.81	8.73	144.82	179.38
总资产	6 511.04	7 045.64	9 357.12	11 716.27
ROA	2.39%	0.12%	1.55%	1.53%

从表 4 可以看出，中国平安服从均值 1.40%，标准差为 0.94%的正态分布。

表 4　中国平安资产收益率的均值和标准差

	均值	标准差
中国平安	1.40%	0.94%

表 5 中的数据反映了在置信水平分别为 99%、99.5%、99.95% 以及 99.99% 下的 *TailVaR* 值。

表 5　中国平安不同置信水平下的 *TailVaR* 值

	损失率		不同置信水平下的 *TailVaR* 值			
	均值	标准差	99%	99.5%	99.95%	99.99%
中国平安	-1.40%	0.94%	1.105 3%	1.318 4%	1.941 1%	2.321 0%

由于计算使用了“损失率”指标，表中数字的含义可以理解为损失占总资产的比重。如果计算保险公司某一年度的经济资本估值，可以用当年总资产乘以损失率的 *TailVaR* 值与损失率的均值的差，就可得到该年度经济资本估值。以高估风险为原则，使用 99.99% 的置信水平对应的 *TailVaR* 值(见表 6)。

表 6　2010 年中国平安保险公司综合经营风险测度　　单位：亿元

总资产	*TailVaR*	*TailVaR*-损失率的均值	经济资本	经济资本/总资产
11 716.27	2.321 0%	3.721%	435.96	3.721%

3　意义

利用尾部风险价值分析法，建立了经济资本的风险管理模型，实证中国平安保险公司的综合经营模式，明确经济资本与风险管理间的关系。通过该模型的计算结果表明，保险公司经营格局多元化程度与经济资本/总资产正相关，与经营业绩负相关。这是由于随着

保险公司经营格局的拓展,非预期损失和风险覆盖的要求也会增加,经济资本规模必然增加。业务领域的多元化对保险金融集团覆盖非预期损失提出较高要求,经济资本规模相对较大,风险调整的资本报酬率相对较低。保险公司在综合经营中,应加强信息化建设,拓宽风险信息的获得渠道,加强后援集中化建设,丰富金融板块格局。

参考文献

[1] Emily P W Fu. Integrating Economic Capital &ALM[J]. Asset Liability Management Seminar, 2007, (9).

[2] 易志刚, 易中懿. 基于经济资本管理保险金融综合经营风险研究[J]. 经济问题, 2013, (5): 53-56.

[3] 王晓峰. 保险公司风险管理研究[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2006.

[4] 耿广军. PC 保险公司全面风险管理研究[D]. 兰州: 兰州大学, 2011.

[5] 展凯. 保险公司风险管理理论与实务[J]. 金融经济, 2009, (8).

技术创新的金融发展模型

1 背景

技术创新是衡量国际竞争力的一项重要指标，也是促进经济增长的原动力。针对技术创新与金融发展的研究，了解是银行还是金融市场对我国发展初期的创新起到关键作用将十分重要。Fuerst[1]、Allen 和 Gale[2]认为对于技术不成熟的创新项目，金融市场比银行更有信息优势，因为银行难以根据以往的经验判断新产业的价值；而对于技术成熟的产业，银行可以根据经验更有效地搜集信息和控制道德风险。Hanley 等[3]用中国 2001—2004 年分省面板数据进行实证检验，发现银行的发展显著促进了各省专利活动。卢荻和王天骄[4]通过实证及中、日、韩三国实例，用发展变化的视角，对银行与金融市场谁更有利于技术创新的问题进行研究。

2 公式

2.1 模型设定

如果行业外部依赖性(ed)和衡量金融发展的指标($findev$)的估计系数显著为正，则不能拒绝金融发展对创新起到了促进作用的假设。因此，模型设定为：

$$Innovation_{it} = a \cdot (ed_i \cdot findev_t) + b \cdot X_{it} + constant + \varepsilon_{it}$$

其中，$Innovation_{it}$表示行业 i 在 t 时期的创新，X 表示其他的控制变量。

2.2 变量选择和数据来源

衡量自主创新的变量包括各行业每年的专利申请数、科技活动经费支出和新产品利税。综合衡量自主创新与模仿创新的变量包括各行业每年的基本建设新建投资和基本建设总投资。计量模型中，采用这些创新变量的对数值，分别记为 ln$patent$，lnST，ln$ptppro$，ln$newinvest$和 ln$invest$。

衡量外部融资依赖的变量：求得 1990—2008 年期间各工业行业累计支出的科学活动经费与自筹研发经费的差额，再除以科学活动支出的经费总额，记为 ed。衡量股市发展的变量：股市市值/GDP，记为 fm。衡量银行发展的变量：银行贷款总额/GDP，记为 fi。据此，可以得到交互项 $fmed$ 和 $fied$。

控制变量如下：政府每年对各行业的科技经费拨款额的对数，记为 lngov。各行业每年

的增加值占工业增加值总额的百分比,记为 *ratio*。知识产权保护采用法院每年受理的知识产权案件数的对数,记为 ln*case*。

2.3 实证与分析

所有的模型都用 OLS 进行估计并报告异方差稳健的 t 值,经 Hausman 检验,应拒绝随机效应模型;经 F 检验,应拒绝混合 OLS 模型。因此采用固定效应模型,计量结果见表 1。

表 1 金融发展对创新的影响

	(1) ln*patent*	(2) ln*ST*	(3) ln*ptppro*	(4) ln*newinvest*	(5) ln*invest*
fmed	0.019 3 (2.756)	−0.005 0 (−1.587)	−0.122 3 (−3.815)	−0.000 0 (−0.003)	0.002 1 (0.317)
fied	0.086 2 (3.852)	0.020 3 (3.262)	0.143 3 (6.577)	0.052 9 (2.374)	0.014 9 (0.725)
ln*gov*	0.152 9 (3.477)	0.185 8 (8.085)	0.079 0 (1.597)	0.070 7 (1.639)	0.092 1 (2.681)
ratio	0.239 2 (2.282)	0.178 9 (6.344)	0.116 4 (1.959)	0.247 5 (2.138)	0.195 3 (2.200)
ln*case*	1.290 7 (11.115)	1.246 5 (26.884)	1.902 6 (9.899)	2.009 6 (15.537)	1.961 7 (16.774)
_cons	−9.372 2 (−10.254)	−1.502 5 (−5.139)	−16.652 8 (−12.473)	−15.913 8 (−15.820)	−14.283 3 (−16.447)
N	538	635	462	604	635
R^2	0.794 1	0.921 6	0.537 5	0.818 5	0.853 9
股市	0.49%	−0.13%	−3.07%	0%	0.05%
银行	1.82%	0.43%	3.05%	1.11%	0.31%

表 1 中,*fmed* 的系数有正有负,或显著或不显著,因此不能得出一致的结论,但是 *fied* 的 5 个系数都为正,而且其中的 4 个都非常显著。

根据模型,可知银行配置资金能力的增强促使文教体育用品制造业每年的增长率比电子通信设备制造业增加 1.82%(1.82% = [exp(0.32 × 12.43 × 0.0862)](1/19) − 1)。表 1 的后两行都采用这种方法算得的结果,比较这两行数据可以发现银行对自主创新和模仿创新的推动作用都远远大于股市。

在计量方程中加入 2005 年这一虚拟变量,记为 *dummy*05,2005 年以前取 0,以后取 1,以及交互项 *fmed*,*fied* 与 *dummy*05 的乘积,分别记为 *fmeddummy* 和 *fieddummy*。计量结果见表 2。

表 2　股权分置改革对创新的影响

	(6) ln*patent*	(7) ln*ST*	(8) ln*neuinrest*	(9) ln*invest*
fined	0.085 5 (2.544)	−0.009 5 (−0.940)	−0.119 3 (−4.107)	−0.129 3 (−4.904)
fmeddummy	−0.074 5 (−2.173)	0.010 4 (0.943)	0.124 7 (4.326)	0.137 3 (5.314)
fied	0.039 5 (1.941)	0.007 5 (1.056)	0.108 6 (5.337)	0.087 1 (5.384)
fieddummy	0.020 6 (1.496)	−0.006 3 (−1.083)	0.005 4 (0.411)	−0.000 4 (−0.031)
*dummy*05	−0.486 9 (−2.295)	−0.336 6 (−3.228)	−0.204 5 (−0.969)	0.061 6 (0.380)
ln*gov*	0.132 2 (2.645)	0.186 1 (7.730)	0.067 9 (1.798)	0.091 2 (3.158)
ratio	0.243 5 (2.552)	0.173 6 (6.663)	0.249 6 (2.359)	0.193 7 (2.414)
ln*case*	1.638 2 (10.841)	1.458 2 (24.898)	1.849 4 (10.071)	1.703 2 (12.230)
_cons	−11.664 2 (−10.215)	−3.033 2 (−7.320)	−15.051 0 (−11.176)	−12.844 2 (−12.615)
N	538	635	604	635
R^2	0.800 9	0.927 0	0.834 0	0.875 8

表 2 显示,2005 年之后,银行对模仿创新和自主创新的影响并没有显著变化,但是股市对创新的影响在 2005 年前后却表现出明显的不同。这期间,股市发展明显有利于模仿创新,而不利于自主创新,这说明 2005 年之后,股市的资金更多地流入了模仿创新较强的行业。

3　意义

研究中国的银行和金融市场对技术创新的影响,建立了技术创新的金融发展模型。通过该模型的计算表明,银行和金融市场对模仿创新和自主创新影响的不同随经济发展的不同阶段而变化。银行对中国经济及技术创新的影响仍将占据主导地位,打造健康稳定的金融市场将促进我国自主创新。在经济发展起步阶段,银行对模仿创新和自主创新都非常重要,有效的政策干预和临时制度安排会加强银行的影响。当经济比较发达时,自主创新开

始增加,随着金融市场逐渐成熟,其对自主创新的支持会逐渐增强。我国应不失时机地推动金融发展,确立科学有效的、与经济发展新阶段相适应的金融结构和金融制度。

参考文献

[1] Michael E Fuerst. Technological Innovation and the Design of the Financial System [D]. Doctoral Dissertation in University of Miami, 1999.

[2] Allen F, Gale. Comparing Financial System[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2000.

[3] Aoife Hanley, Wan-Hsin Liu, Andrea Vaona. Financial Development and Innovation in China: Evidence from the Provincial Data[J]. Kiel working paper 1673, 2011.

[4] 卢荻, 王天骄. 技术创新与金融发展[J]. 经济问题, 2013, (5): 36-40.

劳动收入的波动模型

1 背景

劳动收入在当前阶段是构成居民收入的主要组成部分，劳动收入份额低会导致居民收入增长慢，会进一步制约消费规模，不利于提升内需。劳动收入份额通常是劳动者报酬占收入法 GDP 的比重，也称劳动收入份额，或简称劳动份额。针对产业结构和外资规模对劳动收入影响的研究，了解经济发展阶段和产业结构对劳动收入份额的影响以及影响劳动收入份额变化的产业结构分解十分重要。姚惠泽等[1]选取了经济发展中有代表性省份——江苏，从产业结构变迁的角度对劳动收入的波动进行分解，从外向型经济特征的角度分析招商引资活动是否导致了资本对劳动的侵占。

2 公式

在国民收入核算体系当中，按照要素分配可以将国民收入(GNI) 分为：劳动报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余。用 1993—2009 年的数据测算了中国居民劳动收入的变化趋势。

观察图 1 可以发现，全国的劳动收入份额从 1997 年的峰值 52.34% 下降至 2003 年的 44.24%，此后继续下降至 2007 年的 42.51%，2008 年开始有所回升，并在 2009 年回升至 45.96%，但仍低于峰值，印证了李稻葵提出的“U”形规律。

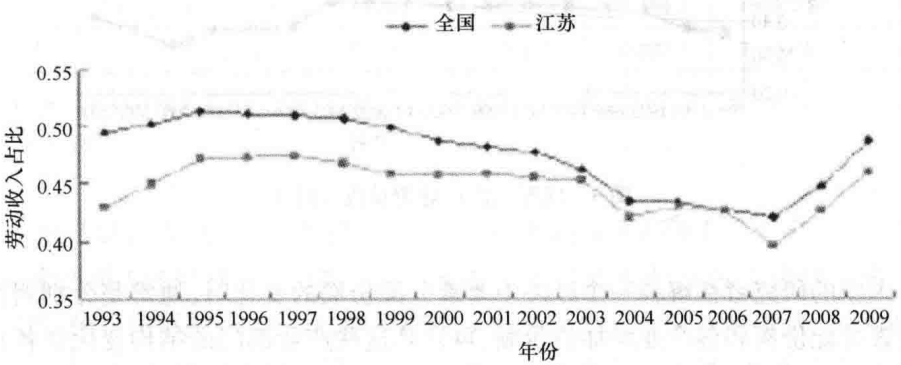


图 1　1993 年以来劳动收入份额的变化趋势

江苏的劳动份额在所有年份都低于全国水平,罗长远也指出了这一特征,造成这一状况的原因主要是江苏的第一、第三产业占 GDP 的比重低于全国(见图 2),而第二产业占 GDP 的比重却高于全国,第二产业中的劳动份额要比第一、第三产业要低。

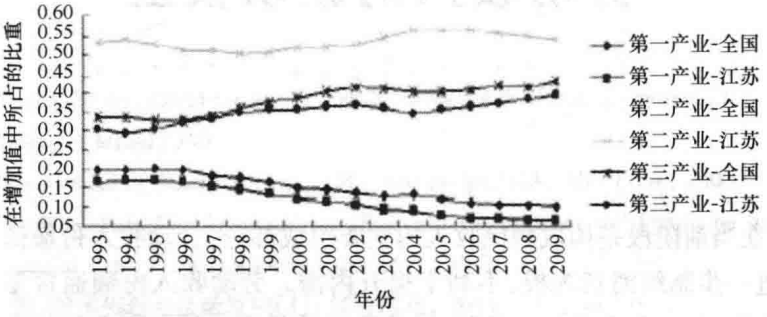


图 2　三次产业占 GDP 的比重

图 1 和图 3 表明了 1998—2007 年劳动收入份额下降的原因,劳动收入份额最高的第一产业占 GDP 比重不断下降,而第三产业(第二产业大体稳定)比重尽管有所提高,但其劳动收入份额与第一产业相比低很多,1993—1998 年间江苏劳动收入份额有所上升,三次产业的劳动收入份额都有不同程度的提升,反映了 20 世纪 90 年代中期改革深化之前劳动相对于资本拥有更强的谈判能力。2007—2009 年劳动收入份额重新上升表明近年地方政府将工作重心转移到民生上来,各地用财政收入补贴民生、充斥社保、减免税收等在一定程度上提高了劳动收入份额。

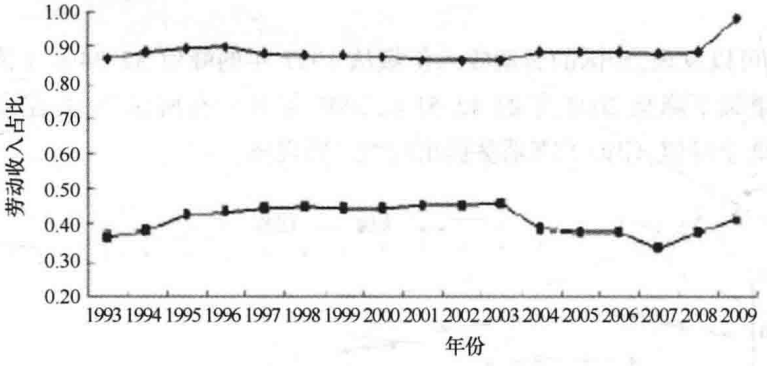


图 3　江苏三次产业劳动收入份额

西方国家的研究者在解释一个经济中要素分配份额的变化时,通常是分别测算各产业部门的要素分配份额和各产业增加值份额,再计算这些产业部门的结构变化和各自要素分配份额变化对总体变化的贡献。具体如下:

$$LS_t = \sum ls_{i,t} \cdot ish_{i,t} \tag{1}$$

其中，LS_t 为 t 年总的劳动收入份额，i 为产业部门，$ls_{i,t}$ 为 i 部门 t 年的劳动收入份额，$ish_{i,t}$ 为 i 部门 t 年占整个 GDP 的比重。

由式(1)可得到：

$$LS_{t1} - LS_{t0} = \sum ls_{i,t1} \cdot ish_{i,t1} - \sum ls_{i,t0} \cdot ish_{i,t0} = \sum (ls_{i,t1} - ls_{i,t0}) \cdot ish_{i,t0}(\text{产业内效应}) + \sum ls_{i,t1} \cdot (ish_{i,t1} - ls_{i,t0})(\text{产业间效应}) \tag{2}$$

式(2)表明产业间效应与各产业劳动收入份额的差距有关，只有当产业结构转型发生在劳动收入份额差异较大的产业之间时，才会引起总体劳动收入份额发生明显变化；而产业内效应影响则与各部门在全国经济中的比重密切相关，经济比重越高的部门其劳动收入份额的变化对总体劳动收入份额的影响越大。

根据图 2 可以将江苏省劳动收入份额的变化趋势分解为三个阶段：1993—1997 年，1997—2007 年，2007—2009 年，并以各阶段的初始年为基期，计算了劳动收入份额的产业分解，结果如表 1 所示。

表 1　江苏省劳动收入份额波动分解第一、第二、第三产业

时间段		1993—1997 年		1997—2007 年		2007—2009 年	
总效应		0.043 7		−0.078 6		0.064 9	
效应分解		大小	解释力	大小	解释力	大小	解释力
产业内效应	总和	0.051 2	1.170 0	−0.034 0	0.432 4	0.066 9	1.031 1
	一产	0.002 0	0.045 0	0.000 4	−0.005 2	0.006 7	0.103 1
	二产	0.042 8	0.979 8	−0.056 0	0.712 7	0.044 8	0.690 6
	三产	0.006 4	0.145 3	0.021 6	−0.275 1	0.015 4	0.237 4
产业间效应	总和	−0.007 4	−0.170 0	−0.044 6	0.567 6	−0.002 0	−0.031 1
	一产	−0.007 6	−0.173 1	−0.075 4	0.959 4	−0.004 1	−0.063 0
	二产	−0.009 9	−0.227 0	0.015 3	−0.194 1	−0.007 2	−0.111 5
	三产	0.010 1	0.230 1	0.015 5	−0.197 7	0.009 3	0.143 4

注：总效应 = 产业内效应 + 产业间效应；产业间(内) 效应总和等于各产业间(内) 效应加总；解释力是某产业某效应的大小与总效应的比值。

从表 1 中可以看出，与 1993 年相比，1997 年的劳动收入份额有所上升，产生这种结果的主因是产业内效应(解释力 1.17)，具体地说是第二产业劳动收入份额上升(解释力 0.97) 造成的，值得注意的是，这一时期所有产业的劳动收入份额均有上升，说明改革深化前劳动对于资本的谈判能力较强。第一、第二产业的比重有所下降，而第三产业比重有所上升。这些都是拉高劳动收入份额的力量。

在此提出以下假说。

假说 1：*FDI* 流入比例越高的地区，劳动收入份额越小。

假说 2：政府对经济干预程度越高的地区，劳动收入份额越小。

基于此，可以考虑建立如下方程：

$$LS_{i,t} = \beta_0 + \mu_i + v_t + \beta_1 FDI_{i,t} + \beta_2 GOV_{i,t} + \beta_3 TRA_{i,t} + \beta_4 RJGDP_{i,t} + \beta_5 EX_{i,t} + \beta_1 THIR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

实证运用了江苏 13 个市级面板数据，$i(1,2,\cdots,13)$ 表示地级市；$t(1987,\cdots,2007)$ 表示年份，ε 为误差项，μ_i、v_t 分别代表不可观察的个体和时刻固定效应，*LS* 为各地市的劳动收入份额。式子右边 *FDI* 为各市县不同年度的实际外资利用额度占 *GDP* 的比重，*GOV* 为政府财政支出占 *GDP* 的比重，衡量政府投资对要素分配的影响，为了避免遗漏关键变量的可能性，在此加入了出口占 *GDP* 的比重(*EX*)、经济发展水平(人均 *GDP*，*RJGDP*)、贸易总额占 *GDP* 比重(*TRA*)、第三产业份额(*THIR*)4 个控制变量，为保证数据的平稳性，所有变量均取了对数。

表 2　回归结果

解释变量	被解释变量：劳动收入份额		
	(1)混合估计	(2)固定效应	(3)随机效应
FDI	-0.13***	-0.12***	-0.04***
	(0.03)	(0.04)	(0.02)
GOV	-0.08***	0.06	-0.05***
	(0.02)	(0.04)	(0.01)
EX	0.41***	0.30***	-0.14*
	(0.1)	(0.09)	(0.07)
TRA	-0.31***	-0.18*	-0.18***
	(0.1)	(0.09)	(0.07)
RJGDP	-0.27***	-0.41	-0.003
	(0.05)	(0.06)	(0.06)
THIR	0.19*	0.69***	0.15*
	(0.10)	(0.18)	(0.08)
$Adj\text{-}R^2$	0.48	0.65	0.24
Hausman 校检值		0.000 0	
观测数	130	130	130
组数	13	13	13

注：括号内为标准差，*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

由结果可看出,当使用固定效应模型时,除政府支出的系数由负变正且不显著外,其余系数估计值和显著性没有较大变化。随机效应模型的结论同混合估计类似,但代表经济发展水平的人均 GDP 的显著性有较大变化。这说明混合估计同后两种估计结果不一致,需要验证哪种估计方法更适合。F 检验的结果拒绝了原假设,结论是应该建立固定效应。Hausman 检验值对应 p 值在 5% 水平以下,同样拒绝原假设,所以我们更信赖固定效应模型给出的结果。从分析结果看假说 1 得到了验证,但假说 2 没有得到验证。[2]

3 意义

在此建立了劳动收入的波动模型,确定了劳动份额下降与江苏各市县不同年度的实际外资利用额度占 GDP 的比重的关系。通过对该模型的计算发现,2007 年之前劳动收入份额下降的主要原因是第一产业劳动收入比重下降,2007 年后回升的主要原因是三次产业内劳动收入比重的回升,*FDI* 流入对劳动收入份额影响为负,但没有证据表明政府对经济活动的干预会导致劳动收入份额下降。劳动收入的波动模型表明,各地为“增长而竞争”的招商引资竞赛,确实压低了劳动的“谈判能力”。此模型为提高居民的劳动收入提供了参考。

参考文献

[1] 姚惠泽, 田泽, 张丽艳. 结构转型与外资规模是否影响了居民的劳动收入[J]. 经济问题, 2013, (5): 28-31.

[2] 李稻葵, 刘霖林, 王红领. GDP 中劳动份额演变的 U 形规律[J]. 经济研究, 2009, (1): 70-82.

金融中介的博弈模型

1 背景

我们对金融中介的研究从最初的“金融中介存在的必要性”开始过渡到了“金融中介的功能和作用”,风险、不确定性、信息成本和交易费用构成了金融中介演化的客观要求,而制度、法律和技术则构成了金融中介演化的现实条件。针对金融中介的博弈均衡分析,了解合作博弈与非合作博弈十分重要。朱晔[1]从非合作博弈和合作博弈两个角度对金融中介进行博弈均衡分析,并尝试构建金融中介合作博弈模型,对金融中介合作博弈模型进行了数理推导和求解,得知金融主体非合作博弈的均衡解与金融主体合作博弈的核分配是等价的。

2 公式

在对金融中介博弈的分析中,首先,对于给定偏好和技术能力的金融主体来说,他们所构成的合作博弈的核分配是相对稳定的。其次,在此基础上提出了非合作博弈模型,它的均衡解与前者的核分配是等价的。在这种非合作博弈中,金融中介的战略是:他们愿意充当中间人,购买一定股权的投资项目,同时也出售股权获得收益。在均衡状态下,只有一部分的金融主体作为金融中介,该模型解释了金融中介的专业化。这些金融中介机构出现是内生型的,他们能够节约固定交易成本。模型中的金融中介主体提出了交换的具体安排,包括了固定成本、单位交换价格和最小购买单位等因素。

首先我们假设在金融中介博弈模型中存在一个金融主体的集合 I,I 为可数无穷。对于任意一个主体 $j \in I$,其拥有一个特定的投资产出函数 K^j,对于所有的主体来说,其投资产出函数呈现正态分布。每个金融主体的产出函数是随机的,并按一定的形态分布将投资品转化成消费品,主体所使用的技术和投资项目规模报酬不变。对于某一个计划 j,消耗每单位资本 y_j,其产出用 λ^j 来表示。λ^j 是一个随机变量,取值范围在 R_+^1 内。同时对于 λ^j,$j \in I$,假定彼此不相关且都符合正态分布。在此假定在条件 ω 下,所有 λ^j 组合构成的一个均衡状态表示为 Ω,用 $\mu(\omega)$ 表示 ω 条件出现的概率。

按照冯·纽曼和摩根斯坦期望效用函数公式,如果金融中介博弈模型中的每一个金融主体都能符合该效用函数的要求,在此就可以得到金融中介博弈模型的效用函数公式,表

示为：

$$V^j(c^j)=\int_{\omega\in\Omega}\mu(\omega)U^j[c^j(\omega)] \tag{1}$$

其中，c^j 是一个随机变量，其报酬取值在 $c^j\in R_+^1$ 范围内，假设个体之间都是风险偏好中性的（由于无偏差结果，U^j 和 V^j 的上标 j 可以去除）。

基于现实分析，我们知道在这个金融中介博弈模型中，金融主体之间的资本交换活动是需要付出成本的，假设任何一个双边交易的成本都固定为 2α 的话，交换成本独立于交换的行为。如果有 3 个主体（A，B，C），按照图 1（a）的方式，他们彼此之间都发生交换活动的话，整个过程发生了 3 次双边交易，交易的总成本将是 6α；按照图 1 右边的方式，其中一个交易中介主体（C）分别与另外两个交易主体（A 和 B）发生交易，那么交易次数将减少到 2 次，并且交易的总成本也将下降到 4α。

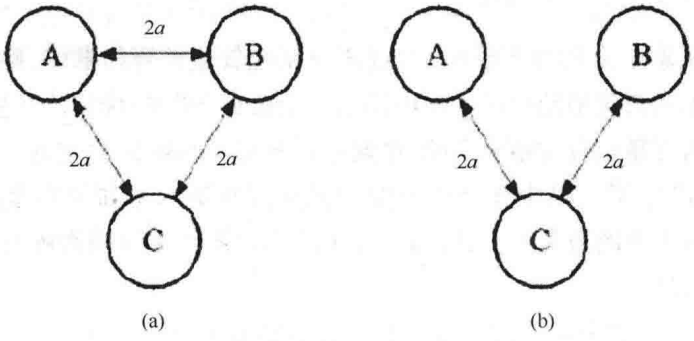


图 1　金融主体双边交易对比

由此可以看到，这种增加金融中介作为交易中介的技巧，可以直接减少交易的成本，套用到方程式（1），来对这一交易技巧进行描述和研究。首先假设有 C 类个体集，$C\in I$，用 N^j 表示与 j 主体直接发生交易关系的主体集。当 $j\in C$，$N^j\in C$，如果不存在一个子集符合 $j\in A$，$N^j\in A$ 的条件，那么所有 C 类的主体集合起来就形成了一个市场。形成这个市场上的个体集合是个最小化的个体集合，其中每一个主体都与其他的主体发生交易关系，并且每个发生交易活动的主体都在这个集合中。假设 $\eta(M)$ 表示 M 市场上发生双边交易的次数，于是可以得到：$(\#M-1)\leqslant\eta(M)\leqslant(\#M)(\#M-1)/2$。给定集合（$\{c^j,y^j;j\in M\}$）下，对于市场 M，满足 $\sum_{j\in M}(K^j-y^j)(2\alpha)\eta(M)$ 和 $\sum_{j\in M}\lambda^j(\omega)y^j\geqslant\sum_{j\in M}c^j(\omega)$，$\omega\in\Omega$。把交换的资源因素考虑进来，如果市场中的主体的资源和技术可以满足要求，那么这一市场利益分配就是可行的。那么 $\{c^j,y^j;j\in C\}$ 这一分配可以认为是已知市场集合的一个分配解 C。

对于 I 这个金融中介博弈环境，可以用合作博弈的理念得到，金融中介博弈核心（CORE）就是整个金融中介联盟型博弈中一种利益分配的集合，对于这个集合中的每一个

利益分配方案,均使得没有任何处于 I 中的主体能够通过组成其他集合而提高他们自己的综合收益。核中的分配使得任何现有的资源和技术水平上的集合没有能力瓦解它。从此金融中介博弈模型来看,也就是除去核心外,不存在另外一个集合方案 B[该集合有一个分配 $\{c_*^j, y_*^j, j \in B\}$,使得 $V^j(c_*^j) > V^j(C^j)$]。因此把核心中的分配作为博弈的解是可行的。同时在研究合作博弈的核时,需要考虑到形成核也是耗费交换成本的,因此必须考虑到形成核分配方案的成本问题。

在金融中介主体博弈模型中,可以得到以下结论,如果 $N^j = h(j \neq h, j \in M, N^h = M - h)$,可以认为金融主体 h 在市场 M 中起到金融中介的作用,这也是金融中介主体的产生基础。[2]

3 意义

在此建立了金融中介的博弈模型,通过该模型的数理推导和求解,确定了金融中介的存在节省了经济中两两交易的费用。在构建了一个资源分配的合作博弈模型基础上,表明了金融主体的两两交易是有交易成本的,金融中介是作为均衡解出现的。通过金融中介合作博弈模型构建,确定了金融中介合作博弈的核分配和资源是如何在金融主体之间分配的。而且通过金融中介的博弈模型,得知金融主体非合作博弈的均衡解与金融主体合作博弈的核分配是等价的。

参考文献

[1] 朱晔. 金融中介的博弈均衡分析[J]. 经济问题, 2013, (5): 41-44.

[2] 李焰. 现代金融中介理论中的成本问题[J]. 广西社会科学, 2006, (2).

生产和消费的均衡模型

1 背景

马克思社会再生产理论中的“生产资料生产优先增长”与我国当前的经济情况不太相符,在理论界引起不少争议。社会总资本再生产公式,这被认为是第一个两部门经济模型,马克思的再生产理论通过对社会再生产的本质、形式以及总过程,从抽象到具体和从逻辑到历史的系统研究,分析了许多市场经济条件下社会再生产的一般规律。崔晓露[1]以现代经济学方法建模,放松第一部类有机构成和积累率高于第二部类的假定,探讨在积累率及有机构成可变的情况下,这些因素如何相互作用并影响生产资料部门和消费资料部门的增长速度,讨论了在不同假定条件下两大部类再生产的均衡条件。

2 公式

尝试将马克思社会再生产理论模型化分析两大部类积累率及增长速度间的变化规律。

2.1 模型构建

根据马克思的社会再生产理论,社会总产值(Y_t) 由不变资本价值(C_t)、可变资本价值(V_t) 和剩余价值(M_t) 构成。其中,生产资本 $K_t(K = C + V)$ 用于生产资料和消费资料生产,M_t的一部分作为积累资本用于扩大再生产,另一部分则用作消费。第 t 期的社会总产值及其构成为:

$$Y_t = C_t + V_t + M_t = K_t + M_t \tag{1}$$

在扩大再生产条件下,积累资本并入生产资本(K_{t+1}) (不考虑折旧),因此在 $t+1$ 期生产资本为:

$$K_{t+1} = K_t + S_t = C_t + V_t + sM_t \tag{2}$$

其中,S_t为积累资本,$s(s=S/M)$ 为积累率,$r[r=M/(C+V)]$为生产资本利润率。两者决定了生产资本增长的速度和规模,进而决定了经济增长的速度和规模。

先假设生产资本利润率 r 和积累率 s 均为常量,分析积累对社会总产值增长速度的影响。生产资本 K_{t+1}创造的利润总量在数值上等于 $t+1$ 期剩余价值总量,为:

$$M_{t+1} = rK_{t+1} = r(C_t + V_t + sM_t) \tag{3}$$

进而可推导出:

$$g = \Delta Y / Y_t = rs \tag{4}$$

其中,g 为社会总产值增长率,ΔY 为社会总产值的增量。由式(4) 可知社会总产值的增长速度等于生产资本利润率与积累率的乘积。但需要说明的是这里所说的积累率是相对于剩余价值 M_t而言的,而不是相对于 K_t而言的。

此外,如果假设资本有机构成 α ($\alpha = C/V$) 不变,则可以推出:

$$g = \frac{s\beta}{\alpha + 1} \tag{5}$$

由式(5) 可知,如果两部类的资本有机构成 α 、剩余价值率 β ($\beta = M/V$) 相同,其经济增长主要取决于积累率 s; 如果两部类的剩余价值率 β 、积累率 s 相同,其经济增长速度主要取决于资本有机构成 α 。

由于利润率本身是生产资本有机构成 α 和剩余价值率 β 的函数,而利润率又间接决定着经济增长速度的动态,故利润率动态为:

$$r = \beta / (1 + \alpha) \tag{6}$$

进而求一阶导数,可有:

$$\mathrm{d}r / \mathrm{d}\alpha = -\beta / (1 + \alpha)^2 < 0 \tag{7}$$

即有机构成的提高将导致利润率的下降,为:

$$\mathrm{d}r / \mathrm{d}\beta = 1 / (1 + \alpha) > 0 \tag{8}$$

即剩余价值率的提高将导致利润率的提高。

由上述分析可知,技术进步会带来劳动生产率的提高和剩余价值率的提高,从而提高经济增长速度; 但随着技术进步,生产资本有机构成的提高将降低利润率,从而降低经济增长速度。接下来分析有机构成是如何影响利润率的,并找出利润率变化的转折点,即在什么样的条件下利润率保持不变。令 $\mathrm{d}r = 0$,可得:

$$\frac{\mathrm{d}\beta}{\beta}\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) = \frac{\mathrm{d}\alpha}{\alpha} \tag{9}$$

即在式(9) 的条件下,利润率将保持不变($\mathrm{d}r = 0$),其中, $\mathrm{d}\beta/\beta$ 实际是剩余价值率的增长率, $\mathrm{d}\alpha/\alpha$ 是有机构成的增长率。由此,上述结论可以表述为:当有机构成提高的速度等于剩余价值率提高速度的 $1 + 1/\alpha$ 倍时,剩余价值率提高促使利润率上升的作用力正好等于有机构成提高促使利润率下降的作用力,二者相互抵消,利润率保持不变,此即利润率变化的转折点。由此可知,利润率上升和下降的条件为: 当 $\frac{\mathrm{d}\beta}{\beta}\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) < \frac{\mathrm{d}\alpha}{\alpha}$,利润率将下降; 当 $\frac{\mathrm{d}\beta}{\beta}\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) > \frac{\mathrm{d}\alpha}{\alpha}$,利润率将上升。

由前面的论述,我们知道社会总产值的增长速度为 $g = sr$。在有机构成不变的情况下,由式(10)推导出生产资料资本的增长率等于总产值的增长率,为:

$$g_c = \Delta C / C = [C/(C + V)SM]/C = sM/(C + V) = rs = g \tag{10}$$

设 t 期两大部类总产值及其构成（字母右下方的数字代表部类）为：

$$\begin{cases} \text{I} \quad C_1(t) + V_{1\,1}(t) + M_1(t) = Y_1(t) \\ \text{II} \quad C_2(t) + V_2(t) + M_2(t) = Y_2(t) \end{cases} \tag{11}$$

设两部类 t 期的积累率为 $s_1(t)$ 和 $s_2(t)$，其总产值增长率为：

$$\begin{cases} g_1(t) = r_1(t)s_1(t) \\ g_2(t) = r_2(t)s_2(t) \end{cases} \tag{12}$$

由于第一部类提供两大部类扩大再生产所需要的生产资料，两大部类扩大再生产的价值总额等于第一部类前一期的总产值，则有：

$$Y_1(t) = C_1(t)[1 + r_1(t)s_1(t)] + C_2(t)[1 + r_2(t)s_2(t)] \tag{13}$$

$$Y_1(t) = C_1(t) + V_1(t) + M_1(t) = C_1(t)(1 + 1/\alpha_1 + \beta_1/\alpha_1) \tag{14}$$

由式(13)、式(14) 推导出第 t 期两大部类扩大再生产的实现条件为：

$$[1 + r_1(t)s_1(t)] + h_i[1 + r_2(t)s_2(t)] = \delta \tag{15}$$

其中，δ 为两部类扩大再生产实现条件的综合系数。也就是说，只要各期扩大再生产的参数 α、β、r、h 与自变量 s 能够满足式(15)，则扩大再生产是能够实现的。

2.2 两部类增长速度比较分析

(1) 两大部类以相同的速度增长（即 $r_1s_1 = r_2s_2$）。假定各部类利润率不变，则需要找出各部类的积累率来使两大部类平衡增长。将扩大再生产实现条件和平衡增长公式联立，得到两大部类平衡增长模型，为：

$$\begin{cases} (1 + r_1s_1) + h(1 + r_2s_2) = \delta \\ r_1s_1 = r_2s_2 \end{cases} \tag{16}$$

由该模型解出两部类的“平衡积累率”为：

$$\begin{cases} s_1 = [\delta - (1 + h)]/[r_1(1 + h)] \\ s_2 = [\delta - (1 + h)]/[r_2(1 + h)] \end{cases} \tag{17}$$

(2) 第一部类优先增长，为：

$$\begin{cases} (1 + r_1s_1) + h(1 + r_2s_2) = \delta \\ r_1s_1 = (1 + \lambda)r_2s_2 \end{cases} \tag{18}$$

与平衡增长模型相比，扩大再生产条件没有改变，第二个公式由平衡增长公式变为第一部类优先增长的方程式。其中 λ 反映某一部类优先增长程度，在此定义为优先增长系数。从上述模型中得出平衡积累率，为：

$$\begin{cases} s_1 = (1 + \lambda)[\delta - (1 + h)]/[r_1(1 + \lambda + h)] \\ s_2 = [\delta - (1 + h)]/[r_2(1 + \lambda + h)] \end{cases} \tag{19}$$

按照式(19) 中的积累率进行下一期扩大再生产，就可以实现第一部类优先增长，并且第二部类的增长速度比第一部类高出 λ。

在马克思的理论中,假设剩余价值率为$\beta_1=\beta_2=100\%$,$\alpha_1>\alpha_2$。若要$g_1>g_2$,可以推出$s_1>s_2$。所以马克思假定第一部类积累率高于第二部类,同时,第一部类有机构成大于第二部类。这样才能够得出"第一部类优先增长"的结论。

(3) 第二部类优先增长。第二部类优先增长模型,为:

$$\begin{cases}(1+r_1s_1)+h(1+r_2s_2)=\delta\\(1+\lambda)r_1s_1=r_2s_2\end{cases}\tag{20}$$

从模型得出平衡积累率,为:

$$\begin{cases}s_1=[\delta-(1+h)]/[r_1(1+\lambda)h+1]\\s_2=(1+\lambda)[\delta-(1+h)]/[r_2(1+\lambda+h)]\end{cases}\tag{21}$$

同样,假设剩余价值率为$\beta_1=\beta_2=100\%$,$\alpha_2>\alpha_1$。若要$g_2>g_1$,可以推出$s_2>s_1$(第二部类积累率高于第一部类)。可见,若要第二部类优先增长,则需要第二部类积累率高于第一部类,同时第二部类有机构成大于第一部类。

2.3 两大部类的相互联系

由式(15) 可推导出:

$$\begin{cases}s_1=[\delta-h(1+r_2s_2)-1]/r_1\\s_2=[\delta-(1+r_1s_1)-h]/r_2h\end{cases}\tag{22}$$

可以发现,s_1是用s_2表示的,s_2是用s_1表示的。只要把它们当中的一个确定下来,另一个也随之确定。但若其中一个发生变化,另一个也会随之变化,即两大部类积累率及增长速度之间是互相影响和互相制约的。将上述结果代入部类总产值增长速度模型,为:

$$\begin{cases}g_1=r_1s_1=\delta-h(1+r_2s_2)-1=\delta-h(1+g_2)-1\\g_2=r_2s_2=[\delta-(1+r_1s_1)-h]/h=[\delta-(1+g_1)-h]/h\end{cases}\tag{23}$$

式(23) 反映了两大部类增长速度之间的相互制约关系。即两大部类中一方的总产值增长率与另一方的积累率呈反向变化关系,为:

$$\begin{cases}\mathrm{d}g_1/\mathrm{d}s_2=-hr_2<0\\\mathrm{d}g_2/\mathrm{d}s_1=-r_1/h<0\end{cases}\tag{24}$$

由此可见,如果降低第一部类的积累率,则V_1的全部,包括M_1的较大部分都将用于消费资料生产,从而第一部类向第二部类提供的生产资料增多,也就使得第二部类的积累率提高以满足第一部类增加的消费资料需求。随着第二部类积累率的提高,第二部类的增长速度也相应提高,但其受到两大部类内部比例的制约。如果用于第二部类扩大再生产的生产资料所占比例越小,那么第一部类积累率降低的可能性就越小,从而只能维持较高的积累率和增长率,相应的,第二部类也只能维持较低的积累率和增长率;同理可得降低第二部类积累率的情况。[2]

3 意义

将马克思社会再生产理论模型化,通过分析两大部类积累率及增长速度间的变化规律,建立了生产和消费的均衡模型。计算结果发现,在马克思社会再生产理论框架下消费资料生产有可能优先于生产资料生产,并推导出了均衡积累率。马克思社会再生产理论中的两部门扩大再生产模型在我国目前的经济条件下仍具有其指导意义,应当从多方面、多角度更好地理解"生产资料生产优先增长"的含义。应当根据经济发展的客观现状重新审视两部门扩大再生产模型的理论含义,理解马克思社会再生产理论的核心思想,从而根据客观因素的变化适时进行政策调整。

参考文献

[1] 崔晓露. 两部门扩大再生产模型探讨——基于马克思社会再生产理论[J]. 经济问题, 2013, (5): 10-14.

[2] 朱钟棣. 国外学者对马克思扩大再生产理论的研究[J]. 上海财经大学学报, 2005, (4): 66-71.

三次产业结构的发展模型

1 背景

“配第—克拉克定理”明确指出,随着经济发展和人均收入水平的提高,第一产业产值和就业人口比重将不断下降,而第二、第三产业的产值和就业人口比重将会上升。诺贝尔经济学奖获得者刘易斯指出,在一国发展初期存在两种性质不同的部门,一个是以传统生产方式生产的“维持生计”的农业部门,另一个是以现代方法进行生产的工业部门。郭海清和申秀清[1]以 2000—2010 年间内蒙古三次产业发展的数据资料为依据,分析内蒙古三次产业结构整体和内部产业结构发展现状,利用回归模型,分析三次产业对 GDP 的贡献。

2 公式

在模型的选择上借助回归模型进行分析。在一定技术、资本和劳动条件下,产业结构对经济增长贡献显著,因此,各国在经济发展战略中首先考虑的是如何调整产业结构以适应经济社会发展要求,适合生产力的发展现状。

首先分析三次产业生产总值对国内生产总值(GDP) 的贡献率,其模型为:

$$\log Y = a_0 + a_1 \log Y_1 + a_2 \log Y_2 + a_3 \log Y_3 + \cdots + a_k \log Y_k + \varepsilon \tag{1}$$

其中,Y 表示总产出,$Y_i(i = 1,2,\cdots,k)$ 表示第 i 产业的产出,a_0表示技术进步和经济制度变迁对总产出的贡献,$a_i(i = 1,2,\cdots,k)$ 表示不同产业对经济增长的贡献。

2000—2010 年间内蒙古三次产业均呈稳定上升趋势,其中,第一产业由 2000 年的 350.8 亿元增加到 2010 年的 1095.28 亿元,增长 3.1 倍;第二产业由 2000 年的 582.57 亿元增加到 2010 年的 6367.69 亿元,增长 10.9 倍;第三产业由 2000 年的 605.74 亿元增加到 2010 年的 4209.02 亿元,增长 6.9 倍。目前内蒙古地区第二产业产值占 GDP 总量较高,其次是第三产业,再次是第一产业,三次产业总量均呈增长趋势,而第一产业增长趋势较缓慢,第二、第三产业增长趋势较快,如图 1 所示。

目前内蒙古产业结构为“二三一”,第三产业还没有成为推动经济增长最大动力。因此,未来应该以加快第三产业发展为产业结构的调整目标。

从就业结果来看,2000—2010 年间内蒙古第一产业就业比重在 2008 年前始终在 50%~55% 左右,第二产业就业比重在 14%~17% 左右,而第三产业就业比重在 30%~34%

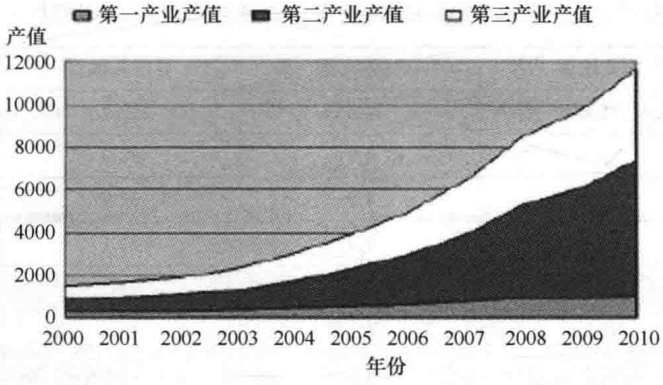


图 1　内蒙古三次产业产值情况

左右。三次产业就业比重仍然是“一三二”结构,第一产业仍然是内蒙古劳动力主要就业渠道(见表 1)。

表 1　内蒙古 2000—2010 年三次产业产值及占 GDP 比重和三次产业就业比重

年份	GDP	第一产业			第二产业			第三产业		
		产值(亿元)	产值比重(%)	就业比重(%)	产值(亿元)	产值比重(%)	就业比重(%)	产值(亿元)	产值比重(%)	就业比重(%)
2000	1 539.12	350.80	22.8	52.20	582.57	37.9	17.10	605.74	39.3	30.70
2001	1 713.81	358.89	20.9	51.60	655.68	38.3	16.80	699.24	40.8	31.60
2002	1 940.94	374.69	19.3	50.90	754.78	38.9	16.00	811.47	41.8	33.10
2003	2 388.38	420.10	17.6	54.59	967.49	40.5	15.17	1 000.79	41.9	30.24
2004	3 041.07	522.80	17.2	54.51	1 248.2	41.0	14.91	1 270.00	41.8	30.58
2005	3 905.03	589.56	15.1	53.83	1 773.21	45.4	15.64	1 542.26	39.5	30.53
2006	4 944.25	634.94	12.8	53.78	2 374.96	48.1	15.98	1 934.35	39.1	30.23
2007	6 423.18	762.10	11.9	52.64	3 193.67	49.7	16.98	2 467.41	38.4	30.38
2008	8 496.20	907.95	10.7	50.45	4 376.19	51.5	16.88	3 212.06	37.8	32.67
2009	9 740.25	929.60	9.5	48.84	5 114.00	52.5	16.92	3 696.65	38.0	34.24
2010	11 672.00	1 095.28	9.4	48.20	6 367.69	54.5	17.41	4 209.02	36.1	34.39

羊绒产量由 2000 年的 3 815 吨增加到 2010 年的 8 104 吨,年均增长率 11.2%。畜牧业产值由 2000 年的 37.8% 上升到 2010 年 44.6%,10 年间上升比例达到 6.8%(见表 2)。种植业在农林牧渔中所占比重呈缓慢下降趋势,农业产值比重由 2000 年的 56.8%下降到 2010 年的 48.8%(见表 2)。

表 2　内蒙古 2000—2010 年第一产业内部产业结构变动　　单位：%

年份	农业比重	林业比重	畜牧业比重	渔业比重
2000	56.8	4.3	37.8	1.1
2001	55.3	4.9	38.9	0.9
2002	56.9	4.9	37.6	0.6
2003	50.4	7.2	40.1	2.3
2004	48.3	5.5	44	2.2
2005	48.3	4.1	45.4	2.2
2006	51.2	4.6	41.5	2.7
2007	48.6	5	43.8	2.6
2008	46.9	4.7	45.9	2.5
2009	46.6	4.9	45.9	2.6
2010	48.8	4.1	44.6	5.5

第二产业目前在内蒙古国民经济发展中占有非常重要的地位，对 GDP 的贡献最大，是内蒙古国民经济发展的支柱产业。2000—2010 年间内蒙古第二产业中工业占 GDP 比重逐渐增加，建筑业占 GDP 比重没有明显变化，一直在 6% 左右徘徊(见表 3)。

表 3　内蒙古第二、第三产业内部产业结构变动　　单位：%

年份	第二产业占 GDP 比重	工业占 GDP 比重	建筑业占 GDP 比重	第三产业占 GDP 比重	交通运输、仓储、邮电通讯业占 GDP 比重	批发零售贸易、餐饮业占 GDP 比重
2000	37.9	31.5	6.4	39.3	11.4	12.7
2001	38.3	31.6	6.7	40.8	11.9	13.2
2002	38.9	31.7	7.2	41.8	12.6	13.7
2003	40.5	32.4	8.1	41.9	12.4	13.1
2004	41.0	33.4	7.6	41.8	11.9	12.6
2005	45.4	37.8	7.6	39.5	10.9	11.7
2006	48.1	41.0	7.1	39.1	10.3	11.8
2007	49.7	43.3	6.4	38.4	9.8	11.9
2008	51.5	45.7	5.8	37.8	9.3	11.9
2009	52.5	46.2	6.3	38.0	9.0	12.1
2010	54.5	48.1	6.4	36.1	8.5	11.5

2000—2010 年间第一产业对内蒙古 GDP 的贡献逐渐减少，由 2000 年的 0.228 下降到

2010 年的 0.094；第二产业对 GDP 的贡献逐渐增加，由 2000 年的 0.379 增长到 2010 年的 0.545；第三产业对 GDP 贡献由 2000 年的 0.393 增加到 2004 年的 0.418，后又逐渐减少，减少到 2010 年的 0.361（见图 2）。内蒙古未来产业结构调整应逐渐加大第三产业对国民经济贡献率。

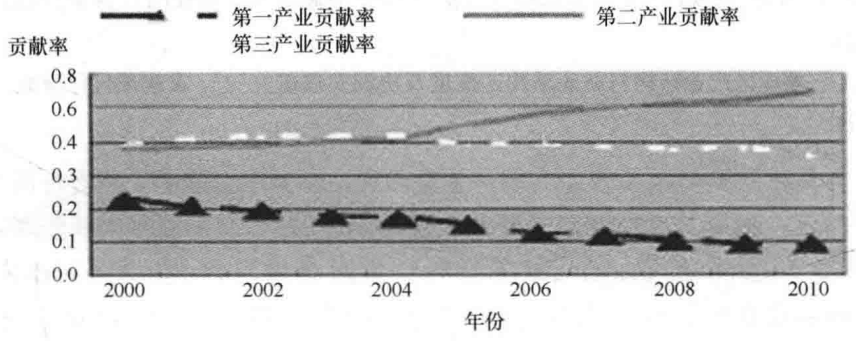


图 2　三次产业对 GDP 贡献率

将分析数据代入回归模型：

$$\log Y = a_0 + a_1 \log Y_1 + a_2 \log Y_2 + a_3 \log Y_3 + \cdots + a_k \log Y_k + \varepsilon$$

得出回归方程为：

$$\log Y = 1.267 + 0.102 \log Y_1 + 0.386 \log Y_2 + 0.512 \log Y_3 \qquad (2)$$

从中得出判决系数为 $R^2 = 0.99996$，由此说明方程中三次产业对 GDP 解释有效。显示出第一产业产值每增加 1 个百分点会促使 GDP 增加 0.102 个百分点；第二产业产值每增加 1 个百分点会促使 GDP 增加 0.386 个百分点；第三产业产值每增加 1 个百分点会促使 GDP 增加 0.512 个百分点。由此回归分析结果可以得出，第三产业对内蒙古 GDP 贡献最大，这也说明尽管目前第二产业成为拉动内蒙古经济发展的主要力量，但第三产业对 GDP 的相关程度较强，对经济增长的影响最大。因此，目前内蒙古产业结构调整由“一二三”转变为“二三一”方向是正确的，而未来内蒙古产业结构调整应逐渐由“二三一”向“三二一”方向转变，最终使第三产业成为拉动经济增长的主要推动力量[2]。

3　意义

在此建立三次产业结构的发展模型，确定了三次产业对 GDP 的贡献，计算表明第一产业对内蒙古 GDP 贡献逐渐减少，第二产业对 GDP 贡献逐渐增加，第三产业对 GDP 贡献无明显变化。内蒙古产业结构与就业结构之间梯度不合理，回归分析结构显示，第三产业与 GDP 增长关联度最强。现认为内蒙古进入产业结构调整和升级的关键时期，必须发展现代农牧业，走新型工业化之路，大力发展第三产业，逐渐实现“退二进三”的产业结构调整方

向。此模型为内蒙古的发展提供了参考。

参考文献

[1] 郭海清，申秀清. 内蒙古三次产业结构发展及对 GDP 贡献的实证研究[J]. 经济问题，2013，(5)：126-129.

[2] 杨晓云. 三峡库区产业结构与就业结构匹配度及协调发展研究[J]. 农业现代化研究，2010，(3)：308-311.

各国汇率的稳定性模型

1 背景

区域货币合作对于降低汇率波动引发的金融风险及促进区域经济发展具有重要意义。合作的现实基础是构建最优货币区,选择锚货币并使各国货币与其保持一致的变化趋势,维持区域内的固定汇率,对区域外则实行浮动汇率。Ogawa 和 Junko[1] 提出的 Asian Monetary Unit(AMU) 是以东亚成员国货币篮子的构想为基础,通过对外贸易和 GDP 确定了成员国在货币篮子中的权重,还制定了各国货币对 AMU 的汇率比价,进而衡量一国货币相对于亚洲货币单位的实际汇率的变化趋势。刘冰玉等[2] 采用非对称指数平滑转移自回归(AESTAR) 模型研究东盟和中、日、韩 13 国货币相对于亚洲货币单位(AMU) 的偏离指数的动态特征,探讨构建最优货币区的可行性。

2 公式

在研究方法上,考虑到向均值回复过程中非对称和非线性的可能性,因此使用在 ESTAR 基础上进一步发展而来的非对称指数平滑转移自回归(AESTAR) 模型进行实证分析[3],其优点在于在检验时序列平稳性的同时考虑了非对称调整的可能性。

2.1 亚洲货币单位及偏离指数

(1)欧洲货币单位

Ogawa 等参照之前欧洲货币单位(ECU) 的编算方法,设计了亚洲货币单位(Asian Monetary Unit,AMU)。AMU 是东盟 10 国和中、日、韩 3 国货币的加权平均,货币篮子中各种货币权重的计算过程是,首先算出各成员国基于购买力平价(PPP) 的 GDP 和进出口贸易量比重的算数平均数,再分别除以各自的基期汇率,进而得到 AMU 中各国货币的权重。AMU 中每种货币的份额及权重见表 1。

表 1　东盟和中、日、韩 13 国货币在 AMU 中的权重

国家	贸易量(%)	按购买力平价计算的 GDP(%)	贸易量和 GDP 的算数平均(a)	基期汇率(b)	AMU 权重(a)/(b×10)
文莱	0.35	0.12	0.23	0.589 114	0.004 0
柬埔寨	0.18	0.16	0.17	0.000 270	6.201 7
中国	27.14	49.84	38.49	0.125 109	3.076 5
印度尼西亚	5.42	5.25	5.34	0.000 113	472.270 1
日本	21.89	26.30	24.10	0.009 065	26.581 7
韩国	13.46	7.87	10.66	0.000 859	124.147 1
老挝	0.14	0.08	0.11	0.000 117	9.401 7
马来西亚	7.21	2.21	4.71	0.272 534	0.172 9
缅甸	0.42	0.24	0.33	0.592 15	0.020 8
菲律宾	2.08	1.97	2.03	0.021 903	0.924 7
新加坡	12.27	1.45	6.86	0.589 160	0.116 5
泰国	6.53	3.11	4.82	0.024 543	1.963 9
越南	2.91	1.39	2.15	0.000 072	298.789 2

利用表 1 中的权重和区域内 13 国货币对美元或欧元的双边汇率,经加权平均后可以计算出 AMU 对美元或欧元的名义汇率。见公式(1):

$$\begin{aligned}\text{US\$/Euro/AMU} = {} & 0.0040\text{US\$/Euro/BN\$} + 6.2017\text{US\$/Euro/CBR} \\ & + 3.0765\text{S\$/Euro/CNY} + 472.701\text{US\$/Euro/IDR} + 26.5817\text{US\$/Euro/} \\ & \text{JPY} + 124.1741\text{US\$/Euro/KRW} + 9.4017\text{US\$/Euro/LOK} + 0.1729\text{US\$/} \\ & \text{Euro/MLR} + 0.0208\text{US\$ Euro/MYK} + 0.9247\text{US\$/Euro/PLP} + 0.1165\text{US\$/} \\ & \text{Euro/SP\$} + 1.9639\text{US\$/Euro/TLB} + 298.7892\text{US\$/Euro/VID}\end{aligned} \tag{1}$$

(2)亚洲货币单位偏离指数

亚洲货币单位的偏离可以分为名义偏离指数和实际偏离指数。名义偏离指数指构建的最优货币区域内,各国当期货币相对于 AMU 的汇率与各自基期汇率的比值。实际偏离指数是指将名义偏离指数剔除掉最优货币区域内 AMU 通胀率与目标货币通胀率的差异之后得到的值。

受研究对象数据可获得的限制,计算通胀率时使用了东亚最优货币区域内各国家 CPI 的月度数据,因此实际偏离指数也是根据月度频率计算的。AMU 通胀率的计算是通过区域内 13 个经济体 CPI 的加权,权重与表 1 中构造 AMU 时的权重相同。采用的东盟和中、日、韩 13 国货币对 AMU 的实际偏离指数的月度数据,可从 RIETI 上直接获得。

2.2　AESTAR 单位根检验方法

Sollis 提出的非对称指数平滑转移自回归(AESTAR) 模型是在 ESTAR 基础上发展而

来的。该方法的优点在于,在检验时间序列平稳性时考虑了非对称调整的可能性。AESTAR 模型单位根检验方法表达式如下:

$$\Delta y_t = G_t(y_1, y_{t-1})\{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + [1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1})]\rho_2\}y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$G_t(\gamma_1, y_{t-1}) = 1 - \exp(-\gamma_1 y_{t-1}^2)\gamma_1 \geqslant 0 \tag{3}$$

$$S_t(\gamma_2, y_{t-1}) = [1 + \exp(-\gamma_2 y_{t-1})]^{-1}\gamma_2 \geqslant 0 \tag{4}$$

其中,$\varepsilon_t : iid(0, \sigma^2)$。

特别的,Sollis[3]、Kapetanios 等以及 Park 和 Shintani 等研究一致认为,式(2)中的转移变量只需考虑一阶,考虑更高的阶数并不能带来估计效果的提高,因而在此选择一阶滞后作为转移变量。

检验偏离指数的时间序列是否具有单位根过程,就转化为检验式(2)中的 $H_0: \gamma_1 = 0$。事实上,该检验在实际操作中并不可行,因在原假设下 γ_2、ρ_1 和 ρ_2 不可识别。针对这一问题,在此采用 Kapetanios 等和 Sollis[3]的处理方法,即对指数函数和逻辑函数在 $\gamma = 0$ 处取一阶泰勒展开。经过线性化处理后,方程(2)就转化为:

$$\Delta y_t = a(\rho_2^* - \rho_1^*)\gamma_1\gamma_2 y_{t-1}^4 + \rho_2^*\gamma_1 y_{t-1}^3 + \eta_t \tag{5}$$

其中,$a = 1/4$;ρ_2^*,ρ_1^* 为 ρ_1、ρ_2 线性组合;$\eta_t = \varepsilon_t + R_t$,$R_t$ 为泰勒展开余项。令 $\varphi_1 = \rho_2^*\gamma_1$,$\varphi_2 = a(\rho_2^* - \rho_1^*)\gamma_1\gamma_2$,并考虑到残差项序列相关问题,在此最终采用的单位根检验模型表达式为:

$$\Delta y_t = \varphi_1 y_{t-1}^3 + \varphi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^{k} k_i \Delta y_{t-i} + \eta_t \tag{6}$$

通过对比发现,方程(2)的原假设 $H_0: \gamma_1 = 0$ 就转变成式(6)的原假设 $H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0$,一旦检验统计量拒绝式(6)的原假设,即可认为该时间序列为对称或非对称非线性全局平稳过程。进入模型前,该检验要求预先对各时间序列做"退势"处理,即除去均值或消除时间趋势,用 $y_t^* = y_t - \hat{\mu}$ 或 $y_t^* = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 t$ 替代模型中的 y_t。在拒绝原假设 $H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0$ 的前提下,可以进一步检验非线性全局平稳过程的对称与否,此时原假设为 $H_0: \varphi_2 = 0$,应用传统的检验方法(如 F 检验、t 检验和 LM 检验)可检验对称性。

尽管如此,Sollis 指出标准的临界值不适用于检验单位根原假设 $H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0$,并导出 F 值的渐近分布,F 统计量表达式如下:

$$F = (R\hat{\beta} - r)'\left[\hat{\sigma}^2 R\left\{\sum_t x_t x_t'\right\}^{-1} R'\right]^{-1}\frac{R\hat{\beta} - r}{m} \tag{7}$$

F 统计量的渐近临界值可以通过 Monte Carlo 计算机模拟来获得。表 2 给出了样本容量 T 分别为 50、100、147 和 200 时的模拟小样本临界值。

表 2　F 检验的临界值

T	F_{AE}			$F_{AE,\mu}$			$F_{AE,t}$		
	10%	5%	1%	10%	5%	1%	10%	5%	1%
50	3.366 9	4.195 9	6.240 4	4.111 2	4.966 9	7.042 8	5.619 6	6.586 0	8.952 1
100	3.350 9	4.186 4	6.039 8	4.150 9	4.942 9	6.918 6	5.614 1	6.523 5	8.822 0
147	3.461 5	4.222 3	5.920 2	4.201 8	5.038 4	6.955 9	5.635 3	6.429 0	8.662 4
200	3.485 7	4.222 5	6.062 2	4.196 2	5.058 6	6.760 4	5.639 2	6.569 6	8.904 8

注：F_{AE}、$F_{AE,\mu}$和 $F_{AE,t}$分别表示零均值、非零均值和确定性趋势的情形，模拟次数为 10000 次。

先使用传统单位根检验(ADF、PP 和 KPSS) 方法，检验东盟和中、日、韩 13 国对亚洲货币偏离指数的平稳性，检验的结果见表 3。

表 3　ADF、PP 和 KPSS 单位根的检验结果

	水平		
	ADF	PP	KPSS
文莱	−3.563 6**	−3.638 3**	0.176 2**
柬埔塞	−2.581 9	−2.044 4	0.203 5**
中国	−2.725 1	−2.652 2	0.129 9*
印度尼西亚	−3.588 8**	−3.107 4	0.077 5
日本	−2.028 7	−2.028 7	0.152 6**
韩国	−1.568 1	−1.400 5	0.277 4***
老挝	−3.679 2**	−3.237 1	0.109 8
马来西亚	−3.079 1	−3.057 0	0.103 1
缅甸	−1.574 2	−1.682 2	0.125 0
菲律宾	−2.891 9	−2.498 4	0.205 6
新加坡	−3.055 9	−3.118 1	0.139 7*
泰国	−2.176 4	−1.932 7	0.169 9**
越南	−0.260 0	−0.207 6	0.350 5

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

如表 3 所示，ADF 检验结果表明 13 个偏离指数中文莱、印度尼西亚、老挝这 3 国的偏离指数是水平平稳的，PP 检验结果显示只有文莱是水平平稳的，而 KPSS 检验结果则显示印度尼西亚、老挝、马来西亚、缅甸、菲律宾、越南这 6 个国家的偏离指数是平稳的。基于表 3 中 ADF、PP 和 KPSS 三种传统单位根检验方法的结论，可得出东盟和中、日、韩 13 国对亚洲货币单位的偏离指数大多数是非平稳的。

鉴于以上传统单位根检验方法存在诸多的不足，进而采用 AESTAR 单位根检验方法，来判断东盟和中、日、韩 13 国对 AMU 偏离指数的平稳性。检验结果见表 4。

表 4　AESTAR 单位根的检验结果

指标	$H_0:\phi_1=\phi_2=0$	$H_0:\phi_2=0$	*SIC*	*lags*
文莱	3.728 8	0.295 1	0.122 3	1
柬埔寨	2.954 7	0.041 5	1.286 9	1
中国	5.896 6**	0.396 2	0.452 8	1
印度尼西亚	7.014 8**	3.031 9*	2.100 7	1
日本	3.987 0	0.629 0	1.204 9	1
韩国	3.726 6	3.853 5*	1.277 1	1
老挝	2.366 4	0.855 6	1.367 1	1
马来西亚	5.804 4	0.321 5	0.258 5	1
缅甸	12.317 0***	3.305 2*	3.423 9	2
菲律宾	2.522 6	2.303 8	0.798 9	1
新加坡	5.016 2*	1.338 5	−0.052 4	1
泰国	4.072 0	0.358 3	0.917 4	1
越南	1.692 8	3.127 2*	1.742 7	1

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。采用 F 统计量检验原假设 $H_0:\varphi_2 = 0$，查表知 10% 临界值为 2.75，5% 临界值为 3.92，1%临界值为 6.85。

如表 4 所示，中国、印度尼西亚、马来西亚、缅甸和新加坡为非线性全局平稳的，其中印度尼西亚和缅甸还具有非对称特征。表 4 中通过 AESTAR 单位根检验方法得到的平稳时间序列是 5 个，缅甸在 1% 显著性水平上拒绝单位根原假设，是非线性全局平稳的，中国和印度尼西亚在 5%水平是显著的，马来西亚和新加坡的显著性水平为 5%。

进一步研究印度尼西亚和缅甸两国货币对 AMU 偏离指数的非对称性，并进行 AESTAR 结构的非线性分析。

(1)印度尼西亚的 AESTAR 非线性估计

表达式为：

$$G_t(21,y_{t-1}^*)\{S_t(16.000,y_{t-1}^*)(-0.0809)+[1-S_t(16.000,y_{t-1}^*)](-0.1387)\}$$

横轴为：y_{t-1}^*；纵轴为：

$$G_t(21,y_{t-1}^*)\{S_t(16.000,y_{t-1}^*)(-0.0809)+[1-S_t(16.000,y_{t-1}^*)](-0.1387)\}$$

图 1(a) 中经退势处理的印度尼西亚货币对 AMU 偏离指数显现出明显的非对称特征。图 1(b) 中，印度尼西亚对 AMU 的偏离指数表现出非对称性，且正向偏离向均值回复的速度比负向偏离向均值调整速度更慢。说明印度尼西亚受到外部冲击时，对货币锚的固定汇

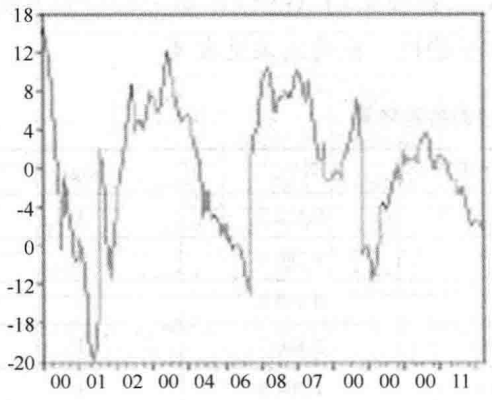


图 1(a)　印度尼西亚偏离指数经退势后 y_t^*

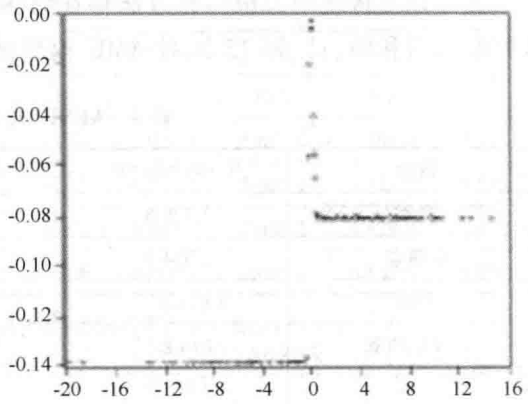


图 1(b)　印度尼西亚 AESTAR 结构模型函数

率会出现波动,当短期冲击影响过后,印度尼西亚的时序列会向均值回复,由于非对称特征,使得印度尼西亚的回复调节速度与其他国家不一致,不利于区内固定汇率的稳定。如果政府行政干预来调节印度尼西亚汇率偏离的回复速度,会破坏金融市场的自发调节秩序。

(2)缅甸的 AESTAR 非线性估计

表达式为:

$$G_t(19, y_{t-1}^*)\{S_t(9.000, y_{t-1}^*)(-0.0469) + [1 - S_t(9.000, y_{t-1}^*)](-0.0134)\}$$

横轴为:y_{t-1}^*;纵轴为:

$$G_t(19, y_{t-1}^*)\{S_t(9.000, y_{t-1}^*)(-0.0469) + [1 - S_t(9.000, y_{t-1}^*)](-0.0134)\}$$

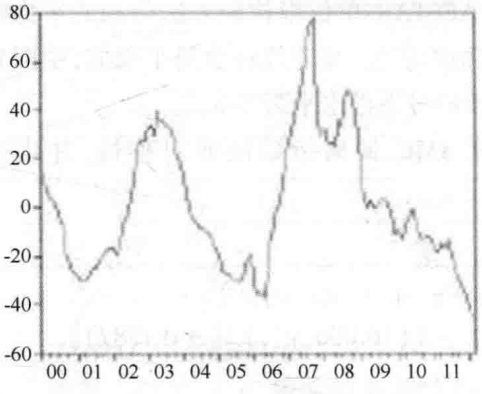


图 2(a)　缅甸偏离指数经退势后的 y_t^*

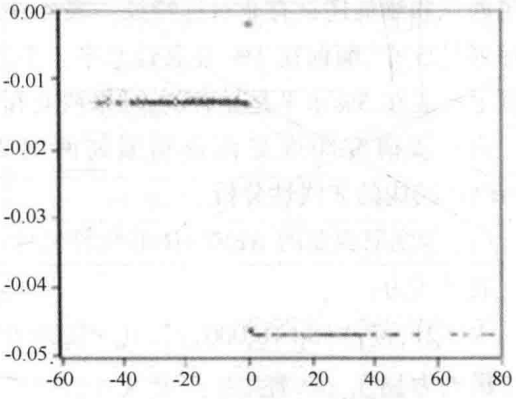


图 2(b)　缅甸 AESTAR 结构模型函数

由图 2(a)可以看出,经退势处理的缅甸货币对 AMU 偏离指数也比较明显地显现出非对称特征。图 2(b) 中,缅甸货币的偏离指数表现出非对称性,且正向偏离向均值的回复速

度比同程度的负向偏离回复速度慢一些。也说明缅甸汇率偏离后的回复调节速度与其他国家的不一致,不利与区内固定汇率的稳定。

3 意义

通过研究东盟和中、日、韩 13 国货币相对于亚洲货币单位(AMU)的偏离指数的动态特征,采用非对称指数平滑转移自回归(AESTAR)模型,建立了各国汇率的稳定性模型。应用该模型,计算结果表明中国、印度尼西亚、马来西亚、缅甸和新加坡 5 国货币对 AMU 偏离指数为非线性全局平稳,其中印度尼西亚和缅甸的货币对 AMU 的偏离指数向均值调整的过程更表现出非对称性,其他 8 个国家则是非平稳过程。因而当前 13 国建立最优货币区并不符合东亚各国经济发展的现实。

参考文献

[1] Ogawa Eiji, Junko shimizu. AMU Deviation Indicator for coordinated exchange rate policies in East Asia [R]. RIETI Discussion Paper, 2005. E-017.

[2] 刘冰玉, 滕建州, 刘志蛟. 以亚洲货币单位为基础的东亚各国汇率的稳定性分析[J]. 经济问题, 2013, (5): 90-94.

[3] Robert Sollis. A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity With an Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries[J]. Economic Modelling, 2009, (1): 118-125.

转型期的劳动力回流模型

1 背景

2004 年“民工荒”和 2008 年金融危机后，我国劳动力从东部沿海向内陆地区、从大城市向中小城市及农村地区的回流已成为一种不容忽视的人口现象。张益勇等[1]通过对重庆市回流劳动力的考察，认为家庭事件因素是劳动力回流的主要原因。赵宏中和杨晓锋[2]通过对湖北省的调查认为，因经济原因回流的劳动力占到外出务工人员的 60% 以上，且新一代农民工已构成农村剩余劳动力的绝对量。韩淑娟和马瑜[3]基于 2012 年对山西已回流劳动力的问卷调查数据，考察当前劳动力回流的原因、就业状况、再外出意愿及其影响因素。

2 公式

根据经典的迁移理论，劳动力的回流受原流入地的“推力”和原流出地的“拉力”的共同作用，劳动力迁移的决策来自于劳动者个体对于迁移前后相对成本和收益的综合衡量。影响劳动力回流决策的因素既包括外部经济社会条件，又包括劳动者个人及家庭特征。既有经济因素，又有社会和心理因素。既有主动因素，也有被动因素。

表 1 回流的原因

回流的原因	被选频数(次)	百分比(%)	排序
A 在外地找不到工作	67	8.42	6
B 外地挣钱太少	74	9.3	5
C 外出成本太高，不划算	91	11.43	3
D 已经在本地找到了合适的工作	92	11.56	2
E 在本地就业收入高	31	3.89	10
F 回乡创业投资	45	5.65	9
G 在外生活太累太辛苦	89	11.18	4
H 在外受歧视、受欺负	28	3.52	11
I 年龄大了或有伤病	64	8.04	7
J 为了照料家人、结婚或生育抚养孩子	159	19.97	1
K 不喜欢城市生活	8	0.88	12
L 离家近、生活比较舒适	48	6.03	8
M 其他	1	0.13	13
总计	797	100	—

从总体结果看，选项的分布比较分散，最高的一项比例也不超过 20%，反映了当前劳动力回流原因的多元化。在金融危机、产业升级与转移、中西部崛起、新农村建设、新生代劳动力成为转移劳动力主体等多重背景下，劳动力回流逐渐摆脱了“就业难”和“收入低”两大原因的约束，开始显现多元化、复杂化的特点。

从表 2 可以看出，调查样本中有 30% 的劳动力在回流后回归农业生产，居回流劳动力就业方式之首。不能否认，由于农业减税政策、新兴农业在中西部的实施和推进，部分劳动力受此吸引回归农业生产。

表 2　劳动力回流后就业状况

就业状况	人数	百分比(%)	排序
务农	140	30	1
长期工	89	19.1	3
打零工	97	20.8	2
个体经营	57	12.2	4
家务	25	5.4	6
闲在家	26	5.6	5
其他	33	7.1	7
总计	467	100	—

从表 3 可以看出，劳动力回流后的收入整体低于回流前的收入。尤其是在低收入水平上，500 元以下收入水平在回流前的占比为 4.9%，回流后增加到 13.5%；1 000 元以下收入水平在回流前的累计占比为 24.6%，回流后增加到 34%，占比分别增加了个 8.6 和 9.4 个百分点。在 3 000 元以上高收入水平上看，回流前后变化总体不大，3 000~4 000 元收入档次的比例还略有增长。这可能是受人力资本存量较高的劳动力回流较多原因的影响，当然，也不排除是因为这部分样本的数量较小，不具有代表性。

表 3　回流前后的月收入比较

月收入	回流前			回流后		
	人数	占比(%)	累积占比(%)	人数	占比(%)	累积占比(%)
0~500 元	23	4.9	4.9	63	13.5	13.5
501~1 000 元	92	19.7	24.6	96	20.6	34
1 001~2 000 元	205	43.9	68.5	169	36.2	70.2
2 001~3 000 元	81	17.3	85.9	71	15.2	85.4
3 001~4 000 元	35	7.5	93.4	48	10.3	95.7
4 000 元以上	31	6.6	100	20	4.3	100
总计	467	100	-	467	100	-

表 4 列出了已回流劳动力再次外出的意愿分布。数据显示，不想再外出的劳动力占到

近两成,现在就有外出意愿的劳动力占到三成,而处于观望状态的劳动力占到一半。近半数劳动力处于观望状态,对于未来的流动方向不明朗,是因为在目前形势下劳动者对于在不同地区的就业和收入前景无法做出明确判断,从而也进一步说明未来经济形势的走向将直接影响劳动力的流动方向。

表 4　回流劳动力再外出意愿

再次外出意愿	人数	百分比(%)
不想	93	19.9
说不好	233	49.9
想	141	30.2
总计	467	100

为进一步考察已回流劳动力再外出意愿的相关影响因素,以外出意愿为因变量,再分别从个人特征、家庭经济特征、就业经济特征三个角度选取 9 个指标共计 17 个变量作为影响因素进入决策模型。具体见表 5。

表 5　模型的变量解释

变量	变量解释	符号预测
Y	不想外出=0,说不好=1,想外出=2	
X_1	性别,男=1,女=0	+
X_2	户籍,农业户口=1,非农业户口=0	+
X_3	婚姻,已婚=1,未婚=0	−
X_4	21~30 岁,是=1,否=0	−
X_5	31~40 岁,是=1,否=0	−
X_6	41~50 岁,是=1,否=0	−
X_7	51 岁及以上,是=1,否=0	−
X_8	初中/技校,是=1,否=0	+
X_9	高中/中专,是=1,否=0	+
X_{10}	大专,是=1,否=0	+
X_{11}	本科及以上,是=1,否=0	+
X_{12}	家中共同生活的老人数(人)	+ −
X_{13}	子女数(人)	+ −
X_{14}	务农收入是主要收入来源,是=1,否=0	+
X_{15}	其他收入[a]是主要收入来源,是=1,否=0	−
X_{16}	回流后月工资收入低于 1 000 元,是=1,否=0	+
X_{17}	回流后月工资收入高于 3 000 元,是=1,否=0	−

注:a 包括经营性收入、财产性收入、租赁收入和本地长期稳定工作收入等,代表“不论是否有打工收入,家庭收入都是有保障的”。“+”表示因变量与自变量同方向;“−”表示因变量与自变量反方向,“+−”表示回归前无法预测因变量与自变量的关系。

考虑到因变量在意愿程度上的顺序性，选择多元有序 PROBIT 模型来分析这些因素对再外出意愿的影响大小。对于有序响应 PROBIT 模型，使用潜变量法来推导出最大似然估计量。假定潜变量 y_i^* 与解释变量列向量 X_i 之间呈线性关系，其中，X_i 表示第 i 个个体在表 1 中所列示的表示劳动力特征的变量上的取值。

$$y_i^* = X'_i\beta + u_i\ ,\ u_i : N(0,1)\ ,I = 1,\cdots,467$$

β 的符号反映了两个外端状态概率的变化方向，当 $\beta_j > 0$ 时，第 j 个变量 X_j 的赋值越大，潜变量 y^* 的值就越大，劳动力外出的意愿就越大；当 $\beta_j < 0$ 时，第 j 个变量 X_j 的赋值越小，潜变量 y^* 的值就越小，劳动力外出的意愿就越小。

采用 STATA 软件做回归分析，结果如表 6 所示。从结果可以看出：

——X_1 不显著。性别对于已回流劳动力再外出意愿并无显著影响。

——X_2 在 5%水平上显著，系数为正。与非农业户口人口相比，农业户口回流劳动力更倾向于再次外出。

——X_3 在 5%水平上显著，系数为负。与未婚者比较，已婚劳动力的外出意愿明显偏低。

——X_4、X_5、X_6、X_7 在 1% 水平上显著，系数为负。年龄与再外出意愿成负向关系。年龄越大，再外出意愿越弱。

——X_8、X_9、X_{10}、X_{11} 不显著。受教育程度对已回流劳动力再外出意愿没有显著影响。

——X_{12} 在 5%水平上显著，系数为负。说明家中需要赡养的老人越多，已回流劳动力再外出意愿越弱。

——X_{13} 在 1%水平上显著，系数为正。说明子女数越多，经济压力越大，已回流劳动力再外出意愿越强。

——X_{15} 在 5%水平上显著，系数为负。家庭收入保障度越高，已回流劳动力再外出意愿越弱。

——X_{16} 在 1%水平上显著，系数为正。回流后收入越低，劳动力越倾向于再次外出。

表 6　已回流劳动力再外出意愿的 PROBIT 模型估计

变量	系数	标准差
X_1	−0.096	0.112
X_2	0.379**	0.174
X_3	−0.412**	0.185
X_4	−0.798***	0.279
X_5	−0.775***	0.288
X_6	−0.803***	0.295
X_7	−0.983***	0.331

续表

变量	系数	标准差
X_8	0.117	0.159
X_9	-0.115	0.188
X_{10}	0.247	0.243
X_{11}	0.495	0.291
X_{12}	-0.123**	0.058
X_{13}	0.273***	0.084
X_{14}	-0.165	0.135
X_{15}	-0.382**	0.159
X_{16}	0.390***	0.123
X_{17}	0.083	0.169
a_1	-1.383	0.344
a_2	0.093	0.34
似然比卡方统计量	65.03***	
样本数	467	

注：***、**分别表示在1%、5%水平上显著。

3 意义

选择多元有序 PROBIT 模型，建立了转型期的劳动力回流模型，确定了劳动力回流的原因，经济原因仍居首要地位，但家庭及个人因素的影响力呈上升趋势。通过转型期的劳动力回流模型计算得到，已回流劳动力的就业状况并不乐观，六成以上回流劳动力处于失业或半失业状态，回流后的收入整体低于回流前的收入。近半数已回流劳动力对于未来持观望态度，对于是否再次外出意愿不明朗。结合当前宏观经济形势，针对中部地区实际提出如下建议：继续鼓励和引导劳动力向外转移；大力发展地方经济，扩大就地转移劳动力的就业容量；破除城乡分割机制，加速城市化进程。

参考文献

[1] 张益勇，等. 西部地区农村外出劳动力回流：动因及其对策[J]. 统计研究，2007，(12).

[2] 赵宏中，杨晓锋. 金融危机下湖北农村剩余劳动力回流问题研究[J]. 武汉理工大学学报，2010，(2).

[3] 韩淑娟，马瑜. 转型期劳动力回流问题研究——以山西抽样调查为例[J]. 经济问题，2013(5)：61-65.

城乡收入的差距模型

1 背景

伴随着城镇化进入快速发展阶段，中国已经成为城乡收入差距最大的国家之一。针对城镇化、城市偏向对城乡收入差距的影响的研究，了解城镇化对城乡收入差距的作用机制以及城市偏向对城乡收入差距的作用机制十分重要。城镇化的辐射效应会带动周边地区的发展，由此带来农村地区的发展[1]。兀晶和卢海霞[2]以劳动力流动理论为指导，并在此基础上建立模型来具体论述城镇化、城市偏向对城乡居民收入的不同差距的作用机制，引入福利函数研究了城市偏向对城乡收入差距的影响。利用 2000—2011 年间中国 28 个省级面板数据对城镇化、城市偏向影响城乡收入差距的效应进行检验与估计。

2 公式

根据程开明和李金昌[1]的观点，建立了一个以农村和城市经济产出为基础的福利函数，用此函数来说明城市偏向对城乡收入差距的作用机制。

假设农村地区、城镇地区的经济产出分别是政府对农村地区、城镇地区支出的函数，则有：

$$W = W(R,U) = W[R(G_R),U(G_U)] \tag{1}$$

其中，W、R、U 分别表示国民福利、农村经济产出和城镇经济产出，G 表示政府公共支出的份额，G_R表示农村公共支出的份额，G_U 表示城镇公共支出的份额。

在支出预算的约束下，达到国民福利最大化，表示为：

$$\begin{aligned} &\mathrm{Max}W = W(R,U) = W[R(G_R),U(G_U)] \\ &s.t.G_R + G_U = G, G_R > 0, G_U > 0 \end{aligned} \tag{2}$$

达到国民福利最大化的前提是对农村支出增加的边际福利贡献和因为城镇支出减少导致的福利减少相等，即 $\frac{\partial W}{\partial R}\frac{\partial R}{\partial G_R} = \frac{\partial W}{\partial U}\frac{\partial U}{\partial G_U}$。

对式(2) 进行变换，得到：

$$\frac{1}{W}\frac{R}{R}\frac{\partial W}{\partial R}\frac{\partial R}{\partial G_R}\frac{G_R}{G_R} = \frac{1}{W}\frac{U}{U}\frac{\partial W}{\partial U}\frac{\partial U}{\partial G_U}\frac{G_U}{G_U} \tag{3}$$

进一步化简,得到:

$$\frac{G_U}{G_R}=\frac{E_{W,U}\times E_{U,GU}}{E_{W,R}\times E_{R,GR}} \tag{4}$$

其中,$E_{W,U}=\frac{\partial W}{W}/\frac{\partial U}{U}$,表示城镇的产出福利的弹性系数;$E_{U,GU}=\frac{\partial U}{U}/\frac{\partial_{G_U}}{G_U}$,表示城镇的公共支出的产出弹性系数;$E_{W,R}=\frac{\partial W}{W}/\frac{\partial R}{R}$,表示农村的产出福利弹性系数;$E_{R,GR}=\frac{\partial R}{\partial R}/\frac{\partial_{G_R}}{G_R}$,表示农村的公共支出的产出弹性系数。

根据经验测算,可得:

$$\frac{E_{W,U}}{E_{W,R}}=\lambda\frac{U}{R},\lambda>0 \tag{5}$$

将式(5) 带入式(3) 可得:

$$\frac{U}{R}=\frac{1}{\lambda}\frac{G_U}{GR}\frac{E_U,G_U}{E_R,G_R} \tag{6}$$

由式(6) 可以得出,城乡产出比$\left(\frac{U}{R}\right)$与城镇和农村的公共支出比$\left(\frac{G_U}{G_R}\right)$呈正相关关系。城镇的公共支出比和农村的公共支出比这两者共同作用城乡产出比$\left(\frac{U}{R}\right)$。城乡收入差距通过城乡产出比来表示,城镇和农村的公共支出比通过城市偏向来表示,城市偏向主要表现在价格方面和公共支出方面,即从价格政策、投资政策、财政支出政策、金融政策、税收政策等方面,来对城乡收入差距进行作用。

根据上述城镇化、城市偏向对城乡收入差距的作用机制,运用计量的方法对其进行检验。回归模型为:

$$Urruigap_{it}=c+\beta_i Nagripop_{it}+\sum\alpha_j\times D+\mu_{it} \tag{7}$$

其中,下标 i 表示第 i 个省份,样本包括 28 个省、直辖市、自治区(重庆、西藏、海南除外);下标 t 表示第 t 年($t=2000,2001,\cdots,2011$);μ 表示残差项;c 表示截距项;*Urruigap* 表示城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比率;*Nagripop* 表示非农业人口占总人口的比重,用于衡量城镇化水平;β_i 是城镇化变量的系数。D 包括衡量城市偏向的控制变量,由于价格、金融、税收方面数据不易获得,这里选取以下变量进行回归:*Indrate* 表示工业化率,工业化率越高,政府实行城市偏向的政策的可能性越高,推测该变量的系数为正;*Trade* 表示进出口总额占 GDP 的比重,进出口总额用当年的美元与人民币中间价折算;*Urinv* 表示城镇固定资产投资占总投资的比重,预计该变量的系数为正;*Agriexp* 表示农业支出占总财政支出的比重,预计该变量的系数为负;*Govexp* 表示财政支出总额占 GDP 的比重,该变量用于衡量政府对经济活动的干预程度,由于政府的财政支出可能带有城市偏向,

因此该变量的系数估计为正。农业支出与财政支出总额对应财政支出政策的城市偏向。

表 1　城乡收入差距比较

区域	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	样本数
全国	3.11	2.87	6.94	1.89	0.91	28
直辖市	2.30	2.29	2.53	2.09	0.10	3
东部地区	2.73	2.63	3.88	1.89	0.44	8
中部地区	2.83	2.83	3.30	2.07	0.27	9
西部地区	4.12	3.83	6.94	2.85	1.05	8

结果表明,2000—2011 年间全国的城乡收入差距保持在一个很高的水平,为 3.11;其中最大值达到了 6.94,最小值为 1.89,两者相差 5.05。在各个分区中,直辖市的城乡收入差距平均值最小,为 2.30;并且最大值、最小值相差很小,标准差仅为 0.1。由此得知,直辖市因城镇化水平较高,城乡收入差距较低。

表 2　解释变量面板数据的描述性统计指标

	Nagripop	*Indrate*	*Trade*	*Urinv*	*Agriexp*	*Govexp*
平均数	3.113 7	59.855 5	40.549 3	35.825 0	87.508 6	5.933 5
中位数	2.870 0	59.515 0	41.400 0	14.990 0	89.165 0	4.050 0
最大值	6.940 0	92.320 0	59.240 0	185.030 0	99.960 0	18.400 0
最小值	1.890 0	26.780 0	18.760 0	3.740 0	67.390 0	0.620 0
标准差	0.906 7	16.318 4	7.561 6	41.811 7	6.624 4	4.236 4
偏度	1.958 3	−0.033 1	−0.402 6	1.833 0	−0.845 6	0.738 9
峰度	7.438 8	2.048 5	2.862 6	5.604 7	3.474 5	2.254 8
J-B 值	490.597 7	12.735 1	9.341 8	283.140 3	43.191 4	38.347 7
P 值	0.000 0	0.001 7	0.009 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0
观察个数	336	336	336	336	336	336

表 2 对 6 个解释变量的描述性统计指标进行了对比。对于经济发展较好、城镇化和工业化水平较高、开放程度较高的京、津、沪和东部地区而言,各项指标的差异不大,但明显优于西部地区的各项指标。

为了进一步验证结果的稳健性,用城乡居民可支配收入比替换为城乡消费支出比,作为模型估计的因变量衡量城乡收入差距。模型为:

$$Consgap_{it} = c + \beta_1 Nagripop_{it} + \sum \alpha_j * D + \mu_{it} \tag{8}$$

根据式(8) 对面板数据进行了模型估计(见表3)。

表3 模型估计结果

解释变量	固定效应		固定效应		
	全部省份(不含重庆、西藏、海南)		直辖市(京、津、沪)、东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Nagripop	0.000 1 (0.003 7)	0.023 6 (0.048 6)	−0.018 0*** (0.049 3)	−0.231 1*** (0.100 5)	0.153 5** (0.116 5)
Indrate	0.017 4*** (0.004 1)	0.125 3*** (0.040 5)	0.068 2** (0.066 8)	0.086 4** (0.053 6)	0.354 7** (0.110 5)
Trade	0.001 6 (1.009 0)	0.290 1** (0.017 6)	0.095 8*** (0.025 5)	0.037 2*** (0.030 4)	0.042 6* (0.036 1)
Urinv	0.002 3 (0.520 4)	0.083 5 (0.096 3)	0.084 1** (0.090 1)	0.443 0** (0.269 9)	0.431 2** (0.255 3)
Agriexp	−0.018*** (0.006 6)	−0.024 0*** (0.008 6)	−0.028 3*** (0.011 4)	−0.022 8*** (0.012 3)	−0.010 4*** (0.020 7)
Govexp	0.010 0* (1.857)	0.042 3* (0.030 7)	0.015 7* (0.039 9)	0.041 4** (0.058 6)	0.072 6** (0.061 3)
常数项	2.214 0 (0.422 1)	0.162 6 0.453 1	0.532 0 0.486 7	1.755 0 1.059 8	−0.892 4 (1.274 9)
R^2	0.918 9	0.934 3	0.915 7	0.690 4	0.882 0
Adj R^2	0.910 1	0.927 1	0.903 9	0.643 8	0.863 3
F 值	103.759 3	130.077 4	78.078 1	14.816 6	47.182 9
观察值	336	336	132	108	96
组数	28	28	11	9	8

注：括号部分为变量对应的标准差，* 表示 10% 水平下的显著性；* * 为 5%水平下的显著性；* * * 为 1%水平下的显著性。下同。

表3中，估计结果(1) 列中，仅工业化水平和农业财政支出占比对城乡收入差距的影响是显著的，其他都没有通过统计检验，存在这一现象的原因可能是上述变量中的大小相差较大。将变量进行对数化之后的回归结果如估计结果(2)列，可以看出，对数化后的结果显著性增强了，并且可决系数也变大了，说明对数化使得模型估计结果更加可靠了。工业化率对城乡收入差距的扩大效应非常显著，另外，对外开放的程度、城镇固定资产投资占比和政府对经济的干预都表现出扩大城乡收入差距的作用。农业支出的占比与前面的预测结果相似。城镇化与城乡收入差距是呈正相关的，但是影响不显著，产生这种结果的原因可

能是样本选取的时间跨度太小,然而数据收集的限制导致无法在这方面进行改进。经济发展较好的直辖市和东部地区可以看作中部地区未来可能达到的发展水平,而经济发展较为落后的西部地区又可以看作过去已经经历过的发展水平,对四个分区的系数分别进行估计,选择各分区中显著性最好的省份作为代表该区的回归结果,由此希望能够弥补因数据收集缺陷而带来的对模型估计的不可靠性,估计结果为表 3 中(3)~(5)列。在经济发展较好的东、中部地区城镇化可以缩小城乡收入差距,而在西部经济不太发达的地区,城镇化正处于高速发展的时候,城镇化与城乡收入差距这二者的发展呈正相关关系。

直接用对数化处理后的数据进行模型回归,回归结果见表 4,替换因变量后,结果与前文的检验结果基本保持一致。

表 4　稳健性检验结果

因变量为城乡消费支出比				
解释变量	全部省份 (不含重庆、西藏、海南)	直辖市(京、津、沪)、 东部地区	中部地区	西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nagripop	0.011 2 (0.023 1)	−0.045 0*** (0.032 2)	−0.138 9*** (0.017 8)	0.201 3** (0.058 9)
Indrate	0.121 9** (0.187 7)	0.054 6* (0.046 3)	0.079 1** (0.042 1)	0.408 9** (0.157 4)
Trade	0.192 2* (0.187 9)	0.087 9*** (0.031 1)	0.020 8** (0.039 9)	0.067 8 (0.692 9)
Urinv	0.042 8 (0.182 7)	0.079 1** (0.024 1)	0.501 2* (0.198 2)	0.418 9** (0.208 9)
Agriexp	−0.128 9* (0.001 0)	−0.027 8** (0.011 2)	−0.014 9** (0.018 9)	−0.018 9*** (0.021 2)
Govexp	0.008 9* (0.012 7)	0.015 9* (0.031 0)	0.052 3** (0.049 8)	0.089 2** (0.011 3)
常数项	0.118 9 0.169 2	0.112 9 0.594 2	2.635 0 0.057 8	−0.762 2 (0.278 4)
R^2	0.802 4	0.829 3	0.770 4	0.862 0
Adj R^2	0.791 1	0.810 7	0.763 8	0.841 1
F 值	112.076 2	88.157 3	33.977 2	65.199 0
观察值	336	132	108	96
组数	28	11	9	8

在东部、中部地区,城乡消费支出比与城镇化呈负相关关系,而在西部地区,符号相反;在三大分区,工业化会带来城乡差距的扩大;开放程度在东、中部地区的影响与前面保持一致,但在西部地区,开放程度对城乡差距的影响不显著;固定资产投资、农业支出、财政支出也与前面的结论保持一致,只是显著性有所下降。此外,与以城乡可支配收入比为因变量相比,以城乡消费支出比为因变量回归得到的可决系数相对较小。

3 意义

建立农村和城市经济产出为基础的福利函数,用此函数来说明城市偏向对城乡收入差距的作用机制。根据城镇化、城市偏向对城乡收入差距的作用机制,建立了城乡收入的差距模型。通过该模型,计算结果表明东、中部地区城镇化率与城乡收入差距呈负相关关系,西部地区两者呈正相关关系。加强对农村教育、公共设施等方面的投资、促进农产品出口、政府引导社会资本投资农村建设等可以缩小城乡收入差距。此模型为促进我国城镇化发展,缩小城乡差距提供有益的参考。

参考文献

[1] 程开明, 李金昌. 城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (7): 116-125.

[2] 兀晶, 卢海霞. 城镇化、城市偏向对城乡收入差距的影响——基于中国 28 个省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题, 2013, (6): 29-33.

财政支出的空间模型

1 背景

政府财政支出一定程度体现了政府职能的转变。基于相应价格指数调整后的三类地方财政实际支出具有明显的时空变迁规律。具体而言,“服务型为主、投资型增加”的特征普遍存在;区域间财政实际支出能力不断平衡;服务型与投资型实际支出形成了高聚集区,消费型实际支出聚集效应不明显。针对地方政府财政实际支出的空间不均衡性的研究,了解东、中、西、东北部四个区域的变异系数十分重要。柒江艺和阳立高[1]用 31 个省份的变异系数来考察地方政府财政实际支出的空间不均衡性。

2 公式

2007—2013 年间,东、中、西、东北部四个区域平均的消费型、服务型及投资型实际支出均与其经济发展水平相匹配,经济水平较高区域一般具有更强的财力与实力,能够支撑较高水平的财政支出,但这种区域差异不断缩小。在此使用 31 个省份的变异系数来考察地方政府财政实际支出的空间不均衡性,具体公式为:

$$CV_f = \frac{1}{\bar{X}_f}\left[\left(n\sum_{i=1}^{n} X_{if} - \bar{X}_f\right)^2\right]^{1/2} \quad i = 1,2,\cdots,31 \tag{1}$$

其中,CV_f指各类财政实际支出的变异系数,其中 f 可代表消费型实际支出、服务型实际支出和投资型实际支出。$\bar{X}_f$ 为对应类别实际支出的平均值,X_{if}为各省份(或四大区域) 对应类别的实际支出,n 为区域个数。

表 1 2007—2013 年三类财政实际支出的变异系数

	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年
消费型实际支出	0.592 4	0.581 6	0.558 1	0.572 2	0.562 4	0.537 3	0.521 4
服务型实际支出	0.499 7	0.481 2	0.456 5	0.469 5	0.470 7	0.471 6	0.471 0
投资型实际支出	0.555 7	0.514 9	0.509 6	0.508 0	0.466 0	0.457 3	0.450

从表 1 可以看出,地方政府财政实际支出还是存在区域差异的,但整体而言,其变异系

数在不断变小。[2]

3 意义

在此建立了财政支出的空间模型,计算得到各类财政实际支出的变异系数,用 31 个省份的变异系数来考察地方政府财政实际支出的空间不均衡性。通过该模型的计算结果表明,地方政府财政实际支出还是存在区域差异的,但整体而言,其变异系数在不断变小。初始年份区域差异较大的消费型与投资型实际支出,随着时间的变迁,区域间的支出能力表现出不断收敛的趋势,区域差异不断减少。服务型实际支出的收敛趋势在 2009 年后被打破,其变异系数增大的速度相对缓慢,2013 年仍低于 2008 年的区域差异水平。基本上可以说,近几年我国地方政府财政实际支出能力不断向均衡化发展,这为研究地方政府实际支出行为的时空结构特征提供了参考。

参考文献

[1] 柒江艺, 阳立高. 地方政府实际支出的时空结构分异性研究[J]. 经济问题, 2013, (6): 39-42.

[2] 贾俊雪, 余芽芳, 刘静. 地方政府支出规模、支出结构与区域经济收敛[J]. 中国人民大学学报, 2011, (3): 104-112.

企业节能的博弈模型

1 背景

伴随着丰厚经济收益的同时，企业所造成的能源浪费和环境污染问题也越来越严重。现将政府、高校、科研机构、企业纳入到节能行为的利益相关者中，加大四方之间的合作关系与联系是企业节能的新趋势。朱智洺等[1]分析了在企业节能过程中政府效用与企业节能收益的关系。陈忠全和赵新良[2]发掘在节能减排工作中上级政府与下级政府、地方政府与企业以及企业之间的工作规律。吕荣胜等[3]以企业节能作为背景，从“官学研产”合作这个视角出发，建立“官学研产”参与企业节能的通用模式，并对其利用博弈分析的机制设计方法进行深入分析。

2 公式

在政府、高校、科研机构、企业合作节能的过程中，主要涉及的是两两互动。在四方相互沟通参与以企业为主体的节能行为中，其余三方与企业的博弈成为了决定企业节能成效的关键。校企的能源信息合作、研企的节能技术合作以及政企的节能奖惩控制是四方参与节能的重要环节。因此运用博弈分析法，从这三个阶段对四方节能的行为来探讨合作机制是十分有意义的。

2.1 科研机构与企业的节能技术合作博弈

以下运用博弈模型对科研机构和企业合作节能效果构建分析模型，并对参数说明如下。

(1)双方进行节能技术的合作创新时，企业对技术研发投入进行补贴，补贴系数为 m，即企业的投入为科研机构节能技术创新总投入的 mX。

(2)F 表示节能技术使用后企业的节能成效，是关于研发总投入 X 的函数。F 是关于 X 的增函数，研发总投入越大，节能技术水平越高，节能成效也越大。但随着研发总投入的增加，节能技术水平的提高有限，因此节能成效的增加也是有限的，即 $\partial F/\partial X > 0$，$\partial^2 F/\partial X^2 < 0$。假设节能技术的研发费用与节能成效的函数关系为 $F(x) = bX^c$，其中 $0<b<1$，表示节能成效与节能技术研发费用投入的特定比例；$0<c<1$，表示投入的节能技术研发费用与节能成效的影响因子。

(3)R 表示在节能技术合作后,节能带来的收益。$R = eF$,其中 $e>0$,表示节能收益与节能成效的特定比例。在节能技术合作创新后,企业与科研机构的收益分别按 α 和 $1-\alpha$ 的比例进行分成($0<\alpha<1$)。设企业的净收益为 π_A ,科研机构的净收益为 π_B , π_{A+B} 为研企技术合作后的总收益。在对参数的设定和依据进行说明后,下一步分别对节能技术的合作创新方式下企业与科研机构的利益问题进行探讨。

企业的净收益为:

$$\pi_A = \text{收益} - \text{投入} = \alpha \cdot e \cdot bX^c - mX \tag{1}$$

将企业净收益最大化的条件代入式(1) 得:

$$\pi_A = \alpha \cdot e \cdot b \cdot (1-c) \cdot \left(\frac{\alpha \cdot e \cdot b \cdot c}{m}\right)^{\frac{c}{1-c}} \tag{2}$$

对式(2) 进行参数分析,发现企业在节能技术合作创新中得到的净收益与企业节能收益的分配比 α 正相关。进一步发现企业在节能技术合作创新中得到的净收益与节能技术研发的投入补贴系数 m 负相关。这说明了若企业加大对研发费用的补贴比率,会激发技术合作过程中技术水平创新的动力和技术开发人员的研发积极性,使得节能成效大大提高,以较少的科研投入换取较高的科研技术水平,但这对企业而言,加大对研发的补贴会增加企业的投入成本,从而减少企业的净节能利益。

下面判断科研机构节能技术合作后净收益最大的情况。同理,科研机构的净收益为:

$$\pi_B = \text{收益} - \text{投入} = (1-\alpha) \cdot e \cdot bX^c - X \tag{3}$$

将科研机构净收益最大化的条件代入式(3),表示为:

$$\pi_B = (1-\alpha) \cdot (1-c)e \cdot b\left[(1-\alpha) \cdot e \cdot b \cdot c\right]^{\frac{c}{1-c}} \tag{4}$$

对式(4) 进行参数分析,发现科研机构在节能技术合作创新中得到的净收益与企业在节能效益中的分配比率负相关。假若企业要分配的最终利益比率越大,则对于科研机构而言其对节能技术的研发投入积极性不高,科研机构的研发投入会减少,从而较少的投入换来节能效益的减少,因此科研机构在节能技术合作创新中得到的净收益也减少。因此,在科研机构参与节能技术共同研发时,其最优决策是尽量使企业减少其对节能效益的分配率。

以上是企业和科研机构基于各自的净利益最大化的策略选择,下面再考虑总的节能效益最大化时的情况:

$$\pi_{A+B} = e \cdot bX^c - (1+m) \cdot X \tag{5}$$

将节能社会总效益最大化的条件代入式(5),表示为:

$$\pi_{A+B} = e \cdot b \cdot (1-c) \cdot \left(\frac{e \cdot b \cdot c}{1+m}\right)^{\frac{c}{1-c}} \tag{6}$$

其中, π_{A+B} 为科研机构和企业在节能技术合作研发创新后获得的总效益。

比较 $\pi_A + \pi_B$ 与 π_{A+B} 的大小得知: $\pi_A + \pi_B > \pi_{A+B}$ 。

这说明研企双方在进行合作节能技术创新后，各自产生的利益之和大于双方的利益和，即节能技术的合作创新产生了 1 +1 >2 的合作效益，因此，从科研机构和企业来说，不断加强双方的节能技术合作是研企达到自身节能利益最大化的不二选择。

2.2 企业与高校的能源信息合作博弈

首先对模型中涉及到的参数进行说明：

(1)假设高校在对企业的节能数据情况进行统计时，企业对高校进行报假后获得的利益为 E_1，而进行合法真实上报后企业获得的收益为 E_0，$E_1 > E_0$，也就是企业虚假上报后获得的效益大于合法真实上报后的效益，这是企业进行报假的动力所在。

(2)企业对自身的节能、用能情况报假后被严格审查后发现所受到的罚款、社会舆论谴责、丧失名誉以及再重新上报等一系列的损失为 U。

(3)高校对企业上报的节能数据进行严格审查需花费的人力等各种成本为 C。

(4)高校若使用企业上报的不准确的数据进行整理运用造成了整个四方合作节能的损失，则高校需要承担的部分为 L。

(5)高校在节能工作中提供的有关企业节能用能数据准确且有实际价值时可获得的收益为 a。

(6)企业对节能用能数据报真的概率为 p，则报假的概率为$(1-p)$。

(7)高校对企业上报的节能用能数据严审的概率为 q，则不严审而直接接受利用的概率为$(1-q)$。

表 1 校企节能数据审查博弈效益

	报真 p	报假$(1-p)$
严审 q	$(a-C,E_0)$	$(a-C,E_1-U)$
不严审$(1-q)$	(a,E_0)	$(-L,E_1)$

下面分析在上述条件下的混合策略纳什均衡，用均衡法来分析，设高校的效益为 π_A，企业的效益为 π_B，则有：

$$\pi_A = [(a-C)\cdot p + (a-C)\cdot(1-p)]\cdot q + [a\cdot p + (-L)\cdot(1-p)](1-q) \quad (7)$$

$$\pi_B = [E_0\cdot q + E_0(1-q)]\cdot p + [(E_1-U)\cdot q + E_1(1-q)]\cdot(1-p) \quad (8)$$

求得混合策略纳什均衡为：

$$p^* = 1 - \frac{C}{a+L}, q^* = \frac{E_1 - E_0}{U} \quad (9)$$

在现实情况中，政府最希望的是企业能够实事求是，增加企业对节能数据报真的概率，在企业形成良好的企业道德后，高校便可以降低对企业上报节能用能数据的审查力度。根据式(9) 得出的混合策略的纳什均衡，通过影响关键参数便可以达到所期望的效果。

2.3 政府与企业有关节能奖惩控制的合作博弈

对于政府和企业在节能合作过程中的矛盾和冲突,运用博弈论的方法将达到帕累托最优结果的一些相关参数从企业和政府两方面进行调节,有助于提高双方在节能合作过程中的效率。

在这个博弈模型中,博弈的双方是政府和企业,对于企业的努力产出函数从已有文献中得知:假设 T 为企业的一个一维努力变量,$\theta \sim N(0,\sigma^2)$。定义 $f(x)$ 为产出函数,有 $f(x)=Tx+\theta$,其中 x 为影响企业经济效益的因子。由此构建出政府与企业在节能工作中的奖惩控制博弈模型。

(1)设 A 是企业由于其节能努力而带来的影响企业经济效益的因子($A>0$)。可得企业节能的经济效益函数为 $f(A)=TA+\theta$。

(2)设 D 是企业在进行节能工作后由于其付出了节能努力而带来的影响社会效益的因子($D>0$),即包括企业节能后带来的社会声誉、对整个社会能源节约带来的利益、公众对政府的信任等一系列社会利益。可得企业节能的社会效益的函数为 $F(D)=TD+\theta$。

一般情况下,政府规定一个企业节能应达到一个怎样理想的节能效果,将该标准效果表示为 Q。用 β 表示政府对企业节能的奖惩因子($0\leqslant\beta\leqslant1$),则政府对企业的奖惩函数可以表示为 $R[f(D)]=\beta(TD+\theta-Q)$。其中,若企业实施节能的效果经检测后高于政府制定的标准效果,则 $R[f(D)]$ 为正,表示政府对企业实施奖励;若企业实施节能的效果低于政府制定的效果标准,则 $R[f(D)]$ 为负,表示政府对企业进行惩罚;若企业实施节能的效果等于政府制定的效果标准,则 $R[f(D)]$ 为零,表示政府对企业不实施任何惩罚与奖励。此时得到政府的期望效用为:

$$E_G=(1-\beta)TD+\beta Q \tag{10}$$

(3)假设企业的节能成本函数为 $C(T)=\frac{1}{2}hT^2$,其中 h 是企业节能的成本系数,$h>0$。

在式(10)基础上认为企业的节能效益函数为 $b=f(A)+R[f(D)]$,表示企业的节能效益等于企业节能给自身带来的经济效益和奖惩之和,也可表示为 $b=R[f(D)]+ky$,其中 ky 表示企业节能获得的溢出性收益,比如公众对企业的好感度增加而引起的企业经济收益的增加或者由于企业节能引起的能源消费的减少等,y 为企业每付出一单位节能努力所获得的溢出性收益。由溢出效应的解释可以看出,$ky=f(A)$,显然企业不节能时 $ky\approx0$。

(4)政府是风险中性的,企业是风险规避的。企业的高风险规避系数为常数,效用函数为 $\mu=-e^{-\rho w}$,其中 ρ 是绝对风险规避程度,w 为企业的实际收益。

在进行深一层次的讨论时,我们认为政府在对企业的节能行为实行奖惩控制的过程中会面临来自政府本身的两个约束:一个是激励相容约束(IC),是指政府不能观测到企业的行动,在任何惩罚和激励下,企业出于“经济人”的假设总会选择使自己期望效用最大化的行动。因此政府所期望的任何效果都只能通过企业在自身效用最大化的情况下实现。另一

个是参与约束(IR),是指如果让企业选择政府所期望的情况行动,企业所得到的期望效用必不小于其在不采取此行动时得到的最大期望保留效用,即企业按照政府所希望的标准完成节能任务时获得的收益是不小于不完成节能标准的收益。

因此在上述四个条件下政府对企业节能行为实施奖惩控制的模型可以表述为:

$$\max E_G = (1-\beta)TD + \beta Q \tag{11}$$

约束条件为:

$$\max N(b-c) \quad (IC)$$

$$N(b-c) \geqslant \bar{\omega} \quad (IR)$$

其中,$\bar{\omega}$ 为企业的节能保留效用,即企业支付节能成本后所带来的收益的最高值。企业的实际收入为 $w = \beta(TD + \theta - Q) + ky - \frac{1}{2}hT^2$。

企业的确定性等价收入为:

$$E_w - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 = \beta TD - \beta Q + ky - \frac{1}{2}hT^2 - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 \tag{12}$$

其中,$\frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2$ 是企业的节能风险成本,当 $\beta = 0$ 时,风险成本为 0。

由 IC 约束可知,企业选择最优节能努力变量 T 使其节能收益最大化的条件为 $\partial E_w / \partial T = 0$,带入 $\max E_G$ 有:

$$\max E_G = (1-\beta)TD + \beta Q$$

约束条件为:

$$T = \frac{\beta D + y}{h} \quad (IC)$$

$$E_w - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 \geqslant \bar{\omega} \quad (IR)$$

代入目标函数即可得到:

$$\max_{\beta} \frac{\beta D^2}{h} + \frac{yD}{h} + \frac{y^2}{2h} - \frac{\beta^2 D^2}{2h} - \frac{1}{2}\rho\beta^2\sigma^2 - \bar{\omega}$$

求解该式的一阶条件为:

$$\frac{D^2}{h} - \frac{D^2\beta}{h} - \rho\sigma^2\beta = 0$$

解得:

$$\beta = \frac{D^2}{D^2 + \rho\sigma^2 h} > 0$$

对影响β的各变量分别进行说明：

影响参数D的偏导情况为$\partial\beta/\partial D > 0$,说明与企业在进行节能工作后由于其付出了节能努力而带来的影响社会效益的因子与政府的奖惩因子是正相关的。从这个方面来说,企业要想更多地获取政府对节能效果的奖励,就应该对节能工作付出更多的努力；同样也说明了企业提高其对节能工作的努力程度会增加政府对企业的奖励意愿。

影响参数ρ的偏导情况为$\partial\beta/\partial\rho < 0$,说明企业的节能的绝对风险规避程度与政府的奖惩因子是负相关的。

影响参数σ^2的偏导情况为$\partial\beta/\partial\sigma^2 < 0$,说明企业节能随机因素的方差与政府的奖惩因子负相关。

影响参数h的偏导情况为$\partial\beta/\partial h < 0$,说明企业节能的成本系数与政府的奖惩因子负相关。

将y与β代入T中得到企业节能的努力变量为：

$$T = \frac{D^3}{D^2 + \rho\sigma^2 h} + \frac{\theta}{kh - A}$$

对关键影响参数进行分析：

若$\partial T/\partial D > 0$,表示企业节能带来的社会效益与企业节能的努力水平正相关,即企业节能后产生的社会效益越大,企业越愿意付出节能努力。

若$\partial T/\partial h < 0$,表示企业节能成本系数与企业节能努力水平负相关,即企业付出同等节能努力下带来的成本消耗越大,企业愿意付出的节能努力程度越小。

若$\partial T/\partial A > 0$,表示企业节能经济效益与企业节能的努力水平正相关,即企业节能对自身带来的经济效益越大,企业越愿意付出多的节能努力。

若$\partial T/\partial\rho < 0$,表示企业的节能的绝对风险规避程度与企业节能努力水平负相关,即企业越是不愿承担节能活动所带来风险,则其对节能付出的努力程度也越低。

3 意义

利用博弈分析的机制设计方法,建立了企业节能的博弈模型。基于三阶段的四方参与企业节能的合作博弈,通过该模型的计算可得,在四方节能合作的过程中,只要“合作”,必将涉及合作方的冲突与利益,尤其是在企业节能这个特殊的合作背景下,由于节能所带来的效用是非物质性的,这便加剧了四方在节能合作过程中的冲突与利益的不可衡量性。根据现实的企业节能情况和政府、高校、科研机构的不同需求,建立“官学研产”四方合作的节能系统具有显著的现实意义和理论意义。依据博弈平衡下的影响参数进行变量发掘和控制,协助各方根据关键因子进行合作节能行为的调整,将企业节能工作真正落到实处。

参考文献

[1] 朱智洺，沈天苗，何水雁. 碳排放、贸易结构与产业结构研究综述[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版)，2013，(2)：63-66.

[2] 陈忠全，赵新良. 节能减排过程的博弈分析[J]. 中国地质大学学报(社会科学版)，2009，(1)：54-58.

[3] 吕荣胜，王春晖，洪帅. 官学研产合作视角下企业参与节能的博弈研究[J]. 经济问题，2013，(6)：43-49.

资产管理的评价模型

1 背景

在行政事业单位中，对资产进行管理的难度和责任越来越大，如何科学有效地分配和使用资产将成为资产管理的重点。Graham 和 Harvey[1]从资产管理的经济效益、过程效率和社会影响 3 个角度出发，构建评价指标体系，并且细化了评价指标。王志刚和乔梁[2]在总结国内外现有资产管理绩效评价相关研究的基础上，分析、挖掘中国行政事业单位资产结构特点，提炼相应的评价指标体系，利用关联分析，对指标体系进行约简，并选取北京市 438 家行政事业单位作为样本集，对支持向量机模型进行训练和检验，最终构建了有效评价模型。

2 公式

以支持向量机模型为基础，针对资产管理过程中存在的问题，通过模型学习的方法，构建了资产管理绩效评价模型。

2.1 二分类支持向量机模型

二分类支持向量机的基本思想是在高维空间内构建一个分类面，将所有的样本分割在两侧，从而实现对样本的分类。

假设 z 是一个样本集合，则 $z=\{z_i=(x_i,y_i),i=1,\cdots,l\}$，其中，$x_i=(x_i^{(1)},\cdots,x_i^{(n)})\in R^n$ 是输入向量，表示不同样本各个指标输入的具体量；$y_i\in\{-1,+1\},i=1,\cdots,l$，则表示每个样本输出的结果，其不同的值表示样本 z 不同种类的归属。设分类面方程为 $\omega^T x+b=0$，则两类样本分开如下：

$$\omega^T x+b\geqslant 1,\text{若 } y_i=1 \tag{1}$$

$$\omega^T x+b<1,\text{若 } y_i=-1 \tag{2}$$

式(1) 和式(2) 合并可得到：

$$y_i(\omega^T+b)\geqslant 1,i=1,\cdots,l \tag{3}$$

在实际的研究过程当中，问题大多相对复杂，其样本集合往往都是非线性的，线性样本较少，因此为了能够使得所构造的模型符合实际，需要引入非线性函数 $\varphi(*):R_n\rightarrow R_d$，该函数的作用是通过映射将低维的非线性样本映射到高维的空间中，使其成为线性可分的问

题,通过该映射,式(3) 转化为如下公式:

$$y_i[\omega^T\varphi(x_i) + b] \geqslant 1, i = 1, \cdots, l \tag{4}$$

观察式(4),两个平行的边界超平面 $[\omega^T\varphi(x_i) + b = \pm 1]$ 分别位于分割超平面 ($[\omega^T\varphi(x_i) + b] = 0$) 的两侧,容易推导出二者之间的距离为 $\frac{2}{\| \omega \|^2}$。为了寻求分类效果最优,必须使得分类间隔 $\frac{2}{\| \omega \|^2}$ 最大,也即其倒数 $\frac{1}{2}\| \omega \|^2$ 最小。

然而,即使在映射后的高维空间当中,也可能由于存在奇异样本点(噪音点),使得样本仍然难以线性可分,或者"因小失大",影响整体的分类精度。为了降低此类奇异样本点的影响,所以考虑将非负松弛项 ξ_i 加入约束条件中。此时,求解最优超平面的问题可以表述为如下优化模型:

$$\begin{gathered} \min \frac{1}{2}\| \omega \|^2 + C\sum_{i=1}^{l}\xi_i \\ s.t. y_i[\omega^T\varphi(x_i) + b] \geqslant 1 - \xi_i \\ \xi_i \geqslant 0, i = 1, 2, \cdots, l \end{gathered} \tag{5}$$

其中, $\sum_{i=1}^{l}\xi_i$ 是样本分类误差和,参数 C 是分类误差对目标函数负面影响的惩罚系数。对该优化问题进行求解,就可以获得分类器对应的判别函数:

$$f(x) = sign\left\{ \sum_{i=1}^{l}\alpha_i y_i[\varphi(x_i)^T\varphi(x_i)] + b \right\} \tag{6}$$

其中, $\varphi(x_i)^T\varphi(x_i)$ 是判别函数在映射后的高维空间进行内积运算,如果映射后获得的 $\varphi(x_i)$ 维度过高便可能导致计算量巨大,甚至是"维数灾难"。因此考虑通过引入满足 Mercer 条件的核函数 $K(x_i, x_j)$ 简化运算,以避免这一问题:

$$K(x_i, x_j) = \varphi(x_i)^T\varphi(x_i) \tag{7}$$

2.2 多分类支持向量机模型

一对多评价模型的基本思想是,将一对多的问题转化为多个一对一的问题。假设需要研究的是 k 分类问题,那么就可以将 k 分类问题转化为 k 个二分类问题,即构造 k 个二分类器,对于每一个二分类器而言,都可以将样本分为两类,将所有的二分类器都进行学习后,就实现了构建 k 分类模型,当外部有新的样本输入时,通过分类其结果最接近于第 j 类,该样本的判别结果就是第 j 类样本。

最终,该多分类问题转化为求解如下优化问题:

$$\min \sum_{i=1}^{n} L(y_i)[f(x_i) - v_i] + \frac{1}{2}\lambda\sum_{j=1}^{k}\| h_j \|_k^2 \tag{8}$$

其中,向量 $v_i \in R^k$ 表示分类结果,如果样本 x_i 属于 j 类,则向量 v_i 的第 j 个元素为 1,其他元

素为 $-\frac{1}{k-1}$；且映射 $L(y_i)$ 是第 j 个元素为 0、其他元素为 1 的向量，满足约束条件 $\sum_{j=1}^{k} f_j(x) = 0$，使得该约束成为零和约束。

根据表示定理，在零和约束 $\sum_{j=1}^{k} f_j(x) = 0$ 时，优化问题(8) 的最优解为：

$$f_j(x) = b_j + \sum_{i=1}^{n} c_{i,j} K(x_i, x_i) \quad (j = 1,2,\cdots,k) \tag{9}$$

2.3 行政事业单位资产管理绩效评价初始指标集选择

在此从投入、运营、结果、效率 4 个维度构建资产管理绩效评价的指标体系，共包括 23 个指标，具体如表 1 所示。

表 1 行政事业单位国有资产管理绩效评价指标体系

指标	明细指标		
资产管理投入	人均资产总额每平方米房屋使用经费 资产专职管理人员资格证持有率	人均资产净额 车辆保养维护经费	人均固定资产总额 资产专职管理人员数
	资产账目设置齐全度	资产安全完整率	固定资产年均盘点次数
资产管理结果	人均房屋建筑物面积财产完好率 经营性资产占总资产比率	人均交通工具拥有量 资产账外资产比率 顾客满意率	资产盘亏率 资产毁损率
资产运行效率	资产利用率 坏账损失率	资产更新率 经营性资产回报率	应收账款率

2.4 评价指标的约简

在此采用关联性分析的方法，约简指标体系。关联性分析的基本思想是保持各个指标之间的关联度最小，而将关联度较高的指标进行聚合，从而降低指标体系的维度。约简指标体系其基本思想与极大不相关的思想类似，因此在此采用的是极大不相关原则下的关联性分析约简方法。具体的约简过程如下：

假设存在两个已知向量 $X = \{x_1, x_2, \cdots, x_n\}$ 和 $Y = \{y_1, y_2, \cdots, y_n\}$，与二维相关系数概念类似，定义二者之间的相关性系数为：

$$R_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\left(\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 \right)^{1/2}} \tag{10}$$

其中，$\bar{x}$ 和 $\bar{y}$ 为向量 X 和向量 Y 的平均值。

从 R_{xy} 的公式可以看出，这一指标表现的是两个向量之间的相关性。利用这一指标，能

够判断两个指标的相关程度，从而确定能否用一个指标来代替另一个指标，即实现指标约简。

一般的，给出一组向量 $X = \{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$，$X_i = \{x_1, x_2, \cdots, x_n\}$ $(i = 1, 2, \cdots, m)$，如果 X_1 与其他向量都是线性独立的，那么 X_1 无法由其他向量表示。对评价指标体系来说，各个指标之间的耦合程度需要最小，每个指标能够描述的特征越大越好，这类似于极大不相关思想。

向量 X 中一个向量 X_i 与其他任意向量 $X_j (j = 1, 2, \cdots, m, j \neq i)$ 的最大线性相关程度，称为该向量与其他向量之间的复相关系数，记为 $Cov_{Xi} \mid X_1, \cdots, X_{i-1}, X_{i+1}, \cdots, X_m \mid$。简记为 Cov_i，满足的方程为：

$$Cov_i^2 = r_i^T R_{-i}^{-1} r_i \tag{11}$$

其中，r_i、R_{-i} 由 R 经过置换获得。

若 $Cov_j^2 = \max(Cov_1^2, Cov_2, \cdots Cov_m^2)$，即某一个指标与其他指标之间的关联程度最大，且当该指标与其他指标之间的复相关系数能够满足一定条件时，便可以将该指标进行约简，得到简化的指标体系，约简条件为：

$$Cov_1 / Cov_0 < \alpha \tag{12}$$

其中，Cov_0 指该指标约简前样本集中的样本数量，Cov_1 是进行约简后引入的不相容的样本数量，α 为阀值，在此取 α 值为 0.05.

利用基于极大不相关方法的关联性分析，对表 1 中的 21 个指标进行约简，得出的约简指标体系包括以下 9 个指标：人均资产总额、资产专职管理人员数、固定资产年均盘点次数、资产安全完整率、人均房屋建筑物面积、资产盘亏率、顾客满意率、资产利用率、应收账款率。

2.5 样本来源及处理

采集的样本来自于北京市不同的行政事业单位，由于单位的规模、资产管理水平等存在较大差异，因此各个样本之间的差距较为明显，若直接利用样本对支持向量机进行学习，很有可能导致部分样本点失效，大大降低预测的精确度。因此，将所有样本点进行统一的标准化处理，缩小各个样本之间的差距，削弱样本之间的覆盖作用，进而提高预测的精度。标准化的方法如下：

$$\bar{x}_{ij} = \frac{x_{ij} - meanx_{ij}}{stdx_{ij}} \tag{13}$$

2.6 支持向量机模型训练

取得标准化的样本后，首先需要利用训练样本集对支持向量机模型进行学习，构建支持向量机判别模型，再利用测试样本集对支持向量机模型的判别精度进行分析。

在此选取高斯函数作为模型的核函数，函数定义如下：

$$K(x_i, x_j) = \exp\left\{-\frac{\mid x_i - x_j \mid^2}{\sigma^2}\right\} \tag{14}$$

通过网络搜索法来确定高斯函数中的各个变量的值,需要确定的参数有 C 和 σ^2,不同的参数选择可能会对预测精度造成一定的影响。对于参数 C,采用{ $2^0,2^1,\cdots,2^5$ } 的搜索范围;对于参数 σ^2采用{ $2^{-5},2^{-4},\cdots,2^0$ } 的搜索范围,这样两个参数共计可以形成 36 对参数对,对于每一个参数对,在此均通过交叉验证的方法计算判别精度,选取最优判别精度的参数对加以使用,从而提高模型的判别精度。

2.7 评价精度分析

将支持向量机模型(SVM)、BP—人工神经网络模型和多元回归分析模型(MRA) 3 类模型的拟合公式、相对误差、计算速度、预测量与其自身的亲密程度进行对比研究,得到的结果如表 2 所示。

表 2 支持向量机与人工神经网络、多元回归分析的比较

分类模型	拟合公式	平均相对误差的绝对值(%)	计算速度(计算机)	预测量与其相关参数的亲密程度	模型评价
SVM	非线性,显式	0	快	计算不出	优秀
BP—人工神经网络	非线性,隐式	5.19	慢	计算不出	良好
MRA	线性,显式	27.98	快	可以得出	一般

从表 2 可以看出,比较 3 种评价模型,支持向量机在预测精度和计算速度上表现得最为优秀,证明在多维非线性问题的判别分析上,支持向量机模型(SVM) 拥有较明显的优势。多元回归分析方法(MRA) 能够准确表述出预测量与相关变量之间的亲密程度,可以作为支持向量机的辅助手段,用于研究预测量对各相关变量的敏感性。

表 3 不同参数组合下模型的预测精度(%)

参数 C	参数 σ^2					
	2^0	2^{-1}	2^{-2}	2^{-3}	2^{-4}	2^{-5}
2^0	86.47	88.58	86.28	87.69	88.48	88.85
2^1	86.85	86.99	87.63	86.69	87.60	86.31
2^2	88.32	86.89	88.17	86.15	87.56	88.47
2^3	87.51	88.79	86.23	87.11	86.40	88.56
2^4	88.79	88.93	87.72	86.86	86.12	87.12
2^5	87.85	87.00	87.60	86.78	88.29	86.60

通过表 3 可以看出,参数的变动对于模型的预测结果虽然有一定的影响,但是变动在 2% 以内,影响程度不大。同时,不同参数组合下的支持向量机判别精度均高于 85%,说明无论在什么样的参数组合下,预测精度都较高,表明该模型的稳定性和实用性较好,推广价

值较高。

3 意义

结合中国行政事业单位资产结构的特点,提炼了相应的评价指标集,在此基础上,基于极大不相关准则,利用关联性分析,对评价指标体系进行了约简,进而采用支持向量机方法,构建了行政事业单位资产管理的绩效评价模型,即资产管理的评价模型。通过该模型对北京市 438 家行政事业单位的资产管理绩效进行了实证评估,计算结果表明,相比于现有的分类模型,支持向量机模型的判别精度和判别效率均较高,有很高的应用价值。

参考文献

[1] Graham J R, Harvey C R. The Theory and Practice of Corpo-rate Finance: Evidence from the Field[J]. Journal of Finan-cial Economics, 2001, 60(1): 187-243.

[2] 王志刚, 乔梁. 行政事业单位资产管理绩效评价研究——基于支持向量机的方法[J]. 经济问题, 2013, (6): 99-104.

生态环境的经济增长模型

1 背景

随着经济实力的不断提高,经济增长对自然资源的消耗越来越大,对生态环境的破坏也越来越严重,人与自然之间的矛盾日益凸显,环境污染成为威胁人们生活的重要现象。Minnue[1]分析了经济增长和资源环境的因果关系,认为经济增长是造成环境污染的直接原因,生态环境的改善从短期来看不利于经济增长,但从长期来看对经济增长质量的提高有重要意义。Kinuer[2]把资源环境因素嵌入经济增长模型进行回归分析,发现环境的产出系数为负,即对生态环境治理投入的增加不利于经济增长。曹峰[3]在计算出我国 31 个省级行政单位的经济发展水平得分和污染分值的基础上,基于经济发展阶段实证研究了经济增长和生态环境之间的关系,对环境库茨涅茨曲线进行检验,并使用我国 1995—2013 年间的宏观统计数据进行计量回归。

2 公式

基于经济发展阶段对我国 31 个省级行政单位的环境库茨涅茨曲线进行检验,分析经济增长和生态环境、废水、废气和固体废物之间的数量关系,并使用宏观统计数据进行回归,对结果进行对比分析。

其中,*RGDP* 表示人均 GDP,*RCY* 表示第二产业比例,*SCY* 表示第三产业比例,*CITY* 表示城市化率,*EXP* 表示出口比例,*HR* 表示 Hoffmann 值。表 1 中最后一列的发展阶段的代码和表 1 中的分数列数字对应。从计算结果看,我国正处于工业化中后期阶段,只有部分省份进入现代经济初级发展水平,大部分处于工业化的中期发展水平。

表 1 2013 年 31 个省级行政单位发展阶段计算结果

	RGDP	*RCY*	*SCY*	*CITY*	*EXP*	*HR*	分数	阶段
全国	1.53	48.60	40.11	44.93	30.18	0.49	3.91	3
北京	4.63	30.11	70.22	85.229	37.09	0.33	5.87	5
天津	3.65	58.17	44.97	75.18	33.80	0.31	5.28	5
河北	1.52	52.90	35.18	38.07	7.39	0.30	3.71	3

续表

	RGDP	*RCY*	*SCY*	*CITY*	*EXP*	*HR*	分数	阶段
山西	1.28	58.28	38.08	43.79	5.60	0.09	3.61	3
内蒙古	1.77	46.29	40.32	48.03	4.09	0.32	3.30	3
辽宁	1.93	50.29	40.28	59.74	16.29	0.25	3.90	3
吉林	1.37	44.28	40.29	53.07	4.24	0.34	3.39	3
黑龙江	1.47	54.08	35.18	54.29	8.36	0.15	3.84	3
上海	5.22	49.08	51.43	90.47	48.27	0.45	5.92	5
江苏	2.50	58.27	36.29	51.09	29.48	0.55	4.68	4
浙江	2.80	54.18	40.89	36.27	27.46	0.89	4.55	4
安徽	0.89	42.09	42.85	36.97	6.90	0.46	2.74	2
福建	1.88	49.22	39.87	48.32	30.72	0.97	4.03	3
江西	0.96	48.05	35.28	39.52	5.27	0.70	2.90	2
山东	2.09	58.28	34.82	46.19	11.42	0.62	4.40	4
河南	1.17	53.77	32.17	31.65	3.21	0.46	3.42	3
湖北	1.18	44.27	40.27	45.09	4.88	0.41	3.24	3
湖南	1.09	40.28	43.17	38.40	4.66	0.67	3.38	3
广东	2.50	51.48	43.56	62.71	51.32	0.74	4.71	4
广西	0.91	39.47	42.16	35.24	5.99	0.61	2.56	2
海南	1011	26.31	43.17	46.27	8.90	0.65	3.41	3
重庆	1.16	43.24	43.66	46.27	6.31	0.57	3.40	3
四川	0.94	43.27	39.75	34.87	4.52	0.53	2.62	2
贵州	0.54	42.38	40.28	27.69	3.49	0.48	2.52	2
云南	0.81	43.28	40.33	29.47	6.04	1.24	2.64	2
西藏	0.94	26.37	56.27	27.44	16.32	0.60	2.77	2
陕西	1.01	52.49	38.77	38.26	6.38	0.31	2.79	2
甘肃	0.80	44.82	41.94	31.41	3.62	0.29	2.60	2
青海	1.04	49.29	40.33	42.19	5.38	0.09	3.29	3
宁夏	1.13	48.29	42.18	43.98	6.39	0.33	4.09	3
新疆	1.42	46.39	36.29	38.44	15.27	0.11	3.52	3

使用非参数的估计方法，借鉴 Stengos 的做法假设非参数估计满足局部线性，使用的核函数为 Epanechnikov 核，其表达形式为：

$$\sum_{t=1}^{T} [Y_{it} - m(x) - m'(x)(X - x)]^2 K_{hi}(X_{it} - x), i = 1,2,\cdots,31 \quad (1)$$

其中，i 表示省级行政单位的代码，t 表示年份，$K(\cdot)$ 表示核函数，h 表示窗宽，其计算公式为：

$$h_o = \ln[84.89655T^{-0.2}\min(S_i, R_i/1.34)]/\ln(16.5), i = 1,2,\cdots,31 \quad (2)$$

其中，S_i 表示人均国内生产总值的标准差，R_i 表示四分位距。使用式(2) 可以把我国 31 个省级行政单位环境库茨涅茨曲线描述出来，由于无法把图全部列出，在此通过文字的形式对曲线介绍，具体结果见表 2。把曲线分成 9 大类，包括快升型、快降型、U 型、倒 U 型、上升型、下降型、N 型、倒 N 型、水平型，所得分数越大表示造成的环境污染越严重，当分值为负值时不表示无污染。其计算公式为：

$$P_{ij} = W_c S(C_{ij}) + W_e S(E_{ij}),\ i = 1,2,\cdots,31,\ j = 1,2,3$$

$$T_i = W_c S[\sum_{j=1}^{3} W_j C_{ij} + W_e \sum_{j=1}^{3} W_j S(E_{ij})] \quad (3)$$

其中，P_i 表示综合考虑污染物曲线形状及排放量后计算的污染分值，T_i 表示某省级行政单位总体污染分值，W_c 表示库茨涅茨曲线形态分值的权重，W_e 表示污染物排放量的权重。

表 2　2013 年 31 个省级行政单位库茨涅茨曲线形态及污染分值

	废水线	废气线	固废线	*Pi*1(水)	*Pi*2(气)	*Pi*3(固)	*Ti*(综合)
全国	倒 N 型	快升型	上升型	−0.12	0.742	0.123	0.173
北京	快降型	N 型	倒 U 型	−1.21	−0.99	−2.01	−1.52
天津	U 型	上升型	上升型	1.209	0.083	0.144	0.997
河北	U 型	快升型	上升型	−0.89	1.22	0.68	1.29
山西	下降型	上升型	上升型	−0.67	0.132	1.053	−0.31
内蒙古	下降型	快升型	快升型	−0.62	1.209	1.752	0.317
辽宁	快降型	上升型	U 型	−0.72	0.223	1.287	−0.47
吉林	快降型	快升型	U 型	−0.99	0.702	0.504	−0.57
黑龙江	下降型	快升型	下降型	−0.58	0.591	−1.60	−0.43
上海	快降型	倒 N 型	水平型	−0.61	−1.62	−0.671	−1.32
江苏	U 型	上升型	上升型	1.532	−0.33	0.016	0.97
浙江	倒 N 型	上升型	上升型	0.502	−0.33	−0.11	0.072
安徽	下降型	上升型	上升型	−0.62	−0.68	−0.03	−0.71
福建	U 型	上升型	倒 N 型	1.509	−0.52	−1.72	0.762
江西	下降型	上升型	上升型	−0.62	−0.69	0.397	−0.70
山东	U 型	快升型	快升型	0.802	0.861	0.933	1.142
河南	U 型	上升型	上升型	0.762	−0.55	−0.06	0.582
湖北	下降型	快升型	上升型	−0.46	0.678	−0.05	−0.28
湖南	快降型	快升型	U 型	−0.89	0.503	0.341	−0.59

续表

	废水线	废气线	固废线	*Pi*1(水)	*Pi*2(气)	*Pi*3(固)	*Ti*(综合)
广东	U 型	上升型	水平型	1.077	−0.62	−0.99	0.561
广西	U 型	上升型	上升型	1.397	−0.51	0.007	0.796
海南	下降型	上升型	下降型	−0.72	−0.71	−1.92	−0.93
重庆	水平型	U 型	上升型	0.509	−0.011	−0.042	0.163
四川	下降型	上升型	上升型	−0.55	−0.72	0.024	−0.65
贵州	快降型	快升型	快升型	−1.33	0.573	0.274	−0.70
云南	快降型	快升型	上升型	−1.22	0.572	0.137	−0.74
西藏	下降型	上升型	水平型	−0.83	−0.91	−1.74	−0.99
陕西	U 型	上升型	上升型	0.694	−0.66	0.209	0.521
甘肃	下降型	上升型	上升型	−0.77	−0.63	0.072	−0.76
青海	U 型	快升型	快升型	0.761	0.842	0.997	1.209
宁夏	U 型	快升型	上升型	1.409	1.390	0.197	1.626
新疆	N 型	上升型	上升型	0.155	−0.48	−0.05	0.095

从图 1 可以看出,基于经济发展阶段的库茨涅茨曲线呈现明显的倒 U 型关系,在经济发展的第 4 阶段即工业化高级阶段出现拐点,根据前述计算结果,此阶段所对应的人均 GDP 为 10151~ 19032 元(2005 年为基期),表 1 结果显示我国有 4 个省级行政单位处于该阶段,分别为浙江省、山东省、江苏省、广东省,这 4 个省级行政单位的经济发展将会使环境质量逐步改善; 有 3 个直辖市处于现代经济的初级阶段,分别为北京市、上海市和天津市,这 3 个行政单位经济发展已经促使环境质量提升,其他省级行政单位则处于经济发展的第 2 和 3 阶段,还没有达到拐点。

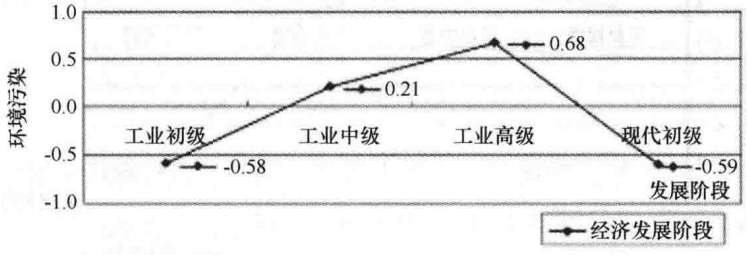


图 1　基于经济发展阶段的环境库茨涅茨曲线

图 1 描绘了我国整体的环境库茨涅茨曲线,环境污染根据污染物的来源可以分为废水、废气和废物等,这里分别描绘库茨涅茨废水曲线、废气曲线和废物曲线(见图 2、图 3 和图 4)。从 3 个图来看基本都呈现倒 U 型的关系。

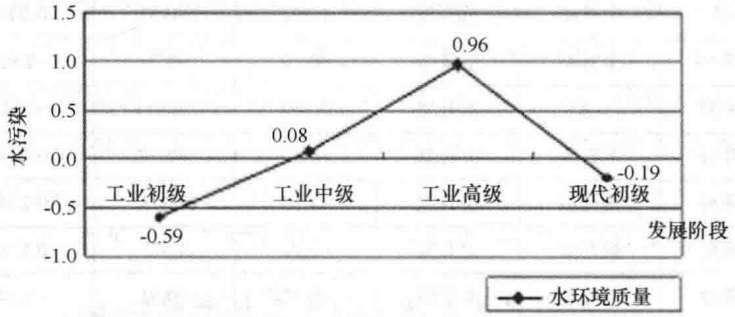


图 2 基于经济发展阶段的水污染库茨涅茨曲线

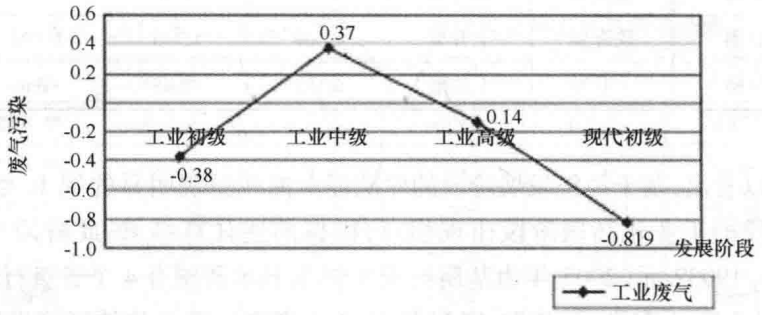


图 3 基于经济发展阶段的工业废气库茨涅茨曲线

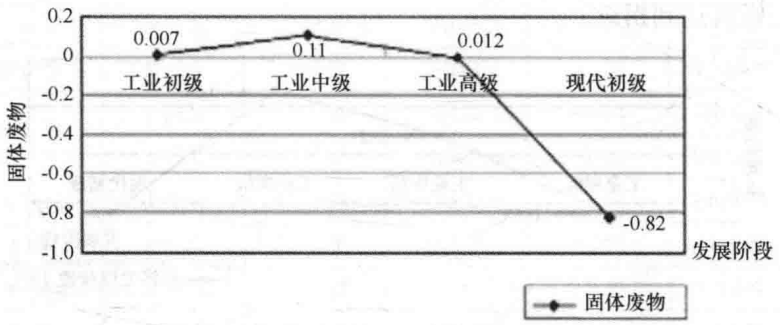


图 4 基于经济发展阶段的固体废物库茨涅茨曲线

从图 3 和图 4 可以看出,工业废气和固体废物的拐点出现在工业化中级阶段,比工业废水出现的早,下降速度较快;工业固体废物在工业化初期直接进入高排放阶段,但增加的

趋势不明显,在工业化中级阶段开始缓慢下降,工业化高级阶段之后快速下降。

表 3　工业"三废"库茨涅茨曲线回归结果

	废水	废气	固体废物
人均 GDP	-1.309 3 (-10.472)	-2.408 4 (-30.276)	-0.746 7 (-8.462)
人均 GDP_2	3.187 3 (21.984)	0.608 2 (8.372)	0.264 9 (7.472)
人均 GDP_3	-0.893 6 (-4.276)	-0.063 8 (0.904)	-0.030 9 (-4.174)
第二产业比例	0.408 3 (7.782)	0.007 9 (0.198)	0.005 8 (0.099)
第三产业比例	-0.593 4 (-9.372)	-0.038 2 (-4.932)	-0.020 8 (-8.472)
重工业比例	0.295 6 (6.683)	0.005 2 (0.098)	0.028 7 (1.673)
常数项	3.982 1 (10.783)	-0.176 3 (-4.893)	0.092 7 (2.894)
拐点	2.308 2	2.094 6	2.139 8
R^2	0.874 2	0.907 2	0.893 6

从回归结果可以看出,计量回归结果和分阶段分析结果没有太大差异,倒 U 型的关系比较明显,废水的回归结果中拐点数值和分阶段分析相比稍大,但基本一致。控制变量中第二产业比例的增加将会加重对环境的污染,第三产业比例的增加将会减轻对环境的污染,重工业比例增加是影响环境的重要因素。

3　意义

基于经济发展阶段实证研究经济增长和生态环境之间的关系,应用了环境库茨涅茨曲线,建立了生态环境的经济增长模型。使用 1995—2013 年间的宏观统计数据进行计量回归,通过生态环境的经济增长模型的计算表明,经济发展阶段的库茨涅茨曲线呈现明显的倒 U 型,在经济发展的第四阶段即工业化高级阶段出现拐点,总体来看我国环境污染还处于加重趋势,水污染曲线显示水环境恢复能力相对较弱,固体废物在工业化初期直接进入高排放阶段,在工业化中级阶段开始缓慢下降,工业化高级阶段之后快速下降。此模型为提升我国的经济增长质量、实现经济的可持续发展提供理论依据和决策参考。

参考文献

[1] Minnue Diaz. The Effect of Employment Risk CPI in the City Analsis of CargoHanling Operatins[J]. Physica-Verlag HD, 2004, (4): 99-121.

[2] Kinuer Weber. Theory of the Curture Indasty Location of city inflation[M]. Chicago: The University of Chicago Press, 2011.

[3] 曹峰. 基于经济发展阶段的环境库茨涅茨曲线及其数值分析[J]. 经济问题, 2013, (6): 34-38.

股票价格的混合预测模型

1 背景

金融时序数据具有高度的非线性动态复杂性，而且股价的波动具有聚集效应，一般不满足正态分布的假设。Zhang[1]提出了一种混合金融时序预测模型，分别用 ARIMA 和 ANN 处理时序数据的线性和非线性成分，实验结果证实了混合模型较之单个模型的优越性。Pai 和 Lin[2]构造了基于 ARIMA 和 SVM 的混合模型并利用 SVM 处理时序数据的非线性成分，采用 10 支选取的股票价格数据的仿真实验表明此种混合算法能够充分发挥单个模型对时序数据线性特征和非线性特征的分析处理能力，从而提高混合模型的预测精度。张贵生和张信东[3]提出一种新的股票价格混合预测模型，分别用 ARIMA 和基于时间测地线距离的 SVM 处理金融时序的线性和非线性成分。

2 公式

ARIMA 方法由 Box 在 1970 年引入以来已经成为一种对现代时间序列分析预测产生深远影响的模型[4]。在 ARIMA 模型中，所处理的数据要求是平稳的，其对于未来的预测可以通过其过去时间的数值以及误差的线性方程予以实现。假定 $X=\{x_i, i=1,2,\cdots,N\}$ 是一个时间序列，则 ARIMA(p,d,q) 模型可以描述为：

$$\hat{l}_t = \theta_0 + \varphi_1 x_{t-1} + \varphi_2 x_{t-2} + \cdots + \varphi_p x_{t-p} - \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \tag{1}$$

其中，p、d、q 要求非负，分别表示自回归的阶数、差分阶数以及移动平均的阶数，x_t是真实值，l_t 是 x_t的预测值，ε_t是预测的误差值，φ 和 θ 是待估计的参数值。

SVM 最早于 1995 年由 Vapnik 提出，是一种以统计学习理论为基础的新型机器学习算法，由于其算法是最小化结构风险，因此与传统机器学习方法相比，它可以克服过拟合的问题，并且可被应用于众多领域，表现出泛化能力强、训练样本少的优点。对于回归问题，假设训练集为 $\{(x_i,y_i)\}_{i=1}^{l} \in (x \times y)^l$，其中 $x_i \in x = R^n$ 为输入，$y_i \in y = R$ 为输出，则支持向量机回归模型可表示为：

$$\min_{w,b,\xi}\left[\frac{1}{2}\| w \|_2^2 + C\sum_{i=1}^{l}(\xi_i + \xi_i^*)\right] \tag{2}$$

$$s.t.y_i - \{[w,\Phi(x_i)] - b\} \leqslant \varepsilon + \xi_i$$

$$y_i - \{[w,\Phi(x_i)] - b\} \geqslant -\varepsilon - \xi_i$$

$$\xi_i \geqslant 0, \xi_i^* \geqslant 0, i = 1,2,\cdots,l$$

其对偶问题可描述为：

$$\max_{\alpha,\alpha^*}\left[\frac{1}{2}\sum_{j=1}^{l}(\alpha_i - \alpha_i^*)(\alpha_j - \alpha_j^*)K(x_i,x_j) + \varepsilon\sum_{i=1}^{l}(\alpha_i + \alpha_i^*) + \varepsilon\sum_{i=1}^{l}(\alpha_i - \alpha_i^*)\right] \quad (3)$$

$$s.t.\sum_{i=1}^{l}(\alpha_i - \alpha_i^*) = 0$$

$$\alpha_i, \alpha_i^* \in (0,C), i = 1,2,\cdots,l$$

则解为：

$$f(x) = \sum_{i=1}^{l}(\alpha_i - \alpha_i^*)K(x,x_i) - b$$

金融时间序列是一种特殊的时间序列，不同的数据点之间有着不同的相互关系。时间间隔越小的点之间的相互关系就越强，即时序中某个数据点更容易受到其前后相邻的数据点的影响。我们把这种关系称之为金融时序数据间的时间相关性。

Tenenbaum[5]提出了测地线距离的概念，如图 1 所示：非线性流形上存在两个随机的点（空心圆点所示），与测地线距离（实曲线所示）比较而言，它们之间的欧式距离（点线所示）并不能真实地反映两个数据点之间的内在相似性或真实的相关性。在实际应用中两个点之间的测地线距离可以采用邻近点或邻域内点之间的欧式距离的和来实现近似表达，如图 2 中线段连线所示。

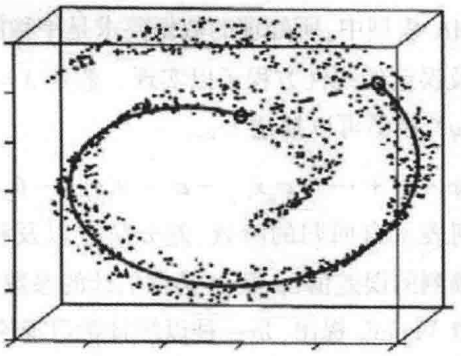


图 1　流形上两点之间的真实距离

假设高维金融时序数据在时间维度上存在流形，则我们可定义时间测地线距离（Time Geodesic Distance，TGD）：假定 $P=\{p_1,p_2,\cdots,p_n\}$ 是连接点 p_1 和 p_n 的路径。路径的长度 $d(p)$ 表示为：

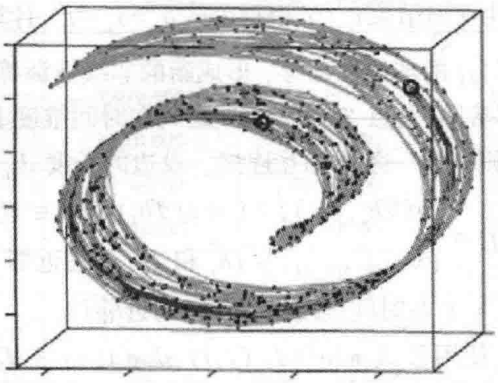


图 2　流形上两点之间的近似距离

$$d(p) := \sum_{i=1}^{n} \| p_i - p_{i-l} \| \tag{4}$$

其中，$\| \cdot \|$ 是欧式空间中的范式。假设 $X = \{ x_i, i = 1,2,\cdots,N \}$ 是一个时间序列，点 p 到点 q 的时间测地线距离 d_{TG} 定义为：

$d_{TG}(p,q) := \inf\{ d(P) \mid P \}$ 是由 p 到 q 在时间维度上的路径。

若函数 $K: X \times X \to R^N$ 并且 $x_1,\cdots,x_l \in X$，则其对应 *Gram* 矩阵，$(\Omega_{ij})_{N\times N}$：$[K(x_i,x_j)]_{N\times N} > 0$，其中 $K(x_1,x_2) = d_{GT}[\varphi(x_1),\varphi(x_2)]$，$x_1,x_2 \in X$，则函数 K 为时间测地线核函数。

考虑到不同模型处理不同维度时序数据的能力差异，首先用 ARIMA 处理一维的金融时间序列并得到线性预测结果和相应的残差序列，然后再利用基于时间测地线距离的 SVM 在影响金融时间序列的面板数据上进一步分析、预测残差序列中的非线性因素，最后组合两部分预测结果作为对目标金融时序的最终预测结果。给定时间序列 $X = \{ x_i, i = 1,2,\cdots, N \}$ 由线性和非线性两部分构成：$x_i = l_i + nl_i$。该模型首先通过 ARIMA 处理一维金融时序数据得到一个线性预测结果的时间序列和残差的时间序列 $\delta_i = x_i - \hat{l}_i$，然后通过构建基于高维面板数据的具有多输入（影响时序数据的其他因素）和单输出（残差序列）的有监督学习机（TGDSVM）进一步处理残差时间序列 $n\hat{l}_i$，并得到一组非线性预测结果的时间序列。最后，组合线性和非线性预测的结果即为最终的时间序列预测结果 $\hat{x}_i = \hat{l}_i + n\hat{l}_i$。基于以上分析，在此所提出的混合预测模型可归纳为以下算法。

输入：$\{x_i\}_{i=1}^{t}$ 和 $\{Th_i\}_{i}^{t}$，其中 $x_i \in R, Th_i \in R^N$；

输出：$\hat{x}_{t+1} \in R$。

在时序数据集 $\{x_i\}_{i=1}^{t}$ 训练 ARIMA 模型，根据 AIC 和 SBC 准则选择参数 p、d 和 q；使用训练好的 ARIMA 模型对 $\{x_i\}_{i=1}^{t}$ 进行线性估计，得到估计结果 $\{\hat{l}_i\}_{i=1}^{t}$；使用训练好的

ARIMA 模型得到一步线性预测结果 $\hat{l}_{t+1}$；根据公式 $\delta_i = x_i - \hat{l}_i$，计算得到余项序列 $\{\delta_i\}_{i=1}^{t}$，该序列表示时序数据 $\{\hat{x}_i\}_{i=1}^{t}$ 的非线性部分；形成新的非线性训练集 $\{Th, \delta\}_{i=1}^{t}$，根据非线性训练集输入变量构造邻接图，若点 Th_i 和点 Th_j 之间在时间维度上小于 λ，或点 Th_i 是距离点 Th_j 最近的 k 个点之一则通过一条边相互连接。设边的长度 $d_{TG}(i,j)$ 表示为：

$$d_{TG}(i,j) = \begin{cases} d(Th_i, Th_j), & i \in z(Th_j) \text{ 或 } j \in z(Th_i) \\ \infty, & Th_i \text{ 和 } Th_j \text{ 不是近邻} \end{cases}$$

其中，$z(Th_i) = \{Th_j \mid Th_j \in X \text{ 在时间维度上是 } Th_i \text{ 的近邻}\}$。

对于每个样本点 Th_k，使用公式 $\min\{d_{TG}(i,j), d_{TG}(i,k) + d_{TG}(k,j)\}$ 计算最短路径 $d_{TG}(i,j)$，形成最短路径矩阵 $D_{TG} = \{d_{TG}(i,j)\}$；在 SVM 模型中使用时间测地线距离代替原有的欧式距离，然后在训练数据集 $\{(Th, \delta_i)\}_{i=1}^{t}$ 上训练 SVM；使用训练好的 SVM 模型以 Th_{t+1} 为输入得到 δ_{t+1} 的预测结果 $n\hat{l}_{t+1}$；应用公式 $\hat{x}_i = \hat{l}_i + n\hat{l}_i$ 计算得到最终预测结果 $\hat{x}_{t+1} = \hat{l}_{t+1} + n\hat{l}_{t+1}$。

在分析预测具有高维复杂性的金融时序数据时，选择综合线性算法和非线性算法的混合模型较单个模型更为合理。在混合模型中非线性算法的输入变量的选取对于预测模型的泛化能力有着显著的影响。考虑到股票市场中技术指标的重要性，在此根据相关文献的研究在利用非线性算法处理非线性预测部分时，选取 13 个常用技术分析指标作为算法的输入变量[6-8]（包括 $MACD$、$BOLL_{20}$、MTM_{10}、$W\%$ R_{10}、PSY_{12}、VR_{26}、CR_{26}、AR_{26}、BR_{26}、PDI_{14}、MDI_{14}、RSI_6、ROC_{12}）。这些指标涵盖了市场趋势指标（如 $MACD$、MDI_{14}等），市场能量指标（如 RSI_6、VR_{26}等），波动性指标（如 $W\%$、R_{10}等）以及人气指标（如 PSY_{12}、AR_{26}、BR_{26}等）。

表 1　实验数据集划分

股票代码	股票名称	训练数据集			测试数据集		
		起始日期	终止日期	样本数量	起始日期	终止日期	样本数量
601398	工商银行	2014-01-02	2015-03-16	291	2015-03-17	2015-04-30	32
600050	中国联通	2014-01-02	2015-03-16	291	2015-03-17	2015-04-30	32
601318	平安保险	2014-01-02	2015-03-17	291	2015-03-18	2015-05-04	32
600000	浦发银行	2014-01-02	2015-03-17	291	2015-03-18	2015-04-30	32
601857	中国石油	2014-01-02	2015-03-16	291	2015-03-17	2015-04-30	32

表 2　个股时间序列数据统计特性描述

	工商银行	中国联通	平安保险	浦发银行	中国石油
均值	3.885 232	3.979 505	50.767 18	11.394 80	8.859 907
中位数	3.550 000	3.510 000	42.100 00	9.760 000	7.790 000
最大值	5.640 000	10.540 00	90.800 00	18.650 00	14.650 00
最小值	3.230 000	2.980 000	36.000 00	8.440 000	7.470 000
标准差	0.617 291	1.243 641	15.863 69	2.817 862	1.868 648
偏度	1.150 346	2.385 460	1.057 668	1.047 403	1.190 536
峰度	3.059 302	10.263 44	3.574 500	3.660 752	2.903 892

在 SVM 中核函数选取高斯核函数(RBF),在 TGDSVM 中得到新的基于测地线距离的高斯核函数(TGDRBF),算法参数设定如表 3 所示。为衡量算法的有效性,在此使用平均绝对误差(*MAE*)、均方根误差 (*RMSE*)、回归指数(*WIA*)、平均绝对比例误差(*MAPE*)、Nash 系数(*E*) 和百分标准误差(*SEP*)[9-10]来评价所提出的混合预测算法的泛化能力,它们具体的表达式分别为:

$$MAE = \frac{1}{l}\sum_{i=1}^{l} | a_i - y_i | \tag{5}$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{l}\sum_{i=1}^{l} (a_i - y_i)^2} \tag{6}$$

$$WIA = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{l} (a_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^{l} (| a'_i | - | y'_i |)^2} \tag{7}$$

$$MAPE = \frac{100}{l}\sum_{i=1}^{l} \left| \frac{y_i - a_i}{a_i} \right| \tag{8}$$

$$E = 1.0 - \frac{\sum_{i=1}^{l} | a_i - y_i |^2}{\sum_{i=1}^{n} | a_i - \bar{a} |^2} \tag{9}$$

$$SEP = \frac{100}{\bar{a}} RMSE \tag{10}$$

其中,$a'_i = a_i - \bar{a}$,$y'_i = y_i - \bar{a}$,$\bar{a} = \frac{1}{l}\sum_{i=1}^{l} a_i$,$a_i$ 和 y_i 分别表示真实值和预测值,$\bar{a}$ 和 $\bar{y}$ 分别表示真实值和预测值的均值。一般来说,我们期望 *MAE*、*RMSE*、*MAPE*、*SEP* 值越小越好,而 *WIA* 和 *E* 值则越大越好。

表 3　模型参数设定

股票代码	股票中称	ARIMASVM	ARIMATGDSVM
601398	工商银行	$p=3,d=1,q=3,c=\ln f,\varepsilon=0.001$	$p=3,d=1,q=3,c=\ln f,\varepsilon=0.001,\sigma=80$
600050	中国联通	$p=3,d=1,q=3,c=\ln f,\varepsilon=0.001$	$p=3,d=1,q=3,c=\ln f,\varepsilon=0.001,\sigma=90$
601318	平安保险	$p=1,d=1,q=1,c=\ln f,\varepsilon=0.001$	$p=1,d=1,q=1,c=\ln f,\varepsilon=0.001,\sigma=70$
600000	浦发银行	$p=1,d=1,q=1,c=\ln f,\varepsilon=0.001$	$p=1,d=1,q=1,c=\ln f,\varepsilon=0.001,\sigma=50$
601857	中国石油	$p=2,d=1,q=2,c=\ln f,\varepsilon=0.001$	$p=2,d=1,q=2,c=\ln f,\varepsilon=0.001,\sigma=80$

混合算法 ARIMASVM 和 ARIMATGDSVM 在不同的时序数据集上的实验结果如图 3~图 7 所示,其综合评价指标结果如表 4 所示。

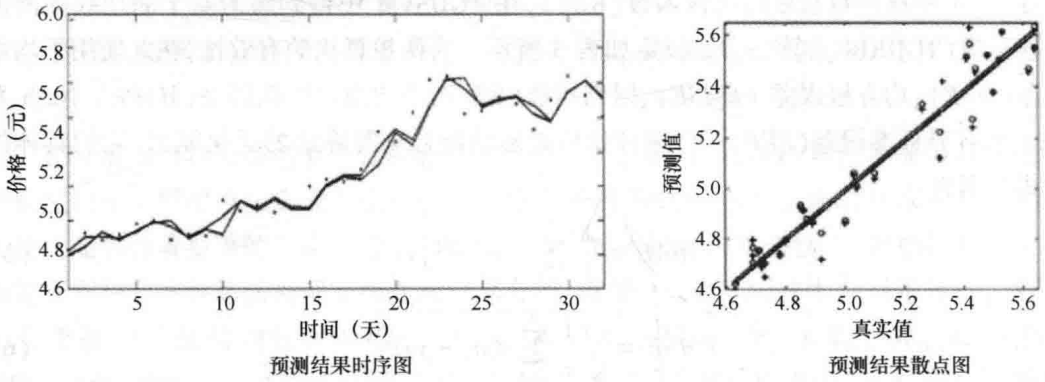


图 3　工商银行股票价格预测结果

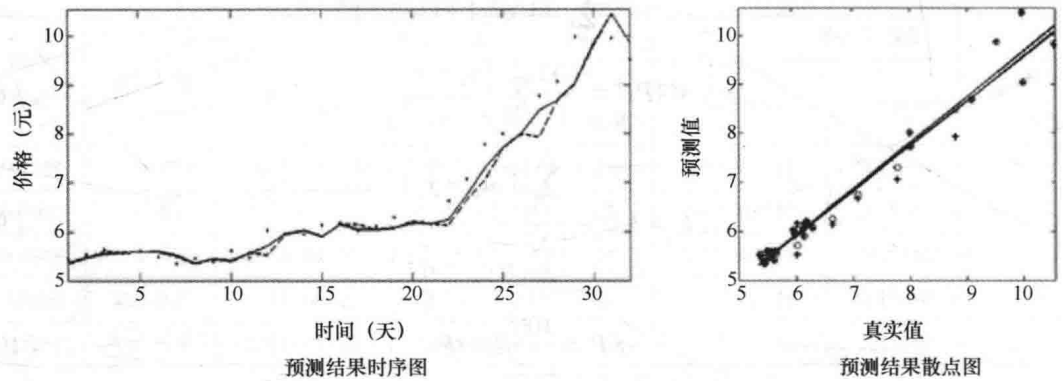


图 4　中国联通股票价格预测结果

从不同测试集的预测结果时序图上可以直观地看出,ARIMATGDSVM 对于真实值具有更高的拟合程度,尤其对某些关键的时序数据拐点的预测结果展现出较强的趋势判别能

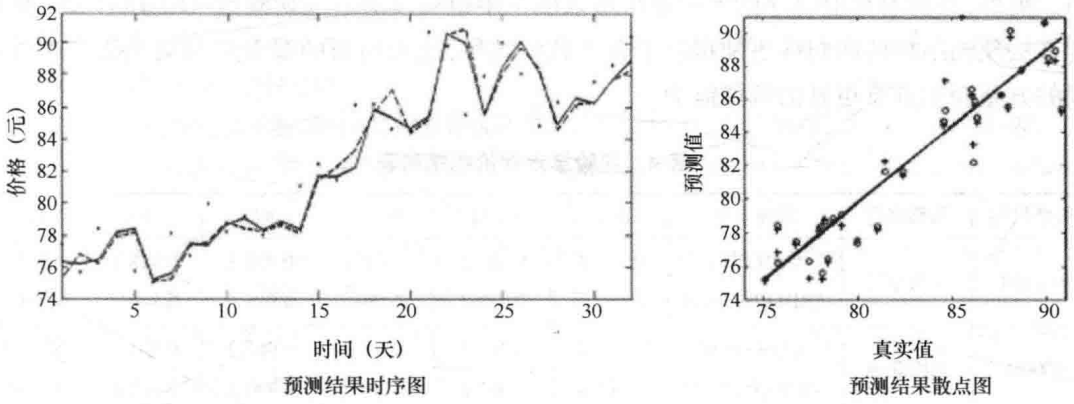


图 5　平安保险股票价格预测结果

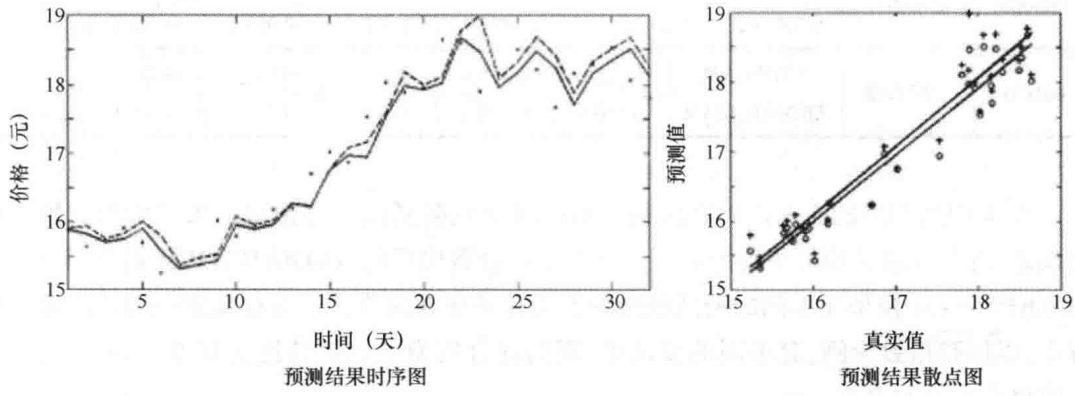


图 6　浦发银行股票价格预测结果

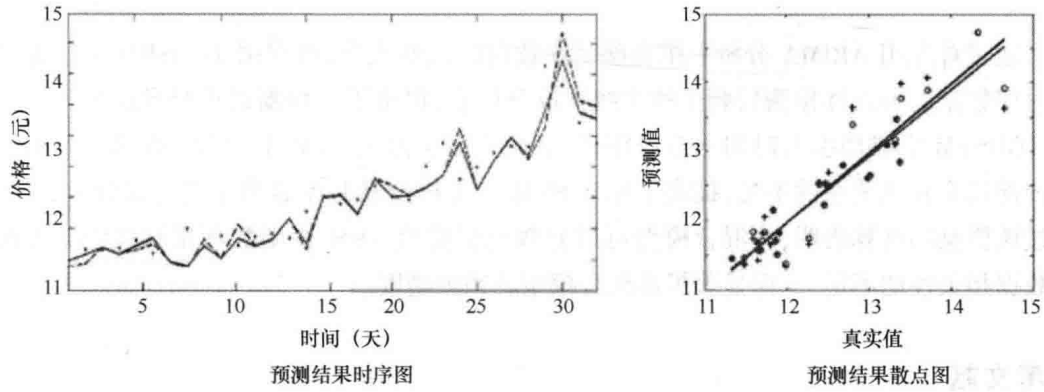


图 7　中国石油股票价格预测结果

力。另外,在针对个股时序的实验结果散点图当中也可以清晰地观察到 ARIMATGDSVM 混合算法预测结果的回归线更加接近于真实数据结果,这表明新的混合算法对于真实时序数据的方差变动具有更好的解释能力。

表 4　实验结果评价指标列表

股票代码	股票名称	预测模型	*MAE*	*RMSE*	*MAPE*	*WIA*	*E*	*SEP*
601398	工商银行	ARIMASVM	0.075 6	0.096 5	1.460 1	0.979 5	0.918 5	1.895 3
		ARIMATGDSVM	0.062 6	0.078 4	1.1994	0.986 5	0.946 3	1.534 9
600050	中国联通	ARIMASVM	0.252 4	0.367 3	3.310 9	0.985 2	0.944 8	5.551 5
		ARIMATGDSVM	0.207 4	0.301 2	2.706 4	0.990 2	0.962 8	4.525 9
601318	平安保险	ARIMASVM	1.683 5	2.188 1	2.005 9	0.949 6	0.803 6	2.654 7
		ARIMATGDSVM	1.495 2	2.026 5	1.777 4	0.956 2	0.831 5	2.457 6
600000	浦发银行	ARIMASVM	0.286 1	0.379 2	1.661 2	0.973 7	0.892 5	2.214 8
		ARIMATGDSVM	0.259 1	0.324 1	1.496 8	0.980 3	0.921 5	1.906 1
601857	中国石油	ARIMASVM	0.301 2	0.395 4	2.345 8	0.947 5	0.777 9	3.173 8
		ARIMATGDSVM	0.230 6	0.304 0	1.805 6	0.967 1	0.868 7	2.445 5

表 4 中所列出的关于两种算法对于不同时序数据测试集的预测结果评价指标值的预测误差方面,从最常用的平均绝对误差指标值可以看出新的 ARIMATGDSVM 混合模型对于原 ARIMASVM 模型在不同的测试数据集上均有了显著的改善。而在预测一致性度量指标方面,以回归指数为例,对不同的测试集,新的混合模型平均提高比例在 0.8% 以上,Nash 系数也有明显的提高。

3　意义

通过首先用 ARIMA 分析一维金融时序数据的线性成分,再利用 TGDSVM 基于金融面板时序数据处理线性预测后剩余的非线性成分信息,提出了一种新的混合预测模型。由于在 TGDSVM 中成功引入时间测地线距离,从而克服了传统 SVM 中用欧式距离表征时序数据内部真实相互关系的不足,提高了标准 SVM 在分析金融时序数据非线性成分时的能力。通过该模型的计算表明,该混合模型可以有效克服传统 SVM 核函数利用欧式距离表征时序数据相关性的不足,从而显著提高组合模型的预测精度。

参考文献

[1]　Zhang G P. Time Series Forecasting Using a Hybrid ARIMA and Neural Network Model[J]. Neurocomput-

ing, 2003, 50:159-175.

[2] Pai P F, Lin C S. A Hybrid ARIMA and Support Vector Machines Model in Stock Price Forecasting[J]. Omega, 2005, (33): 497-505.

[3] 张贵生, 张信东. 基于时间相关性的股票价格混合预测模型[J]. 经济问题, 2013, (6): 23-28.

[4] Box G E P, Jenkins G. Time Series Analysis: Forecasting and Control[M]. San Francisco, CA: Holden-Day, 1970.

[5] Tenenbaum J B, De Silva V, Langford J C. A Global Geometric Framework for Nonlinear Dimensionality Reduction[J]. Science, 2000, (290): 2319-2323.

[6] Brock W, Lakonishok J, LeBaron B. Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns[J]. Journal of Finance, 1992, 47(5): 1731-1764.

[7] 唐或, 曾勇, 唐小我. 金融市场技术分析有效性检验的进展评价[J]. 管理工程学报, 2001, 15 (2): 58-61.

[8] 王志刚, 曾勇, 李平. 中国股票市场技术分析非线性预测能力的实证检验[J]. 管理工程学报, 2009, 23(1): 149-153.

[9] Ventura S, Silva M, Perez-Bendito D, et al. ArtificialNeural Networks for Estimation of Kinetic Analytical Parameters[J]. Analytical Chemistry, 1995, (67): 1521-1525.

[10] Xiong T, Bao Y, Hu Z. Beyond One-step-ahead Forecasting: Evaluation of Alternative Multi-step-ahead Forecasting Models for Crude Oil Prices[J]. Energy Economics, 2013, (40): 405-415.

产融协调发展的评价模型

1 背景

产融协调发展是经济发展的内在要求,产融有效结合对国民经济发展有重要作用。刘世锦[1]认为金融发展的根本目的在于促进实体产业经济的发展,金融结构调整的目标在于推动产业结构转型与升级。杨琳和李建伟[2]对中国金融结构转变与产业结构升级的关联机制进行了理论研究,认为只有当金融结构和产业结构协调发展时,才能最大化实现经济增长。张莉等[3]使用灰色关联分析与耦合度分析方法,建立了合肥市金融业与产业协调发展评价指标体系,并对合肥市金融业与产业发展匹配程度进行了实证研究。

2 公式

近年来,随着合肥市经济的快速增长,金融业与产业都在不同程度上获得了较快发展,在"十一五"期间,总体表现出流动性过剩与实体企业资金短缺并存,这反映出金融业并没有深入参与到产业的发展。通过对合肥市金融业发展与产业发展的现状进行分析,综合运用灰色关联分析和耦合度模型分析方法对其产融协调度进行实证研究。

2.1 指标体系

为研究合肥市金融业与产业发展的匹配程度,更好地反映金融业与产业的真实发展水平,在此选取指标如表 1 所示。

表 1 合肥市金融业与产业发展指标体系

变量	指标	计算公式
X_1	金融相关比率(FIR)	金融资产总额/GDP
X_2	金融规模	金融机构存贷余额
X_3	金融效率	金融机构贷款总额/金融机构存款总额
Y_1	第一产业增长速度	(报告期第一产业增加值-基期第一产业增加值)/基期第一产业增加值
Y_2	第二产业增长速度	(报告期第二产业增加值-基期第二产业增加值)/基期第二产业增加值
Y_3	第三产业增长速度	(报告期第三产业增加值-基期第三产业增加值)/基期第三产业增加值

2.2 灰色关联分析

由于灰色关联分析模型可以计算一个系统中每个指标与另一个系统各指标的相互影响程度,计算一个系统要素对某一个系统影响的主要胁迫因素,可以用来衡量两个系统的耦合程度,通过灰色关联度的计算可以判断两个系统的匹配度。金融业与产业两个系统都是多指标系统,适合使用灰色关联分析法进行数据分析。

(1) 原始数据标准化

采用均值法对原始数据进行标准化处理,公式如下:

$$Z_i^X(t)=\frac{X_i(t)}{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}X_i^X(t)} \tag{1}$$

$$Z_j^Y(t)=\frac{Y_j(t)}{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}X_j(t)} \tag{2}$$

其中,Z_i^X,Z_j^Y 分别代表金融业与产业发展的标准化指标;X_i,Y_j分别代表金融业与产业发展的原始指标;i,j 分别代表金融业与产业发展的指标个数,$i=1,2,3$;$j=1,2,3$;n 为年份数,$n=14$。

(2) 计算关联系数

计算各指标之间在 t 时刻的关联系数为:

$$\gamma_{ij}(t)=\frac{\min\limits_i\min\limits_j|Z_i^X(t)-Z_j^Y(t)|+\rho\max\limits_i\max\limits_j|Z_i^X(t)-Z_j^Y(t)|}{|Z_i^X(t)-Z_j^Y(t)|-\rho\max\limits_i\max\limits_j|Z_i^X(t)-Z_j^Y(t)|} \tag{3}$$

其中,ρ 为分辨系数,一般情况下取固定值 0.5;$\gamma_{ij}(t)$ 为金融业与产业发展在 t 时刻的关联系数,揭示了变量 X_i与 Y_j在 t 时刻的耦合程度。进一步,根据式(3) 对关联系数 $\gamma_{ij}(t)$ 按样本数量计算算术平均值,可得到金融业与产业发展指标之间的灰色关联度矩阵,关联度矩阵是将关联系数按样本个数求平均值得出的,反映了金融业与产业之间耦合作用的错综复杂的关系。通过比较 γ_{ij}的大小,可以分析出金融业与产业之间哪些因素之间的关系密切,哪些因素之间相互作用影响程度不大。

在关联系数矩阵的基础上,分别按行和列进一步计算平均值,均值的大小对应的值域范围可以选出金融业对产业最主要的约束因素和产业对金融业最主要的胁迫因素,计算公式为:

$$\gamma_{ij}=\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\gamma_{ij}(t) \tag{4}$$

其中,n 代表年份,$n=14$;$t=1,2,3,\cdots,14$。

(3)判断准则

关联度 $\gamma_{ij}(0\leqslant\gamma_{ij}\leqslant1)$ 揭示了金融业发展 X_i与产业发展 Y_j之间的耦合作用的强弱关

系,根据其取值大小,可以进行如下判断。

当 $\gamma_{ij}=0$ 时,两个系统变量之间完全不相关,系统指标之间没有耦合作用;

当 $\gamma_{ij}=1$ 时,两个系统变量完全相关,变化趋势一致,系统指标之间的耦合作用最强;

当 $0<\gamma_{ij}\leqslant 0.35$ 时,两系统变量之间的相关性较弱,系统指标之间的耦合作用不明显;

当 $0.35<\gamma_{ij}\leqslant 0.65$ 时,两系统变量之间的相关性明显度一般,系统指标之间的耦合作用强度为中等;

当 $0.65<\gamma_{ij}\leqslant 0.85$ 时,两系统变量之间的相关性强,系统指标之间的耦合作用比较强;

当 $0.85<\gamma_{ij}<1$ 时,两系统变量之间的相关性非常显著,系统指标之间的耦合作用非常强。

2.3 耦合度分析

为了从整体上更直观地研究合肥市金融业与产业发展的耦合协调强度大小,在建立灰色关联度矩阵的基础上,进一步构建合肥市金融业与产业之间相互关联的耦合协调度模型,按时间序列计算出合肥市金融业与产业发展的耦合协调度,通过耦合模型定量分析判断合肥市金融业与产业发展耦合的协调程度。计算公式如下:

$$C(t)=\frac{1}{m\times l}\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{l}\gamma_{ij}(t) \tag{5}$$

其中,m 和 l 分别表示金融业与产业的指标个数,$m=3$,$l=3$;$\gamma_{ij}(t)$ 表示在 t 时刻金融业与产业之间的灰色关联系数;$C(t)$ 在协调分析中被称为合肥市金融业与产业两系统在 t 时刻的耦合度,这是对这两个系统的匹配程度大小的衡量,描述了系统发展过程中,因素间相对变化情况,包括变化大小、方向与速度的相对性。如果在两系统发展运动过程中,相对变化一致,则表明两系统之间关联度大;反之,关联度小。

选取合肥市金融业发展与产业发展的相关数据,计算出它们之间的灰色关联度矩阵(表 2)。

表 2 金融业与产业之间的灰色关联度矩阵

	Y_1	Y_2	Y_3	行均值
X_1	0.687 5	0.637 3	0.651 9	0.658 9
X_2	0.676 9	0.707 6	0.667 4	0.683 9
X_3	0.713 3	0.571 8	0.729 9	0.671 7
列均值	0.692 6	0.638 9	0.683 1	—

由表 2 可知,金融业发展对产业发展的关联度最大值为 0.7299,最小值为 0.5718,根据上述关联系数标准可得,金融业与产业之间的关联度大体主要介于(0.35,0.65]这个关联度标准区间,金融业发展对产业发展的耦合作用强度属于中等耦合。

根据前述公式与数据,可以计算出合肥市金融业指标 X_i 与产业发展指标 Y_j 的耦合度,

结果如图 1 所示。

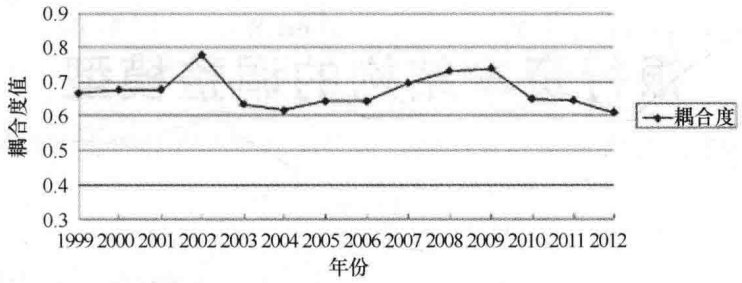


图 1　1999—2012 年合肥市金融业与产业发展的耦合度值

由图 1 可知,整体上来看,合肥市金融业与产业发展的耦合度取值在区间 0.60~0.78 之间,平均取值为 0.6715,说明两系统的协调度发展趋势相对平稳,耦合程度较高。合肥市 1999—2012 年间的耦合度值变化趋势波动比较大,耦合度值都处于 0.6 以上,虽然大体上两系统的协调度稳定,但是中间有两次比较大的波动。

3　意义

通过运用灰色关联分析与耦合度分析,建立了产融协调发展的评价模型,计算合肥市金融业与产业发展的匹配程度。应用该模型,计算表明金融业对产业的耦合作用强于产业对金融业的耦合作用,合肥市金融业与产业在 1999—2012 年间的发展匹配度较高,但在“十二五”初期金融业与产业两个系统的协调度有所下降。针对合肥市金融业与产业协调发展现状,应加快合肥市金融业发展,促进合肥市第二、第三产业的协调发展,此模型对进一步促进合肥市产融结合和经济发展具有重要的理论与现实意义。

参考文献

[1]　刘世锦. 为产业升级和发展创造有利的金融环境[J]. 上海金融, 1996, (4): 31-46.

[2]　杨琳, 李建伟. 金融结构转变与实体经济结构升级(上) [J]. 财贸经济, 2002, (2): 9-13.

[3]　张莉, 阮素梅, 许启发. 金融业与产业发展匹配程度的实证研究[J]. 经济问题, 2013, (6): 63-68.

银行资本结构的调整模型

1 背景

2009 年金融危机爆发以来，金融机构囿于流动性困境而引致财务危机甚至濒临破产等现象引发了管理层和学术界的高度关注，针对流动性风险约束与商业银行资本结构的动态调整机制的研究，了解商业银行在日常的风险管理中应如何保持流动性以应对冲击带来的风险十分重要。Acharya 和 Naqvi[1] 讨论了一个商业周期与银行流动性风险影响的模型。Diamond 和 Rajian[2] 的分析认为，银行流动性创造能力和信贷供给能力的下降，将推升其发行股票融资的成本，从而改变其资本结构。杨有振和王书华[3] 基于 11 家商业银行 2004—2013 年的面板数据，构建了流动性风险约束下商业银行资本结构变化的动态面板联立系统，证实了流动性风险约束对商业银行资本结构调整的时间效应。

2 公式

基于 Acharya 和 Naqvi[1]，Buser 等[4]，Leland 和 Toft[5] 的研究框架，在此对我国商业银行流动性风险与最优资本结构的影响机制进行了理论分析和实证研究。

基于 Acharya 和 Naqv^{i}[1] 等人的研究框架，为准确衡量资产流动性风险对资本结构的影响，假定商业银行的所有资产可以划分为两部分：风险资产和无风险资产，假定受流动性风险约束的风险资产的占比为 ρ，同时风险资产相对于无风险资产的收益率为 e。

商业银行的经营活动是建立在其资本结构之上的，没有资本投入无法产生任何收益，因而，商业银行的收益是其股权资本 ec 和债权资本 dc 的函数 $R(V,ec,dc)$。对银行资本与投资收益间的影响机制可以进一步简化为：$R(V,a)$，其中 $a=\dfrac{ec}{dc}$ 为商业银行资本结构的比率形式。风险资产的规模不但随着收益的变化而变化，也会受到资本结构的影响，即：

$$\dot{V}_t = u(V_t) + \rho a_t + \sigma e$$

此外，假设风险资产的投资收益 R 满足新古典假定：

$$\frac{\partial R}{\partial V}>0,\quad \frac{\partial^2 R}{\partial V^2}<0,\quad \frac{\partial R}{\partial ec}>0,\quad \frac{\partial R}{\partial dc}>0,\quad \frac{\partial^2 R}{\partial ec^2}<0,\quad \frac{\partial^2 R}{\partial dc^2}<0$$

在流动性风险约束条件下，商业银行的经营活动是以市场价值最大化为目标的，考虑

到不确定性，银行市值最大化目标可以表述为：

$$\text{Max}E\left\{\int_t^{+\infty} vau(R_t)\,\mathrm{d}t\right\} = E\left\{\int_t^{+\infty} vau[R(V_t,a_t)]\,\mathrm{d}t\right\} \tag{1}$$

$$s.t.\dot{V}_t = u(V_t) + \rho a_t + \sigma e$$

对流动性风险约束下的商业银行最优资本结构可以通过控制系统的 Hamilton 方程获得：

$$H = vau[R(V_t,a_t)] + \lambda[u(V_t) + \rho a_t + \sigma e]$$

流动性风险约束下的最优资本结构方程可以表述为：

$$[u(V) + \rho a + \sigma e + a'](vau''R' + vau'R'') = vau'R'(\rho - u') \tag{2}$$

据此不难得到流动性风险约束资产规模与商业银行最优资本结构之间的作用机制，式(2) 中对资本结构最优配置比率 a 表述为可以获得商业银行股权资本与债权资本的最优配置。

在流动性风险约束条件下，商业银行的价值最大化会受到资本结构与风险资产规模的限制，尽管风险资产规模的扩张可能会带来银行收益的增加，但过度扩张及流动性风险约束的限制会使得银行收益下降，因而，二者在动态关系上存在着一种近似拟凸函数的变动趋势，风险资产相对于银行收益存在着报酬递减现象。这一规律也同样反映在商业银行资本结构的最优配置比率上(见图 1)。

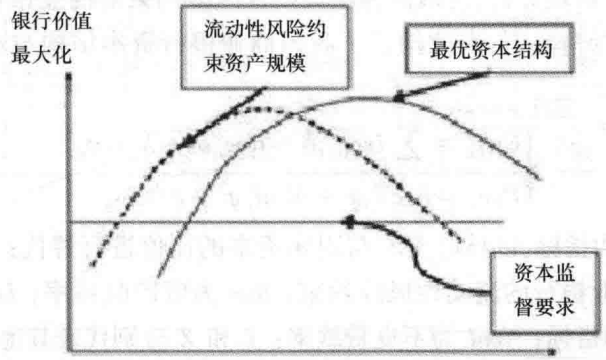


图 1　流动性风险约束与商业银行最优资本结构配置

根据上市商业银行股票价格变动趋势及其收益率(见表 1) 可知，危机期间，股票价格指数的大幅下跌显示了我国股票市场受到严重冲击，危机期间资金的流动性风险加大，从而可能对各商业银行的经营和风险管理形成挑战；各商业银行应对危机的反应大多从增加流动资金的角度入手，这可能影响了商业银行的资本结构；总之，银行日常应对流动性风险的经营操作对各资本组成及其结构必然会形成一定的冲击。

表 1　各上市银行日对数收益率的表现

上市银行(收益率)	均值	偏度	峰度	Jarque-Bera 检验(p 值)
北京银行(R_bj)	-0.000 207	-0.636	7.748	4 848.228(0.000)
工商银行(R_gs)	-0.000 179	-0.230	7.351	4 267.226(0.000)
建设银行(R_js)	-0.000 204	-0.132	6.572	3 392.335(0.000)
交通银行(R_jt)	-0.000 426	-0.104	5.108	2 052.973(0.000)
民生银行(R_ms)	-0.000 225	-0.931	11.676	11 113.144(0.000)
南京银行(R_nj)	0.000 045	-0.128	5.008	1 974.592(0.000)
浦发银行(R_pf)	-0.000 617	-2.313	27.709	62 654.745(0.000)
平安银行(R_pa)	-0.000 455	-3.763	64.036	329 669.824(0.000)
兴业银行(R_xy)	-0.000 511	-5.670	103.422	852 035.079(0.000)
招商银行(R_zs)	-0.000 471	-0.409	6.996	3 895.92(0.000)
中国银行(R_zg)	-0.000 213	0.168	8.041	5 077.906(0.000)
中信银行(R_zx)	-0.000 098	0.130	3.565	1 004.565(0.000)

基于前面模型的数理分析,为准确衡量流动性风险约束对商业银行最优资本结构的影响,在数据可获得性的情况下,在此构建了我国商业银行资本结构与流动性风险约束的面板联立系统:

$$\begin{cases} Cstr_{it} = \sum Liq_{it-1}\delta + Roe_{it}\sigma + X + \varepsilon_{it} \\ Roe_{it} = Loan_{it}\varphi + Nonl_{it}\varphi + Z + \omega_{it} \end{cases} \tag{3}$$

其中,$Cstr$ 为资本结构指标,以核心资本与附属资本的比值进行替代;Liq 为流动性比率或者存贷比率,反映商业银行的流动性风险约束;Roe 为资产收益率;$Loan$ 为资产或者反映商业银行信贷规模的指标;$Nonl$ 为不良贷款率;X 和 Z 分别代表其他的控制变量。

表 2 中的回归结果及 Hausman 检验证实了 2SLS 回归的有效性,模型拟合的 F 值及 χ^2 值表明模型拟合良好,解释变量的总体功效较为显著;解释变量中,流动性风险约束指标——流动性比率(Liq 及 $\ln Liq$) 总体上都通过了显著性检验,且当期及滞后一期的流动性风险约束对商业银行资本结构的约束都相对较为显著;从半弹性系数来看,当期流动性比率对商业银行资本结构比率的约束更为有力,同时,二者的影响方向相反,规模约束变量信贷规模增长(g_Loan)、不良贷款比率($Nonl$)、资本充足率(cdr) 在模型估计中并不显著。

表 2　流动性风险约束下的商业银行资本结构:面板联立系统估计结果

	2SLS 估计		3SLS 估计	
$cstr_{i,t}$	系数	T-值	系数	Z-值
$cstr_{i,t-1}$	0.57	2.50	0.994	45.06
$\ln Liq_{i,t}$	-21.13	-1.95	-11.96	-2.42
$\ln Liq_{i,t-1}$	13.56	1.91	7.415	2.43
$g_Loan_{i,t}$	-0.060	-1.21	-0.001 0	-0.27
$Non_{i,t-1}$	-0.023 8	-0.07	-0.040	-0.26
常数项	30.66	1.88	16.96	1.94
$\ln Liq_{i,t}$	系数	T 值	系数	Z-值
$\ln Liq_{i,t-1}$	0.663	8.29	0.623	6.65
$\Delta cstr_{i,t}$	-0.012 4	-1.21	-0.076	-23.24
$\Delta \ln Loan_{i,t}$	-0.319	-1.31	-0.028	-0.32
$\Delta Nonl_{i,t}$	0.053	0.97	0.013 5	0.051
$cdr_{i,t}$	-0.004	-0.68	-0.005 1	-0.27
常数项	1.365	4.61	1.413	4.18
S 模型拟合结果				
$cstr_{it}$	F	p-value	Chi^2	p-value
	1.60	0.162 8	268 318.06	0.00
$\ln Liq_{i,t}$	14.29	0.000	301 572.88	0.00
	2SLS 与 3SLS 的 Hausman 检验			
	$\chi^2(5) = 6.80$		p-value = 0.236 3	

3　意义

通过流动性风险约束下商业银行资本结构变化的动态面板联立系统,建立了银行资本结构的调整模型,证实了流动性风险约束对商业银行资本结构调整的时间效应。通过该模型的应用,计算表明在流动性风险约束与商业银行资本结构间存在着相互动态作用机制。应对流动性风险冲击,要求商业银行的资本调整在短期内应当侧重于对当期流动性风险约束的调整,而长期内应加强对流动性风险约束时滞效应的调整。流动性控制对于商业银行应对风险冲击具有重要意义,资本充足为商业银行应对流动性风险提供了重要保障,刻画流动性风险约束下商业银行资本结构的动态变化对于维护商业银行的资金流动性、提供风险控制能力具有重要意义。

参考文献

[1] Acharya V, Naqvi H. The Seeds of a Crisis: A Theory of Bank Liquidity and Risk Taking Over the Business Cycle[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 106(2): 349-366.

[2] Diamond W, Rajian G. A Theory of Bank Capital[J]. Journal of Finance, 2000, (55): 2431-2465.

[3] 杨有振, 王书华. 流动性风险约束与商业银行资本结构的动态调整机制——基于面板联立系统的经验与证据[J]. 经济问题, 2013, (6): 7-11.

[4] Buser S A, Chen A H, Kane E J. Federal Deposit Insurance, Regulatory Policy, and Optimal Bank Capital [J]. The Journal of Finance, 2012, 36(1): 51-60.

[5] Leland H E, Toft K B. Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads[J]. The Journal of Finance, 2012, 51(3): 987-1019.

农田水利的供给模型

1 背景

农田水利建设是保障粮食生产、农业发展的重要基础，对工程性缺水严重、旱灾频发的云南省更有着重要的意义。云南省水资源丰富，降水充沛，但时空分布不均匀。山高谷深，地高水低，工程性缺水问题严重，因此加快农田水利工程建设能为实现农业持续增效、粮食持续增产、农民持续增收和农村环境的持续改善、抵御灾害能力的持续增强提供有力的支持和保障。针对云南省农田水利供给的有效性分析，了解云南省农田水利的现状十分重要。叶文辉等[1]以云南省为例，分析和评价农田水利供给的有效性。

2 公式

为分析云南省农田水利建设与粮食产出之间的内在关系，首先选取自变量和因变量。借鉴已有的研究，同时考虑数据的可得性，这里选取与粮食产出有密切关系的粮食播种面积(x_1)、有效灌溉面积(x_2)、成灾面积(x_3)、化肥使用量(x_4) 作为自变量；因变量选取粮食产量。[2]

衡量农田水利建设与粮食产出的关系，是典型的投入产出问题，因此在此以 C-D 生产函数为基础，同时由于各变量是时间序列数据，难免会出现异方差性，为了消除异方差性，这里对各个变量取自然对数，由此模型方程设定为：

$$\ln y = a_0 + a_1 \ln x_1 + a_2 \ln x_2 + a_3 \ln x_3 + a_4 \ln x_4 + u \tag{1}$$

这里选用 ADF 单位根检验方法，应用 Eviews 6.0 软件分别对 $\ln y$ 和 $\ln x_1$、$\ln x_2$、$\ln x_3$、$\ln x_4$ 时间序列的平稳性进行检验，检验结果如表 1 所示。

表 1 变量的 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式	ADF 统计值	临界值	显著性水平	结论
$\ln y$	$(c,t,1)$	-2.737 562	-3.229 230	10%	非平稳
$\ln x_1$	$(c,t,1)$	-2.871 834	-3.225 334	10%	非平稳
$\ln x_2$	$(0,0,1)$	6.384 013	-1.609 798	10%	非平稳
$\ln x_3$	$(c,t,1)$	-4.842 328	-4.339 330	10%	平稳

续表

变量	检验形式	ADF 统计值	临界值	显著性水平	结论
$\ln x_4$	$(c,t,0)$	-2.591 315	-3.225 334	10%	非平稳
$\Delta\ln y$	$(c,0,0)$	-4.360 212	-3.699 871	1%	平稳
$\Delta\ln x_1$	$(0,0,0)$	-5.285 899	-2.653 401	1%	平稳
$\Delta\ln x_2$	$(c,0,0)$	-4.880 472	-3.699 871	1%	平稳
$\Delta\ln x_4$	$(c,0,0)$	-7.297 022	-3.699 871	1%	平稳

注：(c,t,k) 表示单位根检验方程中的截距项、时间趋势项和滞后阶数，0 表示没有截距项或时间趋势，△表示一阶差分，滞后阶数由 AIC 最小原则确定。

由表 1 可以看出，在 10%水平下，$\ln x_3$ 为平稳序列，而被解释变量的单整阶数要小于或者等于解释变量的单整阶数，所以剔除 $\ln x_3$，而 $\ln y$、$\ln x_1$、$\ln x_2$、$\ln x_4$ 均为非平稳序列，对它们进行一阶差分后在 1% 水平下均为平稳序列，所以 $\ln y$、$\ln x_1$、$\ln x_2$、$\ln x_4$ 为一阶单整序列，说明粮食播种面积、有效灌溉面积、化肥使用量都与粮食产量之间存在长期稳定关系，这也符合预期。

由于变量 $\ln y$、$\ln x_1$、$\ln x_2$、$\ln x_4$ 为一阶单整序列，因此接着对相关数据进行协整关系检验。采用最小二乘估计法，利用 Eviews 6.0 操作得到如下方程：

$$\ln y = 3.376481 + 0.811494\ln x_1 + 0.811776\ln x_2 - 0.024349\ln x_4$$
$$t \quad (-3.210676)\ (4.112264) \quad (3.503482) \quad (-0.357175) \tag{2}$$
$$R^2 = 0.983438, \quad F = 494.8252, \quad DW = 1.477068$$

在方程(2) 中，可决系数接近于 1，模型的拟合度较好，解释变量与被解释变量之间的线性关系显著。$\ln x_2$的系数为正值，说明反映云南省农田水利供给的有效灌溉面积与粮食产出之间呈正相关关系，解释变量中只有 $\ln x_4$通不过 t 检验，是由于存在多重共线性，经调整剔除 $\ln x_4$。另外，由于模型选取的是时间序列数据，可能会存在“伪回归”现象，为排除这种可能性，检验模型的残差序列的平稳性，检验结果如表 2 所示。

表 2　残差的 ADF 检验结果

序列	检验形式	ADF 统计值	临界值	显著性水平	结论
RESID	(0,0,0)	-4.852 771	-1.953 381	5%	平稳

由检验结果知道，残差序列在 5% 的显著性水平下平稳，表明了序列 $\ln x_1$、$\ln x_2$和 $\ln y$ 间存在协整关系即长期稳定的均衡关系。经过修正得到长期均衡方程：

$$\ln y = -3.053547 + 0.829478\ln x_1 + 0.736176\ln x_2$$
$$t \quad (-5.782950) \quad (4.422122) \quad (7.943631) \tag{3}$$

$$R^2 = 0.983353, \quad F = 767.9422, \quad DW = 1.461193$$

方程(3)中模型拟合度仍较好,可决系数变动不大,F 值通过置信度水平为 1% 的检验,DW 值接近于 2,即模型不存在一阶序列相关问题,各参数值均能通过 t 检验,由于是时间序列数据,而且采用双对数形式,因此不存在异方差问题。

方程(3)中解释变量的回归系数为各个影响因素的产出弹性,反映了影响因素对粮食产量的贡献程度,根据回归系数发现,反映农田水利供给的有效灌溉面积的弹性系数 0.736,仅次于粮食播种面积的产出弹性 0.829,表明反映农田水利有效供给的有效灌溉面积每增加 1%,粮食产量增长 0.736%。有效灌溉面积较大的弹性系数表明,它在云南省粮食产出增长中起着非常重要的作用,对于农业增产增收,尤其是对工程性缺水严重的云南省的作用更为明显。

由上述分析可知,$\ln y$ 与 $\ln x_1$、$\ln x_2$之间存在协整关系,且残差序列 RESID 是平稳的,至此可以建立 $\ln y$ 与 $\ln x_1$、$\ln x_2$ 之间的误差修正模型,在进行一系列检验与修正后,得到误差修正模型为:

$$\begin{gathered} D(\ln y) = 0.749474D(\ln x_1) + 0.74175D(\ln x_2) - 0.851291ECM(-1) \\ t \qquad (4.298275) \qquad (3.615113) \qquad (-4.461209) \\ R^2 = 0.615272, \quad DW = 1.819859 \end{gathered} \tag{4}$$

在方程(4)中,模型拟合度仍较高,方程通过 DW 检验,变量回归系数通过 t 检验,误差修正项的系数为负,也符合反向修正机制,即当短期波动偏离长期均衡时,二者的误差修正项将以 0.851291 的调整力度对粮食产出进行修正,将非均衡状态调整为均衡状态。

由上述分析可知,有效灌溉面积与粮食产出之间存在协整关系,为进一步揭示出云南省农田水利建设与粮食产出之间的关系,利用格兰杰因果检验对两者之间的关系进行检验,检验结果见表 3。

表 3　格兰杰因果关系检验

原假设	滞后期	1	2	3	4	5	6
$\ln y$ 不是	F 统计量	0.870 52	5.871 04	4.108 83	2.476 37	2.028 13	1.974 95
$\ln x_2$ 的格兰杰原因	P 值	0.359 7	0.009 1	0.021 0	0.008 59	0.141 2	0.163 1
$\ln x_2$ 不是	F 统计量	7.726 18	6.051	1.979 56	2.773 16	2.367	2.207 18
$\ln y$ 的格兰杰原因	P 值	0.010 2	0.008	0.151 3	0.063 3	0.097 8	0.128 5

由表 3 可知,滞后 1 期时,在 5% 显著性水平下二者之间构成单项格兰杰因果关系,即有效灌溉面积是粮食产出的格兰杰原因;滞后 2 期和滞后 4 期时,有效灌溉面积和粮食产出之间存在双向格兰杰因果关系;滞后 3 期,在 5% 显著性水平下存在粮食产出与有效灌溉面积的单向格兰杰因果关系,即粮食产出是有效灌溉面积的格兰杰原因;滞后 5 期,在

10% 显著性水平下存在有效灌溉面积到粮食产出的单向格兰杰因果关系,即有效灌溉面积是粮食产出的格兰杰原因。

研究云南省历年农田水利的供给效率,采用不变规模报酬的 CRS 模型,线性规划模型为:

$$\begin{cases} Min\theta(\theta \text{无约束}) \\ s.t. \sum_{i=1}^{n} \lambda_i x_i \leqslant \theta x_0 \\ \sum_{i=1}^{n} \lambda_i x_i \geqslant y_0, \lambda_i \geqslant 0 (i = 1,2,3,\cdots,n) \end{cases}$$

模型中 θ 为效率值,$\theta \in [0,1]$;λ_i 为线性规划变量;x_i 和 y_i 为各年的投入和产出变量,其中 x_0、y_0 分别为评价年的投入和产出变量。[3]

表 4　云南省 2000—2012 年水利建设相关数据

年份	输入指标		输出指标	
	农村水利投资(亿元)	农民投入总量(亿工日)	生产总值(亿元)	农林牧渔业总产值(亿元)
2000	18.15	10.5	2 011.19	680.86
2001	18.37	8.7	2 138.31	703.53
2002	18.64	7.5	2 312.82	743.75
2003	22.36	7.2	2 556.02	799.33
2004	24.61	6.3	3 081.91	965.22
2005	23.17	6	3 462.73	1 068.58
2006	51.02	5.1	3 988.14	1 209.76
2007	78.37	4.5	4 772.52	1 414.79
2008	84.64	3.3	5 692.12	1 641.46
2009	113.31	4.8	6 169.75	1 706.19
2010	123.81	1.2	7 224.18	1 810.53
2011	201.21	0.6	8 893.12	2 306.49
2012	264	0.3	10 309.47	2 680.22

将云南省历年水利设施的投入产出数据代入 LINDO 软件,依次求出 2000—2012 年 13 个评价单元的 θ、$\sum\lambda_i/\theta$ 的值,其中 S^-、S^+ 分别是剩余变量和松弛变量,S^- 代表的是无效投入量,S^+ 代表的是产出不足量,运行结果如表 5 所示。

表 5　DEA 模型输出结果

年份	θ	$\sum\lambda_i/\theta$	S_1^-	S_2^-	S_1^+	S_2^+
2000	0.741 5	0.783 3	0	14.334 7	0	6.067 7
2001	0.778 9	0.792 8	0	10.237	0	7.345 8
2002	0.830 2	0.804 5	0	7.397 5	0	8.075 9
2003	0.764 9	0.965	0	3.594 4	0	8.426 5
2004	0.844 1	1.049 5	0	0	0	23.315
2005	1	1	0	0	0	0
2006	0.855 8	0.797 4	0	0	0	35.508 4
2007	0.803 4	1.116 5	0	0	0	38.908 2
2008	0.973 8	0.429 3	0	0	0	32.274 9
2009	0.776 7	1.436 2	0	0	16.361 5	0
2010	1	1	0	0	0	0.000 2
2011	1	1	0	0	0	0
2012	1	1	0	0	0.000 4	0

（1）综合效率分析

由表 9 可知，$\theta=1$ 且 $S_1^-=0$，$S_2^-=0$，$S_1^+=0$，$S_2^+=0$ 的评价单元有 2 个，分别为 2005 年和 2011 年，这 2 个评价单元为 CCR 模型下 DEA 有效；$\theta=1$，但松弛变量不全为零的评价单元也有两个，分别为 2010 年和 2012 年，它们为 CCR 模型下弱 DEA 有效的评价单元；$\theta<1$ 的评价单元有 9 个，为 2000 年、2001 年、2002 年、2003 年、2004 年、2006 年、2007 年、2008 年、2009 年。

（2）规模效率分析

反映农田水利规模收益的指标是规模效率值，若规模效率 $\sum\lambda_i/\theta=1$，则该评价单元的规模收益不变；若 $\sum\lambda_i/\theta<1$，则规模报酬递增；若 $\sum\lambda_i/\theta>1$，则规模收益递减。

表 6　非 DEA 有效年份影子价格

年份	资金投入	劳动投入	生产总值	农林牧渔业总产值
2000	0.055 1	0	−0.000 4	−0.000 3
2001	0.054 4	0	−0.000 4	−0.000 3
2002	0.053 6	0	−0.000 3	−0.000 2
2003	0.044 7	0	−0.000 3	−0.000 5
2004	0.015	0.03	−0.000 3	0
2006	0.011 8	0.023 5	−0.000 2	−0.000 7
2007	0.009 2	0.018 5	−0.000 1	−0.000 7
2008	0.009 4	0.018 8	−0.000 2	0
2009	0.007 5	0.009 2	0	−0.001 1

(3) 非 DEA 有效年份结果分析(见表 6)

在线性优化模型中,影子价格表示当对应约束有微小变动时目标函数的变化率,常用来反映资源最优配置效果,可被用来分析效率低下或者无效率的原因。在此模型中,它表示对应约束中指定项增加 1 个单位目标函数减少的单位数,在这里,如果影子价格数值较大,则说明资源投入的配置效率较低,鉴于此,应减少该资源的总体投入规模,从而提高整体的效率;反之,应增加投入规模,提高效率。

对 2012 年云南省各州市农田水利设施的供给效率的评价采用规模报酬可变(VRS) 条件下的 DEA 模型,从产出的角度(投入不变的情况下,如何使产出最大化),对表 7 中的数据进行测算,通过运行 DEAP-2.1 软件来测算 2012 年云南省各州市水利基础设施的投入产出效率,测算结果见表 8。

表 7　云南省各州市 2012 年水利投入产出值

地区	输入指标		输出指标
	水利投资(亿元)	第一产业就业人员数(万人)	农林牧渔业总产值(亿元)
昆明	22.5	0.33	268.84
曲靖	34.2	0.39	443.87
玉溪	13.6	0.22	170.95
保山	18.7	0.49	184.91
昭通	23	0.22	176.79
丽江	7.8	0.35	65.62
普洱	19.2	1.41	190.24
楚雄	23.3	0.26	221.01
红河	21.4	1.55	260.83
文山	15.3	0.59	192.46
西双版纳	6.1	0.36	115.2
大理	20.4	0.51	285.58
德宏	7.6	1.22	91.34
迪庆	5.1	0.1	14.76

表 8　2012 年云南省各州市农田水利投入产出效率

序号	地区	综合效率值 *crste*	纯技术效率值 *vrste*	规模效率值 *scale*	所处规模报酬生产阶段
1	昆明	1	1	1	-
2	曲靖	1	1	1	-
3	玉溪	0.955	1	0.955	irs
4	保山	0.667	0.697	0.958	drs
5	昭通	0.706	0.919	0.768	irs
6	丽江	0.528	0.614	0.859	irs
7	普洱	0.539	0.705	0.765	drs
8	楚雄	0.747	0.879	0.850	irs
9	红河	0.686	0.891	0.770	drs
10	文山	0.769	0.856	0.899	drs
11	西双版纳	1	1	1	-
12	大理	0.955	1	0.955	drs
13	德宏	0.659	0.899	0.951	drs
14	迪庆	0.217	1	0.217	irs
均值	-	0.745	0.875	0.853	

注："drs"为规模报酬递减；"irs"为规模报酬递增；"-"为规模报酬不变。

由表 8 可知，2012 年云南省水利基础设施总体效率偏低，均值为 0.745，其中在 14 个州市中，达到 DEA 有效的州市只有 3 个，分别为昆明、曲靖、西双版纳，即这三个州市达到了最佳的投入和产出水平，基本实现动态优化。

3　意义

通过云南省农田水利建设水平与粮食产出关系模型和不变规模报酬的 CRS 模型，建立了农田水利的供给模型，计算了云南省历年农田水利的供给效率。得到的计算结果表明有效灌溉面积是影响粮食产量的关键因素，农田水利建设水平的提高对保障粮食供给的意义重大，云南省及其各州市在农田水利供给上存在资金投入不足、水利供给效率低下、多数州市水利投入产出趋于无效状态、农田水利投入总体上缺乏效率等问题，应从加大投入规模、提高供给效率方面提升云南省农田水利供给的有效性，此模型以期为西南地区乃至与云南省情相似地区提高农田水利供给效率提供决策参考和借鉴。

参考文献

[1] 叶文辉，孙莉莉，姚永秀. 农田水利供给的有效性分析——以云南省为例[J]. 经济问题，2013，(6)：73-80.

[2] 邱士利. 农田水利基础设施建设与粮食产出关系实证研究——以福建省为例[J]. 福建论坛(人文社会科学版)，2013，(12).

[3] 江春明，霍伟，葛久研. 安徽省水利投入有效性分析[J]. 水利经济，2011，(5).

新股申购的投资收益模型

1 背景

新股发行询价制度不断改革,IPO 定价过程市场化程度获得提高,市场波动引起投资风险增加,新股上市后既可能获得高的收益,也可能出现深度破发。王晋斌[1]以 Rock 模型为基础,发现股利、中签率、发行量以及宏观经济因素对 IPO 首日超额收益均无显著影响。王春峰和姚锦[2]的研究发现,我国 IPO 高抑价的原因在于一级市场的供求失衡和二级市场的过度投机。邢通政和沈沛龙[3]选取新股首日收益率和代表性股指为市场投机因素的描述变量,以 VAR 模型反映二者间的动态联系,研究了市场投机因素对新股申购投资收益的影响规律。

2 公式

以新股首日收益率和股指对数收益率的变动作为市场投机情绪的描述变量,以 VAR 模型反映二者间的动态联系,刻画新股市场的系统性风险。回避一般选用新股个股代理变量的研究方法,创新点是选取了市场投机描述变量,从市场投机的角度对新股首日收益率的波动提出新的假设,以此研究市场投机对新股申购投资收益的影响规律。

如图 1 和图 2 所示,新股申购投资风险主要表现为新股首日超额收益的复杂波动以及超额收益波动的低点为负的情形。提高新股申购投资收益水平、管理新股申购投资风险关键在于准确地预判新股首日收益率运动趋势。

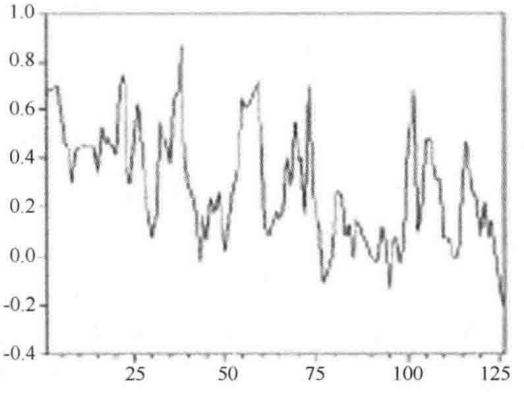


图 1 中小板新股每周平均首日收益率波动

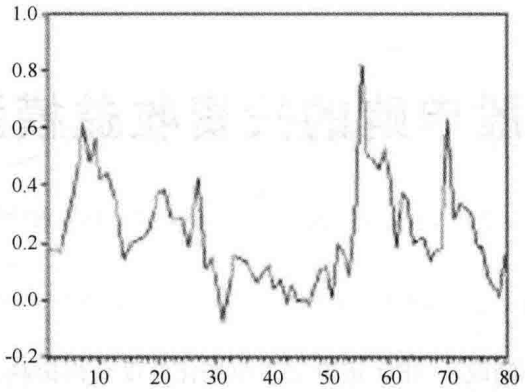


图 2　创业板新股每周平均首日收益率波动

根据以往的研究成果,假设新股首日收益率主要由市场投机决定,市场投机情绪越强,新股首日收益率越高,而当市场投机情绪极端弱时,新股将出现集中破发甚至发行失败现象。因此,应选择恰当的市场投机描述变量对新股首日收益率的变化进行刻画。在我国新股发行的询价体制下,影响新股首日收益的环节如图 3 所示。

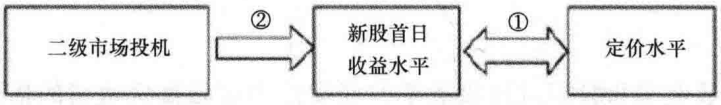


图 3　新股申购投资收益作用环节

过程①是新股首日收益水平与定价水平之间的相互作用环节,新股首日收益率将影响询价机构的报价和最终的定价水平,新股定价水平的变化将在下一期影响新股首日收益率,二者形成双向反馈关系。过程②表示新股申购成功之后在二级市场卖出获得收益,二级市场强弱将对新股申购投资收益产生影响,二级市场情绪变量是刻画新股市场投机因素的描述变量。

2.1　模型与数据

(1)VAR 模型的一般原理

VAR 模型是自回归模型的联立形式,在每一个方程中,因变量可对 VAR 的所有变量滞后值进行回归,估计变量间的动态关系,其数学表达式为:

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \cdots + \Phi_p y_{t-p} + Hx_t + \varepsilon_t, t = 1,2,\cdots,T \tag{1}$$

其中,y_t 是 k 维内生变量列向量,k 为变量个数,x_t 是 d 维外生变量列向量,p 是滞后阶数,T 是样本个数,$k \times k$ 维矩阵($\Phi_1,\cdots,\Phi_p$)和 $k \times d$ 维矩阵(H)是待估计的系数矩阵,ε_t 是 k 维扰动列向量,ε_t 可以相互同期相关,但不与自己的滞后值相关且不与等式右边的变量相关。

使用 VAR 模型拟合的时间序列数据首先要保证数据的平稳性，方法主要采用 ADF 单位根检验，有的不平稳时间序列可以通过退势过程或者差分过程转化为平稳时间序列数据。

设 z 存在 p 阶序列相关，式(2) 是 ADF 检验的回归方程，可以选择包含常数项的式(3)或者包含时间趋势项的式(4)。

$$\Delta z_t = \eta z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta z_{t-i} + u_t, t = 1,2,\cdots T \tag{2}$$

$$\Delta z_t = \eta z_{t-1} + \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta z_{t-i} + u_t, t = 1,2,\cdots T \tag{3}$$

$$\Delta z_t = \eta z_{t-1} + \alpha + \delta t + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta z_{t-i} + u_t, t = 1,2,\cdots T \tag{4}$$

检验原假设为 $H_0:\eta = 0$。如果检验拒绝原假设，则序列 z 不存在单位根，为平稳过程，否则序列 z 是不平稳的。

VAR 模型的估计还需正确地选择滞后阶数，根据 AIC 和 SC 准则、HQ 信息准则、LR(对数似然比)值以及 FPE 统计量作为确定模型滞后阶数的依据。

VAR 模型估计完成后，将检验模型的有效性和恰当性，首先根据模型的显著性水平、拟合优度和对数似然值等指标评价模型的拟合效果，之后将诊断模型的滞后结构，其中主要检验模型的稳定性，最后进行 VAR 模型残差检验。

将建立一个二元 VAR 模型，使用 Eviews5.0 软件进行数据拟合，并完成上述选择和检验，限于篇幅，此处对具体的计量处理技术细节不再赘述。根据模型的估计结果，分析变量之间的经济关系。

(2)Granger 因果关系检验分析

为进一步判别模型的经济意义，继续使用 Granger 因果关系检验的方法分析变量之间的关系。Granger 因果关系检验是 VAR 模型的一个重要应用，主要检验一个内生变量是否可作为外生变量对待。其实质是检验一个变量的滞后值能否引入到其他变量方程中。在二元 p 阶的 VAR 模型式(5)中，当且仅当系数 $\varphi_{12}^{(q)}(q = 1,2,\cdots,p)$ 全部为 0 时，x 不是 y 的 Granger 原因，表明 x 是外生于 y 的；否则，则认为 x 是 y 的 Granger 原因。

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + \begin{pmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-p} \\ x_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \tag{5}$$

Granger 因果关系检验可在 Eviews5.0 软件 VAR 的滞后结构检验中实现。

(3)脉冲响应函数

脉冲响应函数可以进一步分析变量间受到扰动冲击后相互间的影响。假设式(1) 中不含外生变量，可以将式(1) 转化为无穷阶的向量动平均形式，即有：

$$y_t = (I_k - \Phi_1 L - \cdots - \Phi_p L^p)^{-1} \varepsilon_t = (I_k + \Theta L + \Theta_2 L^2 + \cdots) \varepsilon_t, t = 1,2,\cdots,T \tag{6}$$

其中，$\Theta(L)=\Phi(L)^{-1}=\Theta_0+\Theta_1L+\Theta_2L^2+\cdots$，$I_k$ 为单位矩阵，L 为滞后算子。式(6) 中，y_t 的第 i 个变量 y_{it} 可以表示为：

$$y_{it}=\sum_{j=1}^{k}(\theta_{ij}^{(0)}\varepsilon_{jt}+\theta_{ij}^{(1)}\varepsilon_{jt-1}+\theta_{ij}^{(2)}\varepsilon_{jt-2}+\cdots),t=1,2,\cdots,T \tag{7}$$

在二元 VAR 模型中，$\Theta_q=\theta_{ij}^{(q)}$，$q=0,1,2,\cdots;i=1,2;j=1,2$，式(6) 简化为：

$$\begin{pmatrix}y_{1t}\\y_{2t}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\theta_{11}^{(0)}&\theta_{12}^{(0)}\\\theta_{21}^{(0)}&\theta_{22}^{(0)}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\varepsilon_{1t}\\\varepsilon_{2t}\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}\theta_{11}^{(1)}&\theta_{12}^{(1)}\\\theta_{21}^{(1)}&\theta_{22}^{(1)}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\varepsilon_{1t-1}\\\varepsilon_{2t-1}\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}\theta_{11}^{(2)}&\theta_{12}^{(2)}\\\theta_{21}^{(2)}&\theta_{22}^{(2)}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\varepsilon_{1t-2}\\\varepsilon_{2t-2}\end{pmatrix}+\cdots \tag{8}$$

在式(8) 中，假定在基期给 y_1 一个单位的脉冲，即有：

$$\varepsilon_{1t}=\begin{cases}1,t=0\\0,t\neq0\end{cases},\quad \varepsilon_{2t}=0,\quad t=0,1,2,\cdots \tag{9}$$

则 y_1 的脉冲引起 y_2 的一系列响应，分别为

$$\begin{aligned}y_{20}&=\theta_{21}^{(0)},\quad t=0\\y_{21}&=\theta_{21}^{(1)},\quad t=1\\y_{22}&=\theta_{21}^{(2)},\quad t=2\\&\cdots\end{aligned} \tag{10}$$

同理，y_2 的脉冲引起 y_1 的一系列响应分别为 $\theta_{12}^{(0)},\theta_{12}^{(1)},\theta_{12}^{(2)},\cdots$，因此一般地认为二元 VAR 模型中 y_j 的脉冲引起的 y_i 的一系列响应，可用 Θ_q 的第 i 行、第 j 列元素表示：

$$\theta_{ij}^{(q)}=\frac{\partial y_{i,t+q}}{\partial\varepsilon_{jt}},\quad q=0,1,2,\cdots;\quad t=1,2,\cdots,T \tag{11}$$

式(11) 是 q 的函数，描述了在时期 t，第 j 个变量的扰动项增加一个单位，其他扰动不变，且其他时期的扰动均为常数的情况下 $y_{i,t+q}$ 对 ε_{jt} 的一个单位冲击的反应，式(11) 即称为二元 VAR 模型的脉冲响应函数。

选取 2009 年 6 月 29 日至 2011 年 12 月 31 日发行的 376 只中小板新股和 2010 年 6 月 1 日至 2011 年 12 月 31 日发行的 196 只创业板新股的价格数据以及新股申购日的中小板和创业板指数收盘数据为研究对象，数据选择的时间区间基于 IPO 重启或创业板指数推出日到 2011 年末，中小板或创业板新股的发行保持了较好的连续性和稳定性。

除黄金周休市外，设每个交易周为一个时期 t，根据原始数据可计算中小板或创业板每一个时期 t 发行的新股首日收益率，为便于叙述，在此根据需要在变量后以(S)标示中小板，以(G)标示创业板。为克服可能存在的异方差问题，首先将收益率进行对数化处理。定义为：

$$r_{ti}=\ln P_{ti}-\ln P_{it}^0 \tag{12}$$

其中，P_{it} 和 P_{it}^0 分别为相应板面的第 t 期第 i 只新股的首日收盘价和发行价，r_{ti} 为某板面第 t 期第 i 只新股首日相对于发行价的对数收益率(以下简称为首日收益率)。

为抑制个股因素对新股首日表现的影响，设某板面时期 t 内新股首日收益率为这个时期发行的所有新股首日收益率的算术均值。即有：

$$r_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N_t} r_{it} \tag{13}$$

其中，N_t 为该板第 t 期发行的新股只数，r_t 为该板时期 t 的新股首日收益率。

如果某板面时期 t 没有新股发行，则假设这个时期的新股首日收益率为其前后两个时期新股首日收益率的算术均值，以保持时间间隔的稳定。

另外，设与每一个时期 t 的新股首日收益率对应的都存在一个时期 t 的代表性股指水平，我们分别选择中小板指数和创业板指数为与中小板和创业板新股首日收益率相对应的代表性股指，如果时期 t 某板面有新股发行，以时期 t 所有该板面新股发行日当日的板面收盘指数的算术平均值为时期 t 该板面的代表性股指水平。如果时期 t 某板面无新股发行，则以时期 t 该板面收盘指数为其代表性股指水平，以保持时间间隔稳定。

定义时期 t 的代表性股指对数收益率为：

$$R_t = \ln U_t - \ln U_{t-1} \tag{14}$$

其中，R_t 为第 t 期某板面股指对数收益率，U_t 为第 t 期该板面股指。

最终，我们分别得到中小板和创业板各自所有时期 t 的新股首日收益率和代表性股指对数收益率两组时间序列数据，列为 $r_t(S)$—$R_t(S)$ 和 $r_t(G)$—$R_t(G)$。

以 VAR 模型拟合 $r_t(S)$—$R_t(S)$ 和 $r_t(G)$—$R_t(G)$，估计结果记为 $VAR01(S)$ 和 $VAR01(G)$，再对 r_t 进行差分运算，结果记为 Dr_t。我们以 Dr_t 描述新股首日收益率的波动趋势，拟合 $Dr_t(S)$—$R_t(S)$ 和 $Dr_t(G)$—$R_t(G)$，估计结果记为 $VAR02(S)$ 和 $VAR02(G)$，进而分析变量间的关系。

2.2 实证结果

（1）VAR 模型的拟合与模型评价分析

第一，平稳性检验。

由表 1 中 ADF 平稳性检验结果可知，所有序列的检验结果均拒绝序列存在单位根的原假设，因此可以认为所有序列都是平稳的。

表 1 ADF 平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	1%显著性水平临界值	5%显著性水平临界值
$r_t(S)$	-5.01	-4.03	-3.44
$Dr_t(S)$	-12.54	-2.58	-1.94
$R_t(S)$	-11.66	-2.58	-1.94
$r_t(G)$	-3.61	-3.52	-2.90
$Dr_t(G)$	-11.41	-2.59	-1.94
$R_t(G)$	-9.72	-2.59	-1.94

第二,VAR 的滞后期数选择和拟合分析。

在表 2 中,“ * ”表示依照相应规则应选择的最佳滞后阶数。最终,确定 *VAR*01(*S*)和 *VAR*01(*G*) 的最佳滞后阶数为 1 阶,*VAR*02(*S*) 的最佳滞后阶数为 2 阶,*VAR*02(*G*)的最佳滞后阶数为 5 阶。

表 2　VAR 的滞后期数判定规则数据

模型	*Lag*	Log*L*	*LR*	*FPE*	*AIC*	*SC*	*HQ*
*VAR*01(*S*)	0	240.25	NA	6.04×10^{-5}	−4.04	−3.99	−4.02
	1	289.03	95.09	2.83×10^{-5} *	−4.80 *	−4.66 *	−4.74 *
*VAR*01(*G*)	0	155.30	NA	5.14×10^{-5}	−4.20	−4.14	−4.17
	1	184.95	56.86	2.55×10^{-5} *	−4.90 *	−4.71 *	−4.83 *
*VAR*02(*S*)	0	264.30	NA	4.02×10^{-5}	−4.45	−4.40	−4.43
	1	271.93	14.88	3.78×10^{-5}	−4.51	−4.37	−4.45
	2	286.01	26.96	3.19×10^{-5} *	−4.68 *	−4.44 *	−4.58 *
*VAR*02(*G*)	0	166.78	NA	3.75×10^{-5}	−4.51	−4.45	−4.49
	1	177.25	20.08	3.14×10^{-5}	−4.69	−4.50 *	−4.62 *
	2	182.09	9.02	3.07×10^{-5}	−4.71	−4.40	−4.59
	3	184.40	4.15	3.22×10^{-5}	−4.67	−4.23	−4.49
	4	191.49	12.46	2.96×10^{-5}	−4.75	−4.19	−4.53
	5	197.75	10.63 *	2.79×10^{-5} *	−4.82 *	−4.12	−4.54

第三,VAR 的拟合结果和检验。

以 VAR 模型对数据拟合,得到模型估计结果,见表 3。

表 3 中数据主要是每一个变量的系数估计值,其中“( )”中数字为系数的标准差,“[ ]”中的数字为系数的 t 统计量,R^2 为每一个方程的拟合优度。此外,估计结果中,所有模型和方程均具有较大的对数似然值和较小的 *AIC* 值和 *SC* 值,表明了方程估计的有效性。对所有模型进行残差序列相关性检验,结果表明,模型均不存在显著的序列相关性。进行 White 异方差检验,显示所有模型均不能拒绝不存在异方差的原假设。利用 VAR 的 AR 根图表检验模型的稳定性,所有特征方程根模的倒数均小于 1,表明所有模型都是稳定的。

第四,变量间的关系分析。

由于模型中系数显著性 t 检验的自由度远大于 60,所以在此取 $|t| > 1.96$ 为系数显著性的判定标准,于是得到如下分析结果。

表 3　VAR 估计结果主要数据

*VAR*01(S)			*VAR*01(G)		
	$r_t(S)$	$R_t(S)$		$r_t(G)$	$R_t(G)$
$r_{t-1}(S)$	0.767 807 (0.065 04) [11.804 8]	0.078 733 (0.014 89) [5.289 00]	$r_{t-1}(G)$	0.767 760 (0.085 79) [8.949 46]	0.123 997 (0.027 89) [4.445 74]
$R_{t-1}(S)$	−0.334 569 (0.381 52) [−0.876 93]	−0.209 969 (0.087 32) [−2.404 60]	$R_{t-1}(S)$	−0.583 966 (0.333 61) [−1.750 44]	−0.273 951 (0.108 46) [−2.525 77]
c	0.062 461 (0.023 89) [2.614 88]	−0.023 791 (0.005 47) [−4.351 81]	c	0.051 946 (0.024 98) [2.079 84]	−0.034 548 (0.008 12) [−4.254 56]
R^2	0.553 303	0.188 524	R^2	0.523 213	0.212 894
*VAR*02(S)			*VAR*02(G)		
	$Dr_t(S)$	$R_t(S)$		$Dr_t(G)$	$R_t(G)$
$Dr_{t-1}(S)$	−0.142 410 (0.091 86) [−1.550 37]	0.076 116 (0.019 38) [3.926 70]	$Dr_{t-1}(G)$	−0.382 410 (0.118 54) [−3.225 97]	0.131 858 (0.040 91) [3.222 91]
$Dr_{t-2}(S)$	−0.032 317 (0.092 64) [−0.348 82]	0.097 867 (0.019 55) [5.005 83]	$Dr_{t-2}(G)$	−0.104 614 (0.126 87) [−0.824 57]	0.114 990 (0.043 79) [2.626 09]
$R_{t-1}(S)$	−0.816 942 (0.387 82) [−2.106 50]	−0.121 984 (0.081 84) [−1.490 50]	$Dr_{t-3}(G)$	−0.034 417 (0.132 00) [−0.260 74]	0.143 334 (0.045 56) [3.146 24]
$R_{t-2}(S)$	−0.169 229 (0.386 07) [−0.438 34]	0.204 016 (0.081 47) [2.504 15]	$Dr_{t-4}(G)$	0.057 872 (0.137 29) [0.421 52]	0.105 741 (0.047 38) [2.231 53]
c	−0.008 037 (0.014 78) [−0.543 68]	0.000 224 (0.003 12) [0.071 73]	$Dr_{t-5}(G)$	−0.013 211 (0.120 16) [−0.109 95]	0.030 659 (0.041 47) [0.739 26]
–	–	–	$R_{t-1}(G)$	−0.897 060 (0.363 89) [−2.465 19]	−0.279 091 (0.125 59) [−2.222 21]

续表

*VAR*02(S)			*VAR*02(G)		
	$Dr_t(S)$	$R_t(S)$		$Dr_t(G)$	
–	–	–	$R_{t-2}(G)$	−0.214 208 (0.374 75) [−0.571 60]	0.083 550 (0.129 34) [0.645 97]
–	–	–	$R_{t-3}(G)$	0.072 312 (0.358 30) [0.201 84]	−0.054 376 (0.123 66) [−0.439 71]
–	–	–	$R_{t-4}(G)$	−0.795 664 (0.348 37) [−2.283 97]	0.127 684 (0.120 23) [1.061 96]
–	–	–	$R_{t-5}(G)$	−1.052 966 (0.345 32) [−3.049 25]	0.037 859 (0.119 18) [0.317 66]
–	–	–	c	−0.012 211 (0.013 76) [−0.887 56]	−0.002 099 (0.004 75) [−0.441 97]
R^2	0.056 038	0.246 445	R^2	0.357 903	0.290 862

*VAR*01(S) 中，$r_{t-1}(S)$ 、c 对 $r_t(S)$ 的影响具有统计显著性，$R_{t-1}(S)$ 对 $r_t(S)$ 的影响不具有统计显著性，$r_{t-1}(S)$ 、$R_{t-1}(S)$ 、c 对 $R_t(S)$ 的影响均具有统计显著性。*VAR*01(G) 中，$r_{t-1}(G)$ 、c 对 $r_t(G)$ 的影响具有统计显著性，$R_{t-1}(G)$ 对 $r_t(G)$ 的影响虽然仍不具有统计显著性，但较 *VAR*01(S) 模型对应的显著水平有所提高，$r_{t-1}(G)$ 、$R_{t-1}(G)$ 、c 对 $R_t(G)$ 的影响均具有统计显著性。*VAR*02(S) 中，$R_{t-1}(S)$ 对 $Dr_t(S)$ 的影响具有统计显著性，$Dr_{t-1}(S)$ 、$Dr_{t-2}(S)$ 、$R_{t-2}(S)$ 对 $R_t(S)$ 的影响均具有统计显著性。*VAR*02(G) 中，$Dr_{t-1}(G)$ 、$R_{t-1}(G)$ 、$R_{t-4}(G)$ 和 $R_{t-5}(G)$ 对 $Dr_t(G)$ 的影响具有统计显著性，$Dr_{t-1}(G)$ 、$Dr_{t-2}(G)$ 、$Dr_{t-3}(G)$ 、$Dr_{t-4}(G)$ 以及 $R_{t-1}(G)$ 对 $R_t(G)$ 的影响均具有统计显著性。

从拟合优度值角度看，*VAR*01 (S) 和 *VAR*01(G) 的拟合优度值较接近，$r_t(S)$ 和 $r_t(G)$ 波动的50% 以上可由各自方程的解释变量解释，$R_t(S)$ 和 $R_t(G)$ 的波动约 20%可以由各方程相应的解释变量解释。*VAR*02(S) 中对 $Dr_t(S)$ 拟合的方程拟合优度值较小，对 $R_t(S)$ 拟合的方程拟合优度值为 0.246，即 24.6% 的 $R_t(S)$ 波动状况可由解释变量解释。*VAR*02(G) 中，$Dr_t(G)$ 波动状况的 35.8% 和 $R_t(G)$ 波动状况的 29.1%可分别由各自的解释变量解释。由于创业板二级市场对新股首日收益率的影响大于中小板，其对新股首日收益率波动

趋势的影响也较大，因而 *VAR*02(G) 含有更多的滞后阶数，方程拟合优度也高于 *VAR*02(S)。

(2) Granger 因果关系检验分析

Granger 因果关系检验作为另一个角度的分析，列于表 4 中。

表 4　模型变量间的 Granger 因果关系检验

	原假设	χ^2 统计量	自由度	P 值
*VAR*01(S)	$R(S)$不能 Granger 引起 $r(S)$	0.769	1	0.380 5
	$r(S)$不能 Granger 引起 $R(S)$	27.97	1	0.000 0
*VAR*01(G)	$R(G)$不能 Granger 引起 $r(G)$	3.064	1	0.080 0
	$r(G)$不能 Granger 引起 $R(G)$	19.76	1	0.000 0
*VAR*02(S)	$R(S)$不能 Granger 引起 $Dr(S)$	4.550	2	0.102 8
	$Dr(S)$不能 Granger 引起 $R(S)$	36.00	2	0.000 0
*VAR*02(G)	$R(G)$不能 Granger 引起 $Dr(G)$	22.97	5	0.000 3
	$Dr(G)$不能 Granger 引起 $R(G)$	20.88	5	0.000 9

由表 4 可知，在 10% 的显著水平下，$R(G)$与 $r(G)$互为对方的 Granger 原因。$R(S)$不是 $r(S)$的 Granger 原因，$r(S)$是 $R(S)$的 Granger 原因。$R(S)$不是 $Dr(S)$的 Granger 原因，但处于临界位置，$Dr(S)$是 $R(S)$的 Granger 原因。

较之对 VAR 模型的分析，Granger 因果关系检验的结果加强了创业板新股首日收益率与二级市场投机因素之间的双向互动反馈联系，削弱了中小板二级市场投机因素对新股首日收益率的影响，反映了创业板市场规模小于中小板，一、二级市场联系更加密切和投机性更强的特点。同时也注意到，创业板新股首日收益率与二级市场投机因素之间的双向影响是非对称的。

(3) 脉冲响应函数分析

进一步利用脉冲响应函数定量分析市场投机描述变量对新股首日收益率的影响。在前文对模型变量关系分析的基础上，对于中小板，在 *VAR*01(S) 中考察 $r_t(S)$ 对 $r_{t-1}(S)$ 的脉冲响应函数，在 *VAR*02(S)中，虽然 $R(S)$不能 Granger 引起 $Dr(S)$，但其判定概率 P 值处于临界值 10% 附近，所以，选择考察 $Dr_t(S)$ 对 $R_t(S)$ 的脉冲响应函数。对于创业板，在 *VAR*01(G)中考察 $r_t(G)$ 对 $r_{t-1}(G)$ 的脉冲响应函数和 $r_t(G)$ 对 $R_t(G)$ 的脉冲响应函数，在 *VAR*02(G)中考察 $Dr_t(G)$ 对 $Dr_{t-1}(G)$ 的脉冲响应函数和 $Dr_t(G)$ 对 $R_t(G)$ 的脉冲响应函数。以上脉冲响应函数的图像可由图 4~图 9 表示。

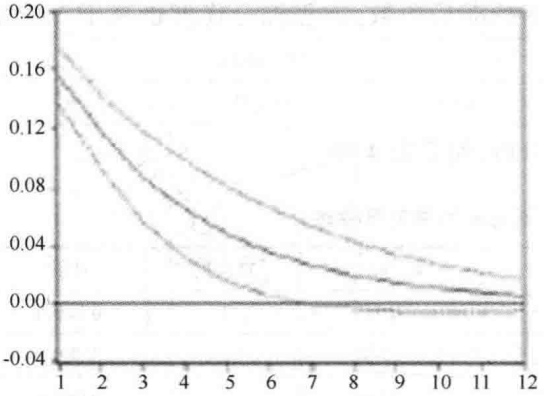


图 4　$r_t(S)$ 对 $r_{t-1}(S)$ 的冲击反映路径

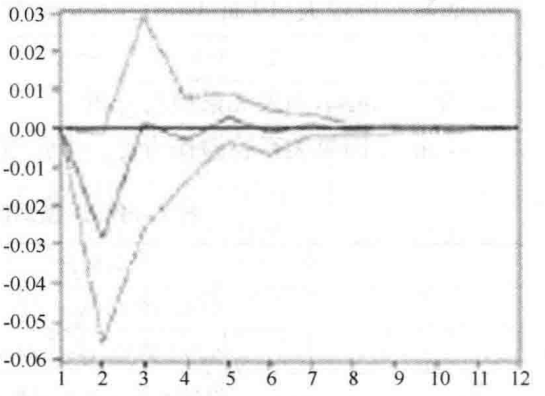


图 5　$Dr_t(S)$ 对 $R_t(S)$ 的冲击反映路径

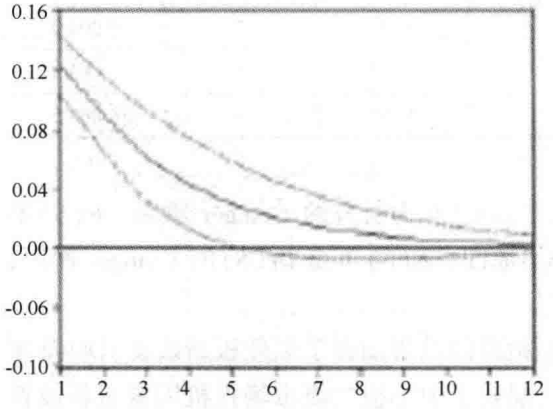


图 6　$r_t(G)$ 对 $r_{t-1}(G)$ 的冲击反映路径

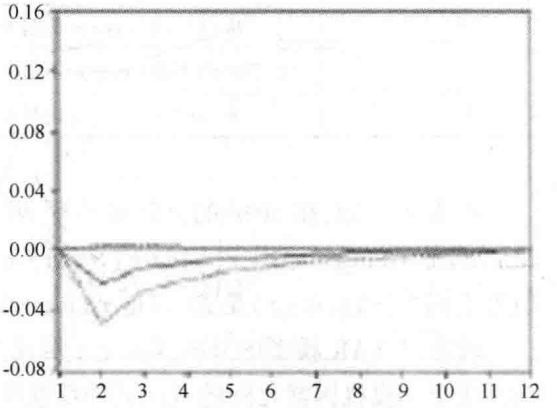


图 7　$r_t(G)$ 对 $R_t(G)$ 的冲击反映路径

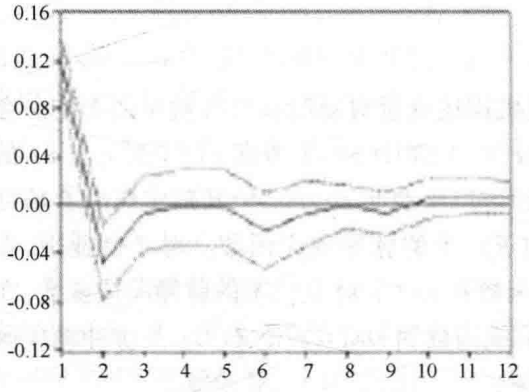


图 8　$Dr_t(G)$ 对 $Dr_{t-1}(G)$ 的冲击反映路径

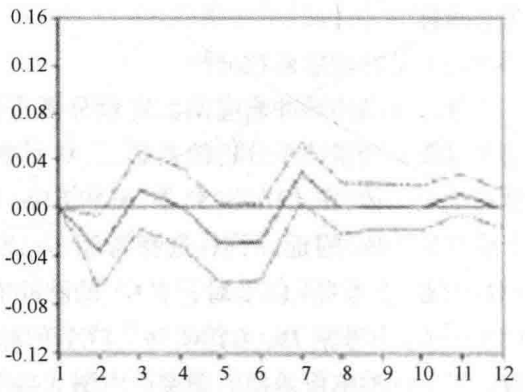


图 9　$Dr_t(G)$ 对 $R_t(G)$ 的冲击反映路径

脉冲响应函数图像可直观地反映出市场投机变量的扰动冲击对新股首日收益率作用

的强度和时间。对于中小板,前一期新股首日收益率的一单位标准差新息(新息指能够改变市场状态的未预期到的市场信息)的冲击将引起本期新股首日收益率上升 0.119 个单位,约需 12 周才能收敛于 0,中小板股指对数收益率一单位标准差新息的冲击虽暂不能在当期引起中小板新股首日率波动趋势的改变,但可在下一期导致其下降 0.028 个单位,而后震荡衰减。对于创业板,前一期新股首日收益率对本期的冲击与中小板相似,只是略弱于中小板,但创业板股指对数收益率一单位标准差新息的冲击可在下一期降低新股首日收益率 0.023 个单位。

3 意义

通过 VAR 模型,建立了新股申购的投资收益模型。该模型反映市场投机因素与新股申购投资收益二者间的动态联系,计算结果表明新股首日收益率是市场投机情绪的反映,本期新股首日收益率能在较大程度上被前一期新股首日收益率所解释和预测,二级市场的变化对新股首日收益率的直接影响较弱,但可以引起其波动趋势较长时间的反复震荡。中小板新股和创业板新股的首日收益不同之处在于创业板新股与二级市场的强弱联系更为紧密,在两个板面新股对一级市场投机因素的敏感程度相差不大的情况下,这意味着创业板新股具有更强的投机性。脉冲响应函数可以进一步量化变量间扰动影响的数量关系,并且从脉冲响应的时间来看,市场投机因素对新股申购投资收益率的作用时间大致为 12 周,此模型为准确掌握新股申购投资收益率波动规律提供参考。

参考文献

[1] 王晋斌. 新股申购预期超额报酬率的测度及其可能原因的解释[J]. 经济研究. 1997, (12): 17-24

[2] 王春峰, 姚锦. 中国股票发行市场价值低估现象实证[J]. 天津大学学报(社会科学版), 2002, (4): 316-321.

[3] 邢通政, 沈沛龙. 基于 VAR 的市场投机对新股申购投资收益的影响分析[J]. 经济问题, 2013, (2): 46-52.

民营化的经济模型

1 背景

中国民营经济发展的历程是一个持续的制度变迁的过程，制度变迁与社会转型同时进行。制度变迁并非只是经济效率的改进，它既包括与市场经济体制相适应的规章制度，也包括公民、社会以及国家层面的意识形态和信念体系的建立。田国强[1]基于激励理论的分析框架，提出明晰的产权通常是资源有效配置的充分条件，但不是必要条件，很多情况下资源的有效配置并不取决于产权的明确界定，如家庭联产承包责任制。姚洋[2]则从中央政府意识形态演变和地方政府制度创新相互作用的角度分析国有企业的民营化改革，通过构造一个有限理性的学习模型探讨意识形态演变如何决定企业改制。赵文强和陶一桃[3]沿用姚洋的模型分析民营经济产生发展的制度变迁过程的内在机制。

2 公式

为了更好地理解民营经济产生发展的制度变迁过程，沿用姚洋[2]的模型分析其内在机制。假设政府部门是由一个中央政府和 n 个地方政府组成，地方政府的官员特别是行政长官由中央政府任命，即地方政府服从中央政府。但地方政府面对收益时也会寻求自己的利益最大化，即地方政府的行政长官是理性的。由于地方政府是理性的，它为了自己的利益最大化而对民营经济的态度可能与中央政府的意识形态存在差别，一旦如此便会受到中央政府的惩罚。

为了便于分析，假设在第 0 期，每个地区都只有同质的国企，即国有经济的比例是100%，不存在民营经济成分。地方政府会根据自己的收益预期决定是否将本地区的国有企业民营化以及是否允许新的民营企业出现，如果是，再决定民营化的比例是多少，即民营企业占所有企业的比重是多少。用 P_{it} 表示第 t 期地区 i 国有企业民营化的比例，为 $P_{it} \in [0,1]$，其中 P_{it} 也代表地方政府对民营经济的态度；用 P_t 表示中央政府对民营经济的意识形态，为 $P_t \in [0,1]$，其中 P_{it} 和 P_t 都是连续的。P_{it} 与 P_t 并不总是相符，假设中央政府的信息是完全的，当地方政府与中央政府的意识形态存在差距时中央政府会对地方政府进行惩罚。假设民营化之前每个国有企业对该地区 GDP 的贡献是 S_i，民营化之后的贡献是 R_i。用 I_i 表示该地区新产生的民营企业对 GDP 的贡献，I_i 是 P_{it} 的函数，而且 I_i 和 P_{it} 是正相关

的，所以将 I_i 表示为 P_{it} 的函数，为：

$$I_{(P_{it})} = \alpha p_{it} \quad (\alpha > 0) \tag{1}$$

则该地区民营化的净收益可表示为：

$$\Lambda_i = R_i - S_i + I_i \tag{2}$$

假设地方政府关心的是自身收益，如税收收入等，它们都与 GDP 相关。可以用 GDP 来表示地方政府的收益，为：

$$y_{it} = p_{it}R_{it} + (1 - p_{it})S_{it} + I_{it} = p_{it}\Lambda_{it} + S_{it} + I_{it} - p_{it}I_{it} \tag{3}$$

地方政府的净回报可以表示为当期本地区的 GDP 减去中央政府的惩罚，即为：

$$\pi_{it} = y_{it} - C_{it} \tag{4}$$

（1）地方政府的行为分析

由上文假设，地方政府的行政长官是理性的，所以地方政府的行为目标是如何使其净回报最大化。地方政府的行为目标主要表现在两方面，一是晋升，二是经济利益或经济影响力。从经验证据来看这两个目标又是统一的，Li 和 Zhou、周黎安等运用中国省级数据系统验证了地方官员晋升与地方经济绩效的关系，他们发现省级官员的升迁概率与地方 GDP 的增长率呈显著的正相关关系。所以地方政府最关心的是本地区的 GDP 的增长情况，即使 P_{it} 与 P_t 相差较远，只要净回报大于 0，地方政府仍会选择符合自身利益的 P_{it}。

为了便于分析，假设中央政府的信息是完全的，能够掌握地方政府意识形态的偏离程度，对地方政府的惩罚是当期实现的，并且该惩罚可以用货币度量，偏离程度越大惩罚力度越大，即为：

$$C_{it} = \frac{1}{2}\sigma(p_{it} - p_t) \quad (\sigma > 0) \tag{5}$$

则地区 i 在第 t 期的效用函数为：

$$Max_{p_{it}}\ p_{it}\Lambda_{it} + S_{it} + I_{it} - p_{it}I_{it} - \frac{1}{2}\sigma\ (p_{it} - p_t)^2$$

$$s.t.\begin{cases}\Lambda_{it} - \alpha p_{it} + \alpha - \sigma(p_{it} - p_t) \leqslant 0\\ p_{it}[\Lambda_{it} - \alpha p_{it} + \alpha - \sigma(p_{it} - p_t)] = 0\end{cases}$$

$$\begin{cases}\Lambda_{it} - \alpha p_{it} + \alpha - \sigma(p_{it} - p_t) \geqslant 0\\ p_{it}[\Lambda_{it} - \alpha p_{it} + \alpha - \sigma(p_{it} - p_t)] = 0\end{cases}$$

即：

（a）$\dfrac{\Lambda_{it} + \alpha + \sigma p_t}{\alpha + \sigma} < 0$，则 $p_{it} = 0$；

（b）$0 \leqslant \dfrac{\Lambda_{it} + \alpha + \sigma p_t}{\alpha + \sigma} \leqslant 1$，则 $p_{it} = \dfrac{\Lambda_{it} + \alpha + \sigma p_t}{\alpha + \sigma}$；

(c) $\dfrac{\Lambda_{it}+\alpha+\sigma p_t}{\alpha+\sigma}>1$,则 $p_{it}=1$。 (6)

式(6) 最大化的条件说明:①如果某地区发展民营经济的收益小于 $-(\alpha+sP_t)$,如(a)中所示,地方政府发展民营经济的净回报总是小于 0,不管中央政府的意识形态是怎么样的,即使中央政府赞成完全民营化,地方政府也不会发展民营经济,此时 $p_{it}=0$。②实际经济中大部分地区发展民营经济的收益处于 $[-(\alpha+sP_t),\sigma(1-P_t)]$ 之间,如(b)中所示,地方政府获得的净回报既可以大于 0 也可以小于 0。如果地方政府能够从民营化中获得正的净回报,则该地区民营化程度领先于中央政府的意识形态立场;相反,如果地方政府从民营化中获得的净回报为负,则该地区民营化程度落后于中央政府的意识形态立场。(3) 如果某地区发展民营经济的收益大于 $s(1-P_t)$,如(c)所示,地方政府发展民营经济的净回报总是大于 0,不管中央政府的意识形态怎样,即使中央政府主张完全国有化,地方政府也会全力发展民营经济,此时 $p_{it}=1$。

(2) 中央政府的意识形态变迁

中央政府对民营经济的意识形态 P_t 是不断变化的,在初期中央政府的意识形态是完全国有,以后各期中央政府会对这个意识形态进行修正,逐渐接受民营经济,修正的依据就是各地方民营经济的表现情况。前文假设 $P_t\in[0,1]$,代表中央政府的意识形态在完全国有($P_t=0$) 和完全私有($P_t=1$) 之间定位,中央政府在决定第 t 期的意识形态时会考虑第 $t-1$ 期民营化的总收益,如果 $t-1$ 期的总收益大于 0,中央政府的意识形态会向着扩大民营化移动,在 $(P_{t-1},1]$ 之间定位 P_t;如果 $t-1$ 期的总收益小于 0,中央政府的意识形态会倾向缩减民营经济,在 $[0,P_{t-1})$ 之间定位 P_t。

中央政府对民营经济的意识形态受正反两方面因素的影响,正向方面主要是经济因素,民营化能提高国有企业经济效率,新产生的民营经济是一种经济增量能够增加 GDP;反向方面主要体现在政府的经济控制力和其他一些社会因素上,如果经济成分是完全国有的,那么政府对经济的控制能力是百分之百的,不会有任何动摇,而发展民营经济就意味着国有经济的比重降低,政府的经济控制力降低。另外,民营化还会产生一些社会成本,如国有企业改制冗余员工的安置费用以及转岗培训费用等。由于上文假设民营化的收益 Λ_t 为净收益,因此 Λ_t 是已经扣除民营化成本之后的净收益,所以中央政府根据 ΔY 选择 P_t 定位,$\Delta Y>0$ 时中央政府趋向扩大民营化比例,$\Delta Y<0$ 时中央政府降低民营化的比例,$\Delta Y=0$ 时中央政府认为民营化的收益达到最大,将不再改变民营经济的意识形态,此时达到均衡状态,为:

$$\Delta Y=\sum_{i=1}^{n}\Delta y_{it}=\sum_{i=1}^{n}\Lambda_{it}=\Lambda_t \tag{7}$$

将式(6) 中的(b) 式代入式(7),整理得:

$$\Lambda_T=\sum_{i=1}^{n}\Lambda_{it}=-n\sigma p_t-n\alpha+(\alpha+\sigma)\sum_{i=1}^{n}p_{it} \tag{8}$$

由于 $P_{it}\in[0,1]$,当 $P_{it}=1$ 时,$\Lambda_t=ns(1-P_t)>0$;当 $P_{it}=0$ 时,$\Lambda_t=-n(sP_t+\alpha)<$

0，由式(8)，Λ_t 是关于 P_t 的减函数，即随着 P_t 的增加 Λ_t 是递减的，如图 1 所示，根据中值定理，在 $P_t \in [0,1]$ 区间内必有唯一的 P^* 使 $\Lambda_t = 0$。

具体来说，当 P_t 很小时，只有那些民营化净收益为正的地区才会进行民营化改革，而那些民营化改革不能获得正收益的地区，不会改变所有制的比例，此时，Λ_t 是一个较高的正值。随着 P_t 逐渐增大，一方面，越来越多净收益小于 0 的地区迫于中央政府的压力开始民营化，这些地区对 Λ_t 的贡献为负；另一方面，越来越多净收益很高的地区将完成民营化，上升到式(6) 中的(c) 式所定义的范围，它们不再影响中央政府对变民营化的选择。这样，符合(b)集合中有正收益的地区的数量逐渐减少，Λ_t 的值逐渐变小，当 P_t 接近于 1 时，所有具有正收益的地区都逐渐完成民营化，此时集合中的地区都只有负的净收益，Λ_t 也变为负数。所以函数 $\Lambda_t(P_t)$ 一定会在某一点穿过水平轴，在图 1 中我们用 P^* 表示，即当 $P_t = P^*$ 时，$\Lambda_t = 0$ 达到均衡状态。

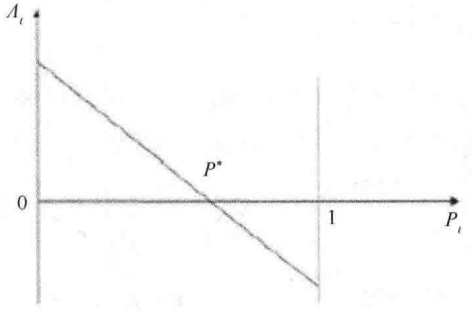


图 1　没有完成民营化的均衡

$\Lambda_t = 0$ 时，得：

$$\frac{\alpha}{\sigma} = \frac{\sum (p_{it} - p_t)}{\sum (1 - p_{it})} \quad P_{it}, P_t \in [0,1] \tag{9}$$

式(9) 所表示的均衡是没有完成民营化的均衡，但这又是一个局部稳定的均衡，对中央政府来说它已经获得了民营化的最大回报。如果 $P_t < P^*$，中央政府扩大民营化程度能够获得正的净回报，会继续推进民营化；如果 $P_t > P^*$，中央政府推进民营化的净回报小于 0，会降低民营化程度；只有当 $P_t = P^*$ 时，中央政府获得民营化的最大净回报，达到稳定的均衡状态。P^* 点的均衡并没有完成民营化，即不是完全的民营化，甚至民营化程度比较低，民营化程度主要取决于中央政府的收益函数，所以该点的均衡不是合意的。另外，该模型比较简单并没有考虑实际经济中地区间的相互影响，接下来将进一步放松假设，将地区间的影响因素引入模型，考察中央政府的意识形态变化。

(3) 中央政府意识形态变迁的进一步分析

以上假设前提基于各地区间相互独立，但是该假设与实际经济存在较大的差距。Li 和

Zhang 认为,私有制的上升是区域间竞争的结果,由于意识形态的原因正式开放私有化远不能被中央政府采纳,中国改革开放的初衷并不是发展私有企业和集体企业,然而,权力下放的政策最终引发私有制,并且由于地区间的竞争致使新私营企业不断出现,在某种程度上可以说竞争比意识形态更加有力。所以地区间的相互影响是不可忽略的,在以下分析中将引入地区间相互影响的因素,并将其归结为"溢出效应"和"示范效应"两种力量并代入前文的模型。

溢出效应和示范效应是地区间合作和竞争的结果,涉及不同的地区,所以其收益与中央政府的意识形态 P_t 相关,并且该受益是大于 0 的。如果用 E_i 代表地区 i 的溢出效应和示范效应的收益,则 E_i 可表示为:

$$E_{it} = \beta p_t^2 \quad (\beta > 0) \tag{10}$$

考虑 E_i 之后地区 i 民营化的净收益为:

$$\Lambda'_i = R_i - S_i + I_i + E_i \tag{11}$$

地区 i 在第 t 期的效用函数相应变为:

$$Max_{p_{it}} p_{it}\Lambda'_{it} + S_{it} + I_{it} + E_{it} - p_{it}I_{it} - p_{it}E_{it} - \frac{1}{2}\sigma (p_{it} - p_t)^2 \tag{12}$$

式(12) 的一阶条件为:

$$\Lambda'_{it} + \alpha - 2\alpha p_{it} - \beta p_t^2 - \sigma(p_{it} - p_t) = 0 \tag{13}$$

由式(13) 得到:

$$\Lambda'_{it} = \beta p_t^2 - \sigma p_t + (2\alpha + \sigma) p_{it} - \alpha \tag{14}$$

则相应 t 时期的总收益变为:

$$\Delta Y' = \Lambda'_t = \sum_{i=1}^{n} \Lambda'_{it} \tag{15}$$

将式(14) 代入式(15),整理得到:

$$\Lambda'_t = n\beta p_t^2 - n\sigma p_t + (2\alpha + \sigma) \sum_{i=1}^{n} p_{it} - n\alpha$$

$$s.t. \quad 0 \leqslant \frac{-\beta p_t^2 + \sigma p_t + \alpha}{2\alpha + \sigma} \leqslant 1 \tag{16}$$

由于 n、β、s 均大于 0,所以 Λ'_t 是关于 P_t 的凸函数,如图 2 所示,初始时 P_t 接近于 0,Λ'_t 为较大的正值。随着 P_t 的增大,Λ'_t 逐渐下降与横坐标轴交于 P_1^* 点,然后继续下降,达到最低点 B 后开始上升,并在 P_2^* 点第二次穿过横坐标轴。之后,Λ'_t 又大于 0 并逐渐上升,一直到 P_t 接近于 1 时 Λ'_t 收敛于最大值。

图 2 中 Λ'_t 下降的原因与图 1 相同,但由于溢出效应和示范效应增加了民营化的总收益,所以曲线的最低点 B 要高于图 1 的最低点。B 点之后,随着中央政府的意识形态向民营化的转变,一方面,地方政府进行民营化改制的成本降低,地方政府会加大对民营经济的支持力度;另一方面,溢出效应和示范效应增加了各地区民营化的净收益,这些因素都会促使

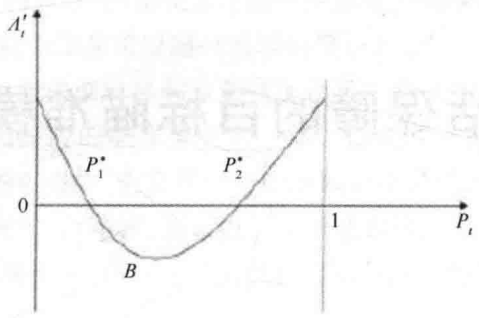


图 2　完成民营化的均衡

Λ'_t 在 B 点之后不断上升，穿过横坐标轴之后一直保持正值，即保持各期民营化的总收益大于 0，最终结果是 P_t 趋向于 1，即实现完全的民营化。但是，如图 2 所示，P_t 从 0 到 1 的过程并不是一帆风顺的，中间还存在 P_1^* 和 P_2^* 两个均衡点，并且这两个均衡点的稳定性是不同的。如前文所述 P_1^* 点的均衡是局部稳定的，而 P_2^* 点的均衡是不稳定的，当 P_t 位于 P_2^* 点的左侧时，$\Lambda'_t < 0$，即该期民营化的总收益是负的，如果中央政府提高民营化的程度，总收益的负值会变小，所以中央政府有提高民营化程度的激励，即 P_t 会向 P_2^* 移动；当 P_t 位于 P_2^* 点的右侧时，$\Lambda'_t > 0$，如果中央政府继续提高民营化的程度，总收益仍会增加，所以中央政府仍有提高民营化的激励，P_t 会一直增加最终趋向于 1，即实现完全民营化。

3　意义

通过分析民营经济产生发展的制度变迁过程的内在机制，构造民营化的经济模型。计算结果发现，在中央政府和地方政府分权并且中央政府意识形态渐变的背景下，民营化对中央政府来说其边际收益是递减的。由于民营化对中央政府的边际收益递减，所以中央政府的意识形态选择有一个均衡点，在该点中央政府的总收益达到局部最大，并且这个均衡点也是局部稳定的。要想实现完全民营化必须突破意识形态的均衡点，其途径一是意识形态的大胆跳跃，二是保证民营化过程各个时期的总收益为正值，但这二者之中的任何一个其实很难做到，此分析为增加民营化的总收益提供参考。

参考文献

[1]　田国强. 中国乡镇企业的产权结构及其改革[J]. 经济研究, 1995, (3): 35-39.

[2]　姚洋. 意识形态演变和制度变迁：以中国国有企业改制为例[J]. 江海学刊, 2008, (5): 78-86.

[3]　赵文强, 陶一桃. 民营经济的内生性制度变迁研究[J]. 经济问题, 2013, (2): 16-20.

生活保障的目标瞄准模型

1 背景

在最低生活保障制度的具体实施中，基层政府往往缺乏相应的瞄准工具，难以迅速准确地区分贫困家庭和非贫困家庭，从而出现了比较严重的目标瞄准偏误。针对农村最低生活保障目标瞄准研究，了解代理财富审查的设计、试点和实施十分重要。李艳军[1]在缺乏严格有效的财富审查机制背景下，基于宁夏 690 户农村家庭的微观调查数据，采用户主特征、家庭特征、住房特征和耐用消费品特征等与家庭收入和消费相关的核心指标，构建了一个新的目标瞄准体系——代理财富审查体系(PMT)。

2 公式

为了提供一个定量的、易于操作的最低生活保障目标瞄准的方法，在此基于 690 户家庭的微观调查数据，采用家庭人口结构、健康状况、社会经济地位、资产、住房等多个指标，构建了一个新的目标瞄准体系——代理财富审查体系。

2.1 变量选择

(1)被解释变量：家庭经济状况

一般从收入和消费两方面测定，在现实中往往以收入来测定更为准确。

(2)解释变量：代理财富审查指标

在此选择如下特征变量。

户主特征：一般的经验表明，户主的民族、年龄、教育程度、职业等特征影响着家庭经济状况。已有的研究也证实了上述特征对家庭经济状况有着显著的影响。

家庭特征：在家庭内部，家庭规模、需要赡养的老年人数量、正在上学的孩子数量、家庭成员的健康状况等也会影响家庭的经济状况。并且这些特征在社区中属于公开的信息，农民对此相互了解，从而可以实现有效的监督，确保所获数据的真实性。

住房特征：在农村社会中，住房的好坏是农民经济实力和社会地位的象征。因此建房成了农民一生最重要的事情之一，其收入的很大一部分都用于此项开支。一般来说，农民收入越高，用于建房的开支就越大，房屋的质量就越好，所以房屋质量的好坏是反映农民经济状况的良好指标之一。此外，住房的质量容易观察且难以伪造，人们不会为了获得最低

生活保障而刻意降低住房的质量,因而完全符合代理变量的选择标准。

家庭耐用品特征:家庭耐用品可以通过现场的核查而验证。但是当预计到基层政府工作人员前来核查时,农户可能提前转移和藏匿这些物品。特别的,对于那些体积小,且易于移动的耐用品而言,转移和藏匿的概率会更大一些。相关的一些文献也认为,与其他的家庭特征相比较,在耐用品的审查中,农民更倾向于隐瞒真实的情况。尽管如此,家庭耐用品的有无和多少,尤其像小汽车、电冰箱、洗衣机等对于家庭经济状况的好坏还是有很强的代表性。所以将其作为自变量引入,可以显著地降低目标瞄准出现偏误的风险。

2.2 模型设定

确定代理指标并估计其权重的方法有最小二乘法、主成分分析法、线性概率模型和分位数回归。其中最小二乘法应用最普遍。一方面,当存在大量的解释变量时,最小二乘法被认为是方便且可行的。另一方面,最小二乘法估计的参数就是代理指标的权重,易于解释和接受。因此,在此设定如下模型:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \cdots + \beta_k x_{ki} + \mu_i \tag{1}$$

其中,$x_1, x_2, \cdots, x_k$ 为影响家庭经济状况的因素,$\beta_j (j = 1, 2, \cdots, k)$ 为影响因素的系数,μ_i 为残差项。$\ln(y_i)$ 为家庭人均年收入的自然对数,对人均年收入取自然对数的目的在于增加数据的平稳性。

当然,利用最小二乘法估计参数也存在两个方面的缺陷。首先,部分解释变量可能内生于被解释变量(家庭人均收入),从而违背了单方程计量模型中解释变量必须为外生变量或滞后内生变量的规定。不过,在此研究的目的仅仅是预测贫困,而非解释影响贫困的原因,因而可以在一定程度上规避这一缺陷。其次,最小二乘法估计力求预测收入与观测收入之差的平方和最小化,而非贫困确定范围的最小化。

2.3 参数估计

设定好模型之后,在此把前文所选取的变量引入模型,并运用 SPSS16.0 对式(1) 进行估计。由于解释变量均采用分类性质的变量进行测量,所以需要定义虚拟变量对各个解释变量进行分析。对于多分类变量,鉴于每一组的虚拟变量是一个整体,为了避免出现一部分虚拟变量进入而另一部分虚拟变量未进入的情形,进行变量筛选时必须共同进退。具体而言,将同一组的多元虚拟变量归组,在纳入方法中选择 Enter 来确保这些虚拟变量同进同出。对于其他二分类变量选择 Stepwise,从而可以将那些统计不显著的变量逐步剔除。最终的估计结果如表 1 所示。

表 1　代理变量与权重估计结果

代理变量	系数	权重	代理变量	系数	权重
户主年龄(30 岁以下)		0	是否领退休金(否)		0
30~39	0.175**	2	是	0.649***	+6
40~49	0.178	2	患病/残疾成员(0 人)		0
50~59	0.055*	1	1	−0.249***	−2
60+	−0.297**	−3	2+	−0.288**	−3
民族(少数民族)		0	住房状况(土木结构)		0
汉族	0.251***	+3	砖泥结构	0.224*	+2
担任职务(村书记/主任)		0	钢筋混凝土	0.331**	+3
小组长/会计	−1.123**	−11	做饭燃料(煤炭)		0
普通村民	−0.871**	−9	煤气	0.193*	+2
教育水平(文盲)		0	柴火	−0.087	−1
小学	0.078	1	电	0.317***	+3
初中	0.193**	2	拖拉机(无)		0
高中及以上	0.152**	2	有	0.415***	+4
就业状况(外出打工)		0	摩托车(无)		0
在家务农	−0.173	−2	有	0.258***	+3
经营买卖,没有雇工	−0.015**	0	电冰箱(无)		0
经营买卖,雇佣他人	0.721**	7	有	0.381***	+4
家庭规模(2 人以下)		0	电话(无)		0
3~4	−0.167*	−2	有	0.276**	+3
5~6	−0.419***	−4	电视(无)		0
7~8	−0.662***	−7	有	0.539***	+5
8+	−1.166***	−12	常数	8.528***	85
$R^2=0.34$			样本量 $n=690$		

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上统计显著;括号内为参照组。

从表 1 可以看出,户主年龄、就业状况、家庭规模、住房状况、做饭燃料和家庭耐用品等 15 个代理指标进入了模型。进一步地,根据参数估计的结果来看,代理财富审查瞄准的家庭更多地具备如下特征:户主的年龄在 30 岁以下以及 50 岁以上并且教育水平较低;户主为少数民族且以务农为主;家庭规模较大且耐用品较少;家庭成员健康状况较差且没有人领取退休金;住房质量较差且做饭燃料以柴火为主。

模型的拟合优度相对较低,可决系数仅仅为 0.34。但是与国外相关研究的拟合优度相比,仍然可以接受。Glinskaya 和 Grosh[2] 关于亚美尼亚代理财富审查的模型只得到了 0.20

的可决系数。与此同时，Grosh 和 Baker[3] 对拉丁美洲国家代理财富审查研究的模型可决系数也介于 0.3~0.4 之间，Ahmed 和 Bouis[4] 在关于埃及的研究中得到了 0.43 的可决系数。

2.3 模型的目标瞄准效率检验

为了同时观察模型的瞄准效率，在此同时设置了 4 个门槛线，并计算出了相应的遗漏率和漏损率（见表 2）。

表 2 模型的检验效果分析

第 15 百分位		第 20 百分位		第 25 百分位		第 30 百分位	
遗漏率	漏损率	遗漏率	漏损率	遗漏率	漏损率	遗漏率	漏损率
0.689	0.667	0.566	0.559	0.546	0.541	0.472	0.405

从表 2 可以看出，当门槛线设置为第 30 百分位时，模型的遗漏率和漏损率分别为 0.47 和 0.41。基于国际比较的角度，当门槛线同样设置为第 30 百分位时，Grosh 和 Baker[3] 针对拉丁美洲国家研究的模型遗漏率和漏损率分别为 0.69 和 0.44；Hou[5] 关于巴基斯坦研究的模型遗漏率和漏损率分别为 0.48 和 0.35；Naraya 和 Yoshida 在斯里兰卡的案例研究中，模型遗漏率和漏损率分别为 0.43 和 0.35；Sharrif[6] 针对孟加拉国的研究中得到了最好的预测效果，模型遗漏率和漏损率分别为 0.43 和 0.30。相比之下，在此建立的模型遗漏率低于上述研究的平均值，因而具备较好的识别穷人的效果。但是，在漏损率方面效果不尽如人意，高于上述研究的平均水平，表明模型识别富人的能力还有待提高。可能的原因是在数据收集阶段，部分农民存在着不愿“露富”的心理，故意压低自己的收入状况。

3 意义

采用家庭人口结构、健康状况、社会经济地位、资产、住房等多个指标，构建了代理财富审查体系（PMT），建立了生活保障的目标瞄准模型。研究农村最低生活保障目标瞄准，通过目标瞄准效率检验发现，该体系对农户家庭经济状况具备较好的识别能力。在严格实施代理财富审查的基础上，加上其他的辅助措施，地方政府可以有效地实现农村最低生活保障的目标瞄准。基于宁夏农村的微观调查数据，采用代理财富审查的方法，建立了生活保障的目标瞄准模型，确定了最低生活保障目标瞄准的指标体系，计算结果发现，该体系对农村住户经济状况具备较好的识别能力和较高的累进性，从而为地方政府确定最低生活保障资格提供了一套定量的、可操作的方法体系，以便为地方政府迅速准确地确定最低生活保障目标提供技术支持。

参考文献

[1] 李艳军. 农村最低生活保障目标瞄准研究——基于代理财富审查（PMT）的方法[J]. 经济问题，

2013, (2): 80-84.

[2] Grosh M, Glinskaya E. Proxy Means Testing and Social Assistance in Armenia [R]. Development Economics Research Group(Draft), World Bank, 1997.

[3] Grosh M, Baker J. Proxy Means Tests for Targeting Social Programs: Stimulation and Speculation [R]. LSMS Working Paper, World Bank, 1995, No. 118.

[4] Ahmed A, Bouis H. Weighing what's Practical: Proxy Means Tests for Targeting Food Subsidies in Egypt [J]. Food Policy, 2002, (27): 519-540.

[5] Hou X. Challenges of Targeting the Bottom ten Percent: Evidence from Pakistan [R]. Mimeo (Draft), World Bank, 2008.

[6] Iffath A Sharif. Building A Targeting System for Bangladesh Based on Proxy Means Testing [R]. Social Protection Discussion Paper Series, World Bank, 2009.

经济增长的驱动模型

1 背景

国内生产总值(GDP)是目前衡量一个国家或地区总产出的重要指标,国内生产总值的增长速度是衡量一国或地区经济增长速度的重要指标。经济增长是由诸多因素共同作用的结果。针对税收收入、产业结构和经济增长关系的实证检验,了解经济增长的主要推动因素十分重要。谢波[1]运用我国 1978—2010 年的宏观经济统计数据,使用计量经济学方法对我国的税收收入、产业结构和经济增长之间关系进行实证检验,并对统计变量数据的平稳性与因果关系进行了分析。

2 公式

改革开放以来,随着我国社会主义市场经济的不断发展和完善,国民经济呈现较快的增长,年均增长率持续稳定(见图 1)。

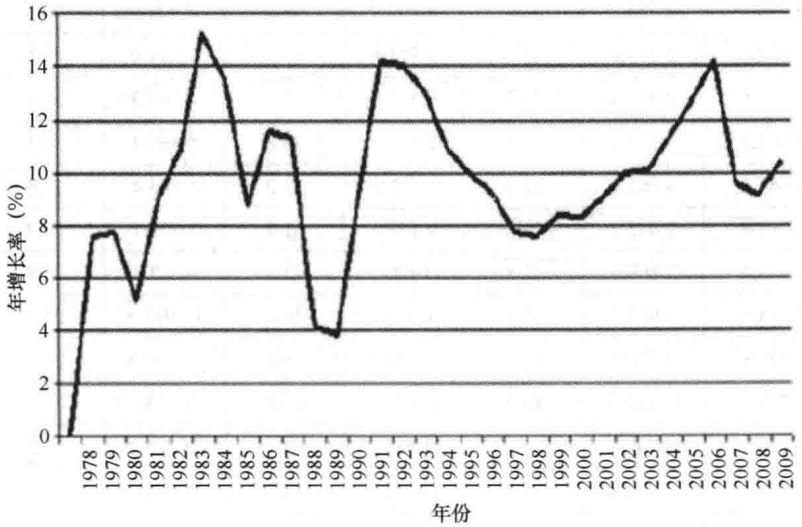


图 1 我国国民经济年均增长率

我国国内生产总值在世界经济总量中的比重逐年提高,2010 年成为仅次于美国的世界

第二大经济体,占据世界经济总量近 1/10 的份额。据权威国际机构估计,到 2015 年的时候我国经济总量将达到 12 万亿~13 万亿美元,将占世界经济总量的 1/5 左右。但是按照国际货币基金组织的另一宏观统计数据,2010 年中国人均 GDP 只有 4 382 美元,在世界上排名第 94 位,表明我国依然处于发展中国家行列。在国家经济快速增长的同时,税收收入出现了快速增长的趋势,据国家统计局数字显示,2010 年我国税收额达 73 310.8 亿元人民币,是 1978 年税收总额的 141 倍。在社会经济快速发展的同时我国产业结构不断优化升级,2010 年第一产业、第二产业和第三产业总值分别占 GDP 比重为 10.1%、46.8%和 43.1%(见表 1)。

表 1　1978—2010 年中国 GDP、产业结构及税收　　单位:亿元

年份	国内生产总值	第一产业		第二产业		第三产业		税收收入
		增加值	比重(%)	增加值	比重(%)	增加值	比重(%)	
1978	3 645.2	1 027.5	28.2	1 745.2	47.9	872.5	23.9	519.28
1979	4 062.6	1 270.2	31.3	1 913.5	47.1	878.9	21.6	537.82
1980	4 545.6	1 371.6	30.2	2 192.0	48.2	982.0	21.6	571.70
1981	4 891.6	1 559.5	31.9	2 255.5	46.1	1 076.6	22.0	629.89
1982	5 323.4	1 777.4	33.4	2 383.0	44.8	1 163.0	21.8	700.02
1983	5 962.7	1 978.4	33.2	2 646.2	44.4	1 338.1	22.4	775.99
1984	7 208.1	2 316.1	32.1	3 105.7	43.1	1 786.3	24.8	947.35
1985	9 016.0	2 564.4	28.4	3 866.6	42.9	2 585.0	28.7	2 040.79
1986	10 275.2	2 788.7	272.	4 492.7	43.7	2 993.8	29.1	2 090.73
1987	12 058.6	3 233.0	26.8	5 251.6	43.6	3 574.0	29.6	2 140.36
1988	15 042.8	3 865.4	25.7	6 587.2	43.8	4 590.3	30.5	2 390.47
1989	16 992.3	4 265.9	25.1	7 278.0	42.8	5 448.4	32.1	2 727.40
1990	18 667.8	5 062.0	27.1	7 717.4	41.3	5 888.4	31.6	2 821.86
1991	21 781.5	5 342.2	24.5	9 102.2	41.8	7 337.1	33.7	2 990.17
1992	26 923.5	5 866.6	21.8	11 699.5	43.4	9 357.4	34.8	3 296.91
1993	35 333.9	6 963.8	19.7	16 454.4	46.6	11 915.7	33.7	4 255.30
1994	48 197.9	9 572.7	19.8	22 445.4	46.6	16 179.8	33.6	5 126.88
1995	60 793.7	12 135.8	19.9	28 679.5	47.2	19 978.5	32.9	6 038.04
1996	71 176.6	14 015.4	19.7	33 835.0	47.5	23 326.2	32.8	6 909.82
1997	78 973.0	14 441.9	18.3	37 543.0	47.5	26 988.1	34.2	8234.04
1998	84 402.3	14 817.6	17.6	39 004.2	46.2	30 580.5	36.2	9 262.80
1999	89 677.1	14 770.0	16.5	41 033.6	45.8	33 873.4	37.7	10 682.58

续表

年份	国内生产总值	第一产业		第二产业		第三产业		税收收入
		增加值	比重(%)	增加值	比重(%)	增加值	比重(%)	
2000	99 214.6	14 944.7	15.1	45 555.9	45.9	38 714.0	39.0	12 581.51
2001	109 655.2	15 781.3	14.4	49 512.3	45.1	44 361.6	40.5	15 301.38
2002	120 332.7	16 537.0	13.7	53 896.8	44.8	49 898.9	41.5	17 636.45
2003	135 822.8	17 381.7	12.8	62 436.3	46.0	56 004.7	41.2	20 017.31
2004	159 878.3	21 412.7	13.4	73 904.3	46.2	64 561.3	40.4	24 165.68
2005	184 937.4	22 420.0	12.1	87 998.1	47.4	74 919.3	40.5	28.778.54
2006	216 314.4	24 040.0	11.1	103 719.5	48.0	88 554.9	40.9	34 804.35
2007	265 810.3	28 627.0	10.8	125 831.4	47.3	111 351.9	41.9	45 621.97
2008	314 045.4	33 702.0	10.7	149 003.4	47.5	131 340.0	41.8	54 223.79
2009	340 902.8	35 226.0	10.3	157 638.8	46.3	148 038.0	43.4	59 521.59
2010	401 202.0	40 533.6	10.1	187 581.4	46.8	173 087.0	43.1	73 210.79

国内生产总值(GDP)是目前衡量一个国家或地区总产出的重要指标,国内生产总值的增长速度是衡量一国或地区经济增长速度的重要指标。经济增长是由诸多因素共同作用的结果,美国著名经济学家索洛曾把经济增长的主要推动因素概括为四个变量,即产出(Y)、资本(K)、劳动(L)与"技术"或"劳动有效性"(A),该模型的基本生产函数可以表述为 $Y = F(L,K,A)$。所谓产业结构一般是指国民经济中三次产业的构成以及相互之间的比例关系。因不同产业部门的构成比例及相互之间的关系存在差异,其对经济增长所提供的贡献大小也不尽相同。在此根据刘伟等把生产函数表述为 $Y = F(X_1,X_2,\cdots,X_n,A)$,其中 Y 表示一国或地区的总产出值,$X_j(j = 1,2,\cdots,n)$ 表示国民经济中第 j 次产业的产出值,A 表示知识和技术水平。对上述函数求导可得:

$$\partial Y = \frac{\partial Y}{\partial X_1}\partial X_1 + \frac{\partial Y}{\partial X_2}\partial X_2 + \cdots + \frac{\partial Y}{\partial X_K}\partial X_K + \frac{\partial Y}{\partial A}\partial A \tag{1}$$

式(1)两边同时除以 Y 并进行相关处理得:

$$\frac{\partial Y}{Y} = \frac{X_1}{Y}\frac{\partial Y}{\partial X_1}\frac{\partial X_1}{X_1} + \frac{X_2}{Y}\frac{\partial Y}{\partial X_2}\frac{\partial X_2}{X_2} + \cdots + \frac{X_K}{Y}\frac{\partial Y}{\partial X_K}\frac{\partial X_K}{X_K} + \frac{A}{Y}\frac{\partial Y}{\partial A}\frac{\partial A}{A} \tag{2}$$

其中,$\frac{X_i}{Y}\frac{\partial Y}{\partial X_i}$ 表示第 i 次产业的总产出弹性,记为 ε,则式(2)可表示为:

$$\frac{\partial Y}{Y} = \varepsilon_1\frac{\partial X_1}{X_1} + \varepsilon_2\frac{\partial X_2}{X_2} + \cdots + \varepsilon_K\frac{\partial X_K}{X_K} + \varepsilon_0 \tag{3}$$

其中,$\varepsilon_0 = \frac{A}{Y}\frac{\partial Y}{\partial A}\frac{\partial A}{A}$,表示非产业的技术或知识的总贡献。

为了分析经济增长、税收收入和产业结构之间的关系,在上述经济增长的模型中加入相关变量并进行扩展建立计量模型,为了消除变量可能存在的异方差性,对各变量取自然对数,得:

$$\ln GDP = \beta_0 + \beta_1 \ln SS + \beta_2 \ln NY + \beta_3 \ln GY + \beta_4 \ln FW + \xi \tag{4}$$

其中,GDP 表示经济增长。

(1)变量数据选取。分析所用的我国经济增长(GDP)、税收收入(SS)和第一产业(NY)、第二产业(GY)、第三产业(FW)的增加值与比重均根据相关年份《中国统计年鉴》进行整理计算而得,如表 1 所示。

(2)数据平稳性检验。数据的平稳性是计量模型所要求的最基本条件,如果数据不平稳将导致回归结果不准确,所以进行计量回归之前必须对本模型所用到的数据的平稳性进行检验,单位根检验结果如表 2 所示。

表 2　ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	5%临界值	伴随概率	结论
ln*GDP*	−0.740 663	−2.971 853	0.820 2	不平稳
Δln*GDP*	−3.566 792**	−2.971 853	0.013 3	平稳
ln*SS*	4.562 312	−2.986 225	1.000 0	不平稳
Δln*SS*	−5.335 310***	−2.960 411	0.000 1	平稳
ln*NY*	−0.640 362	−2.960 411	0.847 2	不平稳
Δln*NY*	−3.832 738***	−2.960 411	0.006 6	平稳
ln*GY*	0.106 963	−2.963 972	0.961 0	不平稳
Δln*GY*	−3.670 170**	−2.963 972	0.045 4	平稳
ln*FW*	−1.914 178	−2.971 853	0.321 3	不平稳
Δln*FW*	−3.086 680**	−2.971 853	0.039 2	平稳

注:**代表 5%显著水平,***代表 1% 显著水平,△表示一阶差分。

从表 2 可知,ln*GDP*、ln*SS*、ln*NY*、ln*GY* 和 ln*FW* 都非平稳,但是一阶差分后显著趋于平稳时间序列,其中△ln*GDP*、△ln*GY* 和△ln*FW* 在 5% 的显著水平下通过 ADF 检验,△ln*SS* 和△ln*NY* 在 1%显著水平下通过 ADF 检验。

回归过程。在此使用计量经济学软件 Eviews 对因变量(国内生产总值)及自变量(三次产业产值和税收收入)进行回归,数据所跨越的年限为 1978—2010 年,回归结果得到方程为:

$$\begin{gathered}\ln GDP = 0.951 + 0.058 \ln SS + 0.179 \ln NY + 0.589 \ln GY + 0.186 \ln FW \\ (13.644)\quad (4.924)\quad (7.603)\quad (26.757)\quad (6.929)\end{gathered} \tag{5}$$

(3)结果分析。该回归方程调整后的判定系数 $R^2 = 0.99995$,说明本模型所选取自变量对因变量的解释程度超过 99%,回归效果比较理想。F 统计量远远超过临界值,证明 ln*GDP* 与 ln*SS*、ln*NY*、ln*GY* 和 ln*FW* 之间存在很强的相关关系。从回归的相关系数来看,第二产业的回归系数最大为 0.589,其次是第三产业为 0.186,然后是第一产业为 0.179,税收收入最小为 0.058。说明第二产业对我国经济增长推动作用最大,第二产业提高 1 个百分点将使国民收入增加 0.589 个百分点;税收收入对经济增长的贡献率比较小,可能是因为税收收入绝对值虽然比较大,但在整个国民经济中的比重还比较小,从而对经济增长的拉动作用不是很大。

(4)格兰杰因果检验。回归分析得出经济增长和相关变量的相关系数,那么各变量之间和经济增长是否存在统计意义上的因果关系呢,下面进行格兰杰因果检验,检验结果如表 3 所示。

表 3　格兰杰因果检验结果

原假设	样本量	F 统计量	概率
ln*SS* 不是 ln*GDP* 的因果关系	31	2.171 15	0.134 3
ln*GDP* 不是 ln*SS* 的因果关系		1.093 51	0.350 0
ln*NY* 不是 ln*GDP* 的因果关系		0.724 29	0.494 2
ln*GDP* 不是 ln*NY* 的因果关系		7.903 60***	0.002 1
ln*GY* 不是 ln*GDP* 的因果关系		4.096 81**	0.028 4
ln*GDP* 不是 ln*GY* 的因果关系		4.192 89***	0.026 4
ln*FW* 不是 ln*GDP* 的因果关系		1.547 90**	0.031 7
ln*GDP* 不是 ln*FW* 的因果关系		0.543 70	0.587 1

注:**代表 5%显著水平,***代表 1%显著水平。

从检验结果可以看出,税收收入和经济增长之间的因果关系没有通过检验,即税收收入和经济增长之间不存在统计意义上的因果关系;第一产业是经济增长的统计意义上的因果关系以及经济增长是第三产业的统计意义上的因果关系没有通过检验。经济增长和第二产业之间因果关系检验通过检验,说明经济增长和第二产业之间存在相互的统计意义上的因果关系。第三产业是经济增长的因果关系在 5% 显著性水平下通过检验,因果关系成立[2]。

3　意义

通过计量经济学方法,建立了经济增长的驱动模型。通过该模型,确定了我国的税收收入、产业结构和经济增长之间关系,计算结果发现第二产业是拉动我国经济增长的重要

力量,第三产业发展速度很快并且在整个国民经济中的地位越来越重要,我国税收收入和经济增长之间的因果关系不显著,第一产业基本处于逐年递减的发展趋势,对经济增长的贡献也逐年下降。但是不论社会发展到什么阶段,农业在整个国民经济中的基础性地位始终不会改变。税收收入并没有表现出对经济增长明显的推动作用,但其系数为正表明对国民经济起着正向作用。

参考文献

[1] 谢波. 税收收入、产业结构和经济增长关系的实证检验[J]. 经济问题, 2013, (2): 42-45.

[2] Beason, Richard, David Weinstein. Growth Economies of Scale, and Targeting in Japan (1955—1990) [J]. Review of Economic and Statistic, 1996, (78): 285-2951.

农村居民的消费行为模型

1 背景

生命周期—持久收入(LC—PIH) 模型认为在确定性情况下居民消费取决于个人持久收入,而持久收入是指居民一生所有获得资源的平均值,这就确定了居民消费与当期收入波动不相关。生命周期—持久收入(LC-PIH) 模型以及 Hall 通过修订 LC-PIH 而提出的随机游走假说等理论都难以很好地解释中国农村居民的消费行为。汪本学[1]利用坎贝尔和曼昆过度敏感性假说,在分析我国农村居民消费行为特点的基础上,构造模型并验证了农村居民消费的过度敏感性;然后提出了我国农村居民的消费行为与其谨慎度关系的"U"型曲线假说。

2 公式

理性预期革命前,生命周期—持久收入(LC-PIH) 模型长期被西方经济学界作为分析居民消费的重要理论框架。LC-PIH 模型认为,在确定性情况下居民消费取决于个人持久收入,而持久收入是指居民一生所有获得资源的平均值,这就确定了居民消费与当期收入波动不相关。

霍尔将理性预期方法引入消费理论研究,进而提出了随机游走假说,将确定性条件下的消费理论推进到不确定性条件的消费理论。霍尔的主要观点是,消费是个随机游走过程,收入的变化不能用来预测未来消费的变化,消费的变化($C_t - C_{t+1}$) 是不可预见的。随后他提出了"随机游走"模型,即 $C_{t+1} = C_t + \hat{o}$ (C_t 表示第 t 期的消费, $\hat{o}$ 表示随机变量),表明个人消费的预期增长率与预期收入增长率无关,未来收入的不确定性对消费没有影响。

坎贝尔和曼昆提出,一个"真实可信"的消费函数必须既符合理性预期持久收入假说的基本理论,又能与现实数据很好吻合。这就意味着消费函数的建立既要体现消费与持久收入之间的联系,也要体现消费与即期收入之间的联系(过度敏感性)。从而提出消费函数模型为 $\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1-\lambda)\Delta \hat{o}_t$,其中,$0<\lambda<1$,$\lambda$ 被称为过度敏感性系数,$\Delta\hat{o}$ 表示消费者从 t 期到 $t+1$ 期的持久收入变化值,这就是 λ 假说。可以理解为,从宏观上全社会所有人根据该公式决定消费,有 λ 比例的人数按照即期收入决定消费,有 $1-\lambda$ 比例的人数按照持久收入决定消费,但社会总体按照上述消费函数进行消费。λ 假说可以很好地与理性预期持久收

入假说吻合,又与过度敏感性相一致。如果 $\lambda = 0$ 则表明居民消费与个人收入不相关,消费者消费行为遵循"随机游走"假说规律;如果 $\lambda \neq 0$ 则表明至少有部分居民消费行为对收入变动具有过度敏感性。

其实,过度敏感性是指消费者的消费行为对当期收入的变化表现出较强的敏感性,当收入增加时消费者增加消费,当收入减少时相应减少消费。这种依赖关系的存在以及敏感程度的大小是由农村居民消费的谨慎心理决定的,并且这种谨慎度与过度敏感性系数是同方向变化的。在此试图在对我国农村居民消费行为的过度敏感性进行实证研究的基础上,提出农村居民的消费行为与其谨慎度关系的"U"型曲线假说。

(1) 分析模型

在消费函数模型 $\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda)\Delta\hat{o}_t$ 中,解释变量 Δy_t 具有随机性,并且 $\mathrm{cov}(\Delta y_t, \Delta\hat{o}_t) \neq 0$。如果使用普通最小二乘法(OLS),显然会造成 λ 的估计偏差较大甚至是非有效的。因为使用普通最小二乘法(OLS) 寻找参数 λ 的估计值必须具备三个基本条件;一是解释变量是确定变量,不是随机变量;二是随机误差项与解释变量之间不相关;三是随机误差项服从零均值、同方差、零协方差的正态分布。也就是说,只有在误差项等方差不相关的条件下普通最小二乘估计才是回归参数的最小方差的线性无偏估计。

为了解决 OLS 法失效的困境,通常采用工具变量法来克服 $\mathrm{cov}(\Delta y_t, \Delta\hat{o}_t) \neq 0$ 对分析模型带来的影响。如果解释变量中有内生变量,选择适当的工具变量来替代与误差项高度相关的内生解释变量,从而消除内生解释变量与误差项的相关性,这时模型就能够使用古典最小二乘法估计参数。因此选取 Δy_t 为工具变量,因为 $\mathrm{cov}(\Delta y_t, \Delta\hat{o}_{t+1}) = 0$,并且 $\rho \Delta y_t \cdot \Delta y_{t+1} \approx 1$。利用工具变量法可以得到参数 λ 的估计值,为:

$$\lambda = \frac{\sum \Delta Y_t \cdot \Delta C_{t+1}}{\sum \Delta Y_t \cdot \Delta Y_{t+1}} \tag{1}$$

(2) 数据与检验

选用 1981—2010 年我国农村居民人均消费支出和人均纯收入的统计数据作为检验数据,为避免出现自相关现象,在此以 1981 年为基期的商品零售价格指数,采用平减方法,剔除价格上涨因素得到各年不变价格人均消费支出和人均纯收入。按照上述工具变量法估值 λ ,运用 SPSS19. 0 统计分析软件得出延后一期的我国农村居民消费敏感性模型,为:

$$\Delta C_{t+1} = 0.485\Delta Y_{t+1} + \Delta\hat{o}_{t+1} \tag{2}$$

式(2) 中统计检验值分别为:$t = 4.481$, $F = 37.782$, $DW = 1.583$。

从回归统计结果来看,检验值 t 和 F 都比较显著;通过查表可知,在显著性水平为 0.05 的情况下 $du < DW < 4 - du$($dl = 1.20$, $du = 1.43$) ,所以 DW 估计值同样不存在自相关现象。说明该模型的拟合结果是较理想的,有大约 50% 的农村居民消费行为对收入存在过度

敏感性,消费行为主要由当期收入水平决定。表 1 为延后 2~6 期的 λ 估计值(消费敏感性系数)。

表 1　延后 2~6 期 λ 估计值及显著水平检验

期限	λ 估计值	T 检验值	F 检验值	R^2 检验值	显著水平
延后第 2 期	0.564 1	6.16	37.84	0.68	★★
延后第 3 期	0.594 3	7.62	58.16	0.74	★
延后第 4 期	0.654	11.48	131.04	0.89	★
延后第 5 期	0.692 7	14.73	213.71	0.94	★★
延后第 6 期	0.715 1	16.42	269.15	0.97	★

注:★表示在 80%以上置信区间是显著的;★★表示在 90% 以上置信区间是显著的。

通过检验,发现"随机游走"模型与实证数据资料统计上存在显著背离,我国农村居民消费行为体现出明显的过度敏感性,λ 的平均估计值为 0.64,表明占 64% 的收入主要在受流动性约束限制的我国农村居民手中,他们的消费行为受当前收入影响,其消费心理是十分谨慎的,表现出他们的消费行为具有短视的特点。其主要原因在于农村居民对农村经济发展前景不乐观,他们的预期收入不稳定,受农业的季节性和农业的市场风险影响较大,从而影响农村居民的预期收入[2]。

3　意义

利用坎贝尔和曼昆过度敏感性假说,建立了农村居民的消费行为模型。在我国农村居民消费行为特点的基础上,通过模型,确定了农村居民消费的过度敏感性。应用该模型,计算发现在一定的时限范围内,当农村居民消费谨慎度由小变大时,他们的消费水平先是迅速下降,到一定程度后逐渐上升。来自华北、长江中下游地区、重庆、浙江地区以及山西部分农村地区的实际调研资料验证了此假说。农村居民的谨慎心理是影响其消费的重要解释变量,此模型为研究我国当前农村消费市场、分析消费需求疲软的形成机理、制定有效的启动农村消费需求的策略提供了一个新的视角。

参考文献

[1]　汪本学. 我国农村居民消费行为分析——基于"U"型曲线假说及验证[J]. 经济问题, 2013, (2): 33-37.

[2]　杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J]. 经济研究, 2009, (8).

新农合的医保模型

1 背景

商业医疗保险的产品结构单一、同质化现象严重，而且最重要的是真正存在市场需求的产品却不在保险公司的销售目录中。从新农合与商业医疗保险各自的定位来说，新农合属于基本医疗保障范畴，商业医疗保险是它的重要补充。Ham 与 Shore－Sheppard[1] 和 Thorpe 与 Florence[2] 通过分析证明公共保险对商业医疗保险并没有产生显著的挤出效应；而王璐[3] 证明我国社会医疗保险与商业医疗保险之间并不是一种负相关关系，并未产生替代作用；邵全权和陈佳[4] 通过对我国地区差异的分析，认为高生产效率的地区已经实现社会医疗保险与商业健康保险的良性合作。胡振华和赖国毅[5] 分析了新农合与医疗保险二者竞争与合作的存在条件后，从被保险人的行为选择为出发点，在期望效用分析框架下，建立并分析了扩展的保险需求理论模型，研究新农合与商业医保关系。

2 公式

在医疗保险的选择中，农户通常面临两种选择：一是购买医疗保险转移风险；二是自我承受这个风险。选择的结果取决于疾病发生的概率和严重程度以及农户自身的风险承受能力：疾病发生概率大、严重程度高、自身承受能力弱的会选择前者；而疾病发生概率小、严重程度低、自身承受能力强的会选择后者。无论是新农合还是商业医疗保险农户都需要支付保险费，农户通过比较预算约束条件下二者的净收益来决定购买保险的种类与数量。

农户医疗保险由两部分构成：新农合和在此基础上购买的商业医疗保险。在这里暂不考虑报销范围、报销手续等因素，保险报销遵循这样一个原则：先在新农合范围内进行报销，剩余部分再在商业医疗保险范围内报销，忽略保险报销中的免除额、起付点以及自费项目等差异。

在此假设农户面临两种状态：状态 1 为健康状态，状态 0 为疾病发生状态。在这两种状态下，农户面临着两个不同状态的效用函数：U_1 表示健康状态下的效用函数，U_0 表示疾病发生状态下的效用函数。I_1^e 表示健康状态下的期望收入，这也是农户的总收入；总收入减去疾病发生时的各种支出就是状态 0 下的期望收入 I_0^e。p 表示疾病发生的概率；θ 表示疾

病发生后的总费用；b 表示购买新农合的成本，这个成本是个人支出部分，暂不考虑财政补贴部分；α 表示新农合的报销率。$f(\theta,\alpha,b)$ 表示新农合的支付函数。当商业医疗保险不存在时，保险人的期望效用函数可以表示为：

$$U=(1-p)\cdot U_1(I_1^e-b)+p\cdot U_0[I_1^e-f(\theta,\alpha,b)] \tag{1}$$

假定效用函数 U 具有一般特性：①连续且可导；②单调性，即一阶导数大于 0，$U'>0$；③边际效用递减，即二阶导数小于 0，$U''<0$。

在商业医疗保险市场中，不同的保险产品由于其保险的对象、时间等不同因而具有不同的价格和报销率。但是对于投保人来说，疾病发生的概率、损失幅度相对一致，因此在此不考虑不同保险产品品种间的差异，同时也不考虑商业医疗保险的类别差异和补偿方式的差异。假设 β 表示商业医疗保险的报销率，$g(\theta,1-\alpha,\beta)$ 表示商业医疗保险的支付函数，其含义是新农合支出的剩余部分 $(1-\alpha)$ 由商业医疗保险来报销。个人支出部分 G 等于总费用扣除新农合支出和商业医疗保险支出后的余额：$G=\theta-f(\theta,\alpha,b)-g(\theta,1-\alpha,\beta)$。投保人持续购买商业医疗保险并支付购买成本，其支出形式如下：π 表示商业医疗保险的购买价格，它等于(0,1) 两种状态下各自边际收益的比值：$\pi=-\dfrac{dI_1}{dI_0}=\dfrac{I_1-I_1^e}{I_0-I_0^e}$，$I_1$、$I_0$ 表示实际收入，$I_1-I_1^e$ 为风险成本。s 代表商业医疗保险的购买数量，它等于疾病发生状态下实际收入与期望收入的差，即 $s=I_0-I_0^e$。商业医疗保险的购买支出函数为 $I_1-I_1^e=s\pi$。此时的期望效用函数可以表示为：

$$\mathrm{Max}(U)=\mathrm{Max}[(1-p)\cdot U_1(I_1^e-s\pi-b)+p\cdot U_0(I_1^e-f(\theta,\alpha,b)-g(\theta,1-\alpha,\beta)+s)] \tag{2}$$

在方程(1) 中对 b 求一阶导数，并令其等于 0，则有：

$$\frac{\mathrm{d}U}{\mathrm{d}b}=-(1-p)\cdot U'_1-p\cdot U'_0\cdot f'_b \tag{3}$$

其一阶最优条件是 $f'_b=\dfrac{(1-p)\cdot U'_1}{p\cdot U'_0}$。$f'_b<0$ 表明新农合的支付能力随着购买成本的增大而减小，当新农合的净收益小于等于 0 时，农户将停止购买。在此继续对 b 求二阶导数：

$$\frac{\mathrm{d}^2U}{\mathrm{d}b^2}=(1-p)\cdot U''_1+p\cdot[f'_b+U''_0\cdot(f'_b)^2-U'_0\cdot f''_b] \tag{4}$$

从方程(4) 可知，$\dfrac{\mathrm{d}^2U}{\mathrm{d}b^2}<0$，$U''_1<0$，$U''_0<0$，$f'_b<0$，所以 $f''_b>0$。一阶最优条件 f'_b 也是支付函数 $f(\theta,\alpha,b)$ 的最大值点，这意味着新农合存在一个最大购买成本。一旦超越这个最大购买成本，农户的预期效用将减少。这为新农合个人筹资均衡点的设定提供了一个理论参考。过高的筹资费用提高了参合门槛，使得低收入群体的医疗需求得不到保障，造

成财政转移支付的逆向选择；反之，过低的筹资费用又不利于新农合的持续发展。

商业医疗保险在报销行为中处于第二阶段，因此购买商业医疗保险与否和购买量的多少一方面取决于商业医疗保险的定价问题，另一方面又取决于新农合的报销率问题。当新农合的报销率达到100% 时，此时无论商业医疗保险如何定价，其需求都难以存在。然而为了避免“需方过度消费”的问题，任何性质的保险都存在一个投保人的自付比例，这就决定了商业医疗保险需求的存在性问题。在方程(2) 中对 s 求一阶导数：

$$\frac{dU}{ds} = (1-p)\cdot U'_1\cdot(-\pi) + p\cdot U'_0 \tag{5}$$

令一阶导数等于 0 有一阶最优条件：$\pi_0 = \dfrac{p\cdot U'_0}{(1-p)\cdot U'_1}$。继续对 s 求二阶导数 $\dfrac{d^2U}{ds^2}$：

$$\frac{d^2U}{ds^2} = \pi^2\cdot(1-p)\cdot U''_1 + p\cdot U'_0 \tag{6}$$

因为 $U''_1 < 0, U''_0 < 0$ 以及 $\dfrac{d^2U}{ds^2} < 0$，所以效用函数凸向原点，故驻点为最优解为：

$$\pi_0 = \frac{p\cdot U'_0}{(1-p)\cdot U'_1}$$

对 π_0 两边同时乘以 $\dfrac{1-p}{p}$ 可得：

$$\pi^* = \frac{1-p}{p}\pi_0 = \frac{U'_0}{U'_1} \tag{7}$$

π^* 称为保险的最优公平价，它由最优保险价格 π_0 乘以保险价格系数 $\dfrac{1-p}{p}$ 得到。保险的最优价格受到疾病发生概率的影响：当 $p < \dfrac{1}{2}$ 时，$\pi^* > \pi_0$；反之 $p > \dfrac{1}{2}$ 时，$\pi^* < \pi_0$。方程(7) 的含义是在均衡条件下，保险的最优公平价等于状态 0 时收入的边际效用与状态 1 时收入的边际效用之比。如图 1 所示，在 $\pi_0 = \dfrac{pU'_0}{(1-p)U'_1}$ 中，左边 π_0 表示收入预算线 AB 的斜率，右边表示无差异曲线 L_1、L_2 的斜率，即状态 0 与状态 1 下收入的边际替代率。

继续在方程(2) 中对 α 求一阶导数：

$$\frac{dU}{d\alpha} = p\cdot U'_0(g'_\alpha - f'_\alpha) \tag{8}$$

因为 $\dfrac{dU}{d\alpha} > 0$，所以 $g'_\alpha - f'_\alpha > 0$。将方程(8) 与方程(5) 相除可知新农合与商业医疗保险购买量的关系式：

$$\frac{ds}{d\alpha} = \frac{p\cdot U'_0(g'_\alpha - f'_\alpha)}{p\cdot U'_0 - \pi(1-p)U'_1} \tag{9}$$

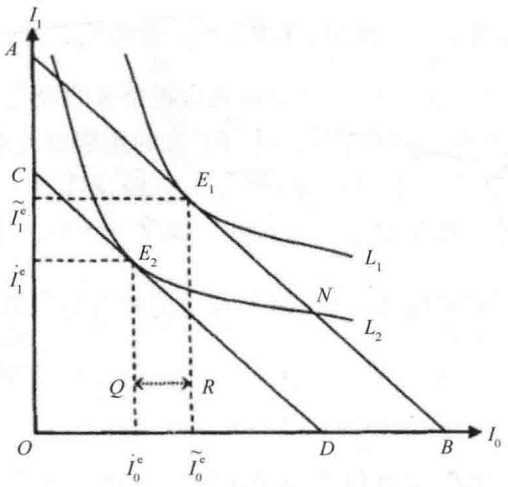


图 1　保险的最优公平价格

I_0 为状态 0 下的收入，I_1 为状态 1 下的收入；L_1 与 L_2 是无差异曲线；AB、CD 为预算收入线

方程(9) 中 $U'_0 > 0, g'_\alpha - f'_\alpha > 0$，因而为替代与互补关系，即 $\frac{ds}{d\alpha}$ 的符号问题便由保险定价，即 $p \cdot U'_0 - \pi(1-p)U'_1$ 决定。①当 $p \cdot U'_0 - \pi(1-p)U'_1 > 0$ 时，$\frac{ds}{d\alpha} > 0$，二者为互补关系。其存在条件是 $\pi < \pi_0$，即保险价格小于最优价格；$p > \frac{1}{2}$，疾病发生概率大于 50%。在此条件下，新农合由于其保障深度的缺陷使得人们的潜在支出增加，而对应的最佳方法是增大商业医保的购买量。②当 $p \cdot U'_0 - \pi(1-p)U'_1 < 0$ 时，$\frac{ds}{d\alpha} < 0$，二者为替代关系。其存在条件是 $\pi > \pi_0$，保险价格大于最优价格；$p < \frac{1}{2}$，疾病发生概率小于 50%。此时，人们通过衡量风险与收益会选择减少商业医疗保险的购买量。下面对一阶最优条件 $\pi_0 = \frac{p \cdot U'_0}{(1-p)U'_1}$ 进行全微分可得最优保险价格下的最优保险购买量为：

$$\frac{ds}{d\alpha} = \frac{p \cdot U''_0(g'_\alpha - f'_\alpha)}{p \cdot U''_0 + \pi^2(1-p)U''_1} \tag{10}$$

已知 U''_0、U''_1 小于 0，$g'_\alpha - f'_\alpha > 0$，所以 $\frac{ds}{d\alpha} > 0$。这说明商业医疗保险的最优购买量受到新农合报销率的影响，二者是互补关系。随着新农合报销率的提高，人们购买商业医疗保险的欲望没有减少，商业医疗保险的购买量在增大。

从图 1 来看，对线段 QR 来说，假定初始均衡点是 E_2，平移预算收入线 CD 到 AB，两种

状态下的预期收入随之发生改变。此时,在增加医疗保险购买量($\Delta s = \bar{I}_0^e - \dot{I}_0^e > 0$)的同时风险成本也在降低($\Delta I_1 = \bar{I}_1^e - \dot{I}_1^e > 0$)。尽管新农合报销率的提高等于是变相地提高了商业医疗保险的影子价格,但是由于商业医疗保险所带来的预期收入增量要远远高于购买成本的增幅,二者的净收益仍然大于零,所以保险购买量不降反升。

在方程(2)中对 b 求一阶导与方程(3)相同,故不再赘述。下面对一阶最优条件 $f'_b = \frac{(1-p)U'_1}{p \cdot U'_0}$ 进行全微分可得最优购买成本下的最优保险购买量为:

$$\frac{ds}{db} = \frac{p \cdot U'_0 \cdot f''_b - pU''_0 \cdot (f'_b)^2 - (1-p)U''_1}{p \cdot f'_b \cdot U''_0 - \pi(1-p)U''_1} \tag{11}$$

已知 $U'_0 > 0, U''_0 < 0, f'_b < 0$ 和 $f''_b > 0$,所以 $\frac{ds}{db} > 0$。其含义是新农合购买成本的增加会使得商业医疗保险的购买量也相应增加。在报销率不变的情况下,新农合购买成本的增加降低了它的净收益,即相当于降低了商业医疗保险的影子价格,提高了商业医疗保险的净收益,因而使得商业医疗保险购买量增加。在图 1 上表现为 $\Delta I_1 > \Delta I_0$。这一结论说明,如果不能确认新农合个人筹资部分的最优值的话,那么在二者的替代关系上就不是新农合替代商业医疗保险,而是商业医疗保险"挤出"新农合了。这再次说明确定新农合最优个人参合费用的重要性。

在方程(2)中对 β 求一阶导数:

$$\frac{dU}{d\beta} = -p \cdot U'_0 \cdot g'_\beta \tag{12}$$

因为 $\frac{dU}{d\beta} > 0$, $U'_0 > 0$,所以 $g'_\beta > 0$,不存在驻点,该函数为增函数。继续求 β 的二阶导数:

$$\frac{d^2U}{d\beta^2} = p \cdot (U''_0 \cdot (g'_\beta)^2 + U'_0 \cdot g'_\beta) \tag{13}$$

因为 $\frac{d^2U}{d\beta^2} < 0$, $U''_0 < 0$, $U'_0 > 0$,故 $g'_\beta < 0$,该函数为凸函数,不存在最大值点,有极值点。令 $\frac{d^2U}{d\beta^2} = 0$,得极值点 $g_\beta^* = -\frac{U'_0}{U''_0}$。商业医疗保险的支付函数存在一个次优的报销率,它等于疾病发生状态下的边际效用和边际效用变动速度之比,同时这个次优的报销率也是支付函数的拐点。在$(0, g_\beta^*)$区间内,效用函数是凸的。在拐点处,效用函数形状发生改变,商业医疗保险报销率不存在最优解,即商业医疗保险报销率的价格弹性丰富,可以根据市场状况灵活调整。在$(0, g_\beta^*)$区间内,期望效用随着商业医疗保险报销率的提高而减少;在大于 g_β^* 的区间里,期望效用则会随着商业医疗保险报销率的提高而增大。

将方程(6)与方程(12)相除有 $\frac{d\beta}{d\alpha}$：

$$\frac{d\beta}{d\alpha}=\frac{g'_{\alpha}-f'_{\alpha}}{g'_{\beta}} \tag{14}$$

因为 $g'_{\alpha}-f'_{\alpha}>0$，$g'_{\beta}<0$，所以 $\frac{d\beta}{d\alpha}>0$，二者为互补关系。其含义是当新农合的报销率上升时，商业医疗保险的报销率也同时提高，可抵消新农合报销率上调所带来的负面影响。这是因为商业医疗保险一方面为了避免被“挤出”市场会采取“跟随”战略，另一方面是商业医疗保险报销率具有很强的价格弹性，可以根据市场环境来随时调整自己。

3 意义

通过扩展的保险需求理论，建立了新农合的医保模型。通过该模型，计算结果表明新农合与商业医保之间更多地体现一种互补关系，在商业医疗保险的最优价格下，其购买量随新农合报销率的提高而增加，其决定因素表现为农民发生重大疾病的概率、农户的风险偏好和购买商业医疗保险后的净收益比较。新农合与商业医疗保险的互补关系强于替代关系，替代效应的发生取决于商业医疗保险的最优价格和疾病发生的概率，新农合的个人筹资标准存在最大值，这决定着农户的参合意愿。该模型从新农合筹资增长机制、商业医疗保险价格制定和保障力度的角度对商业医疗保险的发展提供了参考。

参考文献

[1] Ham J C, Shore-Sheppard L. The Effect of Medicaid Expansions for Low-Income Children on Medicaid Participation and Private Insurance Coverage: Evidence from the SIPP 2003[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(1):57-83.

[2] Thorpe K E, Florence C. Health Insurance Among Children: The Role of Expanded Medicaid Coverage[J]. Inquiry, 1998, 35(4): 369-379.

[3] 王璐. 我国健康保险有效需求的实证分析[J]. 技术经济与管理研究, 2009, (1): 100-102.

[4] 邵全权, 陈佳. 我国社会保险和商业医疗保险的竞争与合作——从医疗保障制度改革视角的研究[J]. 上海经济研究, 2009, (3): 1-19.

[5] 胡振华, 赖国毅. 新农合与商业医保竞合关系分析[J]. 经济问题, 2013, (2): 68-74.

中国和东盟的贸易引力模型

1 背景

贸易引力模型源于牛顿的万有引力定律，国内一些学者运用引力模型对中国与东盟之间的贸易进行了实证分析，研究了国际直接投资与两国距离、两国经济规模之间的关系，构建了中国与越南入境旅游的理论模型。王娟等[1]基于2000—2009年的面板数据，建立起以东盟各国人均GDP、东盟各国领土面积、东盟各国外汇储备、中国人均GDP、中国外汇储备以及中国至东盟各国距离为自变量的引力模型，并运用Eviews5.0软件对中国对东盟直接投资、中国自东盟进口规模以及到访东盟各国的中国游客数量与各国人均GDP、各国外汇储备、距离以及面积之间的定量关系进行了回归分析。

2 公式

2.1 模型公式

运用引力模型研究中国对东盟的直接投资以及运用引力模型研究到访东盟各国的中国游客规模。

分别以中国对东盟直接投资(inv)、东盟各国对华出口金额(C_imp)、到访东盟各国的中国游客数量(vt)为因变量，建立相应的引力模型。

(1)以中国对东盟直接投资(inv)为因变量，中国的人均GDP($PGDP_t_C$)、东盟各国的人均GDP($PGDP_{it}$)、东盟各国的领土面积(SQ_i)、东盟各国的外汇储备(FR_{it})、中国的外汇储备(FR_t_C)、中国与东盟各国的距离(D_i)为自变量，建立模型如下：

$$inv = f(PDGP_{it}, PGDP_t_C, FR_{it}, FR_t_C, SQ_i, D_i) = a_0 \times (PGDP_{it})\hat{}a_1 \times (PGDP_t_C)\hat{}a_2 \times (FR_{it})\hat{}a_3 \times (FR_t_C)\hat{}a_4 \times (SQ_i)\hat{}a_5 \times (D_i)\hat{}a_6$$

对数形式为：

$$\ln(inv) = \ln(a_0) + a_1 \times \ln(PGDP_{it}) + a_2 \times \ln(PGDP_t_C) + a_3 \times \ln(FR_{it}) + a_4 \times \ln(FR_t_C) + a_5 \times \ln(SQ_i) + a_6 \times \ln(D_i) + \varepsilon_{ij}$$

(2)在此以东盟各国对华出口金额(C_imp)为因变量，中国的人均GDP($PGDP_t_C$)、东盟各国的人均GDP($PGDP_{it}$)、东盟各国的领土面积(SQ_i)、中国的外汇储备(FR_t_C)、中国与东盟各国的距离(D_i)、中方关税(C_TARIFF)为自变量，建立模型如下：

$$C_imp = f(PGDP_{it}, PGDP_t_C, FR_t_C, D_i, C_TARIFF) = a_0 \times (PGDP_{it})\hat{}a_1 \times (PGDP_t_C)\hat{}a_2 \times (FR_t_C)\hat{}a_3 \times (D_i)\hat{}a_4 \times (C_TARIFF)\hat{}a_5$$

对数形式为：

$$\ln(C_imp) = \ln(a_0) + a_1 \times \ln(PGDP_{it}) + a_2 \times \ln(PGDP_t_C) + a_3 \times (FR_t_C) + a_4 \times \ln(D_i) + a_5 \times \ln(C_TARIFF) + \varepsilon_{ij}$$

(3)以到访东盟各国的中国游客数量(v_t)为因变量,中国的人均 GDP($PGDP_t_C$)、东盟各国的人均 GDP($PGDP_{it}$)、东盟各国的领土面积(SQ_i)、中国的外汇储备(FR_t_C)、中国与东盟各国的距离(D_i) 为自变量,建立模型如下：

$$v_t = f(PGDP_{it}, PGDP_t_C, FR_t_C, SQ_i, D_i) = a_0 \times (PGDP_{it})\hat{}a_1 \times (PGDP_t_C)\hat{}a_2 \times (FR_t_C)\hat{}a_3 \times (D_i)\hat{}a_4 \times (SQ_i)\hat{}a_5$$

对数形式：

$$\ln(v_t) = \ln(a_0) + a_1 \times \ln(PGDP_{it}) + a_2 \times \ln(PGDP_t_C) + a_3 \times (FR_t_C) + a_4 \times \ln(D_i) + a_5 \times \ln(C_TARIFF) + \varepsilon_{ij}$$

2.2 实证结果与分析

中国自东盟进口的个体随机效应模型结果如表 1 所示。可以看出,整体 F 统计量显著性为 0.000000,拟合优度 R^2 为 0.63,表明拟合效果好。

LOG($PGDP_{it}$) 的系数为正,表明东盟国家的人均 GDP 越高,中国自该国进口金额越高; LOG(FR_C) 的系数为正,表明中国的外汇储备越高,中国自东盟各国进口的金额越高。

越南对应的常数项数值最大。越南对应的估计方程式为：

$$LOG(C_imp_VIETNAM) = 2.174672394 - 10.63865183 + 0.6006569284 \times LOG(FR_VIETNAM) + 0.693041604 \times LOG(FR_C) + 1.157523276 \times LOG(D_VIETNAM) - 0.3739946759 \times LOG(PGDP_C) + 0.1939684597 \times LOG(C_TARIFF)$$

菲律宾对应的常数项数值第三大。菲律宾对应的估计方程式为：

$$LOG(C_imp_PHILIPPINES) = 1.696469567 - 10.63865183 + 0.6006569284 \times LOG(PGDP_PHILIPPINES) + 0.693041604 \times LOG(FR_C) + 1.157523276 \times LOG(D_PHILIPPINES) - 0.3739946759 \times LOG(PGDP_C) + 0.1939684597 \times LOG(C_TARIFF)$$

表 1　中国自东盟进口的估计结果

因变量：LOG(*C_imp*)

方法：截面随机效应

面板观测值(平衡)：100 个

Swamy 与 Arora 估计值

变量	系数	标准误差	T-统计量	概率
常数项	-10.638 65	24.498 46	-0.434 258	0.665 1
LOG($PGDP_{it}$)	0.600 657	0.347 601	1.728 006	0.087 3
LOG(*FR_C*)	0.693 042	0.304 683	2.274 628	0.025 2
LOG(D_i)	1.157 523	3.031 632	0.381 815	0.703 5
LOG(*PGDP_C*)	-0.373 995	0.678 293	-0.551 376	0.582 7
LOG(*C_TARIFF*)	0.193 968	0.676 686	0.286 645	0.775 0
随机效应(截面)				
_BRUNEI-C	-3.199 188			
_INDONESIA-C	1.488 676			
_MALAYSIA-C	1.288 989			
_PHILIPPINES-C	1.696 470			
_SINGAPORE-C	0.765 929			
_THAILAND-C	1.852 104			
_LAOS-C	-2.450 244			
_VIETNAM-C	2.174 672			
_MYANMAR-C	-0.243 181			
_CAMBODIA-C	-3.374 226			
加权后的统计量				
拟合优度 R^2	0.627 207			
总体概率(F 统计量)	0.000 000			

文莱、老挝、柬埔寨和缅甸对应的常数项数值为负，表明文莱、老挝、柬埔寨和缅甸四国对华出口在东盟十国中排名靠后。

采用假设同时存在时期异方差与序列相关，对东盟直接投资的混合估计模型的结果见表 2。

表 2　中国对东盟直接投资的估计结果

因变量：LOG(*inv*)

方法：假设同时存在时期异方差与序列相关

面板观测值：69 个

一步加权后的线性估计

变量	系数	标准误差	T-统计量	概率
常数项	-22.488 30	6.648 653	-3.382 384	0.001 2
LOG($PGDP_{it}$)	-1.357 056	0.216 312	-6.273 620	0.000 0
LOG(FR_{it})	0.699 636	0.093 829	7.456 464	0.000 0
LOG(D_i)	2.753 980	0.637 006	4.323 317	0.000 1
LOG($SQUARE_{it}$)	-0.622 661	0.104 672	-5.948 676	0.000 0
LOG($PGDP_C$)	2.512 694	1.838 880	1.366 426	0.176 7
LOG(FR_C)	-0.085 520	1.056 921	-0.080 914	0.935 8
加权后的统计量				
拟合优度 R^2	0.935 473	*DW* 值		1.848 526
F 统计量	149.805 5	总体概率(F 统计量)		0.000 000

估计方程式为：

$$\begin{aligned}\mathrm{LOG}(inv) = {} & C(1) + C(2) \times \mathrm{LOG}(PGDP_{it}) + C(3) \times \mathrm{LOG}(FR_{it}) + C(4) \\ & \times \mathrm{LOG}(D_i) + C(5) \times \mathrm{LOG}(SQUARE_{it}) + C(6) \times \mathrm{LOG}(PGDP_C) \\ & + C(7) \times \mathrm{LOG}(FR_C)\end{aligned}$$

代入系数以后为：

$$\begin{aligned}\mathrm{LOG}(inv) = {} & -22.48829733 - 1.357056484 \times \mathrm{LOG}(PGDP_{it}) + 0.6996357718 \\ & \times \mathrm{LOG}(FR_{it}) + 2.753979703 \times \mathrm{LOG}(D_i) - 0.6226607568 \times \mathrm{LOG}(SQUARE_{it}) \\ & + 2.51269415 \times \mathrm{LOG}(PGDP_C) - 0.08551965235 \times \mathrm{LOG}(FR_C)\end{aligned}$$

拟合优度 R^2 为 0.935473，整体 F 统计量显著性为 0.000000，表明拟合效果好。从拟合系数来看，LOG($PGDP_{it}$) 的系数为负，表明东盟各国的人均 GDP 越高，中国对其直接投资规模越小。LOG($PGDP_C$) 的系数为正，表明中国的人均 GDP 越高，中国对东盟各国的直接投资规模越大。LOG(FR_{it}) 的系数为正，表明东盟各国的外汇储备越高，中国对其直接投资规模越大。LOG($SQUARE_{it}$) 的系数为负，表明东盟各国的领土面积越大，中国对其直接投资规模越小。LOG(D_i) 的系数为正，表明中国至东盟国家的距离越远，中国对其直接投资规模越大。LOG(FR_C) 的系数为负，表明中国的外汇储备越高，中国对东盟国家的直接投资规模越小。

采用假设同时存在时期异方差与序列相关，对到访东盟各国的中国游客规模的混合估计模型的结果如表 3 所示。

表 3　到访东盟各国的中国游客规模的估计结果

因变量：LOG（v_t）

方法：假设同时存在时期异方差与序列相关

面板观测值：88 个

一步加权后的线性估计

变量	系数	标准误差	T-统计量	概率
常数项	-10.802 42	4.004 686	-2.697 445	0.008 5
LOG($PGDP_{it}$)	0.663 870	0.136 499	4.863 551	0.000 0
LOG(FR_C)	-0.296 084	0.161 795	-1.829 991	0.070 9
LOG(D_i)	-0.000 639	0.465 135	-0.001 374	0.998 9
LOG($PGDP_C$)	1.224 482	0.396 495	3.088 266	0.002 7
LOG($SQUARE_{it}$)	0.325 772	0.079 314	4.107 396	0.000 1
加权后的统计量				
拟合优度 R^2	0.971 968	DW 值		1.789 318
F 统计量	568.648 0	总体概率(F 统计量)		0.000 000

估计方程式为：

$$\mathrm{LOG}(v_t) = C(1) + C(2) \times \mathrm{LOG}(PGDP_{it}) + C(3) \times \mathrm{LOG}(FR_C) + C(4) \times \mathrm{LOG}(D_i) + C(5) \times \mathrm{LOG}(PGDP_C) + C(6) \times \mathrm{LOG}(SQUARE_{it})$$

代入系数以后为：

$$\mathrm{LOG}(v_t) = -10.8024212 + 0.6638701265 \times \mathrm{LOG}(PGDP_{it}) + -0.2960836144 \times \mathrm{LOG}(FR_C) - 0.0006392371085 \times \mathrm{LOG}(D_i) + 1.224482102 \times \mathrm{LOG}(PGDP_C) + 0.3257720108 \times \mathrm{LOG}(SQUARE_{it})$$

拟合优度 R^2 为 0.971968，整体 F 统计量显著性为 0.000000，表明拟合效果好。从拟合系数来看，LOG($PGDP_{it}$) 的系数为正，表明东盟各国的人均 GDP 越高，到访东盟各国的中国游客规模越大。LOG(FR_C) 的系数为负，表明中国的外汇储备越高，到访东盟各国的中国游客规模越小。LOG(D_i) 的系数为负，表明中国至东盟国家的距离越远，到访东盟各国的中国游客规模越小。LOG($PGDP_C$) 的系数为正，表明中国的人均 GDP 越高，到访东盟各国的中国游客规模越大。LOG($SQUARE_{it}$) 的系数为正，表明东盟各国的领土面积越大，到访东盟各国的中国游客规模越大[2]。

3　意义

研究中国对东盟的直接投资和到访东盟各国的中国游客规模，建立了中国和东盟的贸易引力模型。计算结果表明中国的外汇储备越高，中国自东盟各国进口的金额越高；文莱、

老挝、柬埔寨和缅甸四国对华出口在东盟十国中排名靠后，可以扩大自文莱、老挝、柬埔寨和缅甸四国进口的规模。东盟各国的人均 GDP 越高，中国对其直接投资规模越小；可以进一步加大对东盟国家的直接投资，发挥中国巨额外汇储备对东盟国家的直接投资应有的正向促进作用。中国的外汇储备越高，中国至东盟国家的距离越远，到访东盟各国的中国游客规模越小；中国的人均 GDP 越高，到访东盟各国的中国游客规模越大。此模型为促进中国—东盟自由贸易区的发展提供了参考。

参考文献

[1] 王娟，孔玉生，侯青. 中国对东盟投资与贸易的引力模型分析[J]. 经济问题，2013，(2)：114-118.

[2] 范爱军，李菲菲. 山东省对东盟贸易流量研究——基于引力模型的实证分析[J]. 东岳论丛，2011，(2)：138-142.

出口产品的市场份额模型

1 背景

1995—2010 年间中国高科技产品出口增长率远远高出世界平均水平，从贸易视角来看，这其中既有单个市场竞争力提高的因素，也有市场结构（包括产品结构与地域结构）的贡献。针对中国高科技出口产品恒定市场份额分析，了解影响中国高科技产品出口增长率的因素十分重要。不少国内学者就影响中国高科技产品出口的因素做了研究，这些因素包括：知识产权[1]，出口结构[2]，技术性贸易壁垒[3]，劳动力，技术水平，外国直接投资，政府政策及汇率[4]，等等。张秋利[5]采用 CMSA 模型对中国 1995—2010 年间高科技产品出口市场份额的变化原因从贸易的角度上予以解释。

2 公式

在国际上，对一国市场份额变动原因的分析最常用的方法之一就是恒定市场份额分析（Constant Market Shares Analysis，CMSA），该模型在经济合作与发展组织（OECD）、欧洲央行（ECB）及许多国家的国际贸易报告中被用来解释一国出口产品市场份额的变动原因。在此将采用该模型对中国 1995—2010 年间高科技产品出口市场份额的变化原因从贸易的角度上予以解释。

CMSA 最初由 Tyszynski[6]提出，逐渐成为从贸易视角解释一国出口产品市场份额变化的主流模型，是研究对外贸易增长源泉和出口产品国际竞争力趋势的重要模型之一，在国际上广为采用。

该模型的基本思想是：如果按一国出口产品的类型（记为 i）和目的地（记为 j）属性来划分其出口市场，那么即便是在每一个细分市场（ij）上的出口市场份额没有变化，该国总的出口市场份额也可能会有变化。这种总市场份额的变化是由市场结构（包括产品结构与市场结构）导致的，称为结构效应（SE）。

例如，假设中国出口产品在全世界每个细分市场上的市场份额都没有变化，如果中国出口产品类别与出口目的地更多地（较少地）集中在这些进口需求增长较快（较慢）的细分市场上，那么中国总的出口市场份额也将会增加（减少）。为表达这一思想，CMSA 把一国总的出口市场份额增长绩效（称为总效应，TE）分解为结构效应（SE）与竞争力效应（CE）

两部分，即：$TE = SE + CE$。其中，结构效应的含义是如果一国在世界进口市场中的每一个细分市场(ij)的市场份额都保持不变，那么该国总的出口市场份额的变化就是由该部分的变化而引起的。竞争力效应也可称为“纯市场份额效应”，含义是总的出口份额实际变化值减去结构效应的剩余。

为进一步说明问题，结构效应又可分解为产品效应(PE)、市场效应(ME)和混合结构效应(MIX)，即：$SE = PE + ME + MIX$。其中，产品效应的含义为因出口的产品结构的合理(不合理)而使总的出口市场份额增加(减少)的部分，如果产品效应为正值则表示产品结构合理，即该国出口产品集中在世界进口需求增长较快的品种上。市场效应的含义为因出口目的地分布的市场结构合理(不合理)而使总的出口市场份额增加(减少)的部分，如果市场效应为正值则表示出口目的地的分布结构合理，即该国出口目的地集中在世界进口需求增长较快的市场上。混合结构效应的含义为结构效应减去产品效应与市场效应的剩余部分，该项没有确切的经济含义，实质上是由于无法独立分解产品效应与市场效应的相互影响而产生的一个修正项。

在此采用的是欧洲央行[7]所采用的 CMSA 方法，该模型分析也被 Noelia Jiménez 和 EstherMartín[8]用于对欧元区的出口竞争分析上，另外 Joao Amador 和 Sónia Cabral[9]还通过该 CMSA 模型的一个变种对葡萄牙的出口竞争进行了分析。这一模型的表达式可简写为：

$$TE = SE + CE = PE + ME + MIX + CE \tag{1}$$

式(1)中，总效应(TE)是指被研究国的出口增长率与同期全世界平均出口增长率的差，因而，这一模型实际上解释了一国出口增长比全世界平均水平高(或低)的成因。

1994—2010 年间中国的高科技产品的出口值均为以美元计价的当年现值。对中国高科技出口产品的分类，采用的是经济发展与合作组织[10]的国际贸易标准分类(SITC，REV. 3)项下的产品分类，共分为：航空航天产品、军工产品、化工产品、电脑办公机器产品、电子机械产品、电子通讯设备、非电子机械产品、医药产品及科学仪器九大类产品。这一期间，中国高科技产品的出口目的地有 200 多个国家(地区)，为简化计算与分析，同时考虑到出口目的地的重要程度，把世界市场按地域属性划分为美国、日本、东盟、欧盟、亚洲剩余地区及世界剩余地区 6 个地区。

从 1995—2010 年间中国高科技产品出口额占全世界高科技产品出口额的比重在逐年递增，从 1995 年的 1.7% 增加到了 2010 年的 21.4%。出口增长率的变化趋势同世界平均水平的变化趋势逐渐趋于相同，但大多数年份高于世界平均增长水平。具体表现见表 1。

表 1　1995—2010 中国高科技产品出口世界市场份额及其增长率与世界的比较

年份	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
世界份额	1.7%	2.0%	2.3%	2.7%	2.9%	3.5%	4.5%	6.3%
中国增长率	0.602 5	0.219 2	0.294 5	0.225	0.192	0.419 9	0.183 7	0.412 2
世界增长率	0.259 6	0.152 1	0.366 2	0.046	0.109 2	0.183 8	0.091 2	0.007 2
年份	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
世界份额	8.9%	11.1%	13.1%	14.5%	17.4%	18.6%	19.6%	21.4%
中国增长率	0.581 4	0.505 8	0.326 3	0.265	0.244 2	0.132 2	0.086 4	0.310 4
世界增长率	0.108 8	0.197 9	0.105 9	0.136	0.020 8	0.060 4	0.146 6	0.188 8

表 1 数据说明了中国高科技产品不仅在世界分工中的地位越来越重要,而且随着经济全球化的不断发展,中国高科技出口产品对世界市场的反应越来越敏感。

从 1995—2010 年间逐年的 CMSA 分析结果见表 2。

表 2　1995—2010 年间中国高科技产品出口的逐年变化成因 CMSA 结果

年份	总效应	结构效应	产品效应	市场效应	混合结构效应	竞争产应
1995	0.342 9	0.127 0	0.024 6	0.060 8	0.041 6	0.215 9
1996	0.371 3	0.200 4	0.003 1	−0.000 2	0.197 5	0.170 9
1997	−0.071 7	−0.260 9	−0.005 9	−0.029 6	−0.225 4	0.189 2
1998	0.179 0	−0.066 5	−0.028 0	−0.027 6	−0.010 9	0.245 5
1999	0.082 7	0.032 3	−0.001 4	0.021 9	0.011 8	0.050 4
2000	0.236 2	−0.025 1	0.014 3	−0.033 4	−0.006 0	0.261 2
2001	0.275 0	0.115 8	−0.020 8	0.047 8	0.088 8	0.159 1
2002	0.419 4	0.038 4	0.000 2	0.025 9	0.012 3	0.381 0
2003	0.472 6	0.028 5	0.013 0	0.021 5	−0.006 0	0.444 1
2004	0.307 9	−0.013 7	−0.006 0	0.001 9	−0.009 6	0.321 6
2005	0.220 4	0.015 6	0.002 8	0.007 7	0.005 1	0.204 7
2006	0.128 9	−0.020 1	−0.016 2	−0.004 1	0.000 3	0.149 0
2007	0.223 4	−0.029 0	−0.053 2	0.016 8	0.007 3	0.252 5
2008	0.071 8	−0.020 6	−0.021 0	−0.000 1	0.000 5	0.092 4
2009	0.060 1	0.016 1	0.000 5	0.014 3	0.001 3	0.044 1
2010	0.121 6	0.041 3	0.028 1	0.017 3	−0.004 0	0.080 3

表 2 中的总效应均为正值(除了 1997 年),这说明 1995—2010 年间中国高科技产品出口增长率均显著高于同期世界平均水平,但 2007 年后这一优势在逐渐减小。其中,总效应主要来源于竞争效应,约占了 95%。说明中国高科技产品在世界市场上有较强的竞争力,而结构效应对总效应的贡献则比较小,约为 5%,且有 7 个年份为负值,说明出口结构不够合理。

为简化说明,以下把 1995—2010 年划分为 1995—2001 年,2002—2007 年及 2008—2010 年 3 个期间,分别表示中国加入 WTO 前期、加入 WTO 后至欧债危机前及欧债危机影响期,分期后的 CMSA 分析结果如表 3。

表 3　1995—2010 年中国高科技产品出口的 CMSA 分期计算结果

期间(年)	1995—2001	2002—2007	2008—2010	1995—2010
中国增长率	0.305	0.389	0.119	0.302
世界增长率	0.103	0.094	0.034	0.087
总效应 *TE*(=竞争效应+结构效应)	0.202	0.295	0.085	0.215
结构效应 *SE*(=产品效应+市场效应+混全结构效应)	0.018	0.003	0.012	0.011
产品效应 *PE*	-0.002	-0.010	0.003	-0.004
市场效应 *ME*	0.006	0.011	0.010	0.008
混合结构效应 *MIX*	0.014	0.002	-0.001	0.007
竞争效应 *CE*	0.184	0.292	0.073	0.204

总效应在 3 个时期均为正数,平均达到了 0.215,表明中国高科技产品出口的增长速度远远高出了世界出口的平均增长速度。竞争效应对于中国的总效应的贡献起到了主导作用,平均值达到了 0.204,对总效应的贡献高达 95%。结构效应 3 个时期的平均值为 0.011,远小于竞争效应的 0.204,对总效应的贡献很小。

为说明问题,竞争效应可进一步分解为各类产品对竞争力的贡献之和(见表 4),也可以分解为各地区市场对竞争力的贡献之和(见表 5)。结构效应也有类似的分解,结果见表 6 与表 7。

表 4　1995—2010 年中国高科技产品出口的竞争效应产品层次分解结果

期间	1995—2001	2002—2007	2008—2010	1995—2010
航空航天产品	-0.000 3	0.000 4	0.000 9	0.000 2
军工产品	0.000 3	0	0	0.000 1
化工产品	0.008 1	0.001 9	0.000 2	0.004 3
电脑办公机器产品	0.099 5	0.149 7	0.024 6	0.104 3
电子机械产品	0.001 7	0.003 3	0.002 5	0.002 4
电子通讯设备	0.065 9	0.115 7	0.035 7	0.078 9
非电子机械产品	0.000 1	0.000 5	0.000 6	0.000 4
医药产品	0.000 2	0.000 5	0.001 3	0.000 5
科学仪器	0.009 2	0.020 1	0.006 5	0.012 8

如表 4 所示,在 1995—2010 年间,各产品的竞争力效应均为正值,这表明中国各类高科技产品的出口增长速度均高于世界平均水平。其中,电脑办公机器产品对于竞争效应的贡献超过了一半,排名第二位的是电子通讯设备,对竞争力的贡献占到了 1 /3,说明在中国高科技出口产品中这两种产品的比重占绝对优势。3 个细分的时期也有类似结果。

表 5　1995—2010 年中国高科技产品出口的竞争效应地域层次的分解结果

期间(年)	1995—2001	2002—2007	2008—2010	1995—2010
美国	0.048 7	0.072 3	0.006 6	0.049 6
日本	0.015 3	0.022 7	0.004 0	0.016 0
东盟	0.025 7	0.021 8	−0.001 5	0.019 2
欧盟	0.040 8	0.074 2	0.027 1	0.050 7
亚洲剩余地区	0.040 6	0.062 8	0.046 3	0.050 0
世界剩余地区	0.013 6	0.038 3	−0.010 3	0.018 4
竞争效应	0.185	0.292	0.072	0.204

如表 5 所示,总体来讲,对于中国竞争效应贡献最大的市场是来自于发达国家的美国和欧盟市场,新兴市场尤其是亚洲市场对于中国的竞争效应的贡献也较大,而日本市场的贡献较欧盟和美国等发达国家市场要小得多。

表 6　1995—2010 年中国高科技产品出口的产品效应分类表

期间(年)	1995—2001	2002—2007	2008—2010	1995—2010
航空航天产品	−0.009 8	−0.005 9	0.007 2	−0.005 4
军工产品	0.000 2	−0.000 6	−0.000 4	−0.000 2
化工产品	0.002 3	−0.000 3	−0.000 9	0.000 7
电脑办公机器产品	0.008 6	0.010 6	0.003 6	0.010 0
电子机械产品	0.001 4	−0.000 5	−0.000 1	0.000 4
电子通讯设备	−0.003 6	−0.002 8	0.002 7	−0.002
非电子机械产品	−0.002 2	−0.001 5	−0.000 2	−0.001 7
医药产品	0.000 7	−0.005 6	−0.007 2	−0.003 5
科学仪器	0.000 3	−0.003 7	−0.002 2	−0.002
产品效应	−0.002	−0.010	0.003	−0.004

从整个期间来看,除了化工产品、电脑办公机器产品和电子机械产品外,其他产品效应均为负值,说明了其余产品在出口中所占比重均低于世界平均水平。总的来讲,产品效应为负,且在前两个期间均为负,说明了中国出口的产品结构较世界平均水平而言,略显劣势,即总体上增长率较快的产品在出口总额中所占比重要略小于世界水平。

表 7　1995—2010 年中国高科技产品出口的市场效应分类表

期间(年)	1995—2001	2002—2007	2008—2010	1995—2010
美国	0.003 0	0.004 0	0.001 0	0.002 7
日本	0.007 8	0.003 1	-0.000 02	0.004 4
东盟	-0.004	-0.001 8	-0.000 7	-0.002 4
欧盟	-0.017 7	-0.012	-0.002 2	-0.011 9
亚洲剩余地区	0.026 1	0.027 3	0.010 1	0.021 7
世界剩余地区	-0.009 6	-0.009	0.002 3	-0.006 2
市场效应	0.006	0.011	0.010	0.008

与产品结构不同的是,虽然半数的市场分布略显不合理,但整体市场结构较世界水平而言略有优势。在 1995—2010 年间各市场都有一个正的增长率,东盟、欧盟和世界剩余地区表现出负的市场效应,表明中国在这 3 个市场的出口份额较世界水平要低一些,而在美国、日本和亚洲剩余地区要高一些。

3　意义

采用恒定市场份额分析法(CMSA)对影响中国高科技产品出口的因素的大小做了实证分析,建立了出口产品的市场份额模型。通过该模型,计算结果表明竞争力效应是中国高科技产品出口市场份额增加的主要原因,结构效应贡献则很小。在结构效应中,产品效应基本上均为负值,说明了产品结构长期都不够合理,出口的高科技产品长期集中在进口需求增长速度较慢的产品类别上,因而改善出口产品结构是扩大出口的重要途径。此模型说明提升中国高科技出口产品的世界份额,必须改善中国的高科技出口产品的产品结构长期不合理的状态。出口产品结构的长期不合理一方面反映了国内高科技产业结构的问题,另一方面也反映了对外贸易的环境问题。此模型为实现区域内的贸易自由化提供了参考。

参考文献

[1]　王粤, 张燕燕. 知识产权对高新技术产品出口的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2003, (9): 19-23.

[2]　汪素芹, 程静. 我国高新技术产品出口结构与国际竞争力实证分析[J]. 国际经贸探索, 2004, (5): 80-84.

[3]　谢娟娟, 梁虎诚. TBT 影响我国高新技术产品出口的理论与实证研究[J]. 国际贸易问题, 2008, (1): 34-41.

[4]　官皓. 中国高新技术产品出口的影响因素分析——基于省际面板数据的实证研究[J]. 世界经济情况, 2009, (10): 13-17.

[5] 张秋利. 中国高科技出口产品恒定市场份额分析(CMSA):1995—2010[J]. 经济问题, 2013, (2): 109-113.

[6] Tyszynski H. World Trade in Manufactured Commodities, 1899—1950[J]. The Manchester School of Economic andSocial Studies, 1951(3): 272-304.

[7] European Central Bank. Competitiveness and the Export Performance of the Euro Area Trade[R]. Occasional Paper Series, 2005, (7): 30.

[8] Noelia Jiménez, Esther Martín. A Constant Market Share Analysis of the Euro Area in the Period 1995—2007[J]. Economic Bulletin, 2010(1): 3-15.

[9] Joao Amador, Sónia Cabral. The Portuguese Export Performance: in Perspective: A Constant Market Share Analysis Banco de Portugal[R]. Economic Bulletin-Autumn, 2008: 201-204.

[10] OECD. Technology and Industry Working Papers[R]. OECD Science, 1997, (2): 7-10.

能源消费的经济增长模型

1 背景

伴随着国家经济总量的高速增长,能源消费总量也大幅增长。蔡鑫磊[1]采用协整及VAR模型时间序列的分析方法进行研究,得到中国GDP增长与能源消费之间的双向因果关系;杨娟和王德论[2]通过ECM模型和脉冲响应分析方法,结合能源消费和GDP两个变量之间的短期和长期关系,考察了二者在同期内的相互作用及因果关系。王少芬[3]采用1980—2011年的年度数据,对我国能源消费与GDP之间的关系进行了实证分析。通过线性回归模型、引入虚拟变量的非线性回归模型以及非参数回归方法对能源消费与GDP关系进行了拟合分析。

2 公式

在此主要分析改革开放以来我国能源消费与GDP之间的关系。以GDP作为被解释变量,能源消费总量作为解释变量,其中能源消费总量(记为 EC)的单位为万吨标准煤,GDP的单位为亿元。数据选取来源于国家统计局网站1980—2010年间GDP和能源消费总量年度数据,共31个样本。这里的能源消费总量根据统计年鉴上的定义包括原煤、天然气、水电、原油及其制成品、核电以及风电。为减少异方差的影响,在后面的实证分析中,两变量均采用对数值,记为 $\ln(ec)$ 和 $\ln(gdp)$。

2.1 时间序列分析检验

首先,对能源消费与GDP这两个时间序列进行平稳性检验。平稳性检验的方法很多,通常较多使用DF、ADF检验和PP检验。其中Engle-Granger基于残差的ADF检验与PP检验最为常用。在此选用的ADF检验结果表明,能源消费与GDP序列在5%显著性水平下都是二阶差分平稳的。其次,对能源消费与GDP序列作Johansen协整检验,结果显示在5%的显著性水平下能源消费与GDP之间有一个协整关系,故对它们进一步做因果关系检验。Eviews软件的结果表明,在5%的显著性水平下,滞后二阶的能源消费与GDP之间存在着双向的因果关系。因此在此采用计量分析方法进一步研究经济增长对能源消费的影响。

2.2 线性回归模型的建立及估计

回归分析是计量经济学的主要工具,在此首先根据普通最小二乘法估计原理建立能源消费与 GDP 的线性回归模型:

$$\begin{aligned}&\log(ec) = 7.993 + 0.352 \times \log(gdp)\\&R^2 = 0.958, t = 54.6, t = 25.98, DW = 0.105\end{aligned} \tag{1}$$

该方程衡量了能源消费与 GDP 之间的关系。从回归估计的结果来看模型拟合比较好。可决系数 $R^2 = 0.958$,表明模型对于样本数据的拟合程度接近 96%。回归式中的系数表明,GDP 每增加 1% 则能源消费增加约 0.35%,回归系数在统计意义上是十分显著的。然而从图 1 的能源消费与 GDP 线性拟合来看,实线对散点的拟合并不是很好,特别是在 2000 年左右出现拐点,能源消费与 GDP 之间并非完全线性相关。而且 DW 值接近零,意味着误差项存在序列相关,这将影响线性回归模型的可靠性,所以线性拟合并不理想。

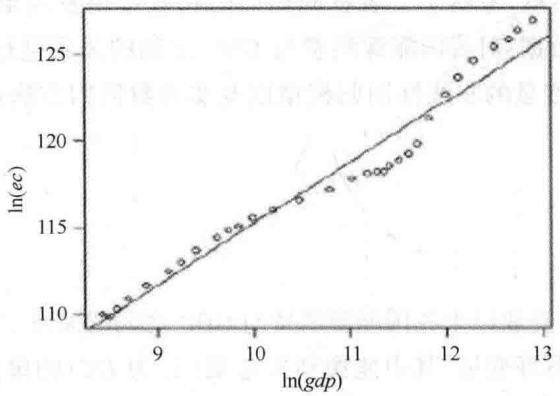


图 1 能源消费与 GDP 线性拟合

2.3 非线性回归模型的建立及估计

改革开放以来,我国的经济结构发生了巨大转变,经济增长对能源消费的影响也可能会发生结构性的改变。从能源消费与 GDP 的散点图来看,在 2000 年存在拐点,且散点图有曲线的弧度,故在此以 2000 年为时间断点,引入虚拟变量 DM,建立非线性回归模型,估计 2000 年前后经济增长对能源消费影响的变化。DM 在 1980—2000 年取值为 0,在 2000—2011 年取值 1,构建经济增长对能源消费影响的时间断点模型:

$$DM_t = \begin{cases}0 & t = 1980—2000\text{ 年}\\1 & t = 2000—2011\text{ 年}\end{cases}$$

$$\begin{aligned}\log(ec) = {} & 3.952 + 1.236 \times \log(gdp) - 0.047 \times \log^2(gdp) - 50.812 \times DM \times \log(gdp)\\& - 0.299 \times DM \times \log^2(gdp)\\& R^2 = 0.989, DW = 1.534\end{aligned} \tag{2}$$

从回归估计的结果来看,模型拟合效果很好。可决系数 $R^2 = 0.989$,表明模型对于样本

数据的拟合程度达到 98.9%,且变量的系数的统计量在 1%水平下均显著,经查表显示 *DW* 值表明不存在序列相关。

从图 2 的非线性拟合来看,该非线性回归模型很好地拟合了两变量之间的关系。虚拟变量 *DM* 的统计显著性说明 2000 年前后经济增长对能源消费的影响发生结构性变化。究其原因,一方面,产业结构及其变动是影响能源消费的巨大因素,2000 年起我国重工业加速发展导致经济发展对能源消费的跳跃式增长;另一方面,城乡居民消费需求结构的变化,即由满足吃穿和一般日用消费为主开始转向购买住房和汽车消费等,这也增加了对特殊化工业产品的需求,从而间接增加了能源消费。总之,我国能源消费快速增长与经济发展特别是产业结构紧密相连。

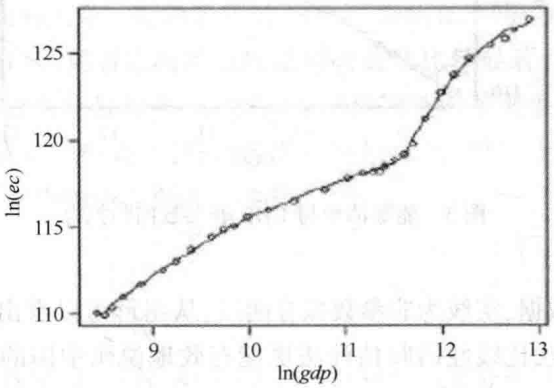


图 2　能源消费与 GDP 非线性拟合

2.4　非参数回归模型的建立

非参数回归模型估计方法是近 20 年来现代统计学发展的一个重要方向,已被广泛应用于计量经济学模型的研究中,具有较大的灵活性和适用性。其主要特点是回归函数的形式是任意的,且对变量的分布也很少限制,所得出的结论更加具有普遍性。非参数回归模型与经典假设模型相比较具有更好的拟合效果。基于这些优点,在此尝试建立非参数回归模型:

$$Y = m(X) + \mu \tag{3}$$

其中,Y 表示能源消费 $[Y = \log(ec)]$,X 表示 $GDP[X = \log(gdp)]$。

从样本数据的散点图可以看出,能源消费是一个随着时间变化而变化的时间序列,中国能源消费与 GDP 在不同时期具有显著的差异,而非参数回归分析方法处理这类时变数据具有明显优势。

非参数回归模型的估计方法很多,如核估计、局部线性估计、近邻估计、正交序列估计和样条估计等。对于中国能源消费与 GDP 的数据,在此采用非参数回归估计方法中的核

估计方法,选用高斯核函数,$K(u)=\frac{1}{(2\pi)^{1/2}}\exp(-\frac{1}{2}\mu^2)$ 并通过交错鉴定法,最终选择最优窗宽为0.45,利用 R 软件对样本数据进行拟合,从而估计出不同年份的能源消费总量。能源消费与 GDP 非参数回归拟合如图 3 所示。

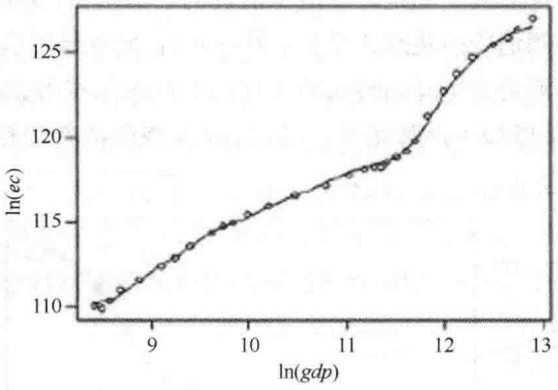


图 3　能源消费与 GDP 非参数回归拟合

其中散点为原始数据,实线为非参数拟合曲线,从图形可以看出,实线对散点的拟合效果很好,非参数估计方法比线性回归估计法更能有效地说明中国的能源消费与 GDP 之间的关系。

2.5　模型对比分析

鉴于线性回归模型的不可靠性,在此引入含虚拟变量的非线性回归模型及非参数回归模型。从拟合图可以看出含虚拟变量的非线性回归模型及非参数回归模型都比线性回归模型具有更高的拟合精度。为进一步说明这一事实,我们可以利用均方误差 *MSE* 的大小比较这三种模型的拟合效果,均方误差的公式为:

$$MSE=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\hat{y}_i)^2} \tag{4}$$

MSE 值较小的模型具有更高的精度。计算结果为线性回归估计的 $MSE=0.101$,非线性估计的 $MSE=0.014$,非参数估计的 $MSE=0.036$。通过比较可知,非线性模型的均方误差最小,其次是非参数模型,线性回归的均方误差最大。即非线性及非参数模型的拟合度都高于线性模型。

这是因为样本数据经常会出现无法满足线性回归模型的基本假设的情况,对我国能源消费与 GDP 也是如此。在这种情况下,如果没有检验假设的条件是否成立,就直接使用线性回归模型对样本数据进行建模分析,回归模型的参数估计结果会精度不高,而回归的结果会受到质疑,同时很容易将变量之间的真实关系掩盖掉。使用非线数估计方法可以较好地体现变量之间的真实关系,且估计的精度也会比线性回归模型高。从模型拟合的效果也

可以看出,引入虚拟变量的非线数回归模型由于对总体的了解比较透彻,因此它的拟合精度略高于非参数回归模型。但是相对于线性回归模型,引入虚拟变量的非线数回归模型及非参数回归模型对能源消费与 GDP 之间的关系的拟合效果都是很好的。

3 意义

通过线性回归模型、引入虚拟变量的非线性回归模型以及非参数回归方法对能源消费与 GDP 关系进行了拟合分析,建立了能源消费的经济增长模型。从模型的拟合效果来看,相对于线性回归模型,引入虚拟变量的非线性回归模型以及非参数回归方法更能有效地拟合能源消费与 GDP 之间的关系。能源消费对 GDP 的影响在不同经济发展时期具有不同的特点,从 1980 年到 2000 年,两者之间的线性正相关关系比较显著,而在之后,两者之间的非线性关系逐渐显现。这种结果契合了中国产业结构调整的客观事实,揭示了两者的密切相关性,为建立循环经济发展模式,完善资源循环利用体系,积极开发和利用清洁能源,提升能源使用效能以及发展中国经济提供了参考。

参考文献

[1] 蔡鑫磊. 我国能源消费与 GDP 的关系——基于时间序列的实证分析[J]. 经济问题, 2010, (5): 29-33.

[2] 杨娟, 王德论. 刍议中国能源消费与经济增长的内在关系[J]. 经济问题, 2012, (4).

[3] 王少芬. 中国能源消费与 GDP 关系的实证分析——基于参数与非参数回归模型[J]. 经济问题, 2013, (2): 38-41.

非财务信息披露的评价模型

1 背景

信息披露是投资者了解公司经营业绩和财务状况、减轻信息不对称的基本途径。[1]非财务信息披露则更多的是基于对企业将来的展望、预期和定性的信息。随着投资者、证券分析师等证券市场主要参与者经验的积累,他们向公司索要更多的信息,要求公司内部信息更加透明,而且从信息的有效性角度来看,非财务信息是长期评估的关键。针对非财务信息披露影响因素的研究,了解公司规模、业绩、成长性、股权集中度、高管持股比例等十分重要。刘瑛等[2]以2009年上市的1388家公司为研究样本,构建了中国上市公司非财务信息披露评价体系,对影响上市公司非财务信息披露水平的重要因素进行了实证检验。

2 公式

现有研究认为,资本市场会从公司的自愿性信息披露中收益。总体来看非财务信息的研究无论是在理论研究还是实证研究方面均略显不足,对非财务信息披露研究仍处于初级的问题探讨、概念界定和分析阶段,相关实证研究成果甚少。在此旨在挖掘和分析影响中国上市公司非财务信息披露的因素。

在此提出如下研究假设。

假设1:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与公司规模正相关;

假设2:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与公司业绩正相关;

假设3:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与公司负债水平正相关;

假设4:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与公司海外上市正相关;

假设5:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与公司的成长性正相关;

假设6:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与公司所属行业有关;

假设7:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与股权集中度负相关;

假设8:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与管理层持股正相关;

假设9:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与独立董事比例正相关;

假设10:在其他条件相同的情况下,非财务信息披露水平与董事长和总经理兼任负相关。

选取2009年沪、深两市A股非金融类上市公司为研究样本,对上市公司年报披露的非

财务信息进行筛选。

关于非财务信息披露水平的衡量，根据 Sean 等的评分体系，将非财务信息划分为前瞻性非财务信息（公司未来环境、战略与管理、公司未来发展趋势）和历史性非财务信息（公司过去环境、产品、顾客），考虑到中国上市公司信息披露规则及现状等特点，构建了非财务信息披露评价体系和非财务信息披露指数（NFDI）来衡量样本公司的非财务信息披露水平。该评价指标体系共包括 6 大类二级指标、49 个三级指标（见表 1）。这 6 大类指标包括董事及高管信息、前瞻性信息、历史性信息、战略信息、利益相关者信息和企业社会责任信息。

表 1　非财务信息披露评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标含义
非财务信息披露水平（*NFDI*）	董事及高管信息	董事个人信息	衡量公司与投资者沟通有关董事和高管人员信息的程度
		董事会成员报酬总额信息	
		具体个人董事报酬金额信息	
		董事考评激励机制	
		高管个人信息	
		高管人员报酬总额信息	
		具体个人高管报酬金额信息	
		高管考评及激励机制	
	前瞻性信息	未来总体战略规划	衡量公司与投资者沟通前瞻信息的程度
		下一年度战略规划	
		下一年度定量预测	
		下一年度定性预测	
	历史性信息	经营业绩回顾（过去年度）	衡量公司与投资者沟通历史性非财务信息的程度
		经营状况分析	
		经营中遇到的困难	
		经营中遇到困难的解决办法	
	战略信息	公司优势	衡量公司与投资者沟通战略信息的程度
		公司劣势	
		产品质量现状	
		产品质量管理方案	
		产品质量取得的成果	
		研发项目内容	
		研发政策	
		研发人员能力	
		研发费用预算	

续表

一级指标	二级指标	三级指标	指标含义
非财务信息披露水平(*NFDI*)	利益相关者信息	员工培训方案	衡量公司与投资者沟通有关员工、顾客和供应商等重要利益相关者信息的程度
		本科及以上学历员工比例	
		员工健康安全保护措施	
		员工考评及激励机制	
		员工参与措施	
		员工福利金额	
		前五名客户名单	
		前五名供应商采购总额/百分比	
	企业社会责任信息	对环境保护的态度	衡量公司与投资者沟通企业社会责任信息的程度
		环境保护政策	
		环境保护成果	
		环境保护费用支出	
		能源保护计划	
		新能源开发信息	
		能源保护成果	
		与社区关系	
		社区投资金额	
		对待慈善事业的态度	
		捐助对象信息	
		捐助金额	

本研究设计的解释变量有公司规模(*Si*)、公司业绩(*Pf*)、公司负债水平(*D/A*)、公司海外上市状态(*Ls*)、公司的成长性(*Pb*)、公司所属行业(*Idui*)、所有权集中度(*Sc*)、管理层持股比例(*Ms*)、独立董事比例(*Id*)、董事长和总经理兼任状态(*Ds*),具体变量的衡量方法见表2。

表2 解释变量定义

变量	替代变量
公司规模 *Si*	总资产的自然对数
公司业绩 *Pf*	每股净资产
公司负债水平 *D/A*	总负债/总资产
公司海外上市状态 *Ls*	虚拟变量,如果公司同时海外上市,取值为1,否则为0
公司的成长性 *Pb*	市净率

续表

变量	替代变量
公司所属行业 *Idui*	虚拟变量,0~1 赋值
股权集中度 *Sc*	前十大股东持股比例平方和
管理层持股比例 *Ms*	管理层持股占总股本的比例
独立董事比例 *Id*	独立董事人数占董事会人数的比例
董事长和总经理兼任状态 *Ds*	虚拟变量,如果董事长和总经理两职兼任,取值为 1,否则为 0

实证模型设计:

$$NFDI = \beta_0 + \beta_1 Si + \beta_2 Pf + \beta_3 (D/A) + \beta_4 Ls + \beta_5 Pb + \beta_6 Idui + \beta_7 Sc + \beta_8 Ms + \beta_9 Id + \beta_{10} Ds \quad (1)$$

通过年报内容分析,根据三级指标信息的有和无进行专家 0~1 打分,然后根据模型(1)得到 *NFDI* 的得分。由于无法衡量各非财务信息对于各类投资者的重要性排序,研究采用不分配权重的方法来处理评价指标的得分。非财务信息披露指数(*NFDI*)可表示为:

$$NFDI = \frac{\sum_{i=1}^{49} Score_i}{\sum_{i=1}^{49} Max_i}$$

式中,$Score_i$ 代表每一个非财务信息披露指标的实际得分($i=1,2,\cdots,49$),Max_i 代表每一个非财务信息披露指标的最大得分,每一个指标的最大得分为 1。$\sum_{i=1}^{49} Max_i$ 代表着全部非财务信息披露指标的最大可能得分,即为 49。*NFDI* 是一个介于 0~1 之间的数值,最大值为 1,最小值为 0。

表 3 是各变量的描述性统计分析结果。

表 3　变量描述性统计分析

变量	最小值	最大值	均值	标准差
非财务信息披露总指数	0.000 0	1.000 0	0.218 1	0.222 4
总资产对数	17.000 0	27.000 0	21.645 5	1.321 9
每股净资产	0.025 1	18.451 5	3.436 2	2.207 1
债务资产比	0.001 7	0.994 3	0.488 0	0.201 4
市净率	0.000 1	274.162 7	5.988 2	10.611 1
股权集中度	0.003 4	0.726 5	0.174 5	0.123 9
高管持股比例	0.000 0	0.702 5	0.024 7	0.087 6
独立董事比例	0.000 0	1.000 0	0.649 5	0.333 7
总样本	1 388			

由表 3 可知,非财务信息披露总指数均值为 0.2181,这表明中国上市公司非财务信息披露总体水平较低,最大值可达到 1,最小值为 0,可见,各公司间非财务信息披露水平差异较大。总资产的对数均值为 21.6455,每股净资产的平均数为 3.4362。从债务资产比例来看,债务资产比最大值可达到 0.9943,最小值却只有 0.0017,均值为 0.4880,可见各公司债务资产结构差异很大。市净率的均值为 5.9882;各公司股权集中度的差异也较大,最大值可达到 0.7265,最小值只有 0.0034,平均股权集中度为 0.1745。同样,样本公司的高管持股状况也是各不相同,持股比例最多在 70% 以上,最少的则为 0,平均值较小,只有 2.47%。独立董事比例的最大值为 1,最小值为 0,平均数为 0.6495。

表 4 是对实证模型的回归结果。

表 4 回归结果

总量	模型(1) 非财务信息披露总指数	模型(2) 剔除行业变量的影响
常数项	-0.934 1***(-6.615 3)	-0.939 3***(-8.267 5)
总资产对数	0.051 6***(8.662 8)	0.053 7***(9.206 7)
每股净资产	0.003 8**(1.720 8)	0.007 3**(1.983 0)
债务资产比	-0.039 5(-1.099 2)	-0.053 7*(-1.642 7)
是否交叉上市	0.008 0(0.365 5)	0.010 3(0.472 8)
市净率	0.001 1**(1.948 2)	0.001 1**(2.017 0)
房地产	-0.042 1(-0.470 7)	—
传播	-0.004 9(-0.044 7)	—
电力	0.061 9(0.674 3)	—
建筑	0.077 3(0.840 6)	—
交通运输	0.076 7(0.860 7)	—
农林牧渔	0.021 5(0.228 1)	—
批发零售	-0.012 7(-0.141 3)	—
社会服务	-0.006 3(-0.068 3)	—
信息技术	0.027 8(0.309 8)	—
制造	0.035 2(0.405 2)	—
综合	0.016 9(0.185 2)	—
股权集中度	0.065 3(1.365 8)	0.069 0**(1.85)
高管持股比例	-0.194 1***(-2.700 5)	-0.176 6*(-2.470 0)
独立董事比例	0.002 9(0.170 3)	-0.001 3(-0.078 0)
两职兼任状态	-0.023 1(-1.401 2)	-0.026 1*(-1.686 8)
调整的 R^2	0.123 1	0.117 6
样本数	1 388	1 388

注:括号内为 t 值;*、**、*** 分别表示双尾检验的显著性水平 $P<0.10$、$P<0.05$、$P<0.01$。

由表 4 模型(1) 的回归结果可见,总资产对数对非财务信息披露总指数表现出显著正相关关系,这表明公司规模确实会对上市公司的非财务信息披露行为产生显著影响,假设 1 得到验证。用每股净资产衡量的公司业绩也表现出对非财务信息披露的显著影响,这在一定程度上表明,公司业绩越好,公司越倾向于披露更多的非财务信息,研究假设 2 得到验证。同样,市净率也是显著影响非财务信息披露的重要因素,也就是说,处于成长期的公司会披露更多的非财务信息来吸引投资者和分析师的关注,那么假设 5 成立。

表 4 中模型 2 的回归结果是在模型(1) 的基础上剔除行业变量的影响得到的。由模型(2) 回归结果可知,剔除行业变量的影响后,模型的回归结果得到了很大的改善。除了交叉上市状态和独立董事持股比例两个变量并未表现出对非财务信息披露产生的影响作用外,总资产对数、每股净资产、债务资产比、市净率、股权集中度、高管持股比例、两职兼任状态等变量均不同程度地呈现出对非财务信息披露的显著影响。

3 意义

在此构建了中国上市公司非财务信息披露评价体系,建立了非财务信息披露的评价模型。确定了影响上市公司非财务信息披露水平的重要因素,通过该模型计算发现,公司规模、业绩、成长性、股权集中度、高管持股比例及董事长和总经理两职是否合一是显著影响中国上市公司非财务信息披露水平的重要因素。规模大的公司更倾向于披露更多的非财务信息,业绩好的公司会披露更多的非财务信息,处于高速成长期的公司利用非财务信息披露这种沟通策略来吸引更多的利益相关者对公司的关注,从而获得更多的资源。该模型为进一步提升中国上市公司整体非财务信息披露水平提供一定的启示和借鉴。

参考文献

[1] 史建梁. 董事会特征与自愿性信息披露的相关性研究[J]. 经济问题, 2010, (5).

[2] 刘瑛, 赵颖, 陈璐. 中国上市公司非财务信息披露影响因素研究[J]. 经济问题, 2013, (2): 119-123.

财政分权的经济开放模型

1 背景

在建设型财政时期,各级地方政府在基本建设方面的支出是财政支出的重要组成部分之一[1]。在向完善的社会主义市场经济转轨的过程中,需要厘清建设支出、公共服务支出的影响因素,使公共财政职能回归公共性。针对财政分权、经济开放与政府的建设及社保支出的研究,了解在转型时期地方政府的建设职能、公共服务职能受到何种因素影响和财政职能转型已经到了何种程度,应如何继续向公共财政体系努力是十分重要的。刘君[2]运用 2000—2010 年河南省 18 个地级市的面板数据,使用 LSDV 方法对"财政分权假说"、"经济开放假说"两个假说进行了检验。

2 公式

明确提出了"分权假说"与"开放假说",用以解释地方政府建设支出与社会保障支出的变化;并以此为基础,展开经验验证。在大样本的计量经济学分析过程中,使用河南省 18 个地级城市 2000—2010 年间的面板数据进行分析,使用 LSDV 估计方法。

第一个研究假说(H1)为:财政支出的分权程度是影响地方政府基本建设支出的一个因素,二者是正相关关系。

第二个研究假说(H2):财政支出的分权程度是影响地方政府社会保障支出的一个因素,二者是负相关关系。

第三、第四个研究假说(H3、H4):地方的经济开放程度是影响地方政府基本建设支出以及社会保障支出的因素,并且其都是正相关关系。

为检验前述假说,设定基本的模型为:

$$\begin{aligned}\ln(CE_{i,t}) &= \alpha + DEC_{i,t} + (FDI_{i,t}) + \text{控制变量} + [\lambda_i + \mu_t] + \varepsilon_{i,t}\\ \ln(SE_{i,t}) &= \alpha + DEC_{i,t} + (FDI_{i,t}) + \text{控制变量} + [\lambda_i + \mu_t] + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \tag{1}$$

其中,CE 为建设支出总额;SE 为社会保障支出总额;DEC 为财政支出分权程度;FDI 为地区外商直接投资的实际额,是开放程度的代理变量。同时,控制变量包括 UEP(城镇登记失业率)、$OGDP$(除本城市外的其余城市 GDP 总量)、NE(财政支出中去掉建设支出或社保支出后的剩余部分)、L(劳动力数量);α 为共同的常数项;在随机扰动项中,λ 为地区固定影

响或随机影响，μ 为时间固定影响或随机影响，ε 为纯粹随机扰动；$i(i=1,2,3,\cdots,18)$ 为18个地级市；$t(t=1,2,3,\cdots,n)$ 为时间。

之所以要设定两个回归方程，主要是为了检验前述假说并进行比较；实际上，财政统计项目在2007年做了变动，因此从数据可得性角度也需要如此设定。

估计方法主要为LSDV方法。模型中使用的相关数据的构造与说明见表1，选择2000年作为研究的起始年份是十分必要的，这主要是由于在2000年之前各级地方政府还处于Ma[3]所说的“前预算时代”，各级地方政府的预算可靠性较差，而从2000年开始，中国才进入“预算时代”。

表1 相关数据说明

变量	说明	单位
CE	建设支出总额(2000—2006年)	万元(当年价)
SE	社会保障与就业支出总额(2007—2010年)	万元(当年价)
DEC	某地区预算支出总额/全省预算总额	%
FDI	实际利用外资总额	万美元(当年价)
UEP	城镇登记失业率	%
OGDP	其他地区的GDP总额	万元(当年价)
NE	其他支出(总支出-建设支出或社保支出)	万元(当年价)
L	劳动力数量	万人

使用Eviews软件进行数据分析，回归结果如表2所示。

表2 回归分析结果

	被解释变量 ln(*CE*)		被解释变量 ln(*SE*)	
	模型A1	模型B1	模型A2	模型B2
公共常数项 α	-23.6**	-493.2**	0.99	5.55**
	(-11.0)	(-3.53)	(0.21)	(5.65)
兴趣变量				
DEC	0.448**	0.639**	-0.06	-0.015
	(17.95)	(5.54)	(-1.69)	(-0.61)
ln(*FDI*)	-0.001	0.079	0.249**	0.234**
	(-0.05)	(1.29)	(4.50)	(7.55)
控制变量				
UEP	-0.003	0.015	0.05	0.02
	(-0.05)	(0.28)	(1.12)	(0.59)

续表

	被解释变量 ln(*CE*)		被解释变量 ln(*SE*)	
	模型 A1	模型 B1	模型 A2	模型 B2
ln(*NE*)	-0.07** (-4.16)	0.09 (0.65)	-0.018 (-1.12)	-0.03 (-1.02)
ln(*OGDP*)	0.12** (4.30)	2.75** (3.56)	—	—
ln(*L*)	—	—	1.56 (1.90)	0.78** (12.59)
地点效应	*F*	*F*	*F*	*R*
时间效应	—	*F*	—	—
调整的 R^2	0.96	0.92	0.95	0.74
F 值	110.3	50.0	61.2	41.4
样本容量	126	126	72	72

注:(1) 括号内为 *t* 值。(2) *、** 分别代表显著性水平不高于 5%、1%。(3) 各数值结果均保留 1~3 位有效数字。(4) 模型 A1、A2、B1 的标准误为 White cross-section,权重为 Cross-sectionweights,A1 设定有截面共同的 ar(1) 项。(5)*F* 代表固定影响,*R* 代表随机影响。

基本的结论是:在"建设财政时期"财政分权假说对建设支出有明显的促进作用,而经济开放程度对建设支出没有影响;而在"公共财政"时期经济开放假说对社保支出有显著的正向作用,而财政分权并没有为社保支出带来预期中的负面影响。

以 2007 年为分界线,此前的统计年鉴中有"基本建设支出"这一统计项目,以此来说明政府仍存在明显的经济建设职能,属于建设财政时期;此后开始了政府职能的转变,希望朝着公共财政体系的目标转型,可以理解为公共财政时期。基于这样的背景,具体来看,对模型 A1、B1 而言,*DEC* 的系数显著异于 0,而 ln(*FDI*) 的系数与 0 无差异,这证明了分权假说在建设时期对建设支出具有很强的解释力,但经济开放假说则没有解释能力;而在公共财政时期,对模型 A2、B2 而言,情况正好相反。

3 意义

使用 LSDV 方法,建立了财政分权的经济开放模型。通过该模型,计算结果发现,在"建设财政"时期,财政分权程度对政府的经济建设职能起到正向的促进作用,同时经济开放程度对经济建设支出没有影响。而在现今的"公共财政"时期,经济开放程度增加会促使政府的社保支出增加,同时财政分权对社保支出没有影响。这个模型的计算发现意味着,伴随改革开放的深入,政府的社会保障职能需要进一步增强;同时,财政分权的态势也可以

继续保持,而不必担心其在社保方面带来的不利影响。此模型对政府职能向理想的公共财政体系转变提供有益的参考。

参考文献

[1] 世界经济合作与发展组织. 中国公共支出面临的挑战[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006. 32-33.

[2] 刘君. 财政分权、经济开放与政府的建设及社保支出——以河南省城市面板数据为例[J]. 经济问题, 2013, (3): 37-41.

[3] Ma Jun. If You Can't Budget, How Can You Govern? A Study of China's State Capacity[J]. Public Administration and Development, 2009, 29(1): 9-20.

高技术产业的金融支持模型

1 背景

金融发展一般伴随金融功能和效率的提升，能减轻阻碍企业和产业扩张的外部融资约束，促进依赖外部融资产业的成长。针对高技术产业金融支持实证研究，了解在我国金融发展与高技术产业的发展之间是否也存在正相关性和金融体系对高技术产业发展的金融支持效应如何是十分重要的。段一群等[1]分析了银行贷款与资本市场融资对我国装备制造行业增长的影响，发现金融体系对装备制造业的金融支持效应不佳。宋智文和凌江怀[2]利用我国各省份高技术产业 2005—2011 年的相关数据，采用面板数据模型方法，实证检验金融发展对高技术产业发展的影响。

2 公式

金融发展一般伴随金融功能和效率的提升。根据 Rajan 和 Zingales 的研究，金融发展影响产业成长的作用机制为，功能更有效率的金融体系，能帮助企业克服道德风险和逆向选择问题，降低企业的外部融资成本，减轻阻碍企业和产业扩张的外部融资约束。因此，产业发展对外部融资依赖的程度越高，金融发展对其成长的促进作用就越大。

我们借鉴 Rajan 和 Zingales 的方法，构建金融发展影响高技术产业发展的计量模型，并在其模型的基础上做若干改变和替换：第一，剔除国家发展指数变量，用各省份 GDP 增长率代替，以反映各省份宏观经济发展状况对高技术产业增长的影响；第二，剔除产业发展指数变量，以高技术产业研发支出强度予以代替，以反映高技术产业的产业特征对产业增长的影响；第三，将模型中关于金融发展水平的变量替换为银行中介发展和资本市场发展两个变量；第四，由于考察对象只有单个高技术产业，取消金融发展水平前面的外部融资依赖程度的交互作用项。要估计的计量模型如下：

$$Growth = \alpha_0 + \beta_1 GRGDP + \beta_2 RRD + \beta_3 RB + \beta_4 RMC + u \tag{1}$$

其中，α_0、u 分别表示截距项和随机误差项，β_1、β_2、β_3、β_4 分别表示各自变量的弹性系数。

上式中的变量为：① *Growth* 为高技术产业工业总产值的增长率，表示高技术产业成长的速度。在此将高技术产业工业总产值的增长率作为因变量，反映高技术产业发展的速度。② *GRGDP* 为 GDP 增长率。在此以各省份 GDP 增长率作为影响自变量，以控制省际

间宏观经济发展状况差异对高技术产业增长所产生的影响。③ *RRD* 为高技术产业研发经费内部支出占总产值的比率,表示高技术产业的研发投入强度。在此以高技术产业研发投入强度作为另一影响自变量,以控制产业特征对高技术产业增长所产生的影响。④ *RB* 为金融机构贷款余额占 GDP 的比率,表示银行中介发展水平。金融中介发展水平可用不同的指标来度量,金融相关率、*PRIVATE*(非金融私人部门信贷与总信贷的比率)、M_2/GDP(麦氏指标)、*PRIVY*(非金融私人部门信贷与 GDP 的比率)、信贷总量与名义 GDP 之比等一系列指标都曾被有关学者或经济组织用来度量金融中介发展水平。考虑数据的可获得性,在此用金融机构贷款余额与 GDP 的比率来度量金融中介发展水平。⑤ *RMC* 为股票总市值占 GDP 的比率,即资本化率,表示股票市场的发展程度。在此用股票总市值与 GDP 的比率度量资本市场的发展水平。

由于面板数据包含了横截面和时间序列的信息,模型设定形式正确与否,将影响参数估计的有效性。因此,需要对模型的设定形式进行检验,以避免模型设定的偏差,从而提高参数估计的有效性。根据截距项向量与系数向量中各分量的不同限制要求,可将面板数据模型划分为无个体影响的混合模型、含个体影响的变截距模型和变系数模型 3 种模型。在此采用协方差分析来检验以下两个假设,以确定要估计的具体模型。

假设 H1:截距(α_0)和斜率($\beta_1,\beta_2,\beta_3,\beta_4$)在不同的横截面样本点和时间上都相同。模型为混合模型:

$$Growth_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 GRGDP_{i,t} + \beta_2 RRD_{i,t} + \beta_3 RB_{i,t} + \beta_4 RMC_{i,t} + u_{it} \quad (2)$$
$$i = 1,2,\cdots,n; \quad t = 1,2,\cdots,T$$

假设 H2:斜率($\beta_1,\beta_2,\beta_3,\beta_4$)在不同的横截面样本点和时间上都相同,但截距($\alpha_0$)不同。模型为变截距模型:

$$Growth_{i,t} = \alpha_{0i} + \beta_1 GRGDP_{i,t} + \beta_2 RRD_{i,t} + \beta_3 RB_{i,t} + \beta_4 RMC_{i,t} + u_{it} \quad (3)$$
$$i = 1,2,\cdots,n; \quad t = 1,2,\cdots,T$$

显然,如果接受了假设 H1,则应采用混合模型(2)。但如果拒绝了假设 H1,则应对假设 H2 进行进一步的检验。如果接受假设 H2,则模型应设定为变截距模型(3)。如果假设 H2 也被拒绝,则采用下面的变系数模型:

$$Growth_{i,t} = \alpha_{0i} + \beta_{1i} GRGDP_{i,t} + \beta_{2i} RRD_{i,t} + \beta_{3i} RB_{i,t} + \beta_{4i} RMC_{i,t} + u_{it} \quad (4)$$
$$i = 1,2,\cdots,n; \quad t = 1,2,\cdots,T$$

检验通过两个 F 检验进行,检验 H1 的 F 统计量为:

$$F_1 = \frac{(S_3 - S_1)/[(N-1)(k+1)]}{S_1/[NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-K-1)] \quad (5)$$

检验 H2 的 F 统计量为:

$$F_2 = \frac{(S_2 - S_1)/[(N-1)k]}{S_1/[NT - N(k+1)]} \sim F[(N-1)k, N(T-K-1)] \quad (6)$$

式(5)、式(6)中 S_3、S_2、S_1 是分别采用模型(2)、模型(3)与模型(4)进行估计时所得的残差平方和；N 为截面个数，T 为时间期数，K 为除截距项外待估计参数个数。

当经过 F 检验确定采用变截距模型进行建模时，如果截面个体随机抽自一个大的总体，一般还需要进一步确定截距的变化属于固定影响还是随机影响。但由于在此要分析的截面单位包含了总体所有单位，即包含了全国各省份，如果经检验应采用变截距模型后只需设定为固定影响。

以全国各省份作为一个总体进行面板数据回归分析。在进行面板数据回归前，需要设定模型的具体形式。为了选择有效的面板模型，首先采用 EViews6.0 软件对全国各省份 2005—2011 年的相关回归方程进行 F 检验。对模型(2)~(4)进行选择而计算的 F 检验值如表 1 所示。

表 1　总体模型选取的 F 值检验

原假设	F 值	95%临界值	结论
H1：接受模型(2)	2.3~F(150.62)	1.45	拒绝 H1，再检验 H2
H2：接受模型(3)	1.21~F(120.62)	1.47	接受(3)

根据表 1 的 F 值检验结果，应该选择模型(3)，即应选择变截距固定效应模型来估计金融发展对高技术产业发展的影响。

为了消除截面个体数据的异方差性，在此采用 GLS 法(cross-section weights)对模型(3)进行了估计。回归估计的结果如下：

$$Growth_{i,t} = -0.1731 + \alpha_{0i}^{*} + 2.0485GRGDP_{i,t} + 0.0683RRD_{i,t} + 0.0214RB_{i,t} - 0.0096RMC_{i,t}$$

$$(-2.7249^{***})\quad (6.7752^{***})\quad (5.2167^{***})\quad (0.4690)\quad (-2.6392^{***})$$

$$R^2 = 0.9757\text{，调整后 } R^2 = 0.9338\text{，}DW = 2.0810$$

$$F = 18.5151\text{，}P\text{ 值} = 0.0000$$

其中反映各省份金融发展水平对高技术产业发展影响的差异 α_{0i}^{*} 的值由表 2 给出。

表 2　各省份截距项差异(α_{0i}^{*})的估计结果

省份	α_{0i}^{*} 估计值	省份	α_{0i}^{*} 估计值	省份	α_{0i}^{*} 估计值
北京	0.091 1	安徽	0.084 1	四川	0.038 9
天津	-0.128 5	福建	-0.077 0	贵州	-0.083 8
河北	0.009 1	江西	0.144 5	云南	0.046 0
山西	0.098 3	山东	0.053 1	西藏	-0.123 4
内蒙古	-0.051 6	河南	0.110 8	陕西	-0.208 2
辽宁	-0.048 1	湖北	-0.006 0	甘肃	-0.037 0

续表

省份	α_{0i}^{*} 估计值	省份	α_{0i}^{*} 估计值	省份	α_{0i}^{*} 估计值
吉林	-0.048 1	湖北	-0.006 0	甘肃	-0.037 0
黑龙江	-0.148 8	广东	-0.063 4	宁夏	-0.062 9
上海	0.020 0	海南	0.027 5	新疆	0.068 5
江苏	0.017 1	广西	0.114 2		
浙江	-0.048 5	重庆	0.013 3		

从上述模型估计的回归结果来看，模型的 R^2 值为 0.9757，F 检验通过了置信度为 1% 的显著性检验，表明模型的拟合优度比较高，模型估计效果整体上较好。

由于我国各地区的经济发展水平差异较大，金融发展水平及其效率也存在较大差异，金融发展对高技术产业发展的影响效应可能也存在区域差异性。为检验金融发展对高技术产业的影响是否存在区域差异性，在此将各省份分为东部、中部和西部三个不同的经济区域，并用上述模型对它们分别进行了回归分析。

表 3　东、中、西部地区回归模型设定的 F 检验

	F_1	F_1 的 95%临界值	F_2	F_2 的 95%临界值
东部	2.37~F(55.24)	1.85	0.96~F(44.24)	1.88
中部	2.94~F(40.18)	2.06	1.63~F(32.18)	2.10
西部	1.62~F(45.20)	1.98		

注：东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南；中部包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北；西部包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

对这些地区的相关回归方程进行 F 检验，结果显示，在 95% 的置信度下，东部地区和中部地区的 F_1 值均大于对应的临界值，F_2 值均小于对应的临界值，而西部地区的 F_1 值则小于对应的临界值。因此，东部地区和中部地区应该选择模型(3)，即变截距固定效应模型，以截距反映不同省份金融发展水平对高技术产业发展影响的差异，西部地区则应选择混合模型(2)，表明西部地区各省份金融发展水平对高技术产业发展的影响大体相同。

表 4 给出了通过面板数据方法分别对我国三大经济区域金融发展水平对高技术产业发展的影响的回归结果。

表 4　东、中、西部地区面板数据分析结果

	α	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	调整后 R^2	F	DW
东部	-0.171 2 (-1.85*)	1.980 3 (5.10***)	0.180 0 (5.15***)	-0.080 5 (-1.33)	-0.009 3 (-2.75***)	0.932 8	0.896 0	22.586 9	2.21
中部	-0.062 7 (-1.78)	2.329 8 (3.75***)	0.045 3 (1.77*)	0.109 2 (0.82)	-0.078 9 (-1.44)	0.925 4	0.811 5	4.611 3	1.74
西部	-0.181 1 (-1.71*)	1.038 8 (2.29**)	0.045 0 (2.25**)	0.142 0 (1.52)	-0.009 8 (-0.31)	0.953 2	0.826 3	3.570 2	2.30

东部和中部各省份截距项差异(α_{0i}^*)分别为:北京 0.099 0,天津-0.080 1,河北 0.034 8,辽宁-0.081 1,上海 0.095 0,江苏 0.040 5,浙江-0.071 1,福建-0.084 9,山东 0.011 5,广东-0.098 8,广西 0.135 4,海南 0.092 4,山西 0.050 4,内蒙古-0.148 8,吉林 0.030 6,黑龙江-0.153 2,安徽 0.039 9,江西 0.104 6,河南 0.062 6,湖南 0.028 6,湖北-0.042 7

区域分析结果表明,尽管各经济区域存在一定的差异,三大经济区域的金融发展都没有有效支持高技术产业的发展,东部地区股票市场发展水平对高技术产业的发展甚至具有反向影响效应,促进高技术产业发展的因素为各种宏观经济影响因素及研发投入强度等非金融影响因素,这一实证结果与全国总体上基本是一致的,其原因则正如文中所分析的,三大经济区域的金融发展也同全国一样主要表现为金融规模的扩张,金融的功能和效率并未得到同步的提升。

3　意义

通过金融发展对高技术产业发展的影响,建立了高技术产业的金融支持模型。通过该模型,计算表明我国银行体系的发展并未有效促进高技术产业的发展,股票市场发展水平甚至对高技术产业的发展具有反向影响效应。高技术产业金融支持效应不佳的原因在于,我国金融发展主要表现为金融总量的规模扩张,金融的功能和效率并未同步有效提升。金融发展不能仅仅局限于金融规模的扩张,更重要的是要提高金融的效率和功能,形成将金融资源有效配置于以高技术产业为代表的高成长性产业的机制,发挥政策性金融的引导机制作用,大力发展创业板市场和场外交易市场,形成将金融资源向高技术产业适当倾斜的资源配置机制,研究结果为促进高技术产业的发展提供有益的参考。

参考文献

[1]　段一群, 李东, 李廉水. 中国装备制造业的金融支持效应分析[J]. 科学学研究, 2009, (3): 389-392.

[2]　宋智文, 凌江怀. 高技术产业金融支持实证研究——基于省际面板数据的分析[J]. 经济问题, 2013, (3): 75-80.

薪酬的估计模型

1 背景

在现代公司制企业中，企业高管作为委托代理关系中的代理方往往与委托方发生利益冲突，对企业高管进行薪酬激励不仅有利于缓解这种利益冲突，也有利于充分发挥高管的经营管理才智。针对高管薪酬激励的研究，了解管理层权力、国有控股对高管薪酬激励影响十分重要。吕长江和赵宇恒[1]发现，权力大的管理者因为可以自行设计激励组合，在获取权力收益的同时实现了高货币性补偿；而权力较弱的管理者则只能通过盈余管理虚构利润，以达到薪酬考核目标。黄辉等[2]利用 2008—2010 年我国上市公司的面板数据，运用预期薪酬估计模型，实证分析了管理层权力、国有控股对高管薪酬激励扭曲程度的影响。

2 公式

在此研究侧重于考察管理层权力、企业性质对高管薪酬激励的影响，把高管薪酬激励区分为激励过度与激励不足，在此基础上实证分析管理层权力对激励扭曲程度的影响，尤其是对国有控股企业高管薪酬激励的影响。

2.1 研究假设

假设 1A：对于薪酬激励不足的样本，管理层权力与其薪酬激励扭曲程度呈负相关关系。

假设 1B：对于薪酬激励过度的样本，管理层权力与其薪酬激励扭曲程度呈正相关关系。

假设 2A：国有控股企业存在激励不足现象。

假设 2B：相比非国有控股企业而言，国有控股企业的管理层权力更加强化了其薪酬激励不足的扭曲程度。

2.2 样本选择

研究样本选取 2008—2010 年我国沪深两市的 A 股上市公司，并经过以下标准筛选：① 2005 年 12 月 31 日之前上市并且至今仍正常交易的公司；② 剔除金融行业公司和 ST 公司；③ 剔除部分未详细披露高管薪酬的年度数据和部分异常数据。最后得到了 2008—2010 年 1071 家上市公司的 3213 个年度 / 公司数据（面板数据），该样本数据包含有符合上

述筛选条件的我国国有控股企业和非国有控股企业,数据的行业(证监会的分类标准)分布如表 1 所示。

表 1　样本数据的行业分布

行业	代码	样本数	行业	代码	样本数
农林牧渔	A	57	信息技术	G	183
采掘	B	63	批发零售	H	297
制造业	C	1 722	房地产	J	264
水电煤气	D	171	社会服务	K	93
建筑	E	54	传播文化	L	9
交通运输	F	153	综合类	M	147

2.3　变量设计和研究模型

(1)高管薪酬激励扭曲程度的衡量。在此根据 Core 和 Larcker[3] 关于高管薪酬研究中所采用的预期薪酬估计模型,并结合 Murphy[4]、Firth 和 Rui[5]、吴联生等[6]的相关研究来估计企业高管的"应得薪酬",然后对高管的"应得薪酬"与"实际薪酬"进行比较,二者之间存在的差异表示激励扭曲的程度。并且,当"实际薪酬"高于"应得薪酬"时为激励过度,反之则为激励不足。

企业高管"应得薪酬"仍然以企业业绩为基础,其计算方程为:

$$\ln(Pay_t) = \alpha_0 + \sum \beta_i X_{i,t(t-1)} + \omega_t \tag{1}$$

其中,因变量 $\ln(Pay)$ 为高管年度"应得薪酬"的自然对数;自变量 X_i 为一组反映"应得薪酬"决定因素的变量,其含义如表 2 所示。

表 2　公式(1)中的自变量定义

自变量	变量含义及说明
$Tenure_{i,t}$	总经理截至报告期末第 t 期的任职年限
$Age_{i,t}$	总经理截至报告期末第 t 期的年龄
$\ln(Sale)_{i,t-1}$	第 $t-1$ 期企业年度营业收入的自然对数
$RET_{i,t}$	第 t 期考虑了现金股利再投资之后的企业股票年度回报率
$RET_{i,t-1}$	第 $t-1$ 期考虑了现金股利再投资之后的企业股票年度回报率
$ROA_{i,t}$	第 t 期的企业净资产收益率
$ROA_{i,t-1}$	第 $t-1$ 期的企业净资产收益率
$BV/MV_{i,t-1}$	第 $t-1$ 期的企业账面价值与其市场价值之比

(2)研究模型。如前所述,通过模型(1)将样本区分为激励过度和激励不足两个子样本,然后分别就子样本研究管理层权力、国有控股对高管薪酬激励的影响。根据吕长江和赵宇恒[1]、刘星等[7]的研究,管理层权力可以用董事长是否兼任总经理、企业独立董事比例及高管任职年限等指标来衡量,由于模型(1)已经涵盖了高管任职年限的指标,因此采用董事长是否兼任总经理和企业独立董事比例来表示企业管理层权力变量。纳入必要的控制变量后,构建的多元回归模型为:

$$DISPAY = \beta_0 + \beta_1 Dual + \beta_2 Indep + \beta_3 Char + \beta_4 Own + \beta_5 Balance + \beta_{6-26} \sum Indus + \beta_{27-28} \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

其中,因变量 *DISPAY* 表示企业高管"实际薪酬"与"应得薪酬"的差值,也即模型(1)的残差值,代表薪酬激励过度(*DISPAY_EXS*)或者不足(*DISPAY_LES*)的扭曲程度。为正确表示激励不足的扭曲程度大小,其残差值为负值取绝对值。自变量的含义如表 3 所示。

表 3 模型(2)的自变量含义

变量名称	变量简称	变量含义及说明
两职合一	*Dual*	董事长兼任总经理取 1,否则取 0
独董比例	*Indep*	独董人数占全体董事的比例
企业性质	*Char*	国有控股企业取 1,否则取 0
股权集中度	*Own*	第一大股东的持股比例
股权制衡度	*Balance*	第一大股东持股比例与第二至第十大股东持股总比例之比
行业	*Indus*	中国证监会的行业分类,其中制造业按亚类区分,共 22 类行业,取以综合类为基础截距的 0~1 变量,共 21 个
年度	*Year*	以 2009 年为基础截距的 0~1 变量,共 2 个

根据研究思路,验证假设 1 则主要注重 β_1 和 β_2 的系数符号,若假设 1 成立,则在激励过度子样本中 β_1 和 β_2 的符号都应为正值,在激励不足子样本中则为负值。验证假设 2 则主要注重 β_1、β_2 和 β_3 的系数符号,若假设 2 成立,则在激励过度子样本中 β_3 的符号为负值,在激励不足的样本中 β_3 的符号为正值;并且在激励不足的样本中,国有控股样本中的 β_1 和 β_2 都应该显著大于非国有控股的样本中的 β_1 和 β_2。

2.4 实证结果与分析

2.4.1 模型(1)的实证结果

模型(1)的描述性统计如表 4 所示,表 5 和表 6 是其回归结果和残差统计。从描述性统计可以看出,方程(1)符合线性回归假设;表 4 的统计量结果也显示出方程(1)所定义的高管薪酬决定因素是适当的。

表 4　模型(1) 相关变量的描述性统计

	最小值	最大值	平均值	标准差	样本量
ln(*Pay*)	10.36	16.54	13.73	0.785	3 213
Tenure	0	2	1.01	0.434	3 213
Age	0	1	0.5	0.289	3 213
$\ln Sale_{(t-1)}$	12.8	28	21.1	1.427	3 213
RET	−0.9	6.001	0.23	0.931	3 213
$RET_{(t-1)}$	−0.9	8.73	0.79	1.295	3 213
ROA	−3	2.93	0.04	0.111	3 213
$ROA_{(t-1)}$	−3	0.73	0.03	0.098	3 213
BV/MV	0.03	1.86	0.55	0.271	3 213

表 5　模型(1) 的回归结果

变量	非标系数	标准差	T 统计量	显著性
(*Constant*)	9.004	0.195	46.211	0.000
$Tenure_t$	−2.307*E*−03	0.028	−0.082	0.935
Age_t	−5.928*E*−03	0.042	−0.140	0.889
$\ln Sale_{(t-1)}$	0.234	0.010	23.971	0.000
RET_t	3.737*E*−02	0.019	1.943	0.052
$RET_{(t-1)}$	−5.250*E*−02	0.013	−3.903	0.000
ROA_t	0.861	0.116	7.405	0.000
$ROA_{(t-1)}$	0.951	0.134	7.125	0.000
$BV/MV_{(t-1)}$	−0.450	0.065	−6.973	0.000

表 6　模型(1) 的回归残差统计

	最小值	最大值	平均值	标准差	样本量
预测值	9.710	16.61	13.73	0.376	3 213
残差	−3.030	3.650	0.000	0.690	3 213
标准预测值	−10.693	7.670	0.000	1.000	3 213
标准残差	−4.385	5.279	0.000	0.999	3 213

2.4.2 模型(2)的实证结果

(1)描述性统计。在此对激励扭曲程度进行了分组,将扭曲程度(*DISPAY*)大于零的归为激励过度组,小于零的归为激励不足组。并且,又根据最终控制人性质(*Char*)将样本企业分为国有控股企业与非国有控股企业两类。表7和表8报告了模型(2)主要变量的描述性统计及不同样本间差异的显著性检验。

表7 总体样本公司描述性统计

	最小值	最大值	平均值	标准差	样本量
激励扭曲程度	-3.03	3.65	0	0.69	3 213
两职合一	0	1	0.36	0.48	3 213
独董比例	0.17	85.23	35.45	15.3	3 213
企业性质	0	1	0.38	0.49	3 213
股权集中度	0.17	85.23	35.44	15.3	3 213
股权制衡度	0	0.73	0.15	0.12	3 213

表8 不同样本间均值差异的显著性检验

变量	激励过度(1624)	激励不足(1589)	均值之差	*T*值
Dual	0.370	0.350	0.02	2.73**
Indep	34.34	36.58	-2.24	0.72
Char	0.401	0.350	0.05	0.514**
Own	34.34	36.58	-2.24	-4.99**
Balance	0.160	0.140	0.02	-2.91***
变量	国有控股(1213)	非国有控股(2000)	均值之差	*T*值
Dual	0.370	0.370	0.00	-5.17**
Indep	40.75	33.76	6.99	-2.39**
Char	0.122	0.100	0.02	0.514**
Own	40.75	33.76	6.99	13.98**
Balance	0.190	0.140	0.05	12.63***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上有效,下同。

表8的结果表明,激励过度组与激励不足组主要变量的均值与中位数均存在不同程度的显著差异。如股权制衡度的均值之差为0.02,第一大股东持股比例的均值之差为-2.24,两职合一高出2%,并分别在5%、5%和1%的水平上显著。因此,在研究高管薪酬激励扭曲

程度的决定因素过程中有必要区分激励过度与激励不足,并为前文假设提供初步的证据。同时,国有控股与非国有控股样本之间也有显著差异,这些显著差异同样会反映在高管薪酬激励的扭曲程度之中。

(2)激励不足组的回归结果及分析。表 9 显示了模型(2) 在激励不足组总样本以及区分了国有控股与非国有控股分样本的回归结果,F 统计量显示了各种样本的回归都是显著的。在激励不足组总样本中,两职合一(*Dual*) 的系数显著为负,独董比例(*Indep*) 的系数虽然为正但不显著,从而验证了假设 1A。此外,最终控制人性质(*Char*) 与激励过度的扭曲程度正相关(不显著),在一定程度上也验证了假设 2A。

表 9　激励不足组上市公司高管薪酬激励影响因素的回归结果

变量	激励不足组总体样本		国有控股公司		非国有控股公司	
	参数估计值	*T* 值	参数估计值	*T* 值	参数估计值	*T* 值
常数项	0.567 3	2.790 **	0.317 6	1.013	1.397 6	2.492 **
Dual	−0.064 3	−2.491 **	−0.116	−2.63 ***	−0.039 5	−0.690
Indep	0.132 6	0.393	−0.215 9	−1.350	−0.082 4	−0.171
Char	0.148 2	0.011	—	—	—	—
Own	0.157 6	2.634 ***	0.175 3	1.590	0.425 9	2.332 **
Balance	−0.000 9	−0.682	0.001 3	0.671	−0.005 8	−1.631 *
Indus	控制		控制		控制	
Year	控制		控制		控制	
Adj. R^2	0.049		0.063		0.057	
F	2.97 ***		2.65 **		0.98 **	
N	1 589		1 047		542	

进一步对比国有控股与非国有控股的样本回归结果可以看出,在国有控股企业样本中,两职合一(*Dual*) 的系数显著为负,且大于总体样本和远远大于非国有控股样本中的系数数值;独董比例(*Indep*) 的系数变为了负值,也大于非国有控股样本中的系数数值。可见,国有控股企业的管理层权力“加重”了其薪酬激励不足程度,因而验证了前文的假设 2B。

(3)激励过度组的回归结果及分析。表 10 显示了模型(2) 在激励过度组总样本以及区分了国有控股与非国有控股分样本的回归结果,F 统计量也显示了各种样本的回归都是显著的。

表 10　激励过度组的模型(2) 回归结果

变量	激励过度组总体样本		国有控股公司		非国有控股公司	
	参数估计值	*T* 值	参数估计值	*T* 值	参数估计值	*T* 值
常数项	0.314 7	1.293	0.309 6	1.092	0.294 3	0.47
Dual	0.108 7	3.69**	0.104	3.54***	0.017 5	2.62**
Indep	0.137 5	0.591	0.152 9	0.841	−0.072 3	−0.26
Char	−0.048 2	−2.33**	—	—	—	—
Own	−0.158 6	−2.03***	−0.168 3	−2.63**	−0.157 9	−0.78
Balance	−0.003 9	−2.87**	−0.001 7	−1.97**	−0.003 7	−1.43
Indus	控制		控制		控制	
Year	控制		控制		控制	
Adj. R^2	0.089		0.073		0.037	
F	4.96***		2.15**		2.28**	
N	1 624		1 029		595	

在激励过度组总样本中,两职合一(*Dual*) 的系数显著为正,独董比例(*Indep*) 的系数也为正(不显著),从而验证了假设 1B。独董比例对激励过度扭曲程度不显著的原因,说明了独立董事并非"花瓶",在一定程度上防止了高层管理者侵害中小股东权益,但其符号也为正值又说明了其作用十分有限。此外,最终控制人性质(*Char*) 与激励过度的扭曲程度显著负相关,从而验证了假设 2A。在区分了国有控股和非国有控股样本中,两职合一(*Dual*) 的系数同样显著为正,显示了假设 1B 具有较强的稳健性。

3　意义

通过对国有控股企业高管薪酬激励的影响和管理层权力对激励扭曲程度的影响分析,建立了薪酬估计模型。通过该模型,计算结果表明管理层权力与激励过度程度正相关而与激励不足程度负相关,国有控股企业存在着一定的激励不足,且管理层权力越大越能减轻这种激励不足。我国上市公司高管薪酬业绩敏感性之所以很低,企业的管理层权力有着重要影响。管理层权力加重了薪酬过度激励的扭曲程度,而减弱了薪酬激励不足的扭曲程度。对国有控股企业而言,两职合一等内部人控制现象严重,独立董事的监督作用有限,企业管理层有着更强的干预薪酬契约的能力,并通过一些隐性薪酬来弥补其显性薪酬的不足。研究结论对企业尤其是国有控股企业设计其高管薪酬激励方案有一定的参考价值。

参考文献

[1] 吕长江，赵宇恒. 国有企业管理者激励效应研究——基于管理者权力的解释[J]. 管理世界，2008，(11)：99-110.

[2] 黄辉，张博，许宏. 管理层权力、国有控股与高管薪酬激励[J]. 经济问题，2013，(3)：91-96.

[3] Core，Holthausen，Larcker D F. Corporate Governance，Chief Executive Officer Compensation，and Firm Performance[J]. Journal of Financial Economics，1999，51(1)：371-406.

[4] Murphy K. Executive Compensation[M]. Amsterdam：Handbook of Labor Economics，1999：2485-2563.

[5] Firth Fung，M Rui. Corporate Performance and CEO Compensation in China[J]. Journal of Corporate Finance，2006，12 (4)：693-714.

[6] 吴联生，林景艺，王亚平. 薪酬外部公平性、股权性质与公司业绩[J]. 管理世界，2010，(3)：117-126.

[7] 刘星，代彬，郝颖. 高管权力与公司治理效率——基于国有上市公司高管变更的视角[J]. 管理工程学报，2012，(1)：1-12.

药物政策的医疗费用模型

1 背景

改革开放30余年来,我国卫生事业取得了显著成绩,但是医疗费用,尤其是个人医疗费用支出增长迅速。针对国家基本药物政策对缓解“看病贵”影响的研究,了解迅速上涨的医疗费用、药费支出政策十分重要。孟庆跃等[1]研究发现,药品价格规制政策对控制药费的效果不明显,而导致患者药费变化的主要因素是药品使用量。刘素坤和王岭[2]利用2003—2010年31个省级面板数据,采用双重差分模型,研究国家基本药物政策实施对门诊病人和住院病人医疗费用支出的影响。

2 公式

我国国家基本药物政策不同于以往任何一种政策。它不是单一的药品价格规制政策,也不是单纯的药品集中招标政策,它涉及药物遴选、生产、流通、使用、定价、报销、监测评价等多个环节,并规定了实施的医疗机构等一系列的配套保证政策,在此引入双重差分法,研究国家基本药物政策是否能够降低居民医疗费用支出以及其实施的效果在不同地区是否具有差异性。

双差分模型(Difference-In-Difference,DID模型)是评估政策实施效果的重要计量方法,基本思路是将调查样本分为两组:一组是政策作用对象或者是参与政策实施组(即“作用组”),另一组是非政策作用对象或者是未参与政策实施组(即“对照组”);根据“作用组”和“对照组”在政策实施前后的相关信息,计算出两组在政策实施前后某特定指标的变化量,然后计算上述两个变化量的差值(即“双重差分值”),以此来反映政策对作用组的净影响。

DID模型的一般形式是:

$$Y = \alpha + \beta T + \gamma P + \delta T + \varepsilon \tag{1}$$

其中,Y为考察变量;T为政策虚拟变量:政策实施前取值为0,政策实施后取值为1;P为分组虚拟变量:“作用组”取值为1,“对照组”取值为0。政策实施前和政策实施后对“作用组”和“对照组”的考察变量影响之差分别为:

$$dif1 = \gamma, dif2 = \gamma + \delta$$

δ 即为政策实施的纯效果。

国家基本药物政策是在全国范围内实施的,无法利用传统双重差分法来研究,受 Nunn 和 Qian[3] 及左翔等[4] 的研究启发,对传统的"自然实验"和"双重差分法"进行改进,另外在城市化水平不同的地区,基本药物政策对降低居民药费支出和医疗支出的影响程度也可能有所不同。基于各地区城市化水平不同造成"基本药物政策"对"作用组"影响强度不同,从而进行分组研究。

借鉴 Nunn 和 Qian[3]、左翔[4] 的模型,在此将基本模型设定如下:

$$Y_{it} = cont + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 PO_t + \beta_3 UR_{it} \times PO_t + X'\lambda + u_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中,下标 i 代表地区,t 表示时间,u_i 代表不可观察的地区效应,ε_{it} 表示随机扰动项;Y_{it} 表示各省居民的药费支出或医疗费用支出,UR_{it} 表示各省城镇化率,PO_t 表示基本药物政策,X 表示其他控制变量。

Grossman 提出的人们对健康需求及其消费的模型,为后续关于医疗支出的研究奠定了基础,该模型表明收入水平、年龄、医疗供给诱导需求及教育水平等均影响医疗费用支出。之后关于医疗支出的相关研究多是在此基础上进行。为了更准确地估计基本药物政策对居民医疗支出的影响,选取了收入、年龄、医疗供给、教育等影响因素,具体计量模型为:

$$\begin{aligned} Yo_{it} = {} & cont + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 PO_t + \beta_3 UR_{it} \times PO_t + \lambda_1 \ln I \\ & + \lambda_2 Hp + \lambda_3 A + \lambda_4 \ln E + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned} Yh_{it} = {} & cont + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 PO_t + \beta_3 UR_{it} \times PO_t + \lambda_1 \ln I \\ & + \lambda_2 Hp + \lambda_3 Hf + \lambda_4 T + \lambda_4 A + \ln E + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

(1)被解释变量。

医疗支出:研究各种因素对门诊病人和住院病人的医疗支出情况,因此,Yo_1 为门诊病人的医药费用支出,Yo_2 为门诊病人的药费支出;Yh_1 为住院病人的医药费用支出,Yh_2 为住院病人的药费支出。

(2)解释变量

政策虚拟变量(PO);城市化水平(CR);政策与城市化水平的交互项($PO \times CR$)。

(3)控制变量

收入(I);年龄(A);受教育程度(E);医疗供给(H);医疗人员(Hp);医疗设施(Hf);各地出院病人平均住院天数(T)。

样本取自 2003—2010 年中国 31 个省级面板数据,研究使用软件为 stata11.0,表 1 显示了相关变量的描述性统计。在表 1 中,变量 Yo_1、Yo_2、Yh_1、Yh_2、I 和 E 的最大值、最小值之差与标准差都较大,为了降低异方差,分别对其取对数。取对数后的统计结果显示,$\ln Yo_1$、$\ln Yo_2$、$\ln Yh_1$、$\ln Yh_2$、$\ln I$ 和 $\ln E$ 的最大值和最小值之差与标准差都明显降低,提高了数据结构的对称性。

表1 变量描述性统计分析

变量	含义	单位	平均值	标准差	最小值	最大值	观察值
Yo_1	门诊病人的医药费用支出	元	125.38	48.7	31.9	351.5	248
$\ln Yo_1$			4.76	0.38	3.46	5.86	248
Yo_2	门诊病人的药费支出	元	67.56	34.7	13.8	236.9	248
$\ln Yo_2$			4.11	0.45	2.62	5.47	248
Yh_1	住院病人的医药费用支出	元	4 956.08	2 454.69	1 910.8	15 749.4	248
$\ln Yh_1$			8.42	0.41	7.56	9.66	248
Yh_2	住院病人的药费支出	元	2 318.22	1 112.07	751.7	6 071.3	248
$\ln Yh_2$			7.65	0.42	6.62	8.71	248
CR	城市化水平	%×100	46.83	15.11	22.61	89.3	248
OP	基本药物政策		0.19	0.35	0	1	248
$CR \times OP$			9.44	18.57	0	89.3	248
I	收入	元	19 192.1	13 488.4	3 701	69 532.71	248
$\ln I$			9.67	0.6	8.22	11.15	248
Hp	医疗人员	人	4.21	1.85	2	13.58	248
Hf	医疗设施	张	2.97	1.06	1.48	6.8	248
A	年龄	% * 100	8.88	1.84	5.09	16.38	248
E	教育	人	13 025.9	4 472.53	1 909	28 392	248
$\ln E$			9.41	0.4	7.55	10.25	248
T	出院病人平均住院天数	天	11	1.73	8.31	18.77	248

利用 OLS、FE 和 RE 方法分别对模型式(3)和式(4)进行回归,通过豪斯曼检验(Hausman Test)选择固定效应(FE),为了消除自相关和异方差,采用可行的广义最小二乘法(FGLS)进行估计,估计结果见表 2。

表 2　基本药物政策对医疗支出的影响

	门诊病人医疗支出		住院病人医疗支出	
	$\ln Yo_1$	$\ln Yo_2$	$\ln Yh_1$	$\ln Yh_2$
	FE(*FGIS*)(1)	*FE*(*FGIS*)(2)	*FE*(*FGIS*)(3)	*FE*(*FGIS*)(4)
CR	−0.003 (0.002)	−0.006* (0.003)	−0.008*** (0.003)	−0.012*** (0.004)
OP	0.165*** (0.033)	0.190*** (0.046)	0.060 (0.043)	0.121* (0.070)
CR×*OP*	−0.002*** (0.001)	−0.003*** (0.001)	0.000 3 (0.000 8)	−0.000 5 (0.001)
ln*I*	0.233*** (0.054)	0.149** (0.070)	0.322*** (0.070)	0.289*** (0.107)
Hp	−0.036*** (0.012)	0.026* (0.014)	−0.054*** (0.012)	−0.032 (0.020)
Hf			−0.020 (0.031)	0.020 (0.044)
T (0.008)			−0.005	0.003 (0.005)
A	−0.005 (0.004)	−0.015*** (0.006)	−0.003 (0.005)	−0.011 (0.009)
ln*E*	−0.08** (0.035)	−0.079*** (0.052)	−0.053 (0.043)	−0.147** (0.067)
cons	−62.52*** (14.508)	−80.287*** (17.749)	−63.865*** (17.355)	−93.333*** (27.416)
样本数	248	248	248	248

注：(1) *FE*(*FGLS*)表示固定效应的可行的广义最小二乘法回归；(2) 括号内是标准差；(3) ***、**、*分别表示 t 检验在 1%、5%、10% 以内的显著性水平上显著。

为了进一步说明上述估计结果的稳健性，在此采用传统的双重差分法，以城市化水平的均值将样本分为两部分(用 G 标记)，以低于均值的样本作为“控制组”(即 $G=0$)，以高于均值的样本作为“处理组”(即 $G=1$)；同时比较“控制组”和“处理组”在基本药物政策实施前后医疗支出的变化(即 $G\times OP$ 的变化情况)，回归结果见表 3。

表 3　基本药物政策对医疗支出的影响(虚拟变量法)

解释变量	门诊病人医疗支出		住院病人医疗支出	
	$\ln Yo_1$	$\ln Yo_2$	$\ln Yh_1$	$\ln Yh_2$
	FE(*FGLS*)(1)	*FE*(*FGLS*)(2)	*FE*(*FGLS*)(3)	*FE*(*FGLS*)(4)
G	0.143**	0.076	0.539***	0.408***
	(0.055)	(0.056)	(0.083)	(0.109)
OP	0.071***	0.077***	0.081***	0.095***
	0.012	0.019	0.018	(0.030)
G×*OP*	−0.070***	−0.077***	−0.022	−0.016
	(0.001)	(0.022)	(0.018)	(0.030)
ln*I*	0.229***	0.158**	0.216***	0.142
	(0.054)	(0.063)	(0.063)	(0.099)
Hp	−0.036***	0.027*	−0.047***	−0.030
	(0.010)	(0.015)	(0.012)	(0.020)
Hf			−0.052*	0.002
			(0.030)	(0.043)
T			−0.006	0.004
			(0.006)	(0.009)
A	−0.004	−0.015**	−0.003	−0.010
	(0.003)	(0.006)	(0.005)	(0.009)
ln*E*	−0.079	−0.072	−0.050	−0.145**
	(0.033)	(0.051)	(0.043)	(0.068)
cons	−59.187***	−66.590***	−78.241***	−105.842***
	(12.271)	(0.009)	(17.119)	(27.97)
样本数	248	248	248	248

注:(1) *FE*(*FGLS*)表示固定效应的可行的广义最小二乘法回归;(2) 括号内是标准差;(3) ***、**、*分别表示 t 检验在 1%、5%、10% 以内的显著性水平上显著。

3　意义

采用双重差分法,通过研究国家基本药物政策是否能够降低居民医疗费用支出以及其实施的效果在不同地区是否具有差异性,建立了药物政策的医疗费用模型。通过该模型,计算表明国家基本药物政策不仅没有降低门诊病人和住院病人的医疗费用支出,反而促进了医疗费用支出增长。计算进一步表明,国家医药政策对不同的患者群体、医疗费用类型

和地区的影响程度存在差异。其中,国家基本药物政策对门诊病人医疗支出的影响大于对住院病人的影响;对病人药费支出的影响强于对医药费用支出的影响,且对住院病人医药费用支出影响不显著。在城市化水平低的地区的影响强于城市化水平高的地区,结论对我国基本药物政策继续实施和完善具有现实的参考价值。

参考文献

[1] 孟庆跃, 成刚, 孙晓杰. 药品价格政策对药品费用控制的影响研究[J]. 中国卫生经济, 2004, (4): 50-52.

[2] 刘素坤, 王岭. 国家基本药物政策能缓解"看病贵"吗——基于 2003—2010 年省际数据实证分析[J]. 经济问题, 2013, (3): 69-74.

[3] Nunn N, Qian N. The Impact of Potatoes on Old World Population and Urbanization[J]. Quarterly Journal of Economics, 2011, 126(2): 593-650.

[4] 左翔, 殷醒民, 潘孝挺. 财政收入集权增加了集成政府公共服务支出吗 ——以河南省减免农业税为例[J]. 经济学, 2011, (7): 1350-1372.

石油投资的环境评价模型

1 背景

石油企业在对外直接投资过程中面临诸多风险,在选择对外投资的目标区域时应综合考虑属地资源禀赋、针对目标油田的竞争对象、东道国经济政策、东道国政治和文化环境、属地油田技术条件、市场因素等多方面的影响。刘宏杰和马如静[1]运用资本资产定价模型研究了中国石油企业对外直接投资的区域选择问题。谭娅琪[2]分析了我国石油企业对外投资的背景和竞争优势、现状和存在的问题,研究了中国石油企业对外直接投资的区域选择问题。杨海恩[3]结合多种影响因素,运用 AHP 方法,对美国、巴西、安哥拉、澳大利亚、尼日利亚、印度尼西亚六国的投资环境进行评价。

2 公式

目前对于石油企业对外直接投资环境的相关研究是比较全面的,对系统制定对外直接投资发展战略和措施有良好的指导意义。但现有研究对中国石油企业对外直接投资的理论依据研究不够深入,在此对海外油田技术条件、市场因素等对外直接投资战略的影响进行研究,引入 AHP 方法,构建中国石油企业对外直接投资环境评价指标体系(见表 1)。

表 1 中国石油企业对外直接投资环境评价指标体系

目标层	指标层	
	一级指标	二级指标
中国石油企业对外直接投资环境评价	属地资源禀赋	剩余可采储量,新增石油储量,产量,授予新许可证数
	东道国政府及支持	经济稳定程度,投资政策,资本出境限制,条款变更情况
	属地油田技术因素	单井新增储量,钻井成功率,环保促进程度
	属地政治环境	战争威胁,政权稳定,公民动荡
	属地文化环境	种族争端,中外友好程度
	属地市场因素	活跃公司集中程度

在以上指标中,东道国政策及支持因素、属地政治环境、文化环境涉及的各项指标为定性指标,其他指标均为定量指标。在对定性指标进行量化时,评价标准采取专家打分和类

比法。

在属地市场因素的对应指标中,活跃公司既包括东道国的石油公司也包括其他国家的石油公司。可以用东道国国内石油公司与国际大石油公司对东道国石油储量的占有率来衡量。

根据层次结构,采用 1~9 标度法,利用专家打分法构造判断矩阵,如下所示:

$$\begin{pmatrix} 1 & 3 & 4 & 3 & 9 & 4 \\ 1/3 & 1 & 3 & 1/3 & 5 & 1/2 \\ 1/4 & 1/3 & 1 & 1/2 & 2 & 1/3 \\ 1/3 & 3 & 3 & 1 & 7 & 5 \\ 1/9 & 1/4 & 1/2 & 1/7 & 1 & 1/5 \\ 1/4 & 2 & 3 & 1/5 & 5 & 1 \end{pmatrix}$$

用和积法计算判断矩阵的最大特征向量 W 为:

$$W = (W_1, W_2, W_3, W_4, W_5, W_6)^T = (0.383, 0.126, 0.069, 0.249, 0.032, 0.140)^T$$

进一步计算判断矩阵的最大特征值 $\lambda_{max} = 6.587956$,判断矩阵的一致性指标为:

$$C.I. = \frac{\lambda_{max} - n}{n - 1} = 0.117591$$

$$C.R. = \frac{C.I.}{R.I.} = \frac{0.117591}{1.24} = 0.095 < 0.1$$

因为 $C.R. < 0.1$,所以判断矩阵具有可以接受的一致性。同理,运用相同的方法,通过专家打分可构造各子指标层的判断矩阵,并求出各个子指标层相对目标层的权重及层次单排序(表 2)。

表 2　各项评价指标层次单排序

		属地资源禀赋	东道国政策及支持	属地油田技术因素	属地政治环境	属地文化环境	属地市场因素	子目标层权重
		0.430	0.103	0.064	0.244	0.031	0.128	
属地资源禀赋	剩余可采储量	0.529 6						0.228
	新增石油储量	0.269 1						0.116
	产量	0.096 2						0.041
	授予新许可证数	0.105 1						0.045
东道国政策及支持	经济稳定程度		0.25					0.026
	投资政策		0.25					0.026
	资本出境限制		0.25					0.026
	条款变更情况		0.25					0.026

续表

		属地资源禀赋	东道国政策及支持	属地油田技术因素	属地政治环境	属地文化环境	属地市场因素	子目标层权重
		0.430	0.103	0.064	0.244	0.031	0.128	
属地油田技术因素	单井新增储量			0.539 0				0.034
	钻井成功率			0.297 2				0.019
	环保促进程度			0.163 8				0.010
属地政治环境	战争威胁				0.567 9			0.139
	政权稳定				0.333 9			0.081
	公民动荡				0.098 2			0.024
属地文化因素	种族争端					0.2		0.006
	中外友好程度					0.8		0.025
市场因素	活跃公司集中程度						1	0.128

(1) 属地资源禀赋子指标判断矩阵：

$$\begin{pmatrix} 1 & 3 & 4 & 5 \\ 1/3 & 1 & 5 & 2 \\ 1/4 & 1/5 & 1 & 1 \\ 1/5 & 1/2 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\lambda_{\max} = 4.74829, C.I. = 0.058276$$

$$C.R. = 0.0648 < 0.1$$

具有可接受的一致性。

(2) 东道国政策及支持子指标判断矩阵：

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\lambda_{\max} = 4, C.I. = 0$$

$$C.R. = 0 < 0.1$$

具有可接受的一致性。

(3) 属地技术因素子指标判断矩阵：

$$\begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1/2 & 1 & 2 \\ 1/3 & 1/2 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\lambda_{max} = 3.009172, C.I. = 0.004586$$

$$C.R. = 0.0079 < 0.1$$

具有可接受的一致性。

(4) 属地政治因素子指标判断矩阵:

$$\begin{pmatrix} 1 & 2 & 5 \\ 1/2 & 1 & 4 \\ 1/5 & 1/4 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\lambda_{max} = 3.024658, C.I. = 0.012329$$

$$C.R. = 0.021257 < 0.1$$

具有可接受的一致性。

(5) 属地文化因素子指标判断矩阵:

$$\begin{pmatrix} 1 & 1/4 \\ 4 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\lambda_{max} = 2, C.I. = 0, C.R. = 0.0079 < 0.1$$

具有可接受的一致性。

对于各定性指标的数值,0 表示投资无风险; 1 表示风险较小; 2 表示风险较低; 3 表示风险中等; 4 表示风险较高; 5 表示风险很高。这类指标是越小越好指标。

综合评价体系包含指标很多,既有定量指标,又有定性指标,且各指标单位不同,因此,在进行综合评价之前需要对各指标进行无量纲化处理。无量纲化处理方法很多,在此采用极差变换法对量纲不统一的各指标实际值进行标准化处理。

极差变换法是对原始数据进行线性变换。

在决策矩阵 $X = (x_{ij})_{m\times n}$ 中,正向指标(越大越好指标) 的标准化方法为:

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\limits_{1\leqslant i\leqslant m} x_{ij}}{\max\limits_{1\leqslant i\leqslant m} x_{ij} - \min\limits_{1\leqslant i\leqslant m} x_{ij}} \quad (1 \leqslant i \leqslant m, 1 \leqslant j \leqslant n)$$

逆向指标(越小越好指标) 的标准化方法为:

$$y_{ij} = \frac{\max\limits_{1\leqslant i\leqslant m} x_{ij} - x_{ij}}{\max\limits_{1\leqslant i\leqslant m} x_{ij} - \min\limits_{1\leqslant i\leqslant m} x_{ij}} \quad (1 \leqslant i \leqslant m, 1 \leqslant j \leqslant n)$$

表 3　标准化后的各国各指标值

		单位	美国	巴西	安哥拉	澳大利亚	尼日利亚	印度尼西亚
属地资源禀赋	剩余可采储量	10 亿桶油当量	1	0.355	0	0.404	0.828	0.329
	新增石油储量	10 亿桶油当量	1	0.325	0.106	0.113	0.027	0.000
	产量	10 亿桶油当量	1	0.057	0.045	0.000	0.158	0.067
	授予新许可证数	个	0	0.52	0.262	1.000	0.090	0.315
东道国政策及支持	经济稳定程度		0.75	0.5	0	0.75	1	0.5
	投资政策		0.5	1	0	1	0.5	1
	资本出境限制	1	0.5	0	1	0.75	0.5	
	条款变更情况		0.5	0.75	0	1	0.25	0.5
属地油田技术因素	单井新增储量	10 亿桶油当量/口	0	0.556	1	0.333	0.333	0.000
	钻井成功率	%	0	0.435	1	0.63	0.935	0.587
	环保促进程度		1	0	1	0	0	0
属地政治环境	战争威胁		0.667	0.667	0	1	0.333 3	0.333
	政权稳定		1	0.5	0	1	0.25	0.25
	公民动荡		1	0.5	1	0	0.25	0.25
属地文化因素	种族争端		0.75	0.75	0.25	1	0	0
	中外友好程度		0	1	1	1	0	1
市场因素	活跃公司集中程度		0	0.5	0.5	1	0.5	0.5

在评价各个国家投资环境时，采用以下模型：

$$Z = \sum W_i \times \eta_{ij}$$

Z 表示各个国家各因素综合评价得分值；W_i 表示各个指标因素权重；η_{ij} 表示标准化后的指标值。

表 4　各国投资环境综合评价结果

国家	美国	巴西	安哥拉	澳大利亚	尼日利亚	印度尼西亚
分值	0.669	0.482	0.203 4	0.65	0.433	0.304 6

从综合评价结果看，在所选取的 6 个国家中，美国的投资环境最好，澳大利亚次之，安哥拉的综合投资环境最差。

3 意义

运用 AHP 方法,建立了石油投资的环境评价模型,对美国、巴西、安哥拉、澳大利亚、尼日利亚、印度尼西亚六国的投资环境进行评价。通过石油投资的环境评价模型,计算结果表明投资环境对于投资者获得收益的可能性、稳定性、持续性有重要影响。影响中国石油企业对外直接投资的要素主要包括属地资源禀赋、针对目标油田的竞争对象、国家政策、属地政治环境、属地油田技术条件及开采技术、属地文化环境、市场因素等方面。从综合评价结果看,在所选取的6个国家中,美国的投资环境最好,澳大利亚次之,安哥拉的综合投资环境最差。运用该方法同样可对世界其他国家和地区的投资环境进行评价,能够一定程度上提高石油企业对外直接投资决策的科学性。

参考文献

[1] 刘宏杰, 马如静. 中国石油企业对外直接投资区域的战略选择[J]. 山东工商学院学报, 2008, (2): 10-14.

[2] 谭娅琪. 我国石油企业对外直接投资的战略思考[D]. 北京: 对外经济贸易大学, 2010.

[3] 杨海恩. 基于 AHP 的中国石油企业海外投资环境评价[J]. 经济问题, 2013, (3): 81-84.

公司信用的风险模型

1 背景

Duffie 和 Wang 研究了 KMV 模型预测企业违约概率的能力，发现 KMV 模型能生成一个违约概率的期限结构，较好地对企业违约概率做出预测。郑茂将样本（深沪两市上市公司）分为绩优股、ST 股和退市股三类，实证分析发现虽然 KMV 模型可以有效辨别出绩效好的上市公司，但是对于风险极高的 ST 股以及退市股等高风险的公司，模型的结论是绝大多数风险极高的公司 *EDF* 值都较小。李雪梅[1]选择在国外应用较为广泛同时较为适合我国实际情况的 KMV 模型，根据我国的实际情况确定模型的各项参数的计算方法，重点利用公开信息评价我国证券市场上绩优公司与绩效较差的公司的信用风险，从而检验模型识别上市公司信用风险的能力。

2 公式

由于我国并没有建立包含大量违约公司的历史数据库，因此，在我国，现阶段并不能够通过对比违约距离和公司破产概率的历史数据，来拟合出可以表示公司违约距离的期望违约概率（*EDF*）的函数。仅计算出 *EDF* 的理论值作为参考。

2.1 模型计量过程

KMV 模型的计量过程主要有三步。

第一步，通过上市公司股票的市场价值、股价的波动率及公司负债的账面价值，估算公司的市场价值及其波动性。

根据 Black-Scholes-Merton 的期权估值模型，公司的资产价值和与公司的股权价值之间关系为：

$$V_E = V_A N(d_1) - l^{-\tau} N(d_2)$$

$$d_1 = \frac{\ln(V_A/D) + (\gamma + \sigma_A^2/2)\tau}{\sigma_A \sqrt{\tau}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{\tau}$$

$$N(d) = \int_{-\infty}^{i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} l^{x^2/2} \mathrm{d}x \tag{1}$$

第二步,通过公司的账面负债计算出公司的违约点,进一步利用公司的现值计算出公司的预期价值,也就是未来价值的期望,并且利用以上计算出的两个价值连同公司价值的波动性构建出一个指标,以此衡量从公司的预期价值到违约点之间的距离与公司价值波动的标准差的倍数关系。由此求出违约距离 DD,为:

$$DD = \frac{E(V_A) - DP}{E(V_A)\sigma_A} \tag{2}$$

其中,$E(V_A)$ 是公司资产价值的期望值;DP 是违约点;DD 是违约距离,违约距离越大,说明公司到期发生违约的可能性越小,能偿还债务的可能性越大,信用风险越小。

违约点 DP 可以从公司的资产负债表中得到。根据美国证券市场上取得的样本进行实证分析,发现违约概率最高的临界点是流动负债也就是短期负债加上 50%的长期负债。联系我国的实际情况,参考其他学者的研究成果,在此设定违约点 DP 为短期负债加 25 %的长期负债。DP 的计算为:

$$DP = STD + 0.25LTD \tag{3}$$

其中,STD 为短期负债,LTD 为长期负债。

第三步,根据从历史违约数据库中所获得的违约历史数据确定违约距离和违约概率之间的映射关系。由于缺乏对公司违约事件的统计,我国并未建立完整的企业违约资料库,故在对我国的上市公司进行信用分析时,在此只计算出理论的 EDF,理论 EDF 与实际违约概率存在一定差异,因此会对结论产生一定影响。

如果企业的资产的概率分布是已知的,那么理论的 EDF 就能够通过企业的违约距离计算出来。而在 KMV 模型中,在此假设公司资产价值是服从正态分布的,因此符合企业的资产的概率分布是已知的这一条件,可以直接计算出理论上的违约概率。理论的期望违约概率(EDF)为:

$$EDF = P[E(V_A) < DP] = N\left[\frac{DP - E(V_A)}{E(V_A) \times \sigma_A}\right] = N(-DD) \tag{4}$$

2.2 模型参数的确定

(1)股权价值 E。在此流通股的单价用全年股票平均收盘价衡量,而非流通股的单价以每股净资产来衡量。其公式为:

股权的市场价=流通股股数×流通股平均价格+非流通股股数×每股净资产

(2)股权价值的波动性。由于我国证券市场属于弱有效性,因此,在此直接利用历史波动率法估计上市公司股权市场价值的未来波动率。上市公司股票的对数收益率 $\mu_i = \ln S_i/S_{i-1}$(其中 S_i 表示第 i 天的股票收盘价格);股票收益率日标准差 $\sigma_0 = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i-1}^{n}(\mu_i - \bar{\mu})^2}$,并且设定 n 为一年内的交易天数,一般为 250 个交易日;股票收益的标准差为 $\sigma_E = \sigma_0 \times \sqrt{n}$。

(3)时间参数。公司债务的有效期限(不执行违约选择的期限)通常假定为1年。在此设定违约距离的计算期限为1年,也就是 $T=1$。

(4)无风险利率。在此无风险利率采用中国人民银行公布的1年期整存整取存款利率。根据中国人民银行公布的数据,设定2011年无风险利率为3.5%。

(5)负债的账面价值 D。即为公司的债务,包括短期债务与长期债务在内的总价值。

(6)资产年波动率 σ_A 和资产市场价值 V_A。根据BS公式以及伊藤引理将两个方程联立可以推出资产年波动率 σ_A 和资产市场价值 V_A:

$$
\begin{aligned}
E &= V_A N(d_1) - De^{-rT} N(d_2) \\
d_1 &= \frac{\ln\left(\frac{V_A}{D}\right) + \left(r + \frac{1}{2}\sigma_A^2\right) T}{\sigma_A \sqrt{T}} \\
d_2 &= d_1 - \sigma_A \sqrt{T} \\
\sigma_E &= \frac{N(d_1) V_A \sigma_A}{E}
\end{aligned} \tag{5}
$$

其中,D 为负债账面价值,N 是标准正态累计分布函数,V_A 为公司资产市场价值,σ_A 为资产年波动率,σ_E 为股票价值年波动率,E 为股权价值,r 为1年期银行利率(在此采用中国人民银行公布的1年期整存整取的存款利率),T 为1年期债务期限。

(7)违约距离和违约概率。根据前文所提到,在此设定违约点(DP)=流动负债(STD)+0.25长期负债(LTD)。

利用前文中得到的公司资产市值以及资产市值波动率的数据,根据式(2)可以计算得到各上市公司的违约距离。并且有:

$$
EDF\text{的理论值} = N\left[\frac{\ln\frac{V_A}{DP} + (\mu - \frac{\sigma_A^2}{2})}{\sigma_A \sqrt{t}}\right] = N(-DD) = 1 - N[DD]
$$

2.3 数据采集

KMV模型认为,贷款企业之所以会出现违约的现象,通常情况下是由于企业自身经营或者财务出现困难,使得其无法利用流动资产偿还商业银行贷款。因此,上市公司发生违约事件的源头在于企业经营或者财务方面出现了问题。由此认为,如果严格认为不归还贷款就意味着发生违约,这一点并不科学合理,应该从源头出发,认为企业发生经营或财务困难的情况时,才视为企业发生违约事件。

选取2011年在中国大陆上市的5家ST公司以及与其匹配的5家非ST公司2011年1月1日到2011年12月31日期间的股票日收盘价和2011年末的财务数据为研究对象。在选择匹配公司的过程中,在此选取的匹配双方在同一个交易所上市、具有较为相近的资产规模、并且同属于行业分类中的一种行业。

2.4 实证分析

样本公司的资产价值及资产波动率。根据上文中介绍的模型中资产的价值以及波动率的计算方法,结合在大智慧、新浪财经以及雅虎财经所查的样本公司历史数据,基于matlab 和 mathcad 计算的结论得到表 1 和图 1。

表 1 股票资产价值以及资产波动率

股票代码	股票名称	资产价值(亿元)	资产波动率
6000892	ST 宝城	7.88	0.268
600687	刚泰控股	16.03	0.233
000504	ST 传媒	29.55	0.341
000719	大地传媒	24.14	0.221
000509	SST 华塑	18.15	0.434
000665	武汉塑料	18.43	0.315
000613	ST 东海 A	13.35	0.419
000524	东方宾馆	27.27	0.431
600608	ST 沪科	16.42	0.531
600560	金自天正	23.72	0.438

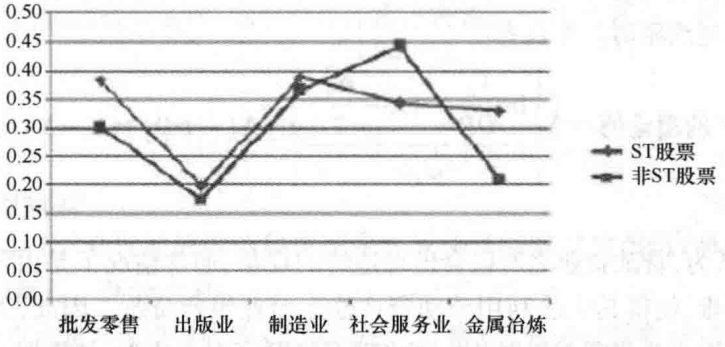


图 1 ST 公司与非 ST 公司资产波动率

根据表 1 中的资产价值和资产价值的波动率,可以根据式(2) 分别计算出各个公司的违约距离,进一步计算出各个公司的违约概率。利用样本得出的样本公司的违约距离以及违约概率的数据如表 2 和图 2 所示。

表 2　违约距离以及理论违约概率

股票名称	违约距离	违约概率
ST 宝城	3. 428 413	0. 001 1
刚泰控股	4. 517 848	1.4748×10^{-5}
ST 传媒	2. 296 585	0. 028 6
大地传媒	3. 950 402	1.6300×10^{-4}
SST 华塑	2. 183 137	0. 036 8
武汉塑料	2. 602 761	0. 013 5
ST 东海 A	1. 694 311	0. 095 0
东方宾馆	2. 336 389	0. 026 0
ST 沪科	1. 180 659	0. 198 7
金自天正	2. 728 696	0. 009

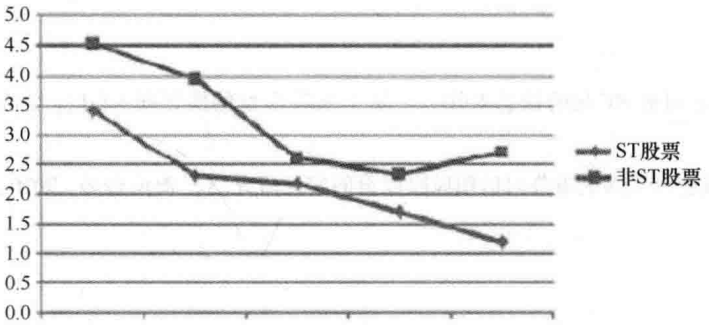


图 2　ST 公司与非 ST 公司违约距离

根据实证得出的数据,公司资产价值的波动率一般略低于公司证券市场上股票的波动率,并且,有较大的概率非 ST 公司的资产价值波动率小于 ST 公司的资产价值波动率。在此所选取的样本中的 10 家上市公司中,通过对比所匹配的同一行业的 ST 公司和非 ST 公司间的违约距离进行分析可知,非 ST 股的违约距离要大于 ST 的公司,也就是说 ST 股票的公司发生违约的概率普遍要高于非 ST 公司,这与证券市场实际中的情况也是较为一致的,并且,用 KMV 模型的违约距离衡量出的 ST 公司与非 ST 公司信用风险的差异性较大,效果较为显著,因此可以认为,KMV 模型对我国上市公司信用风险的评估具有较大的可行性与一定的参考价值。最后,由于选取了 5 个不同的行业样本数据作为对比,可以看出不同行业之间的违约距离不尽相同,而这与其行业特征有显著相关性[2]。

3 意义

在此建立了公司信用的风险模型,根据我国的实际情况确定模型的各项参数和计算方法,重点利用公开信息评价我国证券市场上绩优公司与绩效较差的公司的信用风险,检验模型识别上市公司信用风险的能力。利用公司信用的风险模型,计算结果表明由于 KMV 模型可以只利用公开市场获得模型的输入变量,有较好的获取数据的途径,并且计算操作较为简便,可行性较强,相对于其他信用风险模型更适用于我国的信用风险管理,所以,可以利用 KMV 模型对我国上市公司信用风险进行度量,在我国风险管理领域有着广阔的发展空间。虽然 KMV 模型并不能够完全度量出我国上市公司信用风险的情况,但模型中的违约距离可以较好地度量出上市公司信用状况的好坏,进而对公司管理信用风险能起到一定的指导作用。

参考文献

[1] 李雪梅. 略论公司被 ST 化的信息效用——基于风险模型的实证研究[J]. 经济问题, 2013, (3): 85-88.

[2] 迟晨. KMV 模型对我国上市公司信用风险度量的实证研究[J]. 海南金融, 2010, (2).

责任编辑：鹿　源
封面设计：常永刚

海洋出版社
官方微信

ISBN 978-7-5027-9910-6

定价：60.00元