学校代码 **10125** 专业代码 **120204**

ft西财经大学

**硕 士 学 位 论 文**

题目 **高管薪酬及股权结构对技术效率的影响**

**——基于随机前沿模型的实证研究**

姓 名 **蔡呈伟** 专 业 **技术经济及管理**研究方向 **技术效率测度**指导教师 **苗敬毅教授**

2013 年 6 月 6 日

**University Code** **10125**  **Major Code 120204**

**Shanxi University of Finance & Economics**

**Thesis for Master’s Degree**

**Title** **The Executive compensation and**  **ownershipstructure on the technical efficiency**

**—An Empirical Study based on the SFA**

**Name**  CaiChengwei

**Major** Technology economy and management

**Research Orientation**  Theory and Method Application

Of Technological Economy

**Tutor**  Pro. MiaoJingyi

**June 6th，2013**

ft西财经大学

学位论文原创性声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果。对本文的研究所做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本申明的法律结果由本人承担。

学位论文作者签名：

日期： 年 月 日

**ft西财经大学**

学位论文版权使用授权书

本学位论文作者完全了解学校有关保管、使用学位论文的规定，同意学校保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权ft西财经大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存和汇编本学位论文。

本学位论文属于保密□，不保密□。在 年解密后适用本授权书。

（请在以上方框内打“√”）

学位论文作者签名： 指导教师签名：

日期： 年 月 日 日期： 年 月 日

摘 要

技术效率反映了企业在生产过程中运用资源的能力，将技术效率这一概念 引入上市公司的绩效评价中，能充分考虑公司规模、盈利能力和可持续发展能 力。我国现已有学者使用技术效率测度技术对上市公司进行研究，并发现我国 各行业上市公司技术效率普遍较低。同时，学者们也从公司治理的角度探索了 上市公司技术效率低下的原因。然而，对于不同公司治理因素对技术效率的影 响，在学术界尚存争议。另一方面，在传统的企业经济研究中，学者们对管理 者薪酬，特别是高级管理者薪酬和公司的股权结构对上市公司的绩效的影响同 样存有争议。在近年来的研究中，学者们对股权结构和管理者薪酬的内生性问 题进行了探索，从变量内生性的角度分析了股权结构与管理者薪酬对企业绩效 的影响。

本文借鉴了传统企业经济研究的方法，从内生性角度衡量不同公司治理因素对技术效率的作用。通过使用不同的随机前沿模型，并对估计结果进行对比， 发现股权集中度、资本负债率和总经理薪酬属于内生变量。另外，本文按照总资产大小对上市公司进行了分组，并分析了规模对技术效率的影响，以及同一变量对不同规模公司影响的异同。根据分析结果，发现规模较大的上市公司拥有较高的技术效率。同时，当改善公司治理因素时，规模较大的公司技术效率的上升较为明显。

【关键词】技术效率； 股权结构； 管理者薪酬； 内生性变量

**Abstract**

It is that the increase of factor input and the improvement of technical efficiency the listed companies grow relying on. Yet be limited to environmental and social resource, the growth by increasing the inputs cannot be long-term. Technical efficiency reflects the ability of enterprise in the use of resources ability. This concept of technical efficiency fully consider the performance evaluation of listed companies, the company size, the profitability and sustainable development ability. In China, some scholars have used technical efficiency to measure the performance of listed companies. And the listed companies in China are found technical efficiency in a low level generally. At the same time, the scholars in the view of the ownership structure and government to explore the reason that technology efficiency is in a low level. However, no consensus on which factors influence the technical efficiency or how to influence it. It is still controversial. On the other hand, in the traditional corporate governance researches, it is controversial that how the executive compensation and ownership structure of listed companies influence the performance of list companies. In recent years, some papers consider the difference in a new view of endogenous variable.

This paper draws on the traditional corporate governance research method, in an endogenous angle, analyses the different influence of the same corporate governance factors on the technical efficiency. By using different stochastic frontier model, and comparing the estimation results, to find the endogenous variables in corporate governance factors of ownership concentration level, capital debt rate and executive compensation, this paper gets a reliable conclusion. Then according to grouping these list companies by the size of the total assets this paper analyzes the difference how the same variables on firms of different size. the result of the analysis shows the larger list companies have higher technical efficiency. In the time that corporate governance factors are improved, it is more obviously that the technical efficiency of larger companies increase.

【Key Words】Technical efficiency; Ownership structure; Managers compensation; Endogenous variable

目 录

[摘 要](#_Toc6861965) 3

**[Abstract](#_Toc6861966)** 3

[1 导论](#_Toc6861967) 5

[1.1 问题的提出](#_Toc6861968) 5

[1.2 本文的研究方法和框架](#_Toc6861969) 5

[1.3 本文的主要工作与未来的研究方向](#_Toc6861970) 6

[1.3.1 本文的创新点](#_Toc6861971) 6

[1.3.2 未来的研究方向](#_Toc6861972) 6

[2 文献综述](#_Toc6861973) 7

[2.1 技术效率测度技术研究综述](#_Toc6861974) 7

[2.2 公司治理与公司绩效研究综述](#_Toc6861975) 7

[2.3 公司治理与公司技术效率研究综述](#_Toc6861976) 7

[2.4 小结](#_Toc6861977) 8

[3 公司治理理论、随机前沿和面板数据模型](#_Toc6861978) 8

[3.1 股权结构与薪酬理论](#_Toc6861979) 8

[3.1.1 股权结构相关理论](#_Toc6861980) 8

[3.1.2 薪酬理论](#_Toc6861981) 8

[3.2 技术效率和随机前沿模型](#_Toc6861982) 9

[3.2.1 技术效率的概念与一般的随机前沿模型](#_Toc6861983) 9

[3.2.2 包含环境变量的随机前沿模型](#_Toc6861984) 10

[3.3 面板数据估计模型](#_Toc6861985) 11

[4 变量选取和技术效率测度模型构建](#_Toc6861986) 11

[4.1 上市公司绩效测度](#_Toc6861987) 11

[4.2 投入产出变量选取](#_Toc6861988) 12

[4.3 环境变量的选取](#_Toc6861989) 12

[4.4 上市公司技术效率测度模型构建](#_Toc6861990) 12

[4.4.1 基于“两步法”的公司治理因素分析模型](#_Toc6861991) 12

[4.4.2 基于“一步法”的公司治理因素分析模型](#_Toc6861992) 13

[5 公司治理对技术效率影响的实证分析](#_Toc6861993) 13

[5.1 数据来源与统计特征](#_Toc6861994) 14

[5.2 基于“两步法”的上市公司技术效率测度](#_Toc6861995) 17

[5.2.1 时变模型与时不变模型的取舍和技术效率测度](#_Toc6861996) 17

[5.2.2 基于固定效应与随机效应的环境变量对技术效率的影响研究](#_Toc6861997) 19

[5.2.3 基于面板tobit回归的环境变量对技术效率的影响研究](#_Toc6861998) 23

[5.3 基于“一步法”的上市公司技术效率测度](#_Toc6861999) 24

[5.4 “两步法”与“一步法”结果的比较分析和内生性假设](#_Toc6862000) 25

[5.5 修正后的“两步法”模型估计](#_Toc6862001) 26

[5.6 实证结果分析](#_Toc6862002) 28

[6 基于实证结果的环境变量分析与政策建议](#_Toc6862003) 29

[6.1 环境变量分析](#_Toc6862004) 29

[6.2 政策建议](#_Toc6862005) 29

[7 结论与展望](#_Toc6862006) 30

[参考文献](#_Toc6862007) 30

[附录一、Stata编程命令](#_Toc6862008) 32

[附录二、R软件程序命令代码](#_Toc6862009) 34

[附录三、软件截图](#_Toc6862010) 34

[攻读硕士学位期间发表的论文](#_Toc6862011) 36

# 1 导论

## 1.1 问题的提出

随着经济全球化、竞争国际化、政府对企业管制程度的放松，以及企业内部现代企业管理制度建设的逐渐完善，我国企业已经基本具备现代企业制度形态，特别是上市公司，已经呈现具有较完善现代企业制度的特征，高级管理人员持有公司股权已经屡见不鲜。根据股权激励理论，高级管理人员持有公司股权将有利于高级管理人员与股东利益一致化、目标一致化，从而有效地防范经理人员的败德行为的发生，并激励高级管理人员努力工作。然而，近年来也出现了一些高级经理人排挤公司创始人，争夺公司管理权的事件[1]。在国外，也存在经理人在持有公司股份的情况下为个人利益而出卖公司利益的案例。这些事实说明，高级管理人员持有公司股权并不一定能够达到股权激励的理想效果。在企业管理实践中，高管薪酬也一直是一个备受关注的研究热点。在企业高速增长时，高管高薪似乎理所应当；然而当经济危机发生，世界经济萧条，企业效益开始下滑时，高管薪酬却依然处于高位。因此，普通民众对高管高薪的质疑甚嚣尘上，虽然有部分专家宣称给与高管高薪可以刺激工作积极性，拉动企业业绩提升；但是也有部分专家认为高管薪酬只涨不跌，不与业绩挂钩，难以起到激励作用。另一方面，学者们普遍认为我国上市公司的增长主要依靠要素驱动，而不是改进生产中的技术效率[2][3]。这种生产方式粗放并缺乏可持续性。为了改变这一问题，一部分学者改以技术效率来评价企业绩效，并研究了公司治理中股权结构与管理者薪酬对公司技术效率的影响[2][4][5]。然而，在对股权结构和管理者薪酬因素与技术效率之间的关系的研究中，存在着不同甚至相反的结论，因此笔者选择这一问题进行研究，希望可以得到一个合理的结论。

另一方面，作者在参与导师的国家软科学课题“中国全要素生产率贡献率和技术效率评价的省际比较”的课题研究中，较深入地学习和研究了关于技术效率测度的理论、方法与模型，以及应用相关软件对技术效率的计算测度，积累了进行技术效率研究所需的基本理论基础和技术分析技能，并在关于技术效率问题研究的其他课题中进行了进一步的探讨和研究。运用技术效率研究的相关理论和方法，笔者完成了《我国煤炭上市公司技术效率影响因

素——基于Tobit-DEA模型》[6]一文。在这篇文章的写作中，笔者发现对企业绩效及相关影响

因素的现有研究中，不同研究所选用的衡量企业绩效的指标不统一，常用的有“tobinQ1、净利润、内部收益率等”，这些指标难以全面反映上市公司的真实经济效益；根据作者查阅的关于技术效率问题的研究文献显示：这些研究生硬地规定或隐含假定，影响技术效率的变量在模型中是外生变量。未考虑当这些变量在模型中是内生变量时，技术效率的变化情况。即未考虑在模型中影响技术效率的变量性质对技术效率变化的影响作用。这一不足导致实证研究成果缺乏足够的严谨性，研究所得结论的稳健性存在可商榷之处。

综上所述，笔者选择了“股权结构、管理者薪酬对技术效率的影响”这一问题进行研究。

## 1.2 本文的研究方法和框架

本文结合规范分析与实证分析，定性分析与定量分析，在检索并阅读大量相关文献的基础上，对上市公司的技术效率与公司治理因素之间的关系进行了研究。在此基础上，通过对比不同的方法所得结论的异同，对部分公司治理因素的内生性问题进行了探讨，并与现存文献进行对应，以便相互验证。最后在上述研究结果的基础上给出了技术效率的提升路径。

本文具体使用的数学模型主要包括随机前沿模型、“两步法”估计模型和“一步”法估计模型。“两步法”和“一步法”都是用来分析环境变量对技术效率的影响的方法。其中“两步法”先使用随机前沿模型进行技术效率测度，再使用固定效应模型、随机效应模型或Tobit回归模型分析环境变量对技术效率的影响；而“一步法”采用特定的随机前沿模型，将公司治理因素与技术效率测度在同一个模型中完成。“两步法”模型隐含着“环境变量都是外生变量”这一假设，而“一步法”模型不需要考虑环境变量是外生变量还是内生变量。

本文的研究思路如下图所示：

1 TobinQ是企业的市[场价值与资本](http://baike.baidu.com/view/4024258.htm)重置成本之比。它的经济含义是比较作为[经济主体](http://baike.baidu.com/view/3495055.htm)的企业的[市场价值](http://baike.baidu.com/view/125195.htm)是否大于给企业带来[现金流量](http://baike.baidu.com/view/9881.htm)的资本的成本。

文献资料收集

文献对比与理论分析

提出问题

技术效率测度文献

公司治理与企业绩效相关文献

公司治理与公司技术效率相关文献

技术效率测度文献

公司治理与企业绩效相关文献

公司治理与公司技术效率相关文献

技术效率可以作为企业绩效的评价方法，并比目前常用指标更加优秀。

不同学者对公司治理中股权与薪酬对企业绩效的影响认识存在差异。

不同文献对公司治理中股权与薪酬对公司技术效率的影响结论存在差异。

对比两种方法的结果，找出存在显著差异的变量，并假设其为内生变量。

提出研究假设并设计实验方案

假设股权结构与薪酬因素全部是外生变量，采用随机前沿

“两步法”计算。

假设股权结构与薪酬因素的内生性不确定，采用随机前沿

“一步法”计算。

理论基础

相互对比

发现问题

得出结论并给出政策建议

图1-1 技术路线图

研究思路与实证步骤

根据假设的内生变量修正“两步法”模型中，通过对比“一步法”结果与修正后的模型结果，对假设进行验证。

## 1.3 本文的主要工作与未来的研究方向

### 1.3.1 本文的创新点

本文的创新点主要有以下三点：

第一、将技术效率的概念应用于上市公司绩效的评价。本文在查阅大量文献的基础上，探讨了相对于传统的基于财务数据、内部收益率、多指标综合评判等评价方法，使用技术效率这一指标衡量企业绩效的优越性，并且分析了公司规模对技术效率的影响。

第二、比较研究了规模不同的上市公司的技术效率对公司治理因素的敏感程度。本文运用包含环境变量的随机前沿模型分析了高级管理人员薪酬、薪酬差距、持股比例对技术效率的影响，特别是同一因素在不同规模公司中所带来的影响的异同，便于改善上市公司技术效率。

第三、从内生性角度研究了薪酬因素和股权结构对技术效率的影响。本文通过使用不同的分析方法与计量工具，并将不同方法所得的结果进行对比，对公司治理因素的内生性问题进行了探索，并取得了一定的成果，从实证角度对理论方面一直存在的某些争论给出了解释。

### 1.3.2 未来的研究方向

本文以企业高级管理人员薪酬与股权结构对企业技术效率的影响为主要研究对象，对这种影响在不同规模的公司中的大小、方向和显著程度进行了分析，力求得到一个有实际应用价值的合理的研究结果。然而，受限于作者的研究水平及资料数据获取的难度，在本文的研究中没有考虑制度环境、政策变化、企业文化、并购重组等特定环境和企业行为对企业技术效率的影响，这可能会使研究结果存在偏误。在今后的深入研究中，将引入更多的影响变量，对企业技术效率变化的原因进行分解分析，探究导致技术效率变化这一黑箱系统中的主导因子。

# 2 文献综述

本文的研究主要支撑文献可以分为三类，第一类是对技术效率测度技术进行研究的文献；第二类是对公司治理与公司绩效之间关系进行研究的文献；第三类是对公司治理与上市公司技术效率之间关系进行研究的文献。下面将分别对这三部分现有的研究成果进行综述。

## 2.1 技术效率测度技术研究综述

基于Koopmans（1951）和Debreu（1951）的研究成果，Farrell（1957）首次提出了边界生产效率的测度方法，并用该方法测度了美国农业成本效率。[7]受Farrell（1957）[8]的论文的启发，Charnes、Cooper & Rhodes(1978)[9]等提出了使用线性规划（linear programming）来评价相同类型的评价单元（DMU）是否技术有效的非参数统计方法，即数据包络分析（Data Envelopment Analysis）。而Aigner & Chu(1968)、Timmer(1971)、Seitz(1971)、Richmon(1974)等提出并完善了基于随机前沿函数的参数估计方法，即（Stochastic Frontier Approach, 简称SFA）。[10]数据包络分析法（DEA）和随机前沿方法（SFA）是当前测度技术效率的主流方法。

这两种方法都可以处理截面数据和面板数据，都不能处理时间序列数据。DEA方法与随机前沿法二者间的区别在于：数据包络分析（DEA）忽略噪声问题，将决策单元对生产前沿的偏离全部归为技术无效率（technical inefficiency），而随机前沿（SFA）可以将这种偏离进一步区分为统计噪声和技术无效率。

自技术效率的概念被提出后，现在已经广泛应用于经济管理的各个方面。国外的研究侧重于对技术效率测度方法的创新，而国内的研究则侧重于直接引入国外的技术效率测度方法应用于具体问题的研究中，缺乏方法上的创新，对国外最新的技术效率测度方法也较少使用。

从Google学术搜索中2002-2012年被引用次数最多的前20篇外文文献的学科分布来看[11]，其中关于技术效率测度方法的文献有6篇、关于农业技术效率的文献有4篇、关于

交通运输部门技术效率的有4篇、关于工业技术效率的有1篇、关于金融技术效率的有 2

篇、关于宏观地区技术效率的有2篇和关于小企业技术效率的1篇。例如Tone（2001）[12]对基于松弛变量技术的DEA方法的研究，Wang和Schmidt（2002）[13]对“一步法”和“两步法”的有效性的研究，Santin和Delgado（2004）[14]提出了一种基于人工神经网络测度技术效率的方法。Coelli和Perelman(2000)[15]对欧洲铁路技术效率的估计，Barros 和

Sampaio（2004）[16]基于DEA法对机场的配置效率和技术效率的研究，Brümmer和Loy（2000）

[17]对Schleswig-Holstein地区参加农业信贷项目后的农业生产技术效率进行了研究等。从中可以看出，当前国外对技术效率的研究主要集中在技术效率测度方法的完善与创新，而技术效率理论的主要应用方向在于农业部门和公共交通部门。这与国内的研究状况有所不同。

在国内，根据cnki数据库所提供的文献统计信息，在2002年后，相关文献数量出现了爆发式的增长，并且一直维持着增长的趋势。

在不同学科中，与技术效率有关的文献数量也有所不同，按照cnki检索中的学科分类，截止本文初稿完成，在2000年以后使用技术效率理论的文献在各学科中的篇数：宏观经济

管理与可持续发展2300篇、工业经济篇689、数学640篇、农业经济548篇、金融509篇、

企业经济488篇、经济体制改革429篇、投资174篇、医药卫生方针政策与法律法规研究

116篇、服务业经济96篇、环境科学与资源利用87篇、高等教育84篇、贸易经济67篇、交通运输经济篇66、保险66篇。

按照cnki数据库的排名，企业经济方面代表性的文献有：姚洋和章奇（2001）[2]研究了R& D投入和FDI对我国工业技术效率的影响。焦国华、江飞涛和陈舸（2007）[18]使用DEA法对我国钢铁行业的相对效率进行了研究，得出我国钢铁行业并不存在显著规模经济特征。许陈生（2007）[19]使用DEA方法，对我国旅游上市公司股权结构进行了研究，发现股权集中度对技术效率的影响存在显著倒U型关系，而股权制衡度、董事会持股比例和总经理持股比例能显著提升技术效率。

## 2.2 公司治理与公司绩效研究综述

股权结构与管理者薪酬都属于公司治理的内容，在这方面，国外的研究要早于国内的类似研究。

在国外，对股权结构的研究始于Berle & Means在1932年出版的著作，Berle & Means(1932)

[20]认为，公司绩效与公司股权分散程度之间存在着显著的负相关关系。即股权越分散，效益

越低，反之则越高。Demsetz & Villalonga(2001)[21]认为，公司股权结构是企业绩效的内生变量，是股东为实现利润最大化目标而进行交易决策的结果。因此无论是集中亦或分散的股权结构，都应该与股东利润最大化目的相一致，因此股权结构与公司绩效间不存在相关关系。McKnight & Weir(2009)[22]以英国上市公司作为样本，发现管理者持股比例处于不同区间，对绩效的影响不同。

Aggarwal & Samwick(2003)[23]的实证研究表明，高管薪酬与相对业绩效应之间没有显著关系。Garvey & Milbourn (2006)[24]的研究结果表明，高管经常在业绩较好时获得高薪，在业绩较差时薪水仅仅维持不变，相对业绩效应几乎不起作用。McKnight & Weir（2009）

[25]以英国上市公司作为样本，发现管理者持股比例处于不同区间，对绩效的影响不同。

Holmström(1999)[26]的研究指出：可以通过比较不同管理人员业绩好坏，根据相对绩效来给出薪酬，同时，薪酬的高低，可以反过来影响业绩好坏。但是Aggarwal & Samwick(2003)[23]的实证研究表明，高管薪酬与相对业绩效应之间没有显著关系。Garvey & Milbourn (2006)[27]的研究结果表明，高管经常在业绩较好时获得高薪，在业绩较差时薪水仅仅维持不变，相对业绩效应几乎不起作用。

在国内的类似研究中，于东智、谷立日（2001）[28]通过对1999年上市公司高管及所有人持股比例与公司经营绩效之间关系的研究，发现两者在总体上呈现出正相关关系，但在统计上不显著。冯根福、韩冰和闫冰（2002）[29]通过对中国上市公司的研究发现，上市公司绩效越好，股权集中度越高。施东晖（2003）[30]通过研究我国上市公司的数据，发现所有权集中度与公司产出增长率之间存在U形关系。孙兆斌（2006）[3]的研究结果表明股权集中度以及控股股东的持股比例与上市公司技术效率显著正相关，并与技术效率水平提高显著正相关；而股权制衡度与上市公司技术效率显著负相关，与技术效率水平提高的相关性却并不显著。曹廷求，杨秀丽和孙宇光（2007）[31]的研究证明股权结构是公司绩效的内生性变量，同时股权结构集中度都与公司绩效呈左低右高的U型曲线。

杜胜利和翟艳玲（2005）[32]的研究结果表明，公司规模、国有股比例、无形资产比例和绩效对报酬具有显著影响。吕长江和赵宇恒（2008）[33]的研究表明，管理者薪酬主要由自身权利大小决定，与绩效没有显著关系。辛清泉，谭伟强（2009）[34]通过对国有企业的研究发现，市场化进程强化了总经理薪酬与业绩之间的关系。李维安，刘绪光和陈靖涵

（2010）[35]的研究表明，国内经理薪酬水平会受到国际上经理薪酬参照点的影响。陈震，丁忠明（2011）[36]的研究表明，公司规模是薪酬的最重要影响因素，其对薪酬的影响远大于业绩对薪酬的影响。

## 2.3 公司治理与公司技术效率研究综述

国外学者的研究主要集中在大型企业的股权集中度、董事会特征、管理人员持股比例和私有化对技术效率的影响。例如：Nanka-Bruce（2006）[37]通过对西班牙房地产公司的研 究，发现在上市公司中，所有权集中度与外资控股份额对公司技术效率没有显著影响，另一方面，控股股东类型对公司技术效率有显著影响，私人所有的公司效率显著高于政府所有的公司。Zelenyuk & Zheka(2006)[38]通过对乌克兰7个行业的158家公司的研究，发现在上市公司中，外资持股比例与经理持股比例对公司技术效率有消极影响，而提高股权集中程度可以提高公司效率。Bozec & Dia (2007)[39]对加拿大14个国有企业集团在1976~2001年的数据进行研究后发现，从整体上看，公司董事会特征（董事会规模、独立董事比例、来自政府官员的董事比例和公司董事长与总经理两职合一）对公司技术效率都没有显著影响。Bachiller(2009)[40]通过对西班牙上市公司的研究发现，技术效率与私有化的关系不大。Arocena & Oliveros(2012)[41]的研究支持Bachiller（2009)[37]的结果。

国内学者的研究同样聚焦于股权结构、董事会特征和私有化与国有化对技术效率的影响。与国外研究的不同之处在于：在我国的研究中，经常会考虑到地域发展不均衡的因素，研究地区对技术效率的影响；同时，对管理者持股比例的研究较少。例如：孙兆斌（2006）

[3]在研究了上市公司中股权集中程度和股权制衡程度与技术效率间的关系后，发现股权集中

度和控股股东的持股比例与上市公司技术效率和技术效率提升呈显著正相关关系，股权制衡程度与上市公司技术效率呈现显著负相关关系，而与技术效率水平提升的相关性却并不显著的结论。许海东（2009）[42]研究了公司治理环境与上市公司技术效率之间的关系，发现上市公司的技术效率整体处于中等水平并趋于发散，在地域上呈东高西低的分布格局，不同所有制公司技术效率亦存在差异。其中终极控制权与现金流权的分离水平和公司技术效率显著负相关，而现金流权则存在显著的正激励效应。高伟、何枫（2005）[43]的研究表明我国家电行业上市公司的技术效率整体处于较低水平，并且第一大股东持股比例对上市公司技术效率有显著正向影响，而第一大股东的国有性质抑制了技术效率的提升。毛路

（2009）[44]的研究结果表明，公司效率与控股股东持股比例呈曲线关系，存在一个效率最优的控股股东持股比例。何枫、陈荣（2008）[45]分析了中国电气器材与金属冶炼加工行业上市公司的技术效率及其变化趋势，并重点探讨了管理层激励及内外部激励对公司效率的影响。他的研究结果表明公司管理层持股对公司效率有积极的影响，上市公司控股股东持股比率、控股股东性质以及国有控股股东持股比率等因素均与公司效率之间存在着负相关关系。冯婕、汪方军、李勇（2008）[46]的研究表明我国煤炭上市公司的股权集中度与技术效率之间呈显著的“U”型关系。

## 2.4 小结

根据2.2和2.3部分的内容，可以发现国内外对上市公司股权结构和管理者薪酬的研究成果并不存在一致的结论，这可能是因为：第一、衡量企业绩效时所用的指标不同。研究人员常用的衡量公司绩效的指标主要包括：TobinQ、净资产收益率ROE以及公司价值等；第二、选择样本时，不同行业、不同国家的政治经济环境不同，企业所具有特征和所处的环境也完全不同；第三、如何确定股权结构是企业绩效的内生变量还是外生变量；第四、建模时，不同的假设与估计方式所得到的参数估计量与统计检验结果也不同。

另一方面，技术效率相关理论与技术已经比较成熟，并被广泛应用于不同的领域，其中就包括企业管理领域。相对于单一使用某种固定的指标来衡量企业绩效，技术效率所包含的信息更加丰富，能更加准确和全面的反映企业绩效。

与数据包络分析相比，采用随机前沿模型可以区分统计噪声和技术无效率，能有效地摒除统计噪声对计算结果的影响，有助于分析公司治理对技术无效率的影响；另一方面，随机前沿模型（SFA）对技术效率的测度更加细腻，对大样本支持也更好，因此为了方便后文中对环境变量与技术效率的关系的研究，本文选择随机前沿模型来计算技术效率。

在对股权结构和管理者薪酬与技术效率之间关系的进行研究的文献中，也存在着不同的结论，参照传统的研究公司治理与公司绩效之间关系的文献，笔者推断在股权结构与管理者薪酬中，可能存在着内生性变量，因此通过对2.2和2.3部分中的文献进行对比研究，本文将对股权结构和管理者薪酬对技术效率的影响进行研究。

# 3 公司治理理论、随机前沿和面板数据模型

笔者主要研究了股权结构和管理者薪酬对技术效率的影响。在研究中主要涉及了两个方面的理论，分别是技术效率理论和关于公司治理的股权结构与薪酬理论。对应2.4部分

的总结，在这一部分中，笔者在3.1部分主要详细介绍了委托代理理论、预期回报理论和

区间理论、锦标赛理论、相对绩效理论和行为理论；在3.2部分中主要介绍了技术效率的

概念和随机前沿模型；在3.3中，笔者也对本文中所使用的面板数据计量模型进行了一个简单的介绍。

## 3.1 股权结构与薪酬理论

在公司治理理论中，对管理人员薪酬与股权结构的研究主要包含在对管理者行为的研究之中。相关的理论有委托代理理论、锦标赛理论、行为理论、相对绩效理论、劳动力市场理论、经理人力资本与角色理论等。这些理论分析了薪酬激励、股权激励与企业绩效之间的关系。在这些理论中，聚焦于股权结构的理论主要有委托代理理论、预期回报理论和区间理论；聚焦于管理者薪酬的理论主要有锦标赛理论、相对绩效理论和行为理论。

### 3.1.1 股权结构相关理论

关于股权结构，目前对股权结构与企业绩效之间关系进行解释的理论主要有代理理论、预期回报理论和区间理论。

Fama（1980）[47]提出了代理理论。该理论认为，由于在现代企业制度中，公司的所有权与控制权相分离，因此必然会产生一种委托代理关系。在这种委托关系中，委托人预先赋予代理人一定的权利，并通过契约来约束代理人为委托人的利益行动，代理人也借此获得相应的报酬。Jensen（1986）[48]进一步提出：委托人和代理人之间的目标和利益是不一致的，代理人有可能凭借自己的信息优势，在决策时背离委托人的要求而投资到净现值为负的项目中去，甚至做出与委托人利益相反的选择。这时，赋予代理人一定股权可以有效保证代理人与委托人的利益与目标的一致性。

Shleifer & Vishny(1998)[49]和Cho（1998）[50]等提出了区间效应论。区间效应论认为

授予管理者股权所带来的影响是激励效应和权力效应相互影响的结果。当经理人员在不同的持股比例区间内时，其持股比例与公司经营绩效之间呈不同的相关关系。产生这一现象是因为授予管理者股权所带来的两种相反的效应：授予管理者股权一方面具有激励效应，管理人员持股后也成为公司股东，与公司其他股东的目标达成一致，能为了获得更多利益去为公司创造更多的价值；另一方面是权力效应，随着管理人员所持有股权的增加，他在公司里的内外的话语权增强了，这使得他有更大的可能以损伤公司股东利益的方式为自己谋取私利。因此权利效应会消弱公司绩效。

Loderer & Martin(1997)[51]提出了预期回报理论。该理论认为内部所有权是TobinQ的一个内生变量，受TobinQ所代表的公司绩效的影响，而不是TobinQ所代表的公司绩效受内部所有权的影响。该理论虽然没有完全否认代理理论，但与代理理论的逻辑推演完全相反，该理论认为公司绩效并不是因为经理人员所有权的增加而提高，而是公司绩效的提高提升了管理层所有权的比例。这一效应体现在两个方面：一方面，由于公众普遍认为公司业绩的提升是管理人员的功劳（事实上可能是因为整个行业都处于上升阶段），为了奖励管理人员，也为了更好地激励管理人员，公司给予管理人员更多的股权；另一方面，管理人员拥有信息优势，对于自身所在公司的经营状况十分了解，对公司的未来业绩也有较为准确的预测，因此当他们预计公司未来表现良好时，会选择持有更多股份，反之，当他们预计公司未来表现糟糕时，会抛售股票而减少对公司股份的持有数额，最终导致在一个发展良好的公司内，管理人员持有股份越来越多。所以“预期回报理论”认为，公司绩效与管理人员持股比例存在因果关系。

Demsetz & Villalonga(2001)[17]提出了一种新的理论，该理论认为公司股权结构是企业绩效的内生变量，是股东为实现利润最大化目标而进行交易决策的结果，因无论是集中或分散的股权结构，都应该与股东利润最大化目的相一致，所以股权结构与公司绩效间不存在相关关系。

### 3.1.2 薪酬理论

关于管理者薪酬的理论主要有锦标赛理论、相对绩效理论和行为理论。

Jensen & Meckling(1976)[52]提出了锦标赛理论。该理论认为高管团队人员薪酬取决于非绩效的因素，因此高管人员的薪酬和组织绩效之间并没有密切的关系。之所以强调薪

酬是为了诱使高管人员提高自我努力的程度，较大的薪酬差距和晋升空间可以激励管理人员努力工作，并减少消极怠工的行为。Lazear & Rosen(1989)[53]提出并发展了锦标赛理论（Tournament Theory）模型，该模型包含三个假设：第一、薪酬基于代理人边际产出的排序；第二公司内部薪酬差距对组织绩效存在影响。第三、企业的边际成本会随着外部环境不确定性增加而增大。因此，可以通过支付更高的奖金、设置更多的薪酬等级并调大不同层级之间薪酬差距的方法来诱使代理人更加努力。

Cowherd & Levine(1992)[54]扩展了行为理论中关于公平分配的“相对剥削理论”。该理论认为：通常情况下，层级较低的管理人员会将自己的薪酬同组织中层级较高的管理人员的薪酬进行比较，在这个比较环节中，如果较低层次的管理人员感觉到他们得到的薪酬与自身价值不相符，就产生被剥削的感觉。一旦出现这种情况，就会出现普通管理人员不在关心企业目标、丧失对企业的认同感和归属感、消极怠工的现象，甚至可能出现罢工等严重的负面行为。在高级管理团队也同样存在这一现象，高管团队中的成员也会与CEO的薪酬进行比较，从而判断自己是否被剥削。一旦感到自己被剥削，就会影响高管团队间的合作并导致负面行为。一般管理人员往往会弱化自身对企业贡献的差别，仅仅关注最终的薪酬回报。根据Loderer & Martin(1997)[55]的研究，除去在层级间的比较，员工的“被剥削感”还会跟个人认知中的付出与回报有关，这里的付出包括自身所具有的能力以及为工作所付出的代价。由于人们普遍会对自身能力和产出的过高估计，并且偏好“公平分配”，因此普通管理人员往往会弱化自身付出水平对薪酬的影响，而倾向于将薪酬差距归结于某人的“运气”。由于我们难以衡量不同人的能力差距，也难以衡量不同职位给公司带来的贡献，但我们可以很容易的发现薪酬的不同，因此员工更容易发现自己得到了什么，而难以发现自己付出了什么。这一问题导致了，即使是有贡献不同、生产效率不同导致的薪酬差距，也无法让人觉得公平。因此剥削理论认为即使CEO比其他高管团队成员做出了更多的贡献，CEO薪酬差距也会给非CEO成员带来不公平的感觉。“行为理论”的另外一个分支

“组织政治学理论”也存在类似的结论。

Milgrom & Roberts(1995)[56]使用该理论对管理团队内部的薪酬差距进行分析后发现，非CEO高管团队成员在面对一个较大的薪酬差距时，可能会做出如下选择：第一、减少或增加自身的努力程度；第二、选择自身努力还是与其他人合作共同努力；第三、是否进行政治上的对公司有害的行为。扩大薪酬差距，可以促使员工自发努力工作，但同时也会妨

害员工之间的合作，导致组织气氛紧张，容易出现“政治阴谋”。随着企业中团队合作越来越重要，薪酬差距所带来的负面影响远大于收益。另一方面，由于在高管团队中，普遍存在着晋升竞争和政治行为，合作起来尤为不易。因此为缓解团队内的紧张气氛，保证工作的顺利进行，应该缩小不同职位间的薪酬差距，特别是与CEO之间的薪酬差距。在特殊情况下，甚至可以将这一差距缩小至CEO和其他成员的边际产出的差别以下。

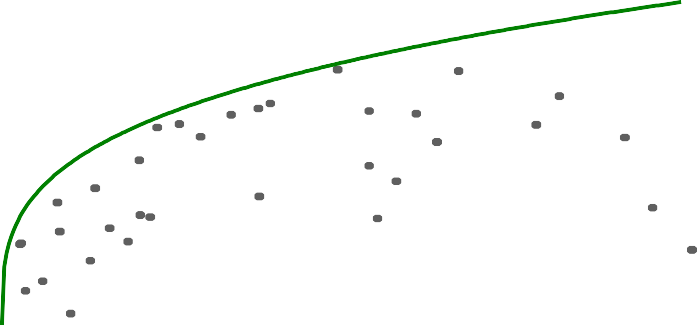
HolmstrÖm(1999)[22]提出了“相对绩效理论”。该理论认为可以通过比较不同管理人员业绩好坏，根据相对绩效来给出薪酬；同时，薪酬的高低，可以反过来影响业绩好坏。但是Aggarwal & Samwick(2003)[57]的实证研究表明，高管薪酬与相对业绩效应之间没有显著关系。Garvey & Milbourn (2006)[58]的研究结果表明，高管经常在业绩较好时获得高薪，在业绩较差时薪水仅仅维持不变，相对业绩效应几乎不起作用。

## 3.2 技术效率和随机前沿模型

### 3.2.1 技术效率的概念与一般的随机前沿模型

传统的经济学将所有导致企业生产偏离最优状态的原因都归结为随机统计噪声。采用这种假设便于计算和估计，但所得的结果与实践结果难以吻合。这是因为在实际的生产活动中，存在着各种各样生产主体难以完全控制的内部和外部因素妨碍着生产达到最优。

因此在考虑使生产无法达到最优的原因时，不仅仅要考虑随机统计噪声，还要考虑其他的影响因素，比如环境变量。为了解决这一问题，学者们[7]提出了新的假设“生产者在追求生产最优化时，可能优化失败，生产者的生产过程并不全是技术有效的”。在这一前提下，将“在特定的技术水平下，不同的产出量所对应的最小投入成本或是不同的投入成本对应的最大产出量所形成的边界线”定义为生产前沿（Production Frontier）。并根据生产前沿的定义推导出：位于生产边界线内测的生产者的生产效率小于１，这说明这些生产者的生产技术是无效的，而位于边界线的生产者的生产效率等于1，这些生产者的生产技术是有效的，这里所说的生产效率就是技术效率。图3-1所示是投入导向的生产前沿。



随机边界

y

x

实际产出 最大产出

图3-1 投入导向的生产前沿

为了描绘这一结构，学者们[9]构建了包含双误差项的模型：

*Y**f**x*, **exp(*v**u*)

(1)

在公式（1）中，x是投入向量；y是产出向量；**是技术参数；第一个误差项v传统双边误差项，用以反映各种随机的环境因素对前沿产量的影响；第二个误差项u为单边误差项（恒大于等于零），用以衡量技术无效性。其中*y**f**x*, **exp *v*表示随机前沿的生产前沿线。传统误差项*v* ~ *N* (0, *s*2 )，而技术无效项u的分布根据研究对象的不同有所区别。在公式（1）中

*v*

待估计的参数为**、s

*v*

2、s

2，使用极大似然法进行估计。

在实证研究中，学者们[9]对技术无效项u的分布进行了不同假设。例如：假设技术无效项

*u*

u服从半正态分布、指数分布、独立同分布的Gamma分布、截断正态分布或半正态分布等。根据Greene(1990[59], 2003[60])的研究结果，在给技术无效项赋予不同的分布时，所得到的

技术效率均值会有较大差别，但不同分布假设对组内各个评价单元的排序几乎没有影响。较复杂和灵活的分布假设（如截断正态分布或Gamma分布）在实际应用中，效果弱于相对简单的分布假设（如半正态分布或指数分布）。因此在一般情况下，常常将误差项u设定为半正态分布。在半正态分布假设下：假定u和v相互独立，且与自变量无关的情况下，通过求解

*E*(*ui* | *vi* *ui*)，就可以得到各生产单元技术效率：

*TEi* exp[*E*(*ui* | *vi* *ui*)]

(2)

在估计随机前沿函数中各个参数时，主要存在两种方法，分别是矩估计和最大似然估计。

根据Coelli(1995)[61]使用蒙特卡罗模拟的结果，在处理截面数据时，大样本（400以上）时，最大似然估计优于矩估计，反之亦然。对于面板数据，Schmid & Scikles(1990)[62]的研究结果表明，利用面板数据在时间上连续度量的特点，在面板数据中不仅可以放松独立分布假设，而且在时间跨度较大时，能够得到一致的效率估计值。同时，在面板数据中，最大似然估计具有最好的适应性，实际上，绝大部分文献中所进行的随机前沿估计都采用了最大似然函数法。

在面板数据中，包含着时间变量，技术效率有可能随时间变化，也可能不随时间变化。为了反映这一问题，Schmidt & Scikces(1990)[62]首次在模型设定中引入了时间变量。随后Kumbharkar(1999)[63]、Ahn、Lee & Schmidt(2001[64], 2007[65])等在时变模型中，针对不同假设作了进一步细致的分析。本文所采用的时变模型是由Corwell、Schmidt &

Scikces(1990)[59]提出的时变模型：

*k*

Ln *yit* *b*0*t**bi xjit**vit**uit*

*j*1

*B*0*t* *bit* *mit*

(3)

(4)

*B* *p* *p t**p t*2

(5)

*It* i1 *i* 2 *i*3

当*t*0时，即*p t**p t*20时，时变模型变为时不变模型。在时变模型中，包含着不

*I* 2 *i*3

同生产单元的技术效率随着时间的推移具有相同的变化趋势这一假设，即随着时间的推移，所有生产单元的技术效率变动是同方向的。

### 3.2.2 包含环境变量的随机前沿模型

技术效率不仅由投入与产出变量确定，还受到其他环境变量的影响，例如企业所处经济环境、行业政策、公司治理因素等[5]。为了衡量这些因素对技术效率的影响程度，我们需要使用一种可以衡量外生影响因素对技术效率影响的方法。目前常用的衡量技术效率的影响因素的方法可以分为两类：

第一类是两步法，两步法估计包括两步。第一步，按照一般随机前沿模型求出技术效率；

第二步，把外生的环境变量对技术效率值进行如下回归：

*TEi**g**zi*, *g**ei*

(6)

其中，*g*为待估参数向量。考虑到技术效率TE在0到1之间，可以采用托宾回归估计

（Tobit），在托宾回归模型中，当估计值大于1时，会取1为最大值，若小于0，则会取0为最小值。

在两步法中，包含如下假设：被确定为技术效率的影响因素的生产环境变量Z是外生的，它不会影响投入X和产出Y所构成的生产边界结构（及不影响生产技术），但影响技术无效项。

第二类是“一步法”法，该方法采用特殊的随机前沿模型，将环境变量放入随机前沿

模型之中，通常采用下面的模型：

Ln *yi*ln *f**xi*, *zi*, *b**vi**ui*

*Ui* *gzi* *ei*

(7)

(8)

在该模型中，首先对*ui*和*vi*分别作出分布假定，限定*ei*和*zi*相互独立，再使用极大似然法估计各参数。然而该方法都只适用于截面数据。Battese & Coelli(1995)[66]建立了一个可以处理面板数据的一步法模型：

Ln *yi*ln *f**xi*, *zi*, *b**vi**ui*

(9)

*ui* ~ *N*

*it u*

*M*, *s*2 

(10)

*Mit* *zit d*

在该模型中，z是外生环境变量，*d*是需要估计的参数。

(11)

由于该模型通过改变技术无效项的分布来估计各种变量对技术无效项的影响程度，因此该模型不需要区分环境变量的内生性。

## 3.3 面板数据估计模型

本文主要使用的面板数据模型包括：固定效应模型、随机效应模型和tobit回归模型。固定效应模型：在面板数据中，对于不同的截面或时间序列，待估计模型的截距是不

同的，如果使用添加虚拟变量的方法估计回归参数，称此种模型为固定效应模型。该模型的应用前提是假定全部研究结果的方向与效应大小基本相同，即各独立研究的结果趋于一致，一致性检验差异无显著性。因此固定效应模型适用于各独立研究间无差异，或差异较小的研究。

随机效应模型：随机效应模型是经典的线性模型的一种推广，将固定效应模型中的回归系数看作是随机变量进行估计。随机效应是一个群体概念，反映了一个总体的分布信息，

而固定效应仅反映了参与分析的样本的信息。同时，随机效应可以允许个体观测之间就有一定的相关性，所以就可以用来拟合非独立观测的数据，并且随机效应模型可以缩小使模型的自由度。目前主要使用Hausman检验和Sargan-hansen检验对这两种模型进行选取。

Tobit回归模型：Tobit回归又称因变量受限回归模型，传统的回归分析中，对因变量的取值范围没有限制，而Tobit回归可以对因变量的取值范围做出限制，当自变量对因变量的影响程度达到或超出某一预设值时，按照预设值处理。与传统的回归分析不同，Tobit回归采用最大似然法估计，而不是最小二乘法。

# 4 变量选取和技术效率测度模型构建

## 4.1 上市公司绩效测度

企业绩效对企业生产经营活动成果的总结，是一个价值概念，涵盖了企业财务状况、资产经营状况、偿债能力、发展能力和社会责任等方面。测度企业绩效的方法主要分为四类，分别是：

第一类、基于某个会计指标，比如：税后净利润、每股收益、净资产收益率等。但是，该方法没有扣除企业自有资本的机会成本，导致低估成本，高估利润，另一方面，根据陈小悦、肖星和过晓艳（2000）[67]的研究结果，由于利益上的驱动，财务指标也可能存在数据造假的问题。

第二类、部分文献以Tobin-Q作为企业绩效的衡量指标。Tobin-Q的分子是公司在股市上的市值，分母是公司资产的重置成本。该指标是以股票价格表示的企业的市场价值是否大于给企业带来现金流的资本的成本。但是，Tobin-Q自身也存在一定缺陷。根据Demsetz（2001）

[68]的研究结果，由于Tobin-Q属于投资者对公司未来价值的预期，因此Tobin-Q具有较大的主

观性，同时，在重置成本的计算中，无形资产的估值也会影响Tobin-Q的准确性。

第三类、部分研究采用EVA(Eeonomic Value Added)标准来衡量企业绩效。这一标准以经济增加值作为公司业绩度量指标。EVA考虑了带来企业利润的全部资金成本，衡量了“经济”利润，给出了净营运利润与投资者用同样资本投资其他风险相近的有价证券的最低回报相比，超出或低于后者的量值。然而，在最近几年，该方法也开始受到质疑。因为这种方法的指标单一，不能反映出企业运营中所产生的社会作用和经济作用。

第四类、部分文献采用了多指标综合评估方法。比如将模糊数学、主成分析法、因子分析法、聚类分析、功效系数法、判别分析、AHP法、数据包络分析、灰色关联度法等引入企业绩效评价，通过建立一个包含主观与客观的指标体系，来评价特定企业的绩效。然而这些方法普遍需要较为高深的理论知识，并具有浓厚的主观色彩。因此使用者大多为高校和科研单位人员，在企业层面难以推广和利用。

可见，上述4种方法都存在缺陷，第一种方法过于简单，没有考虑到企业运营中的实际经

济活动过程；第二种方法依赖于公司市值，容易受到外界投资者非理性选择或投机因素的干扰；第三种方法没有考虑规模对利润的影响，难以对不同规模企业进行横向比较；第四种方法指标体系建设主观性强，定性指标随意性大，操作难度大，缺乏可比性。

为了解决这几个问题，本文引入技术效率的概念，从提高企业配置资源的效率角度出发，全面衡量企业能力。技术效率综合了企业的劳动生产率和资本生产率，更好地反映出企业的综合效率水平。根据M. J. Farrell（1957）[8]的论述，与其他绩效指标相比，技术效率在经济意义上和社会意义上有明显的优势，特别是在对可持续发展能力的度量上有独特优势。效率比单纯的企业经济效益更为重要，降低资源配置的效率和经济增长的质量所产生的危害是长远的。

## 4.2 投入产出变量选取

根据技术效率的定义，我们选择的投入与产出指标必须能较为全面的涵盖企业所能运用的资源与全部可能的产出。在现存的文献中，根据研究目的的不同，所采用的投入与产出指标也有所不同。在上市公司技术效率测度方面，常用的投入主要有包括资本投入和人力资本投入。资本投入指标主要有：固定资产净值、总资产、股东权益、主营业务成本、经营费用，销售费用，管理费用，财务费用等；人力投入指标主要有员工数、工资总额。产出的指标主要有：净利润、销售收入，现金流量净额、主营业务收入、利润总额等。

在这些指标中，主要存在以下几方面的问题：第一、在投入中计入中间费用（例如管理

费用、财务费用等），使得所求出的技术效率定义存在混淆，无法分清是生产效率还是经营效率。第二、投入产出指标繁杂，在不同的投入或产出指标之间存在相互包含或者因果关系（例如总资产和固定资产；销售收入和净利润）。从另一个角度讲，这些文献所选择的产出以及投入变量的组合中，存在着严重的共线性问题和内生性问题。随机前沿模型作为一种回归模型，需要在一定程度上保持自变量的相互独立。因此，这些文献所测量的技术效率都存在一定的偏误，难以真实的反映上市公司的技术效率。第三、学者们建立一个繁杂的指标体系的目的，是更好的衡量不同指标对技术效率所存在的影响，然而将这些指标简单的放入随机前沿模型中，不仅会使所测得的技术效率失真，还会加大实际操作中的难度。第四、随机前沿模型实际上是一个特殊的生产函数，它所反映的是某种特定的生产关系，如果简单的将各个变量放入生产函数之中，就有可能出现将原本不属于投入的变量作为投入变量处理（将外生变量作为内生变量处理），最终导致估计结果失真。

企业中最重要的资源就是物质性资本和人力资本，因为本文的研究目的是衡量上市公司对自身物质资源与人力资源的使用能力，所以在借鉴现有研究成果的基础上，本文选使用超越对数生产函数，从物质资本和人力资源角度来计算上市公司的技术效率。本文选择

总资产为资本投入指标，记为*X*1；选取员工薪酬作为人力资本投入，记为*X* 2。为了可以反映出资本与劳动产生的价值，并在后续分析中避免不同行业税率等因素的影响，产出指标选定为税后净利润Y。

## 4.3 环境变量的选取

对公司技术效率存在影响的因素很多，根据Coelli[10]等人的研究成果，主要有资本结构、行业区别、地理位置、公司所有人类型、工会等。这些影响因素可分为四大类，分别是：偿债能力、运营能力、公司治理结构、自然环境和社会环境。这些因素不是传统的产出或投入变量，一般不会放入生产前沿函数中，只会作为技术效率的影响因素进行分析。另一方面，这些影响因素对上市公司技术效率的影响程度各不相同，比如“工会”这一因素。在美国，工会具有较大的影响力，但是在国内，工会对上市公司决策的影响力极其微弱。因此，想要更加有效的提升技术效率，就必须找到对技术效率影响较大的因素。

依据2.2和2.3部分的内容，发现学者们所选择的衡量公司治理结构的指标种类繁多，高管薪酬、高管持股比例、独立董事人数、所有人类别、管理层学历水平、管理层年龄结构和性别比例、股权集中程度、薪酬差距等都有所选用，相对而言，高级管理者薪酬、股权集中程度、资产负债率、高管持股出现频率较高。

本文研究的是股权结构与管理者薪酬对企业绩效的影响，因此所选取的指标必须能反映上市公司中管理者薪酬和股权结构的特点，因此，类似于管理层学历、管理层年龄结构等指标不在研究范围之中。

在不同的理论中，薪酬与股权结构对企业绩效的影响也并不相同。在薪酬对企业绩效的影响方面，锦标赛理论认为，较大的薪酬差距会刺激处于较低薪酬层次的管理者更加努力，并给予处于高薪酬层次的管理者以满足感，使其更加努力工作，最重提升公司绩效。而行为理论和行为理论的分支则持相反意见，这一理论认为薪酬差距会激发低薪酬管理者的妒忌心理，破坏团队合作，同时也会增加高薪酬管理者进行政治阴谋的可能性，最终降低企业绩效。

而相对绩效理论则认为，是否给予高薪对企业绩效并不存在显著影响。

在股权结构对技术效率的影响方面，依据代理理论，总经理和公司普通管理者持有公司股票比例越高，则其利益与大股东的利益越一致，努力程度越强，公司绩效越高。同时，该理论认为，股权集中度越高，企业绩效越好。根据区间效应理论，总经理持股比例处于不同区间时，对公司绩效的影像呈现二次曲线，先高后低，达到某一程度再度升高。依据预期回报理论，并不是管理者持股比例对公司绩效产生影响，而是公司绩效对管理者持股比例产生影响。根据Demsetz & Villalonga(2001)[21]理论，股权集中度与企业绩效之间没有显著关系。

由于本文的主要研究目的是对前人研究成果之中不同之处进行探索，因此本文所选取的指标主要集中在前人研究成果中存在矛盾之处。在结合相关文献的基础上，以公司治理理论为基础选择解释程度较强的指标。

所选择的指标如下：

（1）管理层薪酬差距，记作C。管理层薪酬差距是薪酬总额最高的三名高管薪酬之和与管理费用的比值，该指标反映了高级管理人员薪酬与普通管理人员薪酬间距离，该指标越大，薪酬差距越悬殊。在锦标赛理论中，该指标越大，管理者工作努力程度越大，而组织政治学理则认为该指标越大，企业绩效越低。为了对不同理论的说法进行验证，将该指标加入模型。

（2）高级管理者薪酬，记作H。该指标是金额最高的前三名总管的薪酬总额。为方便研究该指标对技术效率的弹性，在本文中，取该指标的对数。依据锦标赛理论，该指标越高，高级管理者受到的激励越强，会提升企业绩效。

（3）总经理持股比例，记作S。传统的股权激励理论认为，总经理持股，能有效增加总经理的努力程度，故此加入模型。

（4）总经理持股比例的平方项，记作D。根据2.2中部分文献的研究成果，总经理持股比例对企业绩效影响是U型的，因此加入该指标的平方项。

（5）管理人员持股比例，记作F。传统的股权激励理论认为，员工持股，能有效增加员工对企业的归属感认同感，加强自身努力程度，故此加入模型。

（6）股权集中程度，记作M。股权集中程度是持股比例最高的前五人股份总合占总股本的比例。根据公司治理理论和2.2、2.3部分中相关文献的研究成果，股权集中度越高，企业绩效越好，由此推测，股权集中程度对技术效率会有影响，加入模型。

在上述主要研究变量之外，还加入了资产负债率G与资产周转率Z作为控制变量，作为

上市公司财务能力和运营能力的衡量。

## 4.4 上市公司技术效率测度模型构建

### 4.4.1 基于“两步法”的公司治理因素分析模型

随机前沿模型需要预设生产函数，常用的生产函数主要有道格拉斯生产函数、二次函数和超越对数生产函数等。在实际应用中，需要根据研究对象的特征选取生产函数[69]。由于在处理面板数据时，超越对数生产函数更加易于计算[10]，因此笔者选择超越对数生产函

数来建立随机前沿模型，具体模型如下：

Ln *yit*ln *x*1*it*ln *x*2*it**vi**ui*

*TEi* exp[*E*(*ui* | *vi* *ui*)]

(12)

(13)

本文设定技术效率的影响因素模型，其中c是常数项，包含了诸如环境整治因素对所有上

市公司的影响。

*TEit**aGit**bZit**gCit**dSit**eDit*ln *Fit**qHit**mMit* *c*

(14)

### 4.4.2 基于“一步法”的公司治理因素分析模型

在Coelli等（1995）[66]所建立的面板数据随机前沿模型的基础上，笔者构建了“一步

法“公司治理因素分析模型：

Ln *yit*ln *x*1*it*ln *x*2*it**vi**ui*

(15)

*ui* ~ *N*

*it u*

*M*, *s*2 

(16)

*mit**aGit**bZit**gCit**dSit**eDit**hFit**qHit**mMit*

(17)

其中技术无效项u服从于均值为m的分布，而m的取值受到环境变量的影响。

# 5 公司治理对技术效率影响的实证分析

## 5.1 数据来源与统计特征

为了能够完整的研究上市公司技术效率、高管薪酬与高管持股之间的关系，本文选择2002-2011年间沪深股市中全部的上市公司作为样本，并删去跨度不足10年的公司，建立

了一个时间跨度为10年的平衡面板数据。

本文所用的数据均来自CCER数据库，处理与运算过程通过stata11和R软件完成。在本文的附录中，将给出本文所使用的全部的stata程序和R程序，以及运算结果的软件截图，笔者也可提供本文计算所使用的全部原始数据。

笔者依照CSRC标准将所选的上市公司按照行业分为13类2，样本中各行业的分布情况见表5-1。（这里所描述的是2002-2011年数据的统计信息）

表 5-1 上市公司行业分布情况

| 行业分类 | 样本数 | 占样本总数比例（%） | 比例累计（%） |
| --- | --- | --- | --- |
| 农林牧渔 | 164 | 2.39 | 2.39 |
| 采掘业 | 52 | 0.76 | 3.15 |
| 制造业 | 3958 | 57.78 | 60.93 |
| 公共服务类3 | 329 | 4.8 | 65.74 |
| 建筑业 | 89 | 1.3 | 67.04 |
| 交通运输、仓储业 | 197 | 2.88 | 69.91 |
| 信息技术业 | 328 | 4.79 | 74.7 |
| 批发和零售贸易 | 591 | 8.63 | 83.33 |
| 金融保险业 | 10 | 0.15 | 83.47 |
| 房地产业 | 312 | 4.55 | 88.03 |
| 社会服务业 | 242 | 3.53 | 91.56 |
| 传播与文化产业 | 61 | 0.89 | 92.45 |
| 综合类 | 517 | 7.55 | 100 |
| 合 计 | 6850 | 100 | — |

2 为了便于统计，笔者没有给出CSRC中的二级分类。

3公共服务类包括电力、煤气和水的生产供应业

从行业分布上来看，如表5-1，可以发现制造业企业在数量上占有绝对优势，金融保险业数量最少。

在表5-2中，将给出4.2和4.3部分中所选取的研究变量的基本统计信息，例如：标准差、均值、最大值和最小值。

表 5-2 所选变量的基本统计信息

| 变量 |  | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 净利润 | c6 | 6850 | 8.88E+07 | 3.65E+08 | -6.25E+09 | 6.00E+09 |
| 总资产 | c7 | 6848 | 3.61E+09 | 7.88E+09 | 2.23E+05 | 2.24E+11 |
| 工资总额4 | c22 | 6848 | 1.49E+08 | 3.44E+08 | 2.88E+05 | 9.68E+09 |
| 资产负债率 | c13 | 6850 | 7.39E+01 | 2.61E+01 | 3.18E+00 | 1.00E+02 |
| 资产周转率 | c14 | 3807 | 6.52E+01 | 6.31E+01 | 1.60E-01 | 1.59E+03 |
| 股权集中度指数5 | cr\_5 | 6848 | 5.20E-01 | 1.51E-01 | 4.37E-02 | 9.60E-01 |
| 管理层薪酬差距 | rb | 6759 | 1.10E-02 | 3.70E-02 | 8.83E-05 | 2.75E+00 |
| 管理者持股比例 | v17 | 6849 | 4.41E-04 | 9.66E-03 | 0.00E+00 | 7.71E-01 |
| 总经理持股比例 | v21\_w | 6849 | 6.09E-05 | 7.12E-04 | 0.00E+00 | 3.74E-02 |
| 高级管理者薪酬6 | v5 | 6767 | 6.98E+05 | 6.83E+05 | 4.97E+04 | 4.35E+06 |

## 5.2 基于“两步法”的上市公司技术效率测度

根据实验设计，首先假定所有的环境变量都是外生的，这时采用两步法进行估计。

### 5.2.1 时变模型与时不变模型的取舍和技术效率测度

根据假设条件：“技术效率是否随时间变化”，随机前沿模型可以划分为时变随机前沿模型（tvd）和时不变随机前沿模型（ti）。时变随机前沿模型中假定技术效率随时间变化而变化，而时不变模型正好相反，假定技术效率不随时间变化。由于这两种模型的假设不同，给出的系数估计值也不同，最终所求得技术效率也不相同。在时变模型中，技术效率随时间变化的趋势由“时变系数eta”给出，如果这一系数显著不为零，就应选择时变模型，反之则选择时不变模型。在图5-3中给出了两种模型下投入变量的系数估计值和时变系数的值，并且在估计值下方附上了标准误。

4 支付给员工总金额

5 Cr-5指数

6 金额最高的前三名管理者薪酬合计

表 5-3 时变模型与时不变模型估计结果对比表

变量代码变量名M1(时不变模型) M2（时变模型）

ln\_c7总资产的对数

ln\_c22工资的对数

cons 常数项

eta 时变系数

0.675\*\*\*7 0.669\*\*\*

-0.038 -0.03

0.222\*\*\* 0.198\*\*\*

-0.02 -0.02

0.473 1.187\*\*

-0.44 -0.53

- 0.011\*\*\*

- 0.00

N样本数5863 5863

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

在表5-3中，可知eta的值为0.011，并且显著不为0。这一结果说明技术效率随时间改变的改变，因此本文选择时变随机前沿模型来测度上市公司技术效率。

由于在原样本中，部分公司的净利润存在缺失值，因此无法计算出这部分上市公司的技术效率。由于样本量十分巨大，受限于篇幅，本文在正文中仅给出全部上市公司技术效率的统计特征，见表5-4。

表 5-4 技术效率的统计特征

| 变量 | 样本数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 技术效率 | 5863 | 0.271 | 0.15 | 0.041 | 0.76 |

为了能直观的观察全部上市公司技术效率的普遍特征，本文将所有公司的技术效率绘制成直方图，见图5-1。另一方面，为了进一步描述技术效率随时间的变动趋势，本文对不同公司同一年的技术效率取平均数，并绘制成折线图，见图5-2。

7 估计系数

8 标准误，以下同。

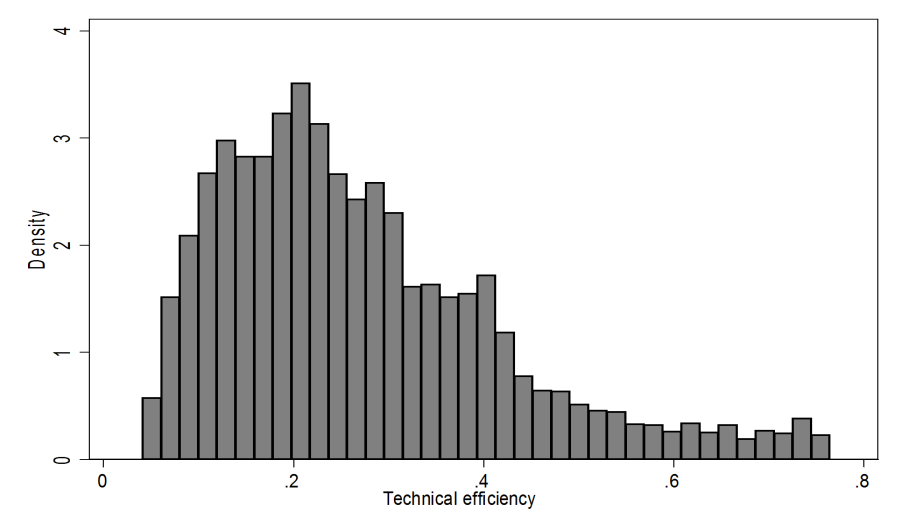
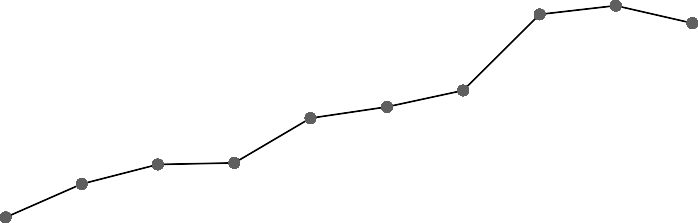


图5-1 技术效率直方图



effmean

0.30

0.25

2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

Year

图5-2 技术效率均值随时间变化趋势图

图5-1描述了全部上市公司在各个年份中技术效率的分布情况。图5-2描述的是按年份划分的全部公司技术效率均值的变化趋势，是从图5-1和5-2可以看出，绝大多数上市公司技术效率不足0.4，这说明上市公司的技术效率普遍较低。同时，技术效率的总体变化趋势是随时间逐渐提升的。另一方面，由于ln\_c7和ln\_c22系数之和显著不为1，可以判定所有上市公司作为一个整体存在规模无效率的问题。这说明通过扩大规模，大部分上市公司可以获得更高的技术效率。根据这一结果，本文采取分组的方法，按照规模大小将不同年份种不同公司的技术效率进行分组，再分别绘制出年均技术效率变动趋势图。分组方法是：首先求出全部上市公司的总资产均值，然后将总资产小于总资产均值的上市公司编为一组，记为eff\_small，总资产大于或等于平均总资产的上市公司编为另外一组，记为eff\_big，最后做出趋势图，见

图5-3



eff\_small eff\_large

0.30

0.25

2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010 2011

Year

图5-3 按规模分技术效率时间变化趋势图

根据图5-3，可以发现大规模公司与小规模公司的技术效率高低和时间走势存在巨大区别。相对于小规模的公司，大规模公司的图形在y轴上的起点更高，图形也更加陡峭，这说明规模较大的上市公司拥有更高的技术效率和更快的技术效率提升速度。并且，在2002-2006年间，规模较大的上市公司技术效率一直处于上升阶段，而规模较小的上市公司却出现了下降；2006-2008年间，规模较大的上市公司技术效率出现下降，而规模较小的公司技术效率却维持上升；2008-2009年间，规模较小的上市公司和规模较大的上市公司的技术效率都处于上升之中，而规模较大的上市公司的技术效率在2009-2010年出现了较大幅

度的下降。在2010-2011年间，两种规模的上市公司技术效率仅有极其微弱的降幅。这两种完全不同的波动说明不同影响因素对不同规模的上市公司的技术效率影响程度不同，有的因素可能会对小规模公司产生显著负影响，但对大公司可能产生不显著的影响，反之亦然。

如图5-3所示，有鉴于规模不同的上市公司拥有完全不同的技术效率特征，不能简单地放在一起进行分析，本文在后续的影响因素分析时，会按照上市公司规模大小进行分类，对两种规模的公司分别进行回归。

### 5.2.2 基于固定效应与随机效应的环境变量对技术效率的影响研究

首先采用面板固定效应模型和随机效应模型对模型进行估计，随后进行Hausman检验和Sargan-hansen检验，根据检验结果选择面板数据模型。估计结果见表5-5，检验结果分别见图5-4和5-5。

表 5-5 随机效应和固定效应模型估计结果对照表

变量名变量代码随机效应模型固定效应模型

资产负债率G

资产周转率Z

管理层薪酬差距C

总经理持股比例S总经理持股比例的平方

D

项

管理者持股比例 F

高级管理者薪酬ln\_H

股权集中度指数M常数项cons

1.27E-04\*\*\* 1.28E-04\*\*\*

-1.060E-04 -1.050E-05

7.47E-05\*\* 7.54E-05\*\*

-2.990E-06 -2.960E-06

-3.400E-03 -3.350E-03

-2.350E-03 -2.330E-03

-3.280E-01 -3.290E-01

-3.710E-01 -3.680E-01

6.687E+00 6.794E+00

-1.164E+01 -1.153E+01

4.430E-02 4.270E-02

-5.120E-02 -5.070E-02

8.81E-03\*\*\* 0.00878\*\*\*

-1.950E-04 -1.930E-04

-0.0386\*\*\* -0.0387\*\*\*

-1.390E-03 -1.370E-03

0.169\*\*\* 0.175\*\*\*

-7.650E-03 -2.850E-03

样本数N 3.268E+03 3.268E+03

调整后决定系数r2 6.501E-01 6.020E-01

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

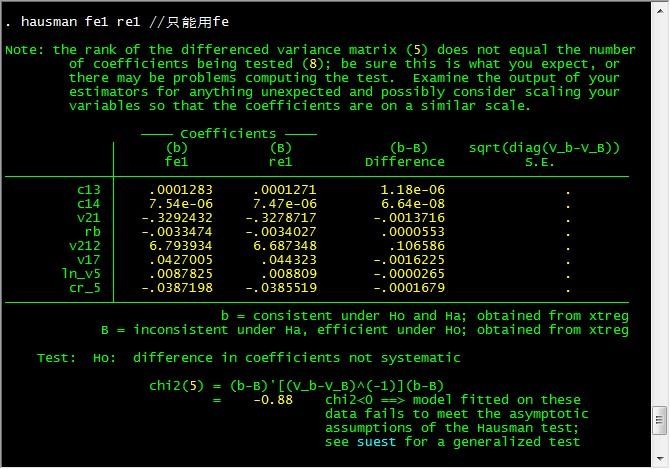


图5-4 Hausman检验的结果

由于Hausman检验的结果出现负值，这说明原问题并不适合Hausman检验的假设条件，因此本文使用Sargan-hansen检验。检验结果见图5-5。



图5-5 Sargan-hansen检验的结果

由于检验结果显著拒绝了随机效应模型，因此，在本文的后续分析中，均采用了固定效应模型。另一方面，由于本文所采用的是跨度为10年的面板数据，因此在各个截面间可

能存在相关性，采用Wald test模型进行检验，结果如图5-6。



图5-6 Wald test的结果

根据图5-6所示的检验结果，原数据拒绝了不存在异方差的假设，因此该组数据存在严重的异方差性。为了修正这些因素所带来的误差，本文采用Driscoll, John C. and Aart

C. Kraay（1998）所提出的Newey-West固定效应模型按进行估计。在计算中分为3类，分别是对全部数据进行回归分析m1（all）、按照规模分类，规模较小的上市公司m2（small）和规模较大的上市公司m3（big），估计结果见表5-6。

表 5-6 Newey-West固定效应模型对环境变量的估计结果

| 变量名 | 变量代码 | m1(all) | m2(small) | m3(big) |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 资产负债率 | G | 1.28E-04\*\*\* | 6.95E-05\*\* | 1.51E-04\*\*\* |
| -2.21E-05 | -3.20E-05 | -2.01E-05 |
| 资产周转率 | Z | 7.54E-06 | 6.37E-06 | 1.07E-05 |
| -5.47E-06 | -4.60E-06 | -9.59E-06 |
| 管理层薪酬差距 | C | -3.35E-03 | -1.95E-02 | -1.17E-03 |
| -2.17E-03 | -1.27E-02 | -1.56E-03 |
| 总经理持股比例 | S | -3.29E-01 | 2.81E-01 | -5.634\*\*\* |
| -3.06E-01 | -1.83E-01 | -1.14E+00 |
| 总经理持股比例的平方项 | D | 6.79E+00 | -9.204\* | 334.2\*\*\* |
| -8.73E+00 | -4.85E+00 | -8.64E+01 |
| 管理者持股比例 | F | 4.27E-02 | -0.0211\*\* | 0.468\* |
| -3.45E-02 | -9.15E-03 | -2.76E-01 |
| 高级管理者薪酬 | ln\_H | 8.78E-03\*\*\* | 7.528E-03\*\*\* | 9.318E-03\*\*\* |
| -1.22E-03 | -9.92E-04 | -1.26E-03 |
| 股权集中度指数 | M | -0.0387\*\*\* | -0.0509\*\*\* | -0.0306\*\*\* |
| -3.04E-03 | -3.98E-03 | -3.01E-03 |
| 常数项 | cons | 0.175\*\*\* | 0.169\*\*\* | 0.191\*\*\* |
| -1.40E-02 | -1.06E-02 | -1.49E-02 |
| 样本数 | N | 3.27E+03 | 1.52E+03 | 1.75E+03 |
| 调整后决定系数 | r2 | 6.50E-01 | 6.87E-01 | 6.05E-01 |

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

如表5-6所示，G与所有规模不同的上市公司技术效率都有显著的正相关关系中；S与大规模公司的技术效率呈现显著的负相关关系，D与大规模的公司呈现显著的正相关关系，

F比较特殊，该变量与小规模公司技术效率呈现显著的负相关，与大规模公司的技术效率呈现显著正相关。H与所有规模不同的公司技术效率都呈现显著的正相关关系，M与所有规模不同的公司技术效率都呈现显著的负相关关系。

### 5.2.3 基于面板tobit回归的环境变量对技术效率的影响研究

注意到技术效率是一个介于0-1之间的数值，Coelli[10]等认为，通常使用的基于最小二乘法的OLS回归分析难以体现出技术效率的特征，并提出使用基于ML估计的Tobit回归对技术效率进行分析。与5.2.2部分相似，根据规模大小分为3类，分别记作Tob1(all)、Tob2（small）和Tob3(big)。Tobit回归的结果见表5-7。

表 5-7 Tobit回归模型对环境变量的估计结果

变量名变量代码Tob1(all) Tob2(small) Tob3(big)

资产负债率G

资产周转率Z

管理层薪酬差距C

总经理持股比例S总经理持股比例的平

D

方项

管理者持股比例 F

高级管理者薪酬ln\_H

股权集中度指数 M 常数项 cons

1.27E-04\*\*\* 6.83E-05\*\*\* 1.49E-04\*\*\*

-1.05E-05 -1.43E-05 -1.72E-05

7.40E-06\*\* 6.32E-06\*\* 1.19E-05\*\*

-2.95E-06 -3.08E-06 -5.58E-06

-3.43E-03 -0.0196\*\* -1.19E-03

-2.32E-03 -8.69E-03 -2.42E-03

-3.30E-01 2.82E-01 -8.981\*\*\*

-3.67E-01 -4.64E-01 -1.18E+00

6.78E+00 -9.30E+00 -314.2\*\*\*

-1.15E+01 -1.38E+01 -9.50E+01

4.40E-02 -1.87E-02 4.239\*\*\*

-5.06E-02 -4.70E-02 -1.29E-01 8.82E-03\*\*\* 7.538E-03\*\*\* 9.368E-03\*\*\*

-1.93E-04 -2.82E-04 -2.90E-04

-0.0385\*\*\* -0.0508\*\*\* -0.0301\*\*\*

-1.37E-03 -1.92E-03 -2.06E-03

0.187\*\*\* 0.173\*\*\* 0.182\*\*\*

-3.85E-03 -4.73E-03 -3.98E-03

样本数N 3268 1517 1751

对数似然函数值loglikelihood 10426.089 4779.0023 5351.916

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

由于Loglikelihood的绝对值越大，说明Tobit回归模型拟合的越好，而表5-7中各个模型的loglikelihood的绝对值都足够大，因此上述3个模型都拟合良好。

对比Newey-West固定效应模型和Tobit回归模型所得到的环境变量估计结果，可以看出采用稳健估计的固定效应模型与Tobit模型估计得到的参数值较为接近，只是在显著性上存在一定差异。可能的原因是：第一、Tobit回归基于ML估计，而稳健的固定效应模型基于最小二乘法，由于估计方式的不同，结果不同；第二、Tobit回归中，限定了因变量的波动范围，在该范围内，自变量所引起的变动可能不显著，导致显著程度不同；第三、样本中存在大量缺失值，在Tobit和稳健的固定效应模型中对缺失值处理方法不同。相对而言，Tobit的结果应该更加符合实际，而采用稳健型估计和固定效应模型所得到的结果可以作为对Tobit参数估计的稳健性分析。

## 5.3 基于“一步法”的上市公司技术效率测度

两步法在分析技术效率的影响因素时，隐含着影响因素与技术无效项无关这一假设条件，也就是说，两步法中默认技术效率的影响因素是外生的。而对一个变量是否是内生或外生，在使用两步法时只能是主观判断，这就可能出现变量选择错误，导致最终结果出现偏误。为了解决这一问题，一步法应运而生。本文使用Battese & Coelli(1995) 65建立的针对面板数据的一步法模型进行估计。一步法是通过将影响因素与技术无效项的分布相关联，进而分析对技术无效项的影响程度。该方法不需要区分影响因素是否内生，在模型中代入资产负债率G、资产周转率Z、薪酬差距C、总经理持股比例S、总经理持股比例的平方项D、管理人员持股比例F、金额最高的前三名总管的薪酬总额H、持股比例最高的前五人股份总合占总股本的比例M。由于stata软件无法处理该模型，另一种常用软件frontier4.1对影响因素变量的数量有限制，因此本文在这一部分中使用允许用户自行编程的R软件计算。在这一部分的分析中，依然采取按照总资产规模分组的方式进行估计，计算结果见表5-8。

表5-8 Battese&Coelli（1995）模型对环境变量的估计结果

全部上市公司规模较小的上市公司规模较大的上市公司

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 估计值 | 标准误 | 估计值 | 标准误 | 估计值 | 标准误 |
| 常数项 | 47.900\*\*\* | 4.2029 | 130.634\*\*\* | 18.088 | -4.4024 | 12.277 |
| ln\_c7 | -5.471\*\*\* | 0.5102 | -12.715\*\*\* | 1.8478 | 0.2255 | 1.3465 |
| ln\_c22 | 2.067\*\*\* | 0.3731 | 0.8621 | 0.9045 | 1.0308 | 0.8117 |
| t | 0.443\*\*\* | 0.1259 | 0.807\* | 0.336 | -0.0025 | 0.2337 |
| ln\_c72 | 0.247\*\*\* | 0.0201 | 0.417\*\*\* | 0.0534 | 0.0707 | 0.0463 |
| ln\_c222 | 0.079\*\*\* | 0.0179 | 0.097\*\*\* | 0.0279 | 0.045\*\* | 0.0228 |
| t2 | 0.017\*\*\* | 0.0023 | 0.024\*\*\* | 0.0036 | 0.010\*\*\* | 0.003 |
| lnc27 | -0.227\*\*\* | 0.0331 | -0.200\*\*\* | 0.0558 | -0.122\*\* | 0.0551 |
| lnc6t | -0.041\*\*\* | 0.0089 | -0.058\*\* | 0.0206 | -0.01 | 0.0132 |
| lnc22t | 0.014\* | 0.0076 | 0.0089 | 0.0126 | 0.0056 | 0.0096 |
| 常数项 | 6.247\*\*\* | 0.7501 | 5.576\*\*\* | 1.098 | 7.9496 | 1.0562 |
| G | 0.031\*\*\* | 0.003 | 0.025\*\*\* | 0.0037 | 0.049\*\*\* | 0.0052 |
| Z | -0.002\*\*\* | 0.0008 | -0.003\*\* | 0.0012 | -0.002\*\* | 0.0011 |
| C | 0.5329 | 0.7149 | 6.309\*\*\* | 2.2395 | -0.2593 | 1.5924 |
| S | -0.093 | 7.6954 | 9.079 | 39.183 | -34.033\* | 18.794 |
| D | 0.1562 | 1.5791 | 1.1115 | 5.7083 | -0.3083 | 1.0153 |
| F | -9.7272 | 12.881 | 0.056 | 11.917 | -184.680\* | 100.16 |
| ln\_H | -0.470\*\*\* | 0.0594 | -0.391\*\*\* | 0.0858 | -0.661\*\*\* | 0.0871 |
| M | -2.126\*\*\* | 0.3166 | -2.211\*\*\* | 0.4949 | -2.498\*\*\* | 0.4112 |
| sigma | 1.839\*\*\* | 0.1456 | 1.838\*\*\* | 0.2045 | 1.752\*\*\* | 0.1675 |
| gamma | 0.854\*\*\* | 0.0155 | 0.846\*\*\* | 0.0241 | 0.872\*\*\* | 0.0168 |

变量

样本数3286 1517 1751

技术效

率均值

0.4084 0.3921 0.4264

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

## 5.4 “两步法”与“一步法”结果的比较分析和内生性假设

根据表5-9中所显示的结果，我们可以发现在技术效率测度中，存在以下特点：第一、观察时间变量t和t2，发现大公司技术效率与时间变量t之间不存在显著关系，而小公司技术效率与时间变量有显著正相关关系，整体来看，所有上市公司技术效率与时间显著正相关。另一方面，对全部的上市公司来说，对于不同的样本，时间变量的二次方项与技术效率都显著相关。这说明从长期来看，技术效率随时间变化呈现出先增后减的趋势，这与图5-2中显示的趋势相符合；第二、小公司中，总资产与技术效率显著负相关，大公司中，总资产变量与技

术效率不显著正相关；第三、全部上市公司人力资本与技术效率正相关；第四、对全部公司来说，总资产变量与时间的交乘项对技术效率呈现明显的负相关，而人力资本与时间的交乘项与技术效率呈现不显著正相关，这说明资本对技术的提升帮助有限，而人力资本对技术效率的贡献也比较稳定，不随时间变化。

在影响因素分析中，存在以下特点：第一、小公司中，薪酬差距与技术效率呈现明显的正相关；第二、高管薪酬与技术效率呈现显著负相关；第三、大公司中，总经理持股比例与技术效率呈现显著负相关；第四、总经理持股比例的二次项在所有公司中都不显著；第五、大公司中，高管人员持股比例与技术效率呈现显著负相关；第六、cr-5指数与技术效率显著负相关。

为了能与Tobit模型估计的结果进行对比，本文将2种方法所得到的影响因素参数估计值放入同一表中，见表5-9。

表5-9 “一步法”与“两步法”对环境变量的估计结果

全部公司规模较小的公司规模较大的大公司

变量

Coelli 1995 tobit

Coelli 1995

Tobit Coelli 1995 tobit

资产负债率G资产周转率 Z

管理层薪酬差距C总经理持股比例 S

总经理持股比例的平方项 D

管理者持股比例F高级管理者薪酬H股权集中度指数 M

0.031 6.83E-04 0.025 1.49E-03 0.0487 1.27E-03

\*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\*

-2.30E-03 6.32E-05 -0.0026 1.19e-04\*\* -2.30E-03 7.40E-05

\*\*\* \*\* \*\* \*\* \*\* 0.53 -0.02 6.31 -1.20E-03 -0.26 -3.40E-03

\*\* \*\*\*

-0.09 0.28 9.08 -8.98 -34.03 -0.33

\*\*\* \*

0.16 -9.3 1.11 -314.2 -0.31 6.78

\*\*\*

-9.73 -0.0187 0.056 4.24 -184.68 0.04

\*\*\* \*

-0.47 7.50E-03 -0.39 0.0094 -0.66 0.009

\*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\*

-2.13 -0.05 -2.21 -0.03 -2.5 -0.04

\*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\* \*\*\*

样本数3268 3268 1517 1517 1751 1751

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

根据表5-9，我们可以发现Coelli（1995）模型得到的结果与两步法tobit估计得到的结果存在极大的区别，大部分结果不仅显著性不同，甚至参数估计值符号也完全相反。

对于这一结果，可能的原因如下：第一、两步法tobit估计中，因变量是技术效率，也就是技术有效部分，而一步法中，因变量是技术无效部分，变量的参数表示的是对技术无效部分的影响。这一差别导致最终各变量的参数估计值符号相反。第二、所选定的影响技术效率的变量中，存在着影响生产技术本身（即会改变生产前沿面）的变量，在使用两步法进行分析时，这一类变量需要放入生产函数之中。第三、虽然在选择变量时已经尽力避免作为影响因素的变量与投入产出变量之间存在相关性，但仍有可能存在尚未被发现的联系，导致两步法tobit得到的参数估计值有偏。第四、两种模型对技术无效项的分布假设不同，在两步法中，第一步的随机前沿分析假设技术无效项是服从相同的半正态分布，而一步法中，假设不同的影响因素变量会对技术无效项的分布产生影响，表现为方差相同但均值不同的半正态分布。

## 5.5 修正后的“两步法”模型估计

根据技术效率的定义，当实际产出达到理论产出时技术效率为1，实际产出与理论产出的比值是技术效率，因此采用1减去技术效率来衡量技术无效率9，并作为因变量进行两步法tobit估计，结果见表5-10。

表 5-10 两步法技术无效率环境变量估计

| 变量名 变 | 量代码 | 全部上市公司 | 小公司 | 大公司 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 资产负债率 | G | -.127e-03\*\*\* | -.683e-04\*\*\* | -.149e-04\*\*\* |
| 资产周转率 | Z | -7.397e-06\*\* | -6.318e-06\*\* | -.119e-04\*\* |
| 管理层薪酬差距 | C | 3.43E-03 | .020\*\* | 1.19E-03 |
| 总经理持股比例 | S | 3.30E-01 | -2.82E-01 | 8.981\*\*\* |
| 总经理持股比例的平  项 | 方  D | -6.77E+00 | 9.30E+00 | 314.179\*\*\* |
| 管理者持股比例 | F | -4.40E-02 | 1.87E-02 | -4.239\*\*\* |
| 高级管理者薪酬 | ln\_HH | -.009\*\*\* | -.008\*\*\* | -.009\*\*\* |
| 股权集中度指数 | M | .039\*\*\* | .051\*\*\* | .0301\*\*\* |
| 样本数 | N | 3268 | 1517 | 1751 |

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

根据表5-10，我们发现大部分系数的估计值符号保持一致，但仍有部分变量系数符号和

9 实际上，在随机前沿函数中，技术效率的估计公式较为复杂，采用1-技术效率只是一个较为粗略的估计。

显著性不一致，这些变量分别是资产负债率G、总经理持股比例S、总经理持股比例的平方项D和表示股权集中程度的cr\_5指数M。

从这两种模型所包含假设的角度进行分析，可以推测出现这一情况的原因：资产负债率、股权集中程度和总经理持股比例可能是通过影响生产前沿结构来影响技术效率，而两步法在解决对技术效率存在影响因素的问题上存在缺陷，如果一个变量对生产前沿存在影响，那么在第一阶段忽略该变量会导致第一步中所求得的参数估计是有偏的，进而导致技术效率预测也是有偏的。另一方面，如果把这一变量放入第一步的技术效率测度中，那么在第二步就没必要了，因为第一步就可以给出该变量对技术无效项的影响参数。在两步法中，如果一个变量放入第一步的生产前沿函数中，那就隐含着该变量与技术无效项无关的假设，反之，若一个变量被放入第二步的技术效率影响因素估计中，就隐含着该变量不影响生产技术，也就是随机前沿面的假设。也就是说在模型设定上，一步法的假设条件更加宽松，根据Wang和Schmidt

（2002）[70]用蒙特卡洛模拟的结果，在无法判断一个变量是否是技术效率的外生变量时，一步法的估计结果优于两步法。两步法的优势在于，当可以明确确定某一变量是属于对前沿面或技术效率中任意一个有单一影响时，两步法也可以给出合理的估计；另一方面，一步法给出的是对技术无效项的影响，也不如两步法的结果直观。

为了验证这三个变量是否是技术效率的内生变量，本文将这三个变量放入随机前沿函数中进行估计，结果如表5-11。

表 5-11 修正后的随即前沿模型估计结果

变量名变量代码时变模型时不变模型

总资产的对数ln\_c7

工资总额的对数 ln\_c22 总经理持股比例的对数 ln\_S

股权集中度的对数ln\_M

资产负债率的对数 Ln\_G 时变系数 eta

0.850\*\*\* 0.848\*\*\*

0.056 0.0558

0.186\*\*\* 0.183\*\*\*

0.0454 0.0447

0.055\*\*\* 0.0549\*\*\*

0.0193 0.0193

0.420\* 0.440\*\*

0.225 0.217

-0.00902\*\*\* -0.00911\*\*\* 0.00149 0.00147

-0.00230\*—

0.00663 —

样本数N 1668 1668

\*表示在0.1的水平下显著，\*\*表示在0.05的水平下显著，\*\*\*表示在0.01的水平下显著

在表5-11中，总经理持股比例S和总经理持股比例的平方项D由于存在严重共线性，总经理持股比例的平方项D被舍去。同时由于时间变量的系数eta显著不为0，因此应采用时变模型。根据时变模型的结果，总经理持股比例S和股权集中程度M的系数为正，资产负债率G的系数为负。

随机前沿生产函数

*n*

Ln *yit* *b*0*t* *bi*ln *x*1*it* *vi* *ui*

*i*1

（18）

可以变形为

*n*

*Ui* *b*0*t* *bi*ln *x*1*it* *vi* ln *yit*

*i*1

（19）

其中x和lny都是正数，*b*0*t*和*vi*是一个常数，因此当*bi*为正数时，u减小，反之亦然。由此可以知道在随机生产函数中，系数为正说明该因素对技术效率有正面作用，也就是说，与技术无效项为负相关，反之亦然。因此可以推出：总经理持股比例S和股权集中程度M实质上对技术无效项的影响是负方向的，而资产负债率G对技术无效项的影响是正面的，与一步法保持

一致。

根据4.5部分中表5-10和表5-11的的结果，本文发现股权集中程度和总经理持股比例是技术效率的内生变量，这一结果与曹廷求，杨秀丽和孙宇光（2007）[31]对股权结构的研究结果比较符合。综上所述，由于两步法中的假设过于严格，在实证中也证明一步法优于两步法，因此在下文的影响因素分析中将主要使用表5-8中一步法的结果。

## 5.6 实证结果分析

根据实证研究的结果，我们可以把对技术效率产生影响的变量分为两大类，分别是：第一类是对生产技术产生影响，改变生产前沿面的技术效率的内生变量；第二类是对生产环境产生影响，属于环境噪音的技术效率的外生变量；根据表5-8和表5-9的结果，我们可以发现，总资产、税后净利润、工资总额、股权集中度（cr\_5指数）、资本负债率和总经理薪酬属于第一类，而管理层内部薪酬差距、高级管理人员薪酬总和和高级管理人员持股比例属于第二类。如果将这两类变量混淆，将会出现严重的内生性问题，导致估计出现极大偏误。

根据表5-8中Coelli 1995模型得到的估计结果，可以发现规模不同的上市公司拥有不同的公司特征。这些特征主要表现在不同影响因素对技术效率的影响方向和显著性都存在区别，比如管理层薪酬差距在小公司中系数为正，且十分显著，而在大公司中系数为负，且不显著；总经理持股比例平方项在大公司系数为负且显著，在小公司系数为正且不显著；高管人员持股比例F在小规模公司系数为正但不显著，在大规模公司系数为负且显著。而剩余的几种影响因素在大公司和小公司中都存在着一致的影响方向和显著性，区别仅在于系数的大小，比如债务资产比率G在两种规模的公司系数都为正，且十分显著；资产周转率Z、cr\_5指数M和H在两种规模的公司系数都为负，且十分显著。

# 6 基于实证结果的环境变量分析与政策建议

## 6.1 环境变量分析

根据第5部分的分析结果，可以发现各个公司治理因素对上市公司的技术效率存在不同的影响方向与显著程度。另一方面，随着变量内生性假设的变化，同一变量对技术效率的影响程度会出现极大的波动，因此有必要结合公司治理理论，对变量所代表的因素进行详细分析，详情如下：

（1）管理层薪酬差距C在小公司中系数为正，且十分显著，而在大公司中系数为负，且不显著。这一结果说明在小公司中，随着薪酬差距的扩大，技术效率逐渐下降，该结果支持行为理论假设。由于管理能力难以衡量，每个人都认为自己起到了重要作用。一旦在薪酬比较中，感觉自己受到了不公平待遇，认为自己受到了剥削，就会对组织目标漠不关心、消极怠工，造成企业凝聚力和认同感下降(Cowherd和Levine, 1992)[54]。

在大规模的公司该效应不明显，这可能是因为在大规模公司中，薪酬制度较为明确，不同的薪酬对应不同层级，只要上升到某一层级就可以获得较高的薪水，对未来的预期减弱了“被剥削”心理造成的负面影响；也可能是因为大规模公司的管理人员薪酬普遍较高，减少了“被剥削”的心理；也可能是因为大规模公司对薪酬的保密制度管理较好，使得各人之间并不了解薪酬差距，也就无法产生“被剥削”的感觉；也可能是因为大规模公司企业文化和绩效考核指标科学优秀，使得每一名管理层人员都能正确衡量自己的能力和贡献。这些可能因素和行为理论中“相对剥削”的效应相互抵消，最终导致大规模公司的技术效率对管理层薪酬差距不敏感。而小规模公司在这几条原因中可能存在不足，使得自身技术效率随着薪酬差距扩大而减少。

（2）根据表5-8的结果，可以发现总经理持股比例和总经理持股比例的平方项同时对生产技术和生产环境产生影响。而根据表5-8，总经理持股比例S在所有规模的公司中对技术无效项的影响都为负，根据表5-8，总经理持股比例平方项对大规模公司技术无效项的影响为负且不显著，在小公司系数为正且不显著，而总经理持股比例S在大规模的公司中对技术无效项项的影响为负且显著。两者结合起来分析，可以发现，在大规模的公司，总经

理持股比例与技术效率存在一个正相关关系，随着持股比例的上升，技术效率上升。

大规模公司中，该变量显著，而小规模公司中该变量不显著的可能原因是：在小规模公司，总经理大部分只能得到薪酬激励，而无法得到股权激励，相对而言，大规模公司中，有更多的总经理能够得到持股机会；小规模公司中，董事长兼任总经理的事情很普遍，另一方面，小规模公司外聘总经理时大部分也不会给与股份，这使得估计时样本集中于两极，导致估计结果不显著；小规模公司中，职责不明确，总经理的决策要受到董事会遥控，因此总经理对上市公司技术效率起到的作用较小，导致估计结果不显著。而大规模的公司一般层级结构明确，职责也明确，总经理有较大的话语权。这些因素使小规模公司中总经理持股比例对技术效率的影响不显著，而大规模的公司则较为显著。

（3）高管人员持股比例F的情况与总经理持股比例S相类似，在小规模公司系数为正但不显著，在大规模公司系数为负且显著。这说明，在我国，规模较小的公司，适用于Demsetz

（1983）[21]的结论。规模较大的公司，适用于Berle & Means(1932)[20]的结论。出现这种情况的原因也与总经理持股比例S类似，规模大的公司在股权激励方面可能做得更好，另一方面，规模较大的公司的股权相对价值也较高。这些都构成了不同规模的上市公司中该变量显著兴趣别的原因。

（4）金额最高前三名高管薪酬合计H对规模较大的公司和规模较小的公司技术无效项的影响系数都为负，且均十分显著。这说明位于层级金字塔顶端的管理人员的薪酬越高，公司的技术效率也会越高。这说明薪酬激励对提升上市公司技术效率十分有效。这可能是因为目前高级管理人员的薪酬激励效应尚未触顶，还有一定的提升空间。值得注意的是，该指标的弹性系数分别为规模较小公司的-0.391和和规模较大公司的-0.661。小规模公司和大规模公司之间大约有半数的差距，这可能是因为规模较大的公司，其薪酬激励制度更为合理，能更有效的调动高级管理人员的积极性。

（5）管理层薪酬差距C在规模较小的上市公司中，与技术无效项呈显著正相关，也就是说，该指标会显著降低技术效率。另一方面，该指标在规模较大的上市公司中，对技术效率的影响不显著。这一结果符合“行为理论”，与林浚清、黄祖辉、孙永祥（2003）[71]的研究结果不同。将该指标与金额最高前三名高管薪酬合计H放在一起进行分析，可以看出，单纯增长顶级管理人员的工资，的确会大幅度提升技术效率，然而在发挥对高级管理人员的“薪酬激励效应”的同时，也会扩大薪酬差距带来的“被剥削，不公平”负效应，

这两种作用方向相反的效应会相互抵消。这也在一定程度上解释了在规模较小的上市公司中，C的影响不显著这一问题。

（6）股权集中程度（cr\_5指数）这一指标的含义是上市公司中持股比例最高的前五名股东所持股票之和股票发行总量的比值。根据表5-8的结果，该指标对两种不同规模的公司的技术无效项的影响系数都为负，并且都十分显著。这一结果支持了Berle & Means（1932）

[20]所提出的股权集中程度与企业绩效正相关的理论。该指数越大，上市公司的技术效率越

高，反之则技术效率下降。根据行为理论，当股权分散时，股东会存在较为严重的“搭便车”心理，这会导致对上市公司的监督缺失，没有人真正关心公司是否在为股东利益最大化而服务，管理层可能会出现徇私行为，对公司长期发展能力造成损害。

（7）资产负债率是公司负债和资产之间的比值，该指标反映了上市公司的资本结构，如果该指标较大，说明该公司负债较多，反之则是负债较少。该指标对技术无效项有显著的影响，资产负债率越高，技术无效率越高，技术效率越低，反之亦然。出现这一问题的原因可能是：第一、资产负债率越高，代表公司负债越多，所有者权益在总资产中所占比例越小。随着负债比率的上升，公司收益中需要用来偿还资金利息的份额越来越高，这导致员工劳动的边际报酬量逐渐减少，这会使使员工失去工作积极性；第二、债务负担增加，会使得公司更加注重短期收益，在经营灵活度上会有所损失；第三、负债资产越多，所有者权益越少，由于负债资产与自有资产在心理上不相等，债务资产缺乏足够的激励性，导致所有者主观能动性下降。因此，该指标会显著降低技术效率。

（8）资产周转率是总营业额与总资产的比值。根据表5-8的结果，该指标对两种不同规模的公司的技术无效项的影响系数都为负，并且都十分显著。这说明该指标与技术效率呈现显著的正相关关系。资产周转率代表企业的运营能力，资产周转率的提高说明企业对资产的管理和使用效率都有提高，也就是可以用较少的资产来满足投入要求，进而提升了技术效率。

（9）根据表5-8中“一步法”随机前沿模型分组回归的结果，可以发现上市公司的规模对技术效率存在极大的影响，在不同规模的上市公司中，技术效率呈现了截然不同的变化趋势，并且，规模较小的上市公司技术效率明显弱于规模较大的上市公司。同时，同一个影响因素在规模不同的公司中所起到的影响也截然不同，这进一步说明在技术效率的研究中，规模对上市公司的重要性。之所以会出现这样的情况，可能有四个原因：一是因为

在上市公司的发展过程中，规模不断扩大，而公司管理水平也同时得到逐渐改善；二是因为规模较大的公司都是相对较为成熟的公司，经历过时间的洗礼，员工对公司的认同感也较高；三是因为规模大意味着实力强，规模较大的公司资产总额大，易于取得银行贷款，在财务上也优于规模较小的公司；四是因为规模较大的公司可以取得规模经济。

通过结合表5-8的结果和前面分析各个指标系数的含义，可以得到这样的结论：规模较大的上市公司通常拥有更加合理的薪酬激励制度（结合薪酬差距和高级管理人员薪酬对技术效率的影响得出）、更加优秀的管理者的股权激励制度（结合总经理持股和管理层持股比例得出）以及更有吸引力的晋升渠道和层级结构（结合薪酬差距、高级管理人员薪酬和行为管理理论推出）。

总而言之，在不同规模的上市公司中，规模较大的上市公司的技术效率和管理水平都明显由于规模相对较小的上市公司。在规模较大的公司中，薪酬激励和股权激励也更为有效，而在规模较小的公司，这两种激励手段通常会带来负面效果。另一方面，无论公司规模如何，股权越集中、资产周转率越快，技术效率越高；资产负债率越高，技术效率越低。

## 6.2 政策建议

根据6.1部分中的分析结果，结合规模不同的上市公司所表现出来不同的的技术效率特征，我们可以发现公司规模、薪酬制度、负债比例、股权集中度和文化氛围对技术效率的变化有巨大的影响。从这几个方面着手，本文提出如下建议：

（1）扩大公司规模。根据5.2中分析结果，规模较大的公司相对于规模较小的公司技术效率更高，这说明规模对上市公司具有十分重要的作用，因此可以通过兼并重组等方式扩张公司规模，提高规模经济，达到提升技术效率的目的。

（2）完善公司内部薪酬制度、薪酬激励制度和个人绩效评估体系。从表5-8的结果可以推断出薪酬激励和股权激励在不同规模公司具有不同的影响，结合“锦标赛理论”和

“行为理论”，可以发现在规模较小的公司中，一般管理人员对最高薪酬的反应符合“行为理论”的预期，可以用该理论进行解释；而在规模较大的公司中，由于存在较为合理的薪酬制度、薪酬激励制度和个人绩效评估体系，使“行为理论”中薪酬差距带来的负效应减小，而“锦标赛理论”带来的正效应加大，提升了技术效率。因此，完善公司内部的薪酬制度、薪酬激励制度和个人绩效评估体系对技术效率的提升有十分重要的作用。

（3）减少负债，在合理范围内提高所有者权益。跟据表5-8的结果，资产负债率越高，

技术效率越低。结合5.1中的结论，要想提升技术效率，就需要提升总资产中所有者权益的比例至一个较为合理的范围内。

（4）提高总经理和管理层持股比例。根据表5-8的结果，可以发现总经理和管理层持股比例越多，技术效率越高，同时实证的结果也说明在规模较大的上市公司中，总经理和管理层持股比例上升所带来的技术效率提升更为显著。因此，依据“委托代理理论”，应该合理使用股权激励，抚育管理层一定份额的股份，增强管理层对企业的归属感和认同感，激发管理人员的主观能动性，提升技术效率。

（5）培养良好的的企业文化氛围，建立良好的晋升机制。根据“锦标赛理论”和“行为理论”，良好的企业文化和晋升机制可以让员工之间更加融洽，减少恶性竞争，有效避免薪酬差距带来的“负效应”，提升技术效率。

（6）尽量避免分散股权。本文的实证结果验证了股份集中程度与技术效率呈现正相关。根据“委托代理理论”，过于分散的股权会导致严重的搭便车现象，无法激发管理者的主观能动性，因此，集中股份，可以提升技术效率。

在实际应用中，上述6条可以综合使用，例如，一个被广泛认可的个人绩效评估体系，可以让不同岗位的员工（这里的员工指一般管理人员）认识到自己对公司的贡献，减小薪酬差距带来的负面影响。同时，良好的企业文化氛围可以成为员工人际关系的润滑剂，减少不必要的摩擦、妒忌和互相不合作的行为。另一方面，完善的薪酬股权激励制度可以赋予员工希望，激发员工的主观能动性，减少因薪酬引发的“政治猜忌”和“不合作行为”，并保持股东与主要管理人员之间目标的一致性，减少“代理风险”。总之，为了提高技术效率，需要扩大公司规模、建立合理的激励制度与薪酬体系、培养良性的公司文化氛围、将资产负债率控制在合理的范围和保持股权的集中性。

# 7 结论与展望

本文以企业高级管理人员薪酬和股权结构对企业技术效率的影响为研究对象，对股权集中度（cr\_5指数）、资本负债率、总经理薪酬、管理层内部薪酬差距、高级管理人员薪酬总和和高级管理人员持股比例对上市公司技术效率的影响程度与影响方向进行了探索，并分析了上述指标的内生性问题。同时，本文按照规模分组，通过区分在不同规模下，同一因素对大小不同的公司所具有的影响，对不同规模的公司给予针对性地分析。通过分析，笔者发现规模较大的公司拥有更高的技术效率，同时，通过比较规模较大的公司和规模较小的公司对薪酬指标和股权结构指标得到改善时的反应程度，发现规模较大的公司能够更好的受益于各种指标的改善。因此，可以通过改善薪酬制度、股权结构和扩大公司规模来提升技术效率。

受限于作者研究水平及资料数据的获取，在本文研究中没有考虑制度环境、政策变化、企业文化和并购重组等特定环境等对企业技术效率的影响。在今后的深入研究中，将引入更多的影响变量，对企业技术效率变化的个体效应进行分解分析，探究技术效率变化这一黑箱系统中的主导因子。

参考文献

[1] 胡凯, 谢申祥. 企业控制权理论综述[J]. 经济纵横, 2006, 06.

[2] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析[J]. 经济研究, 2001, 10.

[3] 孙兆斌. 股权集中, 股权制衡与上市公司的技术效率[J]. 管理世界, 2006, 07.

[4] 焦国华, 江飞涛, 陈舸. 中国钢铁企业的相对效率与规模效率[J]. 中国工业经济, 2007, 10.

[5] 许陈生. 我国旅游上市公司的股权结构与技术效率[J]. 旅游学刊, 2007, 10.

[6] 苗敬毅, 蔡呈伟. 我国煤炭行业上市公司技术效率及其影响因素——基于Tobit-DEA模型[J]. 技术经济, 2012, 07.

[7] 陶长琪, 王志平. 随机前沿方法的研究进展与展望[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 11.

[8] M. J. Farrell. The measurement of productive efficiency[J]. Journal of the Royal Statistical Society Series A (General), 1957, 120.

[9] A Charnes, WW Cooper, E Rhodes. Measuring the efficiency of decision making units [J]. European Journal of Operational Research. November 1978, Vol02, P429–444.

[10] Coelli T, Rao DP, Battese GE. An Introduction to Efficency and Productivity Analysis[M]． Kluwer, Boston, USA． 1998(b)

[11] Google学术搜索: [http: //scholar. google. com/scholarq=technical+efficiency& hl=zh-CN& as\_sdt=0& as\_ylo=2000& as\_yhi=2](http://scholar.google.com/scholar?q=technical%2Befficiency&amp;hl=zh-CN&amp;as_sdt=0&amp;as_ylo=2000&amp;as_yhi=2)012

[12] K Tone. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research. 2001, 130.

[13] HJ Wang, P Schmidt. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels [J]. Journal of Productivity Analysis, 2002, vol18.

[14] D Santin, FJ Delgado, A Valino. The measurement of technical efficiency: a neural network approach [J]. Applied Economics, 2004, 36, P 627-635.

[15] T Coelli, S Perelman. Technical efficiency of European railways: a distance function approach[J]. Applied Economics, 2000, 32.

[16] CP Barros, A Sampaio. Technical and allocative efficiency in airports. Rivista Internazionale de Economia dei Trasporti[J], 2004, 10.

[17] B Brümmer, JP Loy. The Technical Efficiency Impact of Farm Credit Programmes: A Case Study of Northern Germany Issue[J]. Journal of Agricultural Economics, 2000, vol51.

[18] 焦国华, 江飞涛, 陈舸. 中国钢铁企业的相对效率与规模效率[J]. 中国工业经济, 2007, 10.

[19] 许陈生. 我国旅游上市公司的股权结构与技术效率[J]. 旅游学刊, 2007, 10.

[20] The modern corporation and private property(10 th ed)[M]． New Jersey: AA. Berle, GC. Means, 1932.

[21] H. Demsetz, B. Villalonga. Ownership structure and corporate performance[J]. Journal of Corporate Finance, 2001, Vol 7, P209–233.

[22] PJ. McKnight, C. Weir. Agency costs, corporate governance mechanisms and ownership structure in large UK publicly quoted companies: A panel data analysis[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2009, Vol 49, P139–158.

[23] RK, Aggarwal, AA, Samwick. Why do managers diversify their firms Agencyreconsidered[J]. The

Journal of Finance, 2003, Vol 58, P71–118.

[24] GT Garvey, TT Milbourn. Asymmetric benchmarking in compensation: Executives are rewarded for good

Luck but not penalized for bad[J]. Journal of Financial Economics, 2006, Vol 82, P197–225.

[25] PJ. McKnight, C. Weir. Agency costs, corporate governance mechanisms and ownership structure in large UK publicly quoted companies: A panel data analysis[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2009, Vol 49, P139–158.

[26] B. Holmström. Managerial incentive problems: A dynamic perspective[J]. The Review of Economic Studies, 1999, Vol 66, P169-182.

[27] GT Garvey, TT Milbourn. Asymmetric benchmarking in compensation: Executives are rewarded for good luck but not penalized for bad[J]. Journal of Financial Economics, 2006, Vol 82, P197–225.

[28] 于东智, 谷立日. 上市公司管理层持股的激励效用及影响因素[J]. 经济理论与经济管理, 2001, 09. P24-30.

[29] 冯根福, 韩冰, 闫冰. 中国上市公司股权集中度变动的实证分析[J]. 经济研究, 2002, 08.

[30] 施东晖. 转轨经济中的所有权与竞争: 来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2003, 08.

[31] 曹廷求, 杨秀丽, 孙宇光. 股权结构与公司绩效: 度量方法和内生性[J]. 经济研究, 2007, 10.

[32] 杜胜利, 翟艳玲. 总经理年度报酬决定因素的实证分析——以我国上市公司为例[J]. 管理世界, 2005, 08.

[33] 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.

[34] 辛清泉, 谭伟强. 市场化改革, 企业业绩与国有企业经理薪酬[J]. 经济研究, 2009, 11.

[35] 李维安, 刘绪光, 陈靖涵. 经理才能, 公司治理与契约参照点——中国上市公司高管薪酬决定因素的理论与实证分析[J]. 南开管理评论, 2010, 02.

[36] 陈震, 丁忠明. 基于管理层权力理论的垄断企业高管薪酬研究[J]. 中国工业经济, 2011, 09.

[37] D. Nanka-Bruce. Corporate ownership and technical efficiency analysis in the Spanish real estate sector[J]. Corporate Ownership & Control, 2006.

[38] V. Zelenyuk, V. Zheka. Corporate governance and firm's efficiency: the case of a transitional country, Ukraine[J]. Journal of Productivity Analysis, 2006, 25, P143-157.

[39] R. Bozec, M. Dia. Board structure and firm technical efficiency: Evidence from Canadian state-owned enterprises- European[J]. Journal of Operational Research, 2007, Vol 177, P1734–1750.

[40] Patricia Bachiller. Effect of ownership on efficiency in Spanish companies[J]. Management Decision, 2009, Vol. 47, P289–307.

[41] P. Arocena, D. Oliveros. The efficiency of state-owned and privatized firms: does ownership make a difference[J]. International Journal of Production Economics, 2012, Vol 140, P457–465.

[42] 许海东. 终极控制股东、治理环境与公司技术效率[D]. 暨南大学博士学位论文, 2009.

[43] 高伟, 何枫. 我国家电行业上市公司技术效率分析——基于随机前沿技术的实证研究[J]. 产业经济研究. 2005, 03.

[44] 毛路. 上市公司技术效率实证研究[J]. 经济学家, 2009, 03.

[45] 何枫, 陈荣. 公司治理及其管理层激励与公司效率——关于中国上市公司数个行业的实证研究[J]. 管理科学学报, 2008, 04.

[46] 冯婕, 汪方军, 李勇. 煤炭行业上市公司股权结构对企业技术效率的影响研究[J]. 管理学报, 2008, 05.

[47] EF. Fama. Agency Problems and the Theory of the Firm[J]. The Journal of Political Economy, 1980, Vol. 88, P288-307.

[48] M. Jensen. Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. American Economic Review, 1986, Vol. 76

[49] N. Barberis, A. Shleifer, R. Vishny. A model of investor sentiment[J]. Journal of financial economics, 1998, Vol 49, P307–343.

[50] MH. Cho. Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis[J]. Journal of Financial Economics, 1998, Vol 47, P103–121.

[51] C. Loderer, K. Martin. Executive stock ownership and performance Tracking faint traces[J]. Journal of Financial Economics, 1997, Vol 45, P223–255.

[52] MC. Jensen, WH. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, Vol 3, P305–360.

[53] P. Lazear. Pay Equality and Industrial Politics Edward[J]. Journal of Political Economy, 1989, Vol. 97, P561-580.

[54] DM. Cowherd, DI. Levine. Product quality and pay equity between lower-level employees and topmanagement: An investigation of distributive justice theory[J]. Administrative Science Quarterly, 1992, Vol. 37, P302-320.

[55] C. Loderer, K. Martin. Executive stock ownership and performance Tracking faint traces[J]. Journal of Financial Economics, 1997, Vol 45, P223–255.

[56] P. Milgrom, J. Roberts. Complementarities and fit strategy, structure, and organizational change in manufacturing[J]. Journal of accounting and economics, 1995 Vol 19, P179–208.

[57] RK, Aggarwal, AA, Samwick. Why do managers diversify their firmsAgencyreconsidered[J]. TheJournalofFinance, 2003, Vol58, P71–118.

[58] GT Garvey, TT Milbourn. Asymmetric benchmarking in compensation: Executives are rewarded for good luck but not penalized for bad[J]. Journal of Financial Economics, 2006, Vol 82, P197–225.

[59] William H. Greene. A Gamma-distributed stochastic frontier model[J]. Journal of Econometrics, 1990, Vol46, p141–163.

[60] William H. Greene. Simulated Likelihood Estimation of the Normal-Gamma Stochastic Frontier Function [J]. Journal of Productivity Analysis, 2003, Vol19, pp 179-190

[61] T. Coelli. Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: A Monte Carlo analysis[J]. Journal of Productivity Analysis, 1995, Vol 6, P247-268.

[62] C. Cornwell, P. Schmidt, RC. Sickles. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels[J]. Journal of econometrics, 1990, Vol 46, P185–200.

[63] SC. Kumbhakar, A. Heshmati. Parametric approaches to productivity measurement: a comparison among alternative models[J]. Journal of Economics, 1999, Vol 101, P405–424.

[64] SC. Ahn, Y. Hoon Lee, P. Schmidt. GMM estimation of linear panel data models with time-varying individual effects[J]. Journal of Econometrics, 2001, Vol 101, P219–255.

[65] SC. Ahn, YH. Lee, P. Schmidt. Stochastic frontier models with multiple time-varying individual effects[J]. Journal of Productivity Analysis, 2007, Vol 27, P1-12.

[66] G. E. Battese, T. J. Coelli. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. Empirical Economics, 1995, Vol20, p325-332.

[67] 陈小悦, 肖星, 过晓艳. 配股权与上市公司利润操纵[J]. 经济研究, 2000, 01 .

[68] H. Demsetz, B. Villalonga. Ownership structure and corporate performance[J]. Journal of Corporate Finance, 2001, Vol 7, P209–233.

[69] M Fuss, DL McFadden, Y Mundlak. A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production, Chapter 4 in Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, 1978,

Vol. 1 from McMaster University Archive for the History of Economic Thought

[70] HJ Wang, P Schmidt. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels[J]. Journal of Productivity Analysis, 2002, Vol 2, p129-144

[71] 林俊清, 黄祖辉, 孙永祥. 高管团队内薪酬差距, 公司绩效和治理结构[J]. 经济研究, 2003, 04.

致 谢

首先要感谢我的导师苗敬毅教授。本文是苗敬毅教授精心指导和大力支持下完成的。从本文的选题、开题、写作直到最后定稿，苗敬毅老师都倾注了大量的时间和心血。在此次论文完成过程中，苗敬毅老师渊博的知识、开阔的视野和敏锐的思维给了我深深的启迪，在他的帮助下我学到了许多专业方面的知识和写作技巧，研究的能力有了很大的提高。苗敬毅老师严谨求实的治学态度、高度的敬业精神、孜孜以求的工作作风和大胆创新的进取精神深深影响了我，在今后的工作和学习中，我要始终向他这样的学者学习。

其次，我要感谢ft西财经大学管理科学与工程学院的各位领导、老师对我三年的辛勤教育和培养，特别是教导过我的张所地教授、孙国强教授、郭淑芬教授等老师。在他们的指引下我的专业理论更加扎实，科研能力也有了显著提高，这些让我终生受益。

另外，我还要特别感谢荆树伟同学对我的论文所提出的宝贵意见，为我完成这篇论文也提供了极大的帮助。

同时，也衷心地感谢我的家人，是他们始终支持我、鼓励我，他们的爱给了我拼搏的动力和勇气，使我能够顺利地完成硕士阶段的学业。

最后，再次对关心、帮助我的老师和同学表示衷心地感谢。

附录一、Stata编程命令

在这部分给出本文中所使用的stata操作命令，“\*”表示该命令并没有被运行，“///”表示与下一行连续，“//”表示后面是注释。

**Stata命令如下：**

Use TE. dta, clear xtbalance, r(2002,2011)

gen v212=v21^2 //根据一种理论，股权呈现U字形

Xtset idcode year

label var rb"管理人员薪酬差距“

label var v212"总经理持股比例的平方项“

Order c6 c7 c22 v17 v21\_w v5 rb v212 cr\_5 c13 c14 sum c6 c7 c22 v17 v21\_w v5 rb v212 cr\_5 c13 c14 tab csrc\_new

Local x" v17 v5 v4 v21\_w c6 c7 c13 c22 cr\_5 rb v212" foreach v of var `x'{

Clonevar ln\_`v' = `v' replace ln\_`v'=ln(`v')

}

sum

Xtfrontier ln\_c6 ln\_c7 ln\_c22, ti est store m1

Xtfrontier ln\_c6 ln\_c7 ln\_c22, tvd est store m2

Hausman m1 m2

Esttab m1 m2 using sfa ti tvd. csv, mtitle(M1(ti) M2(tvd)) b(%6.3f) se(%6.2f) replace /// star(\* 0.1 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01) scalar(sigma2 sigma2\_u2 sigma2\_v2 gamma N) compress nogap

\*eta 显著异于0，tvd模型

\*predict xb, xb //线性拟合

\* gen r =ln\_c6-xb predict eff, te

\*predict ut, u

\*gen u=1-ut

\*test ln\_c7 +ln\_c22 = 1

\*gen eff\_m=mean(eff)

\*sum eff

\*count if eff<0.6

Tabstat eff, stats(N mean sd min max) c(s)

bysort year: egen effmean = mean(eff) //各年度的效率均值

Bysort idcode: egen effid = mean(eff) twoway connect effmean year, sort ///

Xlabel(2002(1) 2011, grid) /// xscale(titlegap(2)) ///

Ylabel(0.25(0.05) 0.32, format(%4.2f) angle(0)) /// scheme(s2mono) legend(on) ///

Xtitle(Year) /// ytitle(eff ratio) histogram effid

\*drop if eff\_te==.

\*egen avgeff = mean (eff), by(id)

\*egen avgeff2 = mean (eff), by(year)

\*twoway scatter avgeff id

\*twoway scatter eff v212 if ln\_c7 <ln\_c7\_mean // strong + relative

\*============= 对R2的研究

Rencode csrc\_new, replace tab csrc\_new, gen(newcsrc)

reg eff c13 c14 newcsrc\* //AR依旧很小，行业效应无法解释

Est store q1 drop newcsrc\*

\*egen miss = rmiss(\_all)

\*drop if miss! =0

Tab idcode, gen(id\_t)

reg eff c13 c14 id\_t\* //ar=0.99, 完美解释est store q2

Drop id\_t\*

Tab year, gen(yearcode)

reg eff c13 c14 yearcode\* //可以忽略est store q3

Drop yearcode\*

Esttab q\* using r2test. csv, mtitle(m1(group) m2(id) m3(year)) se replace /// star(\* 0.1 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01) scalar(r2 r2\_a N) compress nogap keep(c13 c14)

Xtreg eff c13 c9 ln\_c21 ln\_v4 ln\_v5 v6 v11 ln\_v13 v12 ln\_v14 ln\_v15 v17 v19 v21 ln\_c14 ln\_c20 ln\_c19 v17

Est store m1

Stepwise eff c13 c9 v11 ln\_v13 ln\_v14 v17 ln\_c14 ln\_c19 v17 //good est store m2

Esttab m1 m2

Xtreg eff c13 c14 v21 rb v212 v17 ln\_v5 cr\_5, fe est store fe1

Xtreg eff c13 c14 rb v21 v212 v17 ln\_v5 cr\_5, re est store re1

xtoverid //不适合re

xttest3 //异方差检验，需要稳健估计

\*est table fe1 re1, star(0.1 0.05 0.01)

Esttab re1 fe1 using xtoverid. csv, mtitle(m1(re) m2(fe)) se replace /// star(\* 0.1 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01) scalar(r2 r2\_a N) compress nogap

hausman fe1 re1 //只能用fe

\*xtreg eff c13 c14 rb v21 v212 v17 ln\_v5 cr\_5 if ln\_c7 <ln\_c7\_mean, fe

\*est store fe2

\*xtreg eff c13 c14 rb v21 v212 v17 ln\_v5 cr\_5 if ln\_c7> ln\_c7\_mean, fe

\*est store fe3

\*est tab fe\*, star(0.1 0.05 0.01)

\*区分不同规模下eff

Bysort year: egen ln\_c7\_mean = mean(ln\_c7) //各年度的样本均值bysort year: egen eff\_small = mean(eff) if ln\_c7 <ln\_c7\_mean bysort year: egen eff\_large = mean(eff) if ln\_c7> ln\_c7\_mean

Twoway connect eff\_small eff\_large year, sort /// xlabel(2002(1) 2011, grid) /// xscale(titlegap(2)) ///

Ylabel(0.25(0.05) 0.32, format(%4.2f) angle(0)) /// scheme(s2mono) legend(on) ///

Xtitle(Year) /// ytitle(eff ratio)

\*====xttobit估计

Xttobit eff c13 c14 rb v21 v212 v17 ln\_v5 cr\_5, ll(0) ul(1) est store tob1

Xttobit eff c13 c14 rb v21 v212 v17 ln\_v5 cr\_5 if ln\_c7 <ln\_c7\_mean, ll(0) ul(1) est store tob2

Xttobit eff c13 c14 rb v21 v212 v17 ln\_v5 cr\_5 if ln\_c7> ln\_c7\_mean, ll(0) ul(1) est store tob3

Est tab sc\* tob\*, star(0.1 0.05 0.01)

Esttab tob\* using tob. csv, mtitle(m1(all) m2(small) m3(big)) se replace /// star(\* 0.1 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01) scalar(rho sigma\_e sigma\_u) compress nogap

\* ===========采用Newey-West估计调整标准误.稳健估计

Xtscc eff c13 c14 rb v21\_w v212 v17 ln\_v5 cr\_5, fe est store sc1

Xtscc eff c13 c14 rb v21\_w v212 v17 ln\_v5 cr\_5 if ln\_c7 <ln\_c7\_mean, fe est store sc2

Xtscc eff c13 c14 rb v21\_w v17 v212 ln\_v5 cr\_5 if ln\_c7> ln\_c7\_mean, fe est store sc3

Est tab sc\*, stats(N r2\_a) star(0.1 0.05 0.01)

Esttab sc\* using sc. csv, mtitle(m1(all) m2(small) m3(big)) se replace /// star(\* 0.1 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01) scalar( withinR2 N) compress nogap

\*=====修正后的随机前沿模型=========== local x1" v21 v212 cr\_5 c13 "

Foreach v of var `x1' {clonevar ln\_`v' = `v' replace ln\_`v'=ln(`v')

}

Xtfrontier ln\_c6 ln\_c7 ln\_c22 ln\_v21 cr\_5 c13, ti est store q1

Xtfrontier ln\_c6 ln\_c7 ln\_c22 ln\_v21 cr\_5 c13, tvd est store q2

Esttab q\* using q2. csv, mtitle(m1(ti) m2(tvd)) se replace /// star(\* 0.1 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01) scalar( eta mu N) compress nogap

Est tab q2, se predict te2, te gen mte2=1-te2

Sum te2

List te2 in 1/100

Bysort year: egen ln\_c7\_mean = mean(ln\_c7) //各年度的样本均值bysort year: egen fix\_eff\_small = mean(te2) if ln\_c7 <ln\_c7\_mean bysort year: egen fix\_eff\_large = mean(te2) if ln\_c7> ln\_c7\_mean

Twoway connect fix\_eff\_small fix\_eff\_large year, sort /// xlabel(2001(1) 2010, grid) /// xscale(titlegap(2)) ///

Ylabel(0.25(0.05) 0.32, format(%4.2f) angle(0)) /// scheme(s2mono) legend(on) ///

Xtitle(Year) /// ytitle(fixed eff ratio)

\*对修正前后的技术效率模型的技术效率进行对比

Twoway connect eff\_small fix\_eff\_small year, sort /// xlabel(2001(1) 2010, grid) /// xscale(titlegap(2)) ///

Ylabel(0.25(0.05) 0.32, format(%4.2f) angle(0)) /// scheme(s2mono) legend(on) ///

Xtitle(Year) /// ytitle(eff ratio)

Twoway connect eff\_large fix\_eff\_large year, sort /// xlabel(2001(1) 2010, grid) /// xscale(titlegap(2)) ///

Ylabel(0.25(0.05) 0.32, format(%4.2f) angle(0)) /// scheme(s2mono) legend(on) ///

Xtitle(Year) /// ytitle(eff ratio)

附录二、R软件程序命令代码

所用软件工具包：foreign &frontier packages

\*R\_USE CODE

Lx1=read. dta(" E: /small. dta") //

Lx1Front <- sfa( ln\_c6 ~ln\_c7 +ln\_c22+ t+ ln\_c72 +ln\_c222 +t2+ lnc27+ lnc6t+ lnc22t|

+ c13 + c14 + rb+ v21+ v212+ v17+ln\_v5+cr\_5 , data = lx1 ,restartFactor = 0.9954 ) summary(lx1Front)

eff=efficiencies( lx1Front ) lx2=read.dta("E:/ big.dta")

lx2Front <- sfa( ln\_c6 ~ln\_c7 +ln\_c22+ t+ ln\_c72 +ln\_c222 +t2+ lnc27+ lnc6t+ lnc22t|

+ c13 + c14 + rb+ v21+ v212+ v17+ln\_v5+cr\_5 , data = lx2 ,restartFactor = 0.9954 ) summary(lx2Front)

eff2=efficiencies( lx2Front )

write.table(eff2, file = "", append = FALSE, quote = TRUE, sep = " ",eol = "\n", na = "NA", dec = ".", row.names

= TRUE,col.names = TRUE, qmethod = c("escape", "double"))

附录三、软件截图



图1 行业信息统计截图



图2 主要变量统计信息



图3 主要变量方差特征



图4 时不变随机前沿模型估计结果



图5 时变随机前沿模型估计结果



图6 固定效应估计结果



图7 随机效应估计结果



图8 Hausman检验结果



图9 Sargan-Hansen检验结果



图10 wald检验结果



图11 Newey-West对三组的估计值



图12 tobit分组回归估计结果



图13 R软件中一步法估计结果1（小）



图14 R软件中一步法估计结果2（大）



图15 修正后的随机前沿模型估计结果

# 攻读硕士学位期间发表的论文

1. 苗敬毅;蔡呈伟. 我国煤炭行业上市公司技术效率及其影响因素——基于Tobit-DEA模型[J]. 技术经济, 2012, (7).

2. 苗敬毅;蔡呈伟. 我国煤炭行业上市公司生产效率及影响因素研究[J]. 煤炭经济研究, 2012, (7).

3. 蔡呈伟;苗敬毅. 基于PROMETHEE法对农户小额贷款的信用评价[J]. 物流工程与管理2012, (5).

4. 苗敬毅;蔡呈伟. 基于“蜈蚣博弈悖论”的晋商创业者诚信特质分析[J]. 科技信息,2012, (23).

5. The study on the technical efficiency of the listed coal companies Jingyi Miao, Chengwei Cai ICEESD 2012能源、环境与可持续发展国际学术会议.