

# 经理人市场竞争、经理人激励与上市公司财务舞弊的关系

袁春生 祝建军

(江西师范大学财政金融学院 南昌 330022 武汉科技学院 武汉 430077)

**【摘要】** 本文研究了经理人市场竞争、经理人激励与上市公司财务舞弊的关系。研究表明,治理财务舞弊较好的途径是优化经理人的选任机制和竞争机制,而不仅仅只是强化其激励。

**【关键词】** 财务舞弊 经理人市场 公司治理

近年来,我国大量上市公司财务舞弊案件的发生给投资者带来巨大损失,如何防止财务舞弊、保护投资者利益成为证券市场建设的一大难点问题。财务舞弊不仅仅是会计问题,它也与公司治理有着紧密的联系。国外许多研究表明,公司董事会结构、董事会规模、股权结构、审计委员会、外部审计等公司治理机制对财务舞弊有着显著影响。我国的一些经验研究也基本得出类似结果。然而,这些研究还存在以下不足之处:①普遍没有关注经理人市场竞争这一外部治理机制对财务舞弊的影响;②没有关注经理人激励机制发生作用的前提条件。考虑上述二点,笔者将对经理人市场竞争、经理人激励与我国上市公司财务舞弊之间的关系进行研究。

## 一、理论分析与研究假设

1. 经理人市场竞争与财务舞弊。在竞争的经理人市场中,经理人为了在未来获取较高收入,将会努力工作,向经理人市场显示其经营能力并维持良好的声誉。因此,尤金·法玛认为经理人与股东之间的代理问题可以通过市场来缓和。另外,在股东或者董事会不可能完全监督经理人的行为时,往往给予经理人效率工资,以提高经理人不努力工作而被解聘的机会成本,从而促使经理人努力工作。因此,基于声誉机制和效率工资的作用,经理人市场竞争会减少财务舞弊行为。李双金也认为在转轨经济中,可信承诺问题的解决有赖于充分竞争。笔者将从三方面来考察这两者之间的关系。

(1)地区上市公司数量与财务舞弊。经理人声誉机制和效率工资作用的发挥依赖于活跃的经理人市场,一个活跃的经理人市场将对经理人形成制约,经理人之间的相互竞争将促使经理人努力证明自身人力资本的价值并以此获得高于平均水平的报酬,同时减少被解聘而支付的高额机会成本。一般来说,在经济比较发达、上市公司数量较多的地区,其劳动力市场比较发达,现任经理人面临着来自更多潜在竞争者的压力。同时,这些地区的产品市场竞争也比较激烈,上市公司往往需要给予经理人较高的薪酬以激励经理人努力工作、赢得竞争。因此,地区上市公司数量是一个反映此区域经理人市场竞争情况的指标。在上市公司数量较多的地区,经理人声誉机制和

效率工资作用将促使经理人努力工作而不是通过财务舞弊来获得高额报酬。基于此,我们假定:

H1:地区上市公司数量与财务舞弊负相关。

(2)经理人变更与财务舞弊。经理人市场竞争的另一标志是经理人的替换。经理人替换的能力假说认为,在竞争比较完全的经理人市场中,如果董事会察觉CEO的能力低下,或者其技能与公司的需要不匹配,就可能替换现任CEO。DeFond和Park的研究发现,竞争性行业的经理人变更频率高于非竞争性行业。经理人市场的竞争可以促使管理者在经营中以股东利益为重,否则他们将被其他人替代。而且,经理人能力低下的公司往往业绩不佳,容易发生财务舞弊,这些公司会试图通过替换经理人来改善业绩。Beasley研究发现,CEO的任职期限与财务舞弊存在负相关关系,也就是说舞弊公司的CEO更容易被解聘。因此,我们假定:

H2:经理人变更与财务舞弊正相关。

(3)经理人类别与财务舞弊。经理人市场竞争程度的标志之一是经理人是否为外部人。在其他条件不变的情况下,处于完全竞争的经理人市场,上市公司有更大的余地从外部选择优秀经理人来经营企业;而在经理人市场不成熟的条件下,可供选择的优秀经理人较少,上市公司不得不从董事会内部挑选经理人。利用董事会监控总经理,是股东维护自身利益的一种机制,然而总经理同时兼任董事,那意味着总经理自己监督自己。总经理兼任董事会削弱董事会的监控功能,公司倾向于隐瞒对自身不利的信息,使公司透明度降低,财务舞弊发生的可能性增加。如果总经理为外部人士,就不存在总经理自我监督问题。Dechow、Sloan、Sweeney研究发现,CEO兼任董事长的公司更容易因违反公认会计准则而受到美国证券会的处罚。Forker的研究支持董事长与总经理两职合一会威胁到内部监控质量和信息披露质量,并发现两职合一与公司信息披露水平存在负相关关系。Beasley、Uxun、Sharma等都发现两职合一与财务舞弊呈正相关关系。因此我们假定:

H3:经理人为内部人时公司财务舞弊可能性更大。

2. 经理人激励与财务舞弊。效率工资理论认为很难监督

代理人的工作时,给予代理人高于市场平均水平的工资会提高代理人不努力工作的机会成本,因而可以促使其努力工作。经理人的工作具有高度不确定性,比一般工人更难以监督,因此给予其高于市场平均水平的工资能够发挥更大效果。报酬较高的经理人工作更努力,企业业绩一般也应较好;同时,报酬越高,经理人财务舞弊的机会成本更大。效率工资的这两种效应将使公司的财务舞弊行为更少发生。Beasley发现,作为激励方式的一种,高级管理人员持股比例与财务舞弊是负相关的。张俊生、曾亚敏的实证研究表明高级管理人员的现金报酬与企业失信行为之间呈反向关系。因此我们假定:

H4: 经理人激励与财务舞弊负相关。

## 二、实证分析模型与数据

1. 检验模型。本文分两步对假设进行检验。首先,从四个解释变量(上市公司数量、经理人变更、经理人类别、经理人激励)中选择一个变量,与控制变量一起进行Logistic回归。检验模型为:

$$\text{FRAUD} = \beta_0 + \beta_1 b_1 \text{NOLC} + \beta_2 b_2 \text{CEOC} + \beta_3 b_3 \text{CEOT} + \beta_4 b_4 \text{TOP3} + \beta_5 \text{RCON} + \beta_6 \text{BODS} + \beta_7 \text{ROTS} + \beta_8 \text{LEVE} + \beta_9 \text{ROSA} + e \quad (1)$$

$$b_i = 0, 1$$

在式(1)中,每次只有一个 $b_i$ 取值为1,其他 $b_i$ 取值为0,如此我们可以对四个假设分别进行检验。例如,当 $b_1=1, b_2=b_3=b_4=0$ ,回归(1)是对上市公司数量(NOLC)与财务舞弊关系的检验。

其次,我们将经理人激励(TOP3)分别与经理人市场竞争的三个代理变量(NOLC、CEOC、CEOT)之一结合起来进行Logistic回归,以检验考虑经理人市场竞争后,经理人激励是否还对财务舞弊有显著影响。检验模型为:

$$\text{FRAUD} = \beta_0 + \beta_1 b_1 \text{NOLC} + \beta_2 b_2 \text{CEOC} + \beta_3 b_3 \text{CEOT} + \beta_4 \text{TOP3} + \beta_5 \text{RCON} + \beta_6 \text{BODS} + \beta_7 \text{ROTS} + \beta_8 \text{LEVE} + \beta_9 \text{ROSA} + e \quad (2)$$

$$b_i = 0, 1$$

同样,在式(2)中每次只有一个 $b_i$ 取值为1,其他 $b_i$ 取值为0。

在回归模型中,FRAUD为因变量,如公司发生财务舞弊则等于1,否则为0。解释变量为:NOLC表示所处省(市)的上市公司数量;CEOC表示经理人变更,总经理发生变更取1,未变更取0;CEOT为经理人类别,总经理未担任除总经理职务以外的其他高级管理职务则为外部人,取值为1,否则为内部人,取值为0;TOP3为经理人报酬,指取值金额前三名高级管理人员的报酬总额(万元)。以下为控制变量:RCON为上市公司第一大股东实际控制人类型,0表示上市公司实际控制人为国有控股、集体控股、社会团体控股,1表示民营控股、外资控股、职工持股会

控股;BODS为董事会规模;ROTS为流通股比例;LEVE为资产负债率;ROSA为资产周转率。

## 2. 样本选择与数据来源。

(1)财务舞弊样本。在此选择国泰安(CSMAR)违规处理数据库(1990~2004年)2002~2004年间A股公司财务舞弊样本,并将下列公司剔除:①一家PT公司(PT金田);②五家数据不全且难以通过其他途径查找的财务舞弊公司(ST天龙、ST生态、鞍山一工、精密股份、ST皇台);③金融业务公司(安信信托)。从而得到137个财务舞弊公司样本。

(2)配对样本。采用以下标准及优先顺序选择配对样本:①与财务舞弊公司在同一上市地(上海证券交易所或深圳证券交易所)、同一会计年度。②与财务舞弊公司处于同一行业,行业分类标准参考中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》,以CSRC三位数行业代码为标准划分。如无三位数行业代码配对样本则以二位代码或一位代码为准。③与财务舞弊公司总资产相当。按此方法为每一财务舞弊公司配对一家未舞弊公司。

(3)数据来源。数据从以下途径获取:①财务舞弊公司名录来源于CSMAR违规数据库;②公司治理与财务数据主要来源于北京色诺芬信息服务有限公司开发的中国证券市场数据库系统。

## 三、实证分析结果

1. 描述性统计。表1列出了各变量的均值、标准差和曼-惠特尼U检验结果。

表1 变量的描述性统计与曼-惠特尼U检验

	总体情况		舞弊公司		未舞弊公司		曼-惠特尼U	
	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev	Z值	Sig.2-tailed
NOLC	63.16	43.076	59.09	42.027	67.23	43.876	-1.603	0.109
CEOC	0.32	0.469	0.41	0.493	0.24	0.429	-2.962	0.003
CEOT	0.20	0.401	0.26	0.438	0.15	0.354	-2.258	0.024
TOP3	38.72	47.53	34.31	41.53	43.14	52.64	-2.581	0.010
RCON	0.29	0.454	0.42	0.495	0.16	0.368	-4.659	0.000
BODS	9.50	2.020	9.11	1.877	9.90	2.087	-3.312	0.001
ROTS	41.68	13.01	44.03	13.23	39.33	12.39	-3.168	0.002
LEVE	0.701	1.608	0.930	2.244	0.473	0.225	-4.825	0.000
ROSA	55.94	58.25	40.71	37.67	71.17	70.18	-5.777	0.000

表1的对比数据显示,财务舞弊公司所处地区的上市公司数量略小于未舞弊公司所处地区的上市公司数量,约在10%的水平上显著。财务舞弊公司变更总经理的比例为41%,远大于未舞弊公司的24%,显著性水平为1%。这两个变量的描述性统计结果分别与H1、H2一致。但是,舞弊公司总经理来自于外部人士的比例(26%)高于未舞弊公司的比例(15%),显著性水平为5%,与假设H3不一致。舞弊公司排名前三位高级管理人员报酬总额(34.31万元)明显低于未舞弊公司(43.14万元),与H4一致。

财务舞弊公司与未舞弊公司在五个控制变量上都存在显著性差异,显著性水平皆为1%。财务舞弊公司实际控制人更可能来自于民营企业、外资企业和职工持股会;财务舞弊公司董事会规模、资产周转率低于未舞弊公司,流通股比例和资产负债率高于未舞弊公司。

2. 回归分析。按研究设计进行Logistic回归分析的结果见表2。

**表2 Logistic 回归分析结果**

A 栏:模型(1)的检验结果						
变量	假设	预期符号	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)
常数			0.298	-0.274	-0.228	-0.188
NOLC	H1	-	-0.006 **			
CEOC	H2	+		0.553 **		
CEOT	H3	-			0.411	
TOP3	H4	-				-0.005 *
RCON			1.057 **	0.967 ***	0.999 ***	1.089 **
BODS			-0.202 **	-0.188 ***	-0.178 ***	-0.184 ***
ROTS			0.033 ***	0.033 ***	0.032 ***	0.037 ***
LEVE			1.745 **	1.618 ***	1.653 ***	1.662 ***
ROSA			-0.012 **	-0.013 ***	-0.013 ***	-0.011 ***
B 栏:模型(2)的检验结果						
变量	假设	预期符号	回归(1)	回归(2)	回归(3)	
常数			0.155	-0.371	-0.323	
NOLC	H1	-	-0.005 *			
CEOC	H2	+		0.530 **		
CEOT	H3	-			0.372	
TOP3	H4	-	-0.004	-0.004	-0.004	
RCON			1.111 ***	1.032 ***	1.062 ***	
BODS			-0.201 ***	-0.189 ***	-0.179 ***	
ROTS			0.037 ***	0.038 ***	0.037 ***	
LEVE			1.711 ***	1.593 ***	1.628 ***	
ROSA			-0.011 ***	-0.011 ***	-0.011 ***	

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示其显著性水平为0.1、0.05、0.01,为单尾检验。

在表2中,A栏是运用模型(1)分别对四个假设进行检验的结果。在A栏回归(1)中,上市公司数量(NOLC)的系数为-0.006,有显著性水平为5%,这与描述性统计结果一致,也与H1一致。回归(2)中经理人变更(CEOC)的系数为正且显著性水平为5%,也与H2一致。这表明地区上市公司的数量越多,各上市公司经理人之间会形成竞争,经理人市场对上市公司经理人的压力增加,从而财务舞弊会减少,因为如果选择财务舞弊他将更有可能被其他经理人所替代,财务舞弊的私人成本增加。

回归(3)中经理人类型(CEOT)的系数为正,没有通过显著性检验,与H3不一致。从逻辑上看,内部人控制问题是我国上市公司的一大弊端,在内部人占多数的情况下,高级管理人员容易为谋取私人利益而相互串通。总经理如果来自于外部,那公司舞弊的可能性较小。吴世农、蔡志岳也发现董事长兼任总经理的公司不容易违规,他们认为,董事长和总经理合一将提高董事会和管理层的工作效率。我们对样本公司的平均利润进行简单统计发现,总经理来自于外部的55家上市公司的平均利润为-9 200万元,而总经理来自于内部的219家上市公司的平均利润为-528.65万元。因此,财务舞弊更可能是源自于利润的压力。此结果表明我国经理人市场不成熟,因而为提高公司绩效,上市公司不得不从内部选择经理人,外部经理人

的引入可能会降低企业经营绩效,增大财务舞弊的可能性。

回归(4)中,经理人激励(TOP3)的系数为-0.005,统计显著性水平为10%,这与H4相符。在给定其他条件相同的情况下(没有考虑经理人市场的差异),给予经理人较高报酬可以预防上市公司财务舞弊行为。这可以通过两个机制来起作用:一是较高报酬促使经理人努力工作,从而企业绩效较好,财务舞弊行为更少;二是较高报酬增加了其财务舞弊的事后成本。

B栏是运用模型(2)的检验结果。我们将经理人激励分别和三个经理人市场竞争的代理变量结合在一起得到三个回归结果。在回归(1)中,上市公司数量(NOLC)的系数为-0.005,统计显著性水平为10%。在回归(2)中,经理人变更(CEOC)在系数为0.53,统计显著性水平为5%。这两个结果进一步验证了H1与H2,笔者认为经理人市场竞争确实对财务舞弊起到一定的防范作用,可以减少公司的代理成本。回归(3)中的经理人类型(CEOT)系数仍然为正(0.372)且不显著。这三个回归的结果与A栏的一致。

经理人激励(TOP3)在三个回归方程中的系数虽然为负,但是都不显著,与A栏中回归(4)的结果不一致。经理人为显示其经营能力而在未来获得较高报酬会努力工作,效率工资则增加了经理人偷懒的机会成本,因此给予管理人员较高的报酬有助于防止舞弊行为。在描述性统计中我们也发现,财务舞弊公司经理人激励确实低于未舞弊公司。为何此时结果不再显著?笔者认为为经理人市场不成熟所致。声誉机制与效率工资对经理人行为产生制约作用的前提条件是存在活跃的经理人市场。如果经理人的能力最终不能体现为报酬的提高,经理人就失去了向市场显示其优秀经营能力的动力,如果没有来自其他经理人的竞争,能力低下的经理人将不会被更换。因此,在成熟度较低的经理人市场中,声誉机制与效率工资都将失效,财务舞弊给经理人带来的高额收益与财务舞弊行为被发现时较低的机会成本将促使经理人进行财务舞弊。

#### 四、结论

本文考察了经理人市场与经理人激励对上市公司财务舞弊的影响。研究表明:上市公司较多的省份,其上市公司财务舞弊可能性较小;经理人变更与公司财务舞弊正相关;总经理来自于公司内部有助于降低财务舞弊概率,但这种关系不显著;经理人激励有助于公司防止财务舞弊,但考虑经理人市场竞争因素后,二者之间的关系不再显著。最终的结论是:经理人市场竞争程度与上市公司财务舞弊负相关,竞争性的经理人市场有助于防止公司财务舞弊行为;不活跃的经理人市场将使经理人声誉机制与效率工资机制失效,从而使经理人激励机制的效果受到影响。

【注】本文系国家自然科学基金项目(项目编号:06BJY015)和湖北省社科基金课题(2005058)阶段性研究成果。

#### 主要参考文献

1. 梁杰,王璇,李进中.现代公司治理结构与会计舞弊关系的实证研究.南开管理评论,2004;6
2. 张俊生,曾亚敏.上市公司的失信行为:公司治理角度的分析.经济科学,2004;6