

公司治理、信息披露质量与知情交易

陈国辉¹, 胡欣¹, 刘斌^{2,3}

(1. 东北财经大学 会计学院, 辽宁 大连 116025; 2. 大连理工大学 博士后流动站, 辽宁 大连 116024;
3. 大连银行 博士后工作站, 辽宁 大连 116001)

[摘要]通过对公司治理、信息披露质量与知情交易之间关系的检验,发现股权集中导致的协同效应及壕沟效应同时存在,董事会规模及独立性对信息披露质量及知情交易的影响不明显,高管货币薪酬激励手段比股权激励手段更有效。研究表明,在当前我国资本市场不完善、知情交易日益增多的背景下,努力提高信息披露质量、实现股权适度分散以及合理制定高管薪酬契约对减少知情交易、维护资本市场的良好秩序具有重要意义。

[关键词]信息不对称;公司治理;信息披露质量;知情交易;资本市场;股权适度分散;高管薪酬契约;公司治理;内幕交易;财务造假

[中图分类号]F230 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2015)05-0055-11

一、引言

信息不对称使得资本市场上操纵问题、内幕交易问题、财务造假问题等层出不穷,严重违反了资本市场的“三公”原则,损害了其他市场参与方的利益。知情交易以及日益猖獗的内幕交易均是信息披露质量不高的经济后果之一,因而公司治理、信息披露质量以及知情交易之间有着怎样的关系引发了笔者的研究兴趣。

鉴于知情交易的不可观测性,在很长一段时间里,如何识别和测度知情交易一直是学者们关注的热点。早期研究只是通过粗略地观察买卖价差的大小及证券成交量和未来收益之间的关系区分知情交易与正常的流动性交易,随后 Easley 提出了信息交易概率模型(简称为 EKOP 模型)^[1-5]。因 EKOP 模型可以直接估计每只股票知情交易的概率,即 PIN 指数(Probability of Informed-based Trading),所以在提出之后很快成为度量知情交易的经典模型,随后的研究多是围绕该模型展开或者对该模型进行部分改进^[6-8]。也有部分学者用 PIN 指数衡量信息风险,即因信息不对称而使得投资者遭受损失的可能性。本文采用 EKOP 模型计算 PIN 指数以衡量知情交易发生的概率。

二、理论分析与研究假设

Berle 等和 Jensen 等认为公司治理的焦点在于使所有者与经营者的利益相一致^[9]。Cochran 和 Wartick 则认为公司治理要解决的是公司所有相关利益者之间相互作用产生的特定问题^[9]。前一种观点强调保护所有者(即股东)的利益,后一种观点则强调保护所有利益相关者的权益。无论何种观点都表明公司治理是连接公司内部和资本市场投资者之间的“桥梁”和“纽带”,而信息披露是一种重

[收稿日期]2014-06-24

[作者简介]陈国辉(1955—),男,辽宁沈阳人,东北财经大学会计学院教授,博士生导师,从事会计理论与方法论研究;胡欣(1991—),女,河南商丘人,东北财经大学硕士研究生,从事资本市场财务与会计研究;刘斌(1981—),男,辽宁沈阳人,大连理工大学博士后,大连银行博士后,从事会计信息含量与内部控制评价研究。

要的内外沟通方式,因此公司治理水平的高低在很大程度上影响沟通的有效性。

信息披露制度又称信息公开制度,是指在资本市场上公开发行人证券者,将公司财务、经营、投资结构、董事会构成等信息完全、真实、准确、及时地予以公开,供市场理性判断证券投资价值以维护公司股东或债权人的合法权益的法律制度^①。信息披露制度是证券发行和交易制度的重要组成部分,有助于缓解市场参与者之间的信息不对称、提高资源配置效率、减少市场上的知情交易以及提升市场有效性。根据现有研究,影响信息披露质量的因素既有公司治理等微观因素,也有法律、投资者保护程度等宏观因素,本文的研究将围绕公司治理展开。

猖獗的内幕交易已经成为资本市场上一个不得不重视的“毒瘤”,但现有研究往往对内幕交易和知情交易不加区分。虽然两类交易都属于信息不对称的经济后果,但不能在两者之间画等号。内幕交易与知情交易均由信息不对称引发,而且根据现有研究,两类交易主体均具有一定的择时性,即交易主体总会根据现有信息做出自身利益最大化的决策^[10-11]。只是,内幕交易被明确界定为违法行为,知情交易则不然。两类交易最大的区别在于用作交易依据的信息来源是否合法,内幕交易基于需要严格保密的内幕信息,这类信息在公司公开披露之前任何人不得出于私利予以泄露;知情交易的依据则不一定是内幕信息,也可以是证券分析师等中介机构利用现有的公开信息进一步分析得到的结论。当知情交易依据的信息属于内幕信息时,所谓的“知情交易”也就变成了违法的“内幕交易”。本研究将基于公司治理视角探索知情交易的影响因素,以丰富公司治理、信息披露质量以及知情交易相关的研究,力求为监管机构分析内幕交易相关的影响因素提供一定的参考。虽然知情交易并不像内幕交易那样在理论及实务界备受瞩目,但是既然内幕交易属于特殊的知情交易,且内幕交易的监管具有一定的复杂性,如果能够厘清知情交易的影响因素,那么对于研究内幕交易也有一定的借鉴意义。

下文将分别检验信息披露质量与知情交易、信息披露质量与公司治理以及公司治理、信息披露质量与知情交易之间的关系,其中后两类关系分别从股权集中度、董事会特征及高管激励三个角度展开。

(一)信息披露质量与知情交易

基于公司内外部之间的信息不对称,投资者作为资金的提供方有权了解、监督资金的使用情况。但限于投资者的专业素养和资金收集的成本效益原则,不同投资者获取信息的速度、质量是有差异的,因此就有了知情交易与非知情交易的区分。基于新的、真实信息的交易属于知情交易,出于流动性需要或者基于谣言等其他原因的交易则属于非知情交易。根据市场有效性假说,信息披露越及时,证券的价格与其真实价值越接近,市场越有效,而知情交易者利用其所获取的信息进行知情交易的机会就越少,即信息披露质量与知情交易之间应当是负相关关系。

H1:在其他条件一定时,公司信息披露质量越高,其发生知情交易的可能性越小。

(二)股权集中度、信息披露质量与知情交易

传统的代理理论认为,企业内部存在着利益协同效应(Alignment Effects),较为集中的股权可以使控股股东和中小股东的利益趋于一致,即大股东能更好地发挥监督作用,缓解公司的代理冲突。同时,为了降低融资成本,博取中小股东与债权人的好感,控股股东会有意识地提高公司的信息披露质量^[12-14]。为此,公司股权集中度越高,其信息披露质量将越高,相应的知情交易就越少。但是与中小股东相比,控股股东享有控制权私利。控股比例越大,其攫取控制权私利的动机越强。根据壕沟效应(Entrenchment Effects)假说,为了获取控制权私利,控股股东会通过内幕交易、关联交易等渠道转移公司的优质资源,并倾向于隐藏或推迟披露信息,或者与管理层合谋进行盈余管理,从而公司的信息披露质量就会降低^[15-16]。Fan和Wong指出,亚洲国家的上市公司很多是金字塔型股权结构,交叉持股现象比较普遍,控股股东的控制权远远超过其享有的现金流权,这将加剧壕沟效应^[16]。据此,上市公司的股权集中度越高,上市公司的信息披露质量越差,知情交易越多。从代理理论来看,利益协同

^①张连起.公司治理与信息披露的关系[N].中国财经报,2003-06-25(002).

效应更多地针对第一类代理问题,即降低了股东与管理者之间的代理冲突,而壕沟效应则针对第二类代理问题,即加剧了控股股东对中小股东利益的侵占。大多数公司同时存在两类代理问题,孙永祥等发现第一大股东持股比例与公司价值(以托宾 Q 衡量)呈倒 U 型关系^[17]。杜莹等发现第一大股东持股比例与公司绩效呈倒 U 型关系^[18]。但白重恩等发现股权集中与公司价值(以托宾 Q、市账比衡量)负相关而且是 U 型关系^[19]。因此本文提出以下竞争性假设。

H2a:在其他条件一定时,股权集中度与信息披露质量呈 U 型关系,与知情交易呈倒 U 型关系。

H2b:在其他条件一定时,股权集中度与信息披露质量呈倒 U 型关系,与知情交易呈 U 型关系。

(三)董事会特征、信息披露质量与知情交易

董事会是为了解决内生于组织管理代理问题的一种经济制度安排,主要扮演监督、建议管理层行为(第一类代理问题),并防止大股东侵占中小股东利益(第二类代理问题)的角色。董事会究竟能否发挥应有的作用取决于其决策效率和独立性,而前者主要与董事会规模以及董事会会议次数相关,后者主要与董事会中独立董事所占的比例以及董事长是否兼任总经理相关。

1. 董事会规模、信息披露质量与知情交易

关于董事会规模(即决策效率)对公司治理水平的影响有两种观点。一种观点认为规模较大的董事会治理效率更高,持这种观点的研究者们大多依据的是资源依赖理论。大规模的董事会为董事交叉任职提供了可能,而董事交叉任职使公司与外界联系紧密,获取关键资源的能力增强,这将提高董事会的决策效率,提高信息披露质量。另一种观点则主要基于组织行为学和代理理论,认为过大的规模会导致董事之间的沟通成本增加,决策效率低下,信息披露质量降低,所以董事会规模并非越大越好。于东智的实证检验结果认为董事会规模与公司绩效呈倒 U 型关系^[20],伊志宏等同样得出董事会规模与信息披露质量之间为倒 U 型关系的结论^[14],为此,本文在前人研究的基础上提出以下假设,随着董事会规模的增大,信息披露质量会提高,知情交易会减少;但是,董事会达到一定规模以后,信息披露质量会下降,继而知情交易会增加,即如下假设。

H3a:在其他条件一定时,上市公司董事会规模与信息披露质量呈倒 U 型关系,与知情交易概率呈 U 型关系。

2. 董事会独立性、信息披露质量与知情交易

董事会的独立性很大程度上决定了其发挥监督作用的好坏。判断董事会的独立性主要有两个标准:一是独立董事在董事会中所占的比例,二是公司的董事长与总经理是否由一人担任。

独立董事制度的设计是为了防止两权分离的情况下控股股东和管理层的内部控制会损害公司以及中小股东的利益,根据中国证监会 2001 年 8 月 16 日发布的《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》,独立董事应当按照法律法规要求“认真履行职责,维护公司整体利益,尤其要关注中小股东的合法权益不受损害。独立董事应当独立履行职责,不受上市公司主要股东、实际控制人或者其他与上市公司存在利害关系的单位或个人的影响”。据此,董事会中独立董事的比例越高,公司的整体利益以及中小股东的利益应当越有保障,相应的信息披露质量会越高,知情交易发生的可能性越小。

董事长是否兼任公司总经理(即是否两职合一)被视为衡量董事会独立性的另一个重要指标。现实中我国上市公司存在着很多董事长兼任总经理的现象,《2005 中国上市公司治理评价研究报告》中对 1282 家上市公司的总经理兼职状况描述性统计显示,总经理与董事成员不存在兼职状况的占样本的 17.08%,总经理(总裁)与其他董事兼职的样本公司比例为 71.53%,董事长兼任总经理(总裁)的样本公司比例为 10.69%,总经理、董事长与党委书记三职合一的为 0.70%^①。总经理属于高级管

^①南开大学公司治理研究中心公司治理评价课题组. 2005 中国上市公司治理评价研究报告[M]. 北京:商务印书馆出版社,2012: 148-149.

理人员,董事长则代表股东的利益,若董事长兼任总经理,则原本相互制衡的机制就变成了自我监督,因此两职合一通常被视为有损董事会独立性,会降低公司治理水平,继而不利于提高公司的信息披露质量,会加重知情交易的发生。

现有研究结果表明董事会独立性越高,信息披露质量越高^[21]。因此,本文推断董事会中独立董事所占的比例大、董事长不兼任公司总经理时,上市公司信息披露质量应较高,相应的知情交易应较少,即如下假设。

H3b:在其他条件一定时,董事会中独立董事所占的比例高、董事长不兼任总经理的公司信息披露质量较好,相应的知情交易概率较小。

(四) 高管激励、信息披露质量与知情交易

公司内部治理是由股东会、董事会、监事会及管理层构成的机制,作为公司管理权的拥有者,管理层在信息披露中发挥着怎样的作用呢?两权分离导致的信息不对称引发了管理层的道德风险问题,如何解决这一问题带来的代理成本成为历来理论及实务界的难题。薪酬契约理论则是基于这一难题产生的,支持者认为应当与管理层订立薪酬契约,使管理层的薪酬与企业的财务业绩或市场业绩挂钩,以促使管理层努力实现企业的经营目标,力争管理层的目标函数与企业的目标函数一致。但是这种做法又引入新的问题:众多有关管理层与盈余管理的研究表明,管理层为了自身利益最大化很可能进行盈余管理以粉饰公司的财务报表,或有选择性地披露公司信息,从而降低了对外披露的财务信息质量。因现金与股权是最主要的两种激励方式,研究者围绕这两者做了大量的理论推导与实证检验^[22]。研究显示,当管理层获得的货币薪酬较多时,其实施盈余管理的动机会减弱,相应的会计信息质量会比较高^[22]。因薪酬契约具有一定的刚性(不完备性),股权激励被认为是信息不对称情况下较为有效的长期激励方式,管理层持有本公司股权会使外部问题内部化,尽量使其利益函数与公司股东的利益函数趋于一致,所以若管理层持有较多本公司股权,则其实施盈余管理的动机较小,相应的财务信息质量会较高^[23-24]。但是,也有研究者认为高管持股数量和时间都是有限的,其更多关注股票的价格而非股份的长期持有价值^[25]。综合以上分析,本文推断若管理层获得的货币薪酬越多、持股比例越高,则上市公司的信息披露质量越高,知情交易发生的概率越小,即如下假设。

H4:在其他条件一定时,上市公司高管货币薪酬越多、持股比例越高,上市公司信息披露质量就越高,知情交易概率就越小。

三、实证研究设计

(一) 模型设定

1. 实证模型设定。针对前文提出的假设,并借鉴前人对公司治理、信息披露质量以及知情交易相关的研究^[14,19],本文设定如下模型:

$$PIN = \beta_0 + \beta_1 Disclosure + \beta_2 State + \beta_3 Size + \beta_4 Roe + \beta_5 Lev + \beta_6 Growth + \beta_7 Insti + \beta_8 Meetings + \beta_i Industry + \beta_j Year + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln \frac{P(Disclosure = 1)}{1 - P(Disclosure = 1)} = \beta_0 + \beta_1 Governance + \beta_2 State + \beta_3 Size + \beta_4 Insti + \beta_5 Roe + \beta_6 Lev + \beta_7 Growth + \beta_8 Meetings + \beta_9 Disclosure_Fin + \beta_i Industry + \beta_j Year + \varepsilon \quad (2)$$

$$PIN = \beta_0 + \beta_1 Governance + \beta_2 Disclosure + \beta_3 State + \beta_4 Size + \beta_5 Roe + \beta_6 Lev + \beta_7 Growth + \beta_8 Insti + \beta_9 Meetings + \beta_i Industry + \beta_j Year + \varepsilon \quad (3)$$

Governance 为公司治理变量,具体包括股权集中度(Top1、Top1²)、董事会特征(Board、Board²、Dual、Indirector)及高管激励(Salary、Share_sen),其余变量的含义见表1。

表1 变量定义表

| 变量 | 定义 |
|---------------------------|---|
| 被解释变量 | |
| <i>Disclosure</i> | 信息披露质量,当深交所信息披露考评结果为“优秀”或“良好”时取1,否则取0 |
| <i>PIN</i> 指数 | 基于 EKOP 模型计算,衡量知情交易的概率 |
| <i>Top1</i> | 第一大股东持股比例 |
| <i>Top1</i> ² | 第一大股东持股比例的平方 |
| <i>Board</i> | 董事会总人数 |
| 解释变量 | |
| <i>Board</i> ² | 董事会总人数的平方×0.01(因 <i>PIN</i> 指数太小,而该指标数值太大) |
| <i>Indirector</i> | 独董比例:独立董事人数/董事会总人数 |
| <i>Dual</i> | 是否两职合一:两职合一取1,否则取0 |
| <i>Salary</i> | 公司前三名高管薪酬总和的自然对数 |
| <i>Share_sen</i> | 高管持股比例:高管持股占总股本的比例×100 |
| <i>Disclosure_Fin</i> | 财务信息披露质量,当公司审计意见为非标准无保留意见或者公司被证监会或交易所通报批评时取0,否则取1 |
| <i>State</i> | 产权性质,当终极控制人为国家、机关以及国有事业单位时取1,否则取0 |
| <i>Insti</i> | 机构投资者持股比例 |
| <i>Lev</i> | 资产负债率:年末总负债/年末总资产 |
| 控制变量 | |
| <i>Growth</i> | 公司销售收入增长率 |
| <i>Meetings</i> | 董事会会议次数 |
| <i>Size</i> | 公司规模:平均总资产的自然对数 |
| <i>Year</i> | 年份控制变量,以2010年为基数 |
| <i>Industry</i> | 行业控制变量,以制造业上市公司为基数 |

2. *PIN* 指数的计算。*PIN* 指数的计算基于 Easley 构建的 EKOP 模型(其中 E、K、O、P 是文章四位作者的首字母)^[26],本文对 *PIN* 指数的计算简介如下。

EKOP 模型根据订单的买卖方向和订单数量情况,从金融微观结构的角度来推测知情交易的概率。模型首先以决策树的方法计算出知情交易者和非知情交易者在好消息、坏消息和没有消息的情况下订单到达数的期望值,然后以知情交易者订单的期望到达数为分子,以所有交易者订单的期望到达数为分母,求出知情交易概率——*PIN* 指数,*PIN* 指数越高,表明知情交易发生的概率越大。以下是经典的 *PIN* 指数估计方法,共有三个步骤,需要估计 5 个参数。第一步,在任何一个信息事件类型(无消息、好消息、坏消息)未知的交易日,全天时间 *T* 内,观察到 *B* 次买入和 *S* 次卖出的似然函数为:

$$L(\theta|B,S) = (1-\alpha)e^{\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{\mu+\varepsilon_s} \frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_s)} \frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (1)$$

模型中各个参数的含义如表 2 所示。

第二步,假设每个交易日

表2 模型中相关参数的含义

| 变量 | 含义 |
|-----------------|--|
| <i>B</i> | 买方主动发起交易的笔数,根据每笔交易的成交价与前一笔交易的买卖价格推算 |
| <i>S</i> | 卖方主动发起交易的笔数,根据每笔交易的成交价与前一笔交易的买卖价格推算 |
| α | 假设影响证券价格的事件服从独立分布,每个交易日事件发生的概率 |
| δ | 相关事件为坏消息 |
| μ | 知情交易所提交订单的到达率 |
| ε_b | 非知情交易者提交的买单的到达率 |
| ε_s | 非知情交易者提交的卖单的到达率 |
| θ | 待定系数, $\theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ |

通过对式(2)两边取对

数,在不改变单调性的情况下,式(2)可以表达为求和的形式。在此基础上,我们运用 SAS 软件,估计出待定系数 $\theta = (\alpha, \mu, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ 。

第三步,通过计算知情交易者在信息事件发生时提交的订单数占全部订单数的比例得出知情交易概率^①,即

^①*PIN* 指数计算过程中所用的参数均为证券市场数据,为外生变量,与模型中的公司治理变量及公司规模、成长性内生变量之间不应存在内生性问题。

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_0 + \varepsilon_s} \quad (3)$$

(二) 变量选取与数据来源

本文选取的样本是深市 A 股上市公司 2010-2012 年间的数 据,为了计算 PIN 指数以及衡量信息披露质量,要对以上样本做出如下剔除:①发布公告时为 *ST、ST 的公司。②上市不足 1 个月的公司。③1 年内交易数据少于 60 天的公司。Easley 的研究表明,至少 60 个交易日的数 据才可以得到模型中较为可靠的参数估计值^[26]。④数据缺失的公司。⑤深交所“信息披露考 评”板块未披露的公司。因深交所信息披露考评结果相对客观且为大多数人所接受,所以本文将该考 评结果作为信息披露质量的代理变量,未考虑沪市上市公司以及深市没有披露相关信息的上市公司。但考 虑到沪深两市遵循统一的披露规则,因此本文的研究仍然具有一定的代表性。经筛选本文最终得到 1034 个样本数据,其中 2010 年 329 个,2011 年 347 个,2012

表 3 模型中主要变量的描述性统计

| 变量 | 样本量 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|--------------------|------|---------|---------|---------|--------|
| Disclosure | 1034 | 0.0000 | 1.0000 | 0.8000 | 0.4000 |
| PIN | 1034 | 0.0001 | 0.4717 | 0.0922 | 0.0817 |
| Top1 | 1034 | 0.0909 | 0.7957 | 0.3429 | 0.1575 |
| Top1 ² | 1034 | 0.0083 | 0.6331 | 0.1424 | 0.1302 |
| Board | 1034 | 5.0000 | 15.0000 | 9.0291 | 1.8562 |
| Board ² | 1034 | 0.2500 | 2.2500 | 0.8497 | 0.3703 |
| Dual | 1034 | 0.0000 | 1.0000 | 0.1700 | 0.3730 |
| Indirector | 1034 | 0.3077 | 0.5714 | 0.3706 | 0.0542 |
| Share_sen | 1034 | 0.0000 | 1.9164 | 0.0457 | 0.2277 |
| Salary | 1034 | 11.6952 | 16.1126 | 13.9795 | 0.8154 |
| Disclosure_Fin | 1034 | 0.0000 | 1.0000 | 0.8482 | 0.3590 |
| State | 1034 | 0.0000 | 1.0000 | 0.5100 | 0.5000 |
| Size | 1034 | 18.1812 | 25.1773 | 21.9274 | 1.3557 |
| Insit | 1034 | 0.0001 | 0.7127 | 0.1531 | 0.1608 |
| Lev | 1034 | 0.0559 | 1.0631 | 0.5261 | 0.2125 |
| Growth | 1034 | -0.7978 | 93.3042 | 1.5671 | 9.8410 |
| Meetings | 1034 | 4.000 | 20.000 | 9.580 | 3.530 |
| Roe | 1034 | -0.5466 | 0.6001 | 0.0874 | 0.1420 |

注:所有变量的描述性统计(包括下面的 PIN 指数)都是以缩尾后的结果列示。

年 358 个。本文实证分析的工具包括:PIN 指数的计算由 SAS 9.3 完成,模型回归由 SPSS 16.0 实现,数据预处理由 EXECL 2003 实现。交易量数据取自锐思高频数据库,机构投资者持股相关的数据来自锐思数据库,其余数据均来自国泰安数据库,信息披露质量在深交所“信息披露考评”板块获得。为了克服极端值可能带来的影响,本文对所有连续型变量进行了 1% 和 99% 分位数的缩尾处理。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 3 是模型主要变量的描述性统计结果,从 1034 家样本公司的 PIN 指数均值可以看出,知情交易的概率平均为 9.22%,说明整体来看国内上市公司知情交易发生的可能性较大;最小值 0.0001 与最大值 0.4717 之间差距甚远,说明样本公司之间知情交易情况差异较大。

表 4 则显示样本公司的 PIN 指数均值有逐年上升趋势,2010 年 PIN 指数均值远低于总体均值,2011 年度略低于总体均值,而 2012 年度样本公司 PIN 指数均值则远远高于总体均值。

(二) 回归结果与分析

表 4 PIN 指数分年度描述性统计

| 年度 | 样本量 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 中位数 | 标准差 |
|------|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2010 | 329 | 0.0001 | 0.4717 | 0.0825 | 0.0662 | 0.0695 |
| 2011 | 347 | 0.0001 | 0.4717 | 0.0911 | 0.0843 | 0.0880 |
| 2012 | 358 | 0.0001 | 0.4717 | 0.1022 | 0.1076 | 0.0847 |
| 总体 | 1034 | 0.0001 | 0.4717 | 0.0922 | 0.0779 | 0.0817 |

1. 信息披露质量与知情交易

由表 5 可以看到,Disclosure 与 PIN 指数之间呈显著的负相关关系,即其他条件一定时,信息披露质量与知情交易之间负相关,上市公司信息披露质量越高,其股票市场上发生知情交易的可能性越小,H1 得到验证。

2. 公司治理与信息披露质量

由表 6 可以看到,对 H2 的回归结果显示 Top1² 的系数显著为负,即第一大股东持股比例与信息披露质量之间呈倒 U 型关系,样本公司第一大股东股权集中带来的协同效应和壕沟效应同时存在,且支持 H2b。

对 H3a 的回归结果显示,同等规模的上市公司,董事会规模与信息披露质量之间没有显著的相关

关系,既不是非线性关系也不是线性相关,Board 以及 Board² 的系数始终不显著。这一实证结果与伊志宏等得出的董事会规模与信息披露质量之间为倒 U 型关系不符^[14],H3a 未得到数据支持。对 H3b 的回归结果显示,董事会独立性与公司信息披露质量没有显著的相关关系。虽然两职合一与信息披露质量之间负相关,但其在 10% 的显著性水平上仍不显著;独立董事比例与信息披露质量之间几乎不相关。H3a 和 H3b 均未得到实证检验的支持。

对 H4 的回归结果显示,公司高管货币薪酬激励能显著提高信息披露质量,而股权激励与信息披露质量之间没有显著的相关关系。造成这种情况的原因很可能是货币激励手段已经比较成熟,而股权激励手段在我国尚没有发挥其应有的作用。

从控制变量的回归系数可以看到,公司财务信息披露质量 (Disclosure_Fin) 越高、规模 (Size) 越大、成长性 (Growth) 越好,相应的信息披露质量就越高;公司的偿债能力 (Lev) 与信息披露质量显著负相关,即偿债压力越大,信息披露质量越差;其余的控制变量与信息披露质量之间的统计关系都不显著。

3. 公司治理、信息披露质量与知情交易

由表 7 可以看到,对 H2 的实证检验结果显示 Top1 与 PIN 指数显著正相关,但 Top1² 的系数不显著,结果并不支持 H2 中提到的非线性关系。结合第一大股东股权集中与信息披露质量的倒 U 型关系,这一结果可以解释为:股权集中带来的协同效应

表 5 信息披露质量与知情交易的关系检验

| 变量 | 系数 | t 值 | P 值 |
|-------------------|------------|--------|-------|
| C | 0.352 *** | 8.130 | 0.000 |
| Disclosure | -0.014 ** | -2.136 | 0.033 |
| State | -0.001 | -0.277 | 0.782 |
| Size | -0.013 *** | -6.000 | 0.000 |
| Insit | 0.026 * | 1.698 | 0.090 |
| Lev | 0.040 *** | 3.083 | 0.002 |
| Growth | 0.001 *** | 3.461 | 0.001 |
| Meetings | 7.834E-5 | 0.106 | 0.915 |
| Roe | 0.020 | 1.106 | 0.269 |
| Year11 | 0.011 * | 1.781 | 0.075 |
| Year12 | 0.025 *** | 4.083 | 0.000 |
| Industry | | 控制 | |
| 样本量 | | 1034 | |
| R ² | | 0.083 | |
| 调整 R ² | | 0.070 | |

表 6 公司治理与信息披露质量的关系检验

| 变量 | H2 B(Wald 值) | H3a B(Wald 值) | H3a B(Wald 值) | H3b B(Wald 值) | H4 B(Wald 值) | H4 B(Wald 值) |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| C | -9.680 *** (36.332) | -9.376 *** (21.781) | -9.125 *** (35.677) | -9.068 *** (30.157) | -9.097 *** (35.359) | -12.817 *** (48.606) |
| Top1 | 5.132 ** (4.705) | | | | | |
| Top1 ² | -5.661 ** (3.733) | | | | | |
| Board | | 0.100 (0.127) | 0.047 (0.813) | | | |
| Board ² | | -0.288 (0.037) | | | | |
| Dual | | | | -0.291 (1.888) | | |
| Indirector | | | | 0.196 (0.015) | | |
| Share_sen | | | | | 0.419 (0.746) | |
| Salary | | | | | | 0.487 *** (14.328) |
| Disclosure_Fin | 0.942 *** (20.182) | 0.959 *** (20.897) | 0.962 *** (21.162) | 0.955 *** (20.882) | 0.964 *** (21.262) | 0.968 *** (21.021) |
| State | 0.149 (0.698) | 0.218 (1.539) | 0.220 (1.575) | 0.191 (1.162) | 0.238 (1.823) | 0.107 (1.239) |
| Size | 0.444 *** (30.501) | 0.441 *** (29.053) | 0.440 *** (29.066) | 0.457 *** (34.442) | 0.457 *** (34.153) | 0.323 *** (14.216) |
| Insit | 0.310 (0.320) | 0.250 (0.211) | 0.257 (0.224) | 0.280 (0.262) | 0.295 (0.293) | 0.113 (0.044) |
| Lev | -1.021 ** (5.859) | -0.999 ** (5.672) | -0.994 ** (5.647) | -1.011 ** (5.815) | -0.996 * (5.679) | -0.819 * (3.796) |
| Growth | 0.023 * (3.299) | 0.024 * (3.480) | 0.024 * (3.464) | 0.023 * (3.190) | 0.024 * (3.342) | 0.028 ** (4.277) |
| Meetings | -0.011 (0.174) | -0.010 (0.163) | -0.010 (0.157) | -0.011 (0.195) | -0.011 (0.200) | -0.014 (0.303) |
| Roe | 0.404 (0.499) | 0.579 (1.032) | 0.582 (1.004) | 0.540 (0.907) | 0.517 (0.838) | 0.189 (0.111) |
| Year | | | | | | |
| Industry | | | | 控制 | | |
| -2 Log likelihood | 916.366 | 920.592 | 920.629 | 919.595 | 920.585 | 907.051 |
| Cox & Snell R ² | 0.109 | 0.105 | 0.105 | 0.106 | 0.105 | 0.117 |
| Nagelkerke R ² | 0.172 | 0.166 | 0.166 | 0.167 | 0.166 | 0.185 |

注:公司治理与信息披露质量之间的关系检验为 Logit 模型,括号中为 Wald 值。

和壕沟效应在我国资本市场上均有所体现,两者同时对信息披露质量产生影响,协同效应将提升信息披露质量,壕沟效应则相反,但从实证检验的结果来看,两者对知情交易的影响最终表现为壕沟效应。

对 H3a 的回归结果显示:当控制公司规模时,董事会规模与知情交易没有显著的相关关系。对 H3b 的回归结果显示公司董事会独立性与知情交易之间没有明显的相关关系。综上,董事会特征(包括规模和独立性)与知情交易没有显著的相关关系。这一回归结果与董事会特征对信息披露质量的影响是一致的,说明样本公司董事会治理效果欠佳,既不能提高信息披露质量,也不能抑制知情交易的发生。

H4 的回归结果显示高管享有的货币薪酬与知情交易显著负相关,而高管持股比例虽与知情交易负相关,但回归结果不显著。该结果与高管激励对信息披露质量的影响是一致的,说明在维护交易的公平公正方面,样本公司的货币薪酬激励方式比股权激励方式更有效。

控制变量中,所有

表7 公司治理、信息披露质量与知情交易的关系检验

| 变量 | H2 B(Wald 值) | H3a B(Wald 值) | H3a B(Wald 值) | H3b B(Wald 值) | H4 B(Wald 值) | H4 B(Wald 值) |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>C</i> | 0.359*** (7.930) | 0.342*** (5.911) | 0.350*** (8.040) | 0.347*** (7.443) | 0.346*** (7.948) | 0.411*** (8.129) |
| <i>Top1</i> | 0.166** (2.320) | | | | | |
| <i>Top1²</i> | -0.132 (-1.542) | | | | | |
| <i>Board</i> | | 0.000 (0.052) | -0.001 (-0.793) | | | |
| <i>Board²</i> | | -0.008 (-0.197) | | | | |
| <i>Dual</i> | | | | -0.002 (-0.294) | | |
| <i>Indirector</i> | | | | 0.019 (0.412) | | |
| <i>Share_sen</i> | | | | | -0.015 (-1.342) | |
| <i>Salary</i> | | | | | | -0.009** (-2.243) |
| <i>Disclosure</i> | -0.015** (-2.402) | -0.014** (-2.123) | -0.014** (-2.119) | -0.014** (-2.146) | -0.014* (-2.116) | -0.012* (-1.885) |
| <i>State</i> | -0.004 (-0.738) | -0.001 (-0.244) | -0.001 (-0.233) | -0.001 (-0.279) | -0.002 (-0.424) | -0.001 (-0.203) |
| <i>Size</i> | -0.015*** (-6.688) | -0.012*** (-5.402) | -0.012*** (-5.415) | -0.013*** (-6.009) | -0.013*** (-5.835) | -0.010*** (-4.201) |
| <i>Insit</i> | 0.029* (1.886) | 0.027* (1.713) | 0.027* (1.731) | 0.026* (1.681) | 0.027* (1.732) | 0.028* (1.827) |
| <i>Lev</i> | 0.037*** (2.903) | 0.037*** (2.841) | 0.037*** (2.854) | 0.038*** (2.903) | 0.037*** (2.917) | 0.033*** (2.562) |
| <i>Growth</i> | 0.001*** (3.352) | 0.001*** (3.439) | 0.001*** (3.439) | 0.001*** (3.442) | 0.001*** (3.504) | 0.001*** (3.408) |
| <i>Meetings</i> | 7.462E-5 (0.102) | 7.503E-5 (0.102) | 7.642E-5 (0.104) | 0.007 (0.101) | 8.913E-5 (0.121) | 0.000 (0.295) |
| <i>Roe</i> | 0.013 (0.697) | 0.019 (1.024) | 0.019 (1.031) | 0.020 (1.119) | 0.021 (1.175) | 0.027 (1.488) |
| <i>Year11</i> | 0.011* (1.893) | 0.011* (1.770) | 0.011* (1.773) | 0.011* (0.772) | 0.011* (1.772) | 0.012* (1.934) |
| <i>Year12</i> | 0.025*** (4.157) | 0.025*** (4.051) | 0.025*** (4.051) | 0.025*** (4.078) | 0.025*** (4.083) | 0.026*** (4.266) |
| <i>Industry</i> | | | | 控制 | | |
| <i>R²</i> | 0.096 | 0.083 | 0.083 | 0.083 | 0.084 | 0.087 |
| 调整 <i>R²</i> | 0.081 | 0.069 | 0.070 | 0.069 | 0.071 | 0.074 |

描述的统计的结果一

致,这一现象应当引起相关监管部门的关注;其余控制变量与知情交易没有明显的相关关系。值得一

提的是,根据表6, *Growth* 与信息披露质量显著正相关,即成长性越高的公司信息披露质量越高,结合信息披露质量与知情交易之间的负相关关系,信息披露质量越高,则公司发生知情交易的可能性就越小,因而成长性与知情交易之间应当为负相关关系。但是表7中所有回归结果均显示 *Growth* 与 *PIN* 指数显著正相关,本文无法解释 *Growth* 通过何种途径影响到知情交易的发生,其中的原因有待进一步研究。

(三) 稳健性检验

为确保上述实证检验的可靠性,本文分别针对公司治理与信息披露质量以及公司治理与知情交易之间的关系进行了稳健性检验。

1. 信息披露质量与知情交易

在稳健性检验中,本文将用作实证检验的1034家样本公司按照 *PIN* 指数是否高于总体均值分为两类,并采用 Logit 模型进行了检验,结果与上述实证检验完全一致。

2. 公司治理与信息披露质量

本文采用2008-2009年的数据(样本公司选择标准及数据处理方式与上述实证检验完全一致)重新检验了公司治理与信息披露质量之间的关系,以检验上述实证结果是否因年份变化而有所不同。

研究发现公司第一大股东股权集中度与信息披露质量呈U型关系,而非前述的倒U型关系,两者恰好相反,即该结果支持H2a。这恰好可以解释为什么现有研究始终未能就股权集中度对信息披露质量的影响达成一致意见。两种效应最终呈现的结果随着样本选择的不同而不同,随着样本年度的改变而改变,但有一点是确定的:两种效应的确同时存在,并确实会影响到公司的信息披露质量。

对独立董事比例与信息披露质量之间关系的稳健性检验结果与理论假设是一致的,即董事会独立性越高,其信息披露质量越高。而除此之外的回归检验均显示独立董事比例与信息披露质量以及知情交易不相关,因样本公司的独董比例均值为37%,略微高于法定的三分之一,说明我国上市公司独立董事没有发挥其应有的治理职能。而两职合一以及董事会规模仍然与信息披露质量不相关。

对H4的稳健性检验显示高管持股比例与信息披露质量为显著的负相关关系,说明股权激励反而降低了信息披露质量。同样,本文之后对高管持股比例与知情交易之间关系的稳健性检验显示高管持股比例与信息披露质量呈显著的负相关关系,即高管持股比例越高,其发生知情交易的可能性越大。Klein的研究指出当高管持股比例处于较低水平时,持股比例与信息披露质量正相关;当高管持股比例处于较高水平时,持股比例与信息披露质量负相关^[28]。而就本文选择的样本公司而言,无论是稳健性检验得出高管持股比例与信息披露质量之间的负相关还是实证检验得出的两者不相关,股权激励都没有达到提高信息披露质量、减少知情交易的理想结果。有关货币薪酬检验的结果与实证检验相同。

3. 公司治理、信息披露质量与知情交易

本文采用了三种方法检验公司治理、信息披露质量与知情交易实证检验结果的稳健性,分别是:用2010-2012年度所有深市A股上市公司的数据(共计2733个观测值)进行再度回归(因 *Disclosure* 指标根据深交所信息披露考评结果赋值,故稳健性检验的模型中未加入该变量,除 R^2 和调整 R^2 有所下降之外,模型检测结果未受到其他任何影响);将用作实证检验的1034家样本公司按照 *PIN* 指数是否高于总体均值分为两类,并采用 Logit 模型进行了检验;用2733家样本再次使用 Logit 模型进行了检验。除高管持股比例与 *PIN* 指数正相关之外,并没有发现其他与前述检验不同的结论。

五、研究结论与展望

对信息披露质量与知情交易的实证检验表明信息披露质量的提高会降低知情交易发生的可能性。我国资本市场上同时存在着股权集中导致的协同效应和壕沟效应,由此导致第一大股东的股权

集中度与信息披露质量之间的关系变得不够明确,但两者始终表现为非线性关系。而上市公司董事会特征与信息披露质量以及知情交易之间均没有显著的相关关系,尤其是董事会独立性的回归结果与理论分析以及前人的实证研究不同,只有稳健性检验的结果显示董事会独立性越高,其信息披露质量越高。这说明总体来看我国上市公司董事会的治理效果不佳。高管货币薪酬激励能够提高信息披露质量得到了实证支持,但股权激励效果不佳。鉴于以上实证研究结论,本文提出如下建议。

第一,加强对信息披露的监管,提升信息披露质量。财务信息造假、内幕交易事件频发、各种乌龙事件都表明我国资本市场仍未达到半强势有效,相关的信息披露监管仍有待加强。就资本市场的监管者而言,加强对信息披露质量的监管仍将是一项长期而又艰巨的任务。

第二,继续推进股权高度集中方面的改革,努力使股权分散化。尽管样本公司中第一大股东持股比例均值在 34.30%,但是仍有 17.41% 的样本公司第一大股东持股比例超过 50%,说明我国股权仍是高度集中,借鉴发达资本市场的经验,努力实现股权适度分散化仍然是我国资本市场改革的方向之一。鉴于大部分公司同时存在两类代理问题,下一步的研究方向将是如何改革公司的股权结构,以更好维护公司整体利益、保护中小投资者的利益。

第三,严格规范上市公司独立董事制度,确保独立董事的独立性。大多独立董事的专业性无可厚非,但由控股股东或者其操纵的董事会提名并委任的独立董事的独立性备受质疑。上市公司应当改进独立董事的提名委任机制,确保独立董事做到名义上的独立性和实质上的独立性,使其在董事会中确有一席之地,真正代表中小股东的利益。

第四,合理制定高管薪酬契约,提高激励效果。合理的薪酬激励会减少公司高管的机会主义行为,使高管的效用函数与企业的经营目标趋于一致。本文的研究结果显示在提升信息披露质量以及降低知情交易方面,货币薪酬激励比股权激励更有效。但是从长远来看,股权激励仍然是一种重要的激励形式,公司在制定高管薪酬契约时应当仔细考虑究竟如何权衡两种激励方式的权重,以达到更好的激励效果。

本文在实证检验中发现,公司的成长性与信息披露质量和知情交易均为显著的正相关关系,本文目前尚不能解释这一现象。另外,本文通过描述性统计及实证检验发现 *PIN* 指数呈逐年增长趋势,无论 *PIN* 指数被理解为知情交易还是信息风险,这一现象都值得研究者及相应的监管部门予以关注,但是本文只能从公司治理视角说明样本公司的治理结构不能很好地抑制知情交易,并不能给出除此以外的原因,希望在接下来的研究中可以解决这两点疑惑。

参考文献:

- [1] Bagehot W. The only game in town[J]. *Financial Analysts Journal*, 1971, 27(2): 12-14.
- [2] Kyle A S. Continuous auctions and insider trading[J]. *Journal of the Econometric Society*, 1985, 53(6): 1315-1335.
- [3] Foster F D, Viswanathan S. A theory of the interday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets[J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3(4): 593-624.
- [4] 郁阳秋,陆剑. 知情交易的识别与测度的文献综述[J]. *世界经济情况*, 2007(10): 64-67.
- [5] Easley D N, Kiefer M, O'Hara M, et al. Liquidity, information and infrequently traded stocks[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51(4): 1405-1436.
- [6] 杨之曙,姚松瑶. 沪市买卖价差和信息性交易实证研究[J]. *金融研究*, 2004(4): 45-56.
- [7] 攀登,施东晖. 知情交易概率的测度模型及其影响因素分析[J]. *管理世界*, 2006(6): 18-26.
- [8] Gan Q, Johnstone D J, Wei W C. Cluster PIN: a new estimation method for the probability of informed trading[J]. Available at SSRN, 2013.
- [9] 李慧,王翀. 中西方公司治理理论综述[J]. *现代企业*, 2004(8): 70-71.
- [10] 曾庆生. 公司内部人具有交易时机的选择能力吗?——来自中国上市公司内部人卖出股票的证据[J]. *金融研究*, 2008(10): 117-135.

- [11] 曾亚敏,张俊生. 上市公司高管违规短线交易行为研究[J]. 金融研究,2009(11):143-157.
- [12] Morck R, Shleifer A, Vishny R W. Management ownership and market valuation: an empirical analysis[J]. Journal of financial Economics, 1988, 20(88): 293-315.
- [13] Makhija P. The impact of firm ownership structure on voluntary disclosure: empirical evidence from czech annual reports [J]. The Journal of Business, 2004, 77 (3) :457-491
- [14] 伊志宏,秦义虎. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界,2010(1):133-141.
- [15] Shleifer A, Wolfenzon D. Investor protection and equity markets[J]. Journal of Financial Economics, 2002, 66(1): 3-27.
- [16] Fan J P H, Wong T J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia[J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(3): 401-425.
- [17] 孙永祥,黄祖辉. 上市公司的股权结构与绩效[J]. 经济研究,1999(12):23-30.
- [18] 杜莹,刘立国. 股权结构与公司治理效率:中国上市公司的实证分析[J]. 管理世界,2002(11):124-133.
- [19] 白重恩,刘俏,陆洲,等. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. 经济研究,2005(2):81-91.
- [20] 于东智,池国华. 董事会规模、稳定性与公司绩效:理论与经验分析[J]. 经济研究,2004(4):70-79.
- [21] Simon J, Rafael La Porta, Florencio Lopez - de - Silanes, et al. Tunneling[J]. The American Economic Review, 2000,90(2):22-27.
- [22] 刘慧凤,杨扬. 高管报酬与会计信息质量的相关性实证研究[J]. 经济管理,2009(11):118-124.
- [23] 唐丽华. 实际控制人性质、管理层持股与会计信息透明度[D]. 江西财经大学,2010.
- [24] 谭劲松,宋顺林,吴立扬. 公司透明度的决定因素——基于代理理论和信号理论的经验研究[J]. 会计研究,2010(4):26-33.
- [25] 赵娜,孟祥革. 股票期权激励陷阱研究[J]. 华东经济管理,2007(12):126-128.
- [26] Easley D, Kiefer N M, O'Hara M, et al. The information content of the trading process[J], Journal of Empirical Finance, 1997,2221(4):159-186.
- [27] Dennis P J, Weston J P. Who's informed? An analysis of stock ownership and informed trading[D]. Working Paper, 2001.
- [28] Klein. Audit committee, board of director characteristics and earnings management [J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(3): 375-400.

[责任编辑:高 婷]

Corporate Governance, the Quality of Information Disclosure and Informed Trading

CHEN Guohui¹, HU Xin¹, LIU Bin^{2,3}

(1. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. Post - doctoral Mobile Station, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China;

3. Post - doctoral Work Station, Bank of Dalian, Dalian 116001, China)

Abstract: The separation of ownership and management caused by information asymmetric is the source of many problems in the capital market as well as the modern corporation management. To improve the quality of information disclosure and maintain the capital market to be open, fair, justice has always been the focus of theory and practice. The findings of this paper remind us that, currently the security markets of China are not perfect, informed trading and possible insider trading under this background is becoming more and more common. To improve the level of corporate governance, the quality of information disclosure of corporations has an important influence on reducing the informed trading and maintaining the order of capital market.

Key Words: information asymmetric; corporate governance; the quality of information disclosure; informed trading; capital market; equity appropriate diffusion; high executives payment contract; corporate government; insider trading; financial fraud