

# 机构投资者与智力资本信息披露

——来自中国A股高科技公司的经验证据

傅传锐,张宇,李秋红,王焰辉

(福州大学 经济与管理学院,福建 福州 350108)

**摘要:**机构投资者如何影响被投资企业的智力资本信息披露行为,是公司金融与智力资本领域间交叉研究新议题。以中国2010—2015年间A股高科技公司为样本,利用采集的智力资本信息披露大样本数据,实证检验机构投资者持股与智力资本信息披露水平间的关系以及这一关系在不同的内外部情境中异质性特征。研究发现:机构投资者持股比例与智力资本信息披露水平显著负相关;不同类型的机构投资者对智力资本信息披露的影响存在异质性,与交易型机构投资者相比,稳定型机构投资者对企业智力资本信息披露的抑制效应更显著;较之处于较低不确定程度环境中的企业,机构投资者对高度不确定性环境中的企业智力资本信息披露的抑制效应更强。研究还发现,在成长期、成熟期企业中,机构投资者对智力资本信息披露的抑制效应较在衰退期企业中更显著;与民营企业相比,机构投资者对国有控股企业的智力资本信息披露存在更强的抑制效应;机构投资者对智力资本信息披露的抑制效应存在于产品市场竞争程度低环境中,但不存在于激烈竞争环境中。因此,相关部门应加快完善信息披露制度,引导、督促机构投资者发挥积极治理的负责任的大股东作用,上市公司也应注重资本市场的信息需求,积极主动地增加智力资本信息供给。

**关键词:**机构投资者;智力资本信息披露指数(ICDI);环境不确定性;产权性质;企业生命周期;高科技上市公司;持股比例

中图分类号:F275

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2022)04-0066-13

## Institutional investor and intellectual capital information disclosure

——empirical evidence from China's high-tech A-share listed companies

FU Chuanrui, ZHANG Yu, LI QiuHong, WANG Yanhui

(School of Economics and Management Fuzhou University, Fuzhou 350108, Fujian, China)

收稿日期:2021-11-02

基金项目:国家社会科学基金项目(15CGL019);福建省自然科学基金项目(2019J01214)

作者简介:傅传锐(1982-),男,福建福州人,副教授,经济学博士。

**Abstract:** How institutional investors affect the intellectual capital disclosure behavior of invested companies is a new cross-research topic between corporate finance and intellectual capital. Using a large sample of China's high-tech A-share listed companies from 2010 to 2015, this paper firstly collects the intellectual capital disclosure data, then empirically investigates the relationship between institutional investors' shareholding and intellectual capital disclosure level, as well as the heterogeneous characteristics of such relationship in different internal and external situations. The results show that: There is a significant negative correlation between the institutional investors' shareholding ratio and the level of intellectual capital disclosure, that is, institutional investors' shareholding reduces the transparency of intellectual capital information of listed companies. Different types of institutional investors have heterogeneous effects on intellectual capital disclosure. Compared with transactional institutional investors, stable institutional investors have a more significant inhibiting effect on the intellectual capital disclosure of companies. Compared with enterprises in low uncertainty environment, institutional investors have a stronger inhibiting effect on intellectual capital disclosure of companies in highly uncertain environment. Further research also shows that for companies in the growth stage and maturity stage, institutional investors have a more significant inhibiting effect on their intellectual capital disclosure than on those in the recession stage. Compared with private enterprises, institutional investors have a stronger inhibiting effect on the intellectual capital disclosure of state-owned holding enterprises. The inhibiting effect of institutional investors on intellectual capital information disclosure exists in the environment of low product market competition, but it does not exist in the environment of fierce competition. Therefore, relevant departments should speed up the improvement of the information disclosure system, guide and urge institutional investors to play the role of responsible major shareholders with active governance, and listed companies should also pay attention to the information needs of the capital market and actively increase the supply of intellectual capital information.

**Key words:** institutional investor; Intellectual Capital Disclosure Index (ICDI); environmental uncertainty; nature of property rights; corporate life cycle; high-tech listed company; shareholding ratio

智力资本信息披露是近年来公司金融学与智力资本学科的交叉研究热点。智力资本是以知识密集为典型特征的生产要素聚合体,在智力资本内部,按照生产要素是否依附于劳动者身上并随劳动者流动,划分为人力资本与结构资本两大类。人力资本要素是以员工的知识、技能与经验为代表的由劳动者掌握且会随劳动者离职而流失的要素,结构资本是诸如企业文化、管理方法、制度流程、发明创造、专有技术、品牌声誉、客户关系等已经被固化入企业组织体的生产要素。智力资本的无形性与公允价值量化的客观困难,导致大部分的智力资本要素难以纳入企业强制性信息披露制度范畴,而不得

不依靠企业内部管理者的自由裁定。然而,作为与企业核心运营活动息息相关的智力资本信息,无疑是外部投资者了解、掌握公司经营状态与发展前景的关键。智力资本信息披露水平越高,越能消除投资者对企业估值的偏差,提升资本市场的有效性。自2000年中国证监会提出“超常规培育与发展机构投资者”以来,包括基金、社保、QFII等在内的各类机构投资者快速扩容。2017年底,中国A股市场的机构投资者持股总量占全部流通A股的比重已达到71%<sup>[1]</sup>,可见机构投资者已成为中国资本市场的中坚力量。2019年,中国证监会进一步提出引导更多中长期资金入市,继续壮大机构投资者力量以

推进资本市场深化改革。显然,秉持长期投资理念的机构投资者被寄予促进资本市场高质量发展的重托<sup>①</sup>。那么,一个自然而然的问题是,机构投资者能否改善上市公司的智力资本信息透明度呢?

遗憾的是,目前尚未有中外文献就机构投资者与智力资本信息披露间的关系予以探讨。来自智力资本领域的研究,从企业内外部的视角出发检验了可能影响企业智力资本信息披露行为的多种因素,其中既有整体公司治理效率与大股东治理、董事会、高管激励等具体公司治理机制<sup>[24]</sup>,也有产品市场竞争、财务特征<sup>[5-6]</sup>,但却忽略了作为重要股东的机构投资者在企业智力资本信息披露过程中可能扮演的特定角色。机构投资者方面的文献虽然研究了机构投资者对被投资企业信息透明度的影响,但既未形成一致的结论<sup>[7]</sup>,也未能将智力资本信息从笼统的信息总量中独立出来分析。显然,智力资本信息有别于一般的财务信息,它能显著增进信息使用者关于企业价值创造逻辑的理解,进而做出更加精准的价值评估决策。有关机构投资者针对智力资本信息进而对所投资企业的智力资本信息披露行为的态度,不能寄希望于机构投资者与企业发布的信息总量水平间的关系研究作出笼统解释。

在经济直觉上,机构投资者对于所投资企业的智力资本信息披露的态度可能是“骑墙”的。机构投资者虽肩负着市场大众对其作为积极型股东参与所投资企业的公司治理,进而提高智力资本信息透明度,造福资本市场的厚望,却也无法摆脱追逐私利的经济人本性。凭借对所投资企业具有话语权的持股比例,机构投资者可以从所投资企业的内部高管手中获取关于智力资本的一手信息,并左右企业的信息披露决策,减少智力资本信息的对外公开。这样,机构投资者可以独享企业的智力资本内部信息,进而做出较其他投资者更加精准的估值预判。显然,机构投资者究竟是坚守有担当的治理型股东的道义,还是屈从于无法抗拒的“人无我有”的信息诱惑,更多是一个经验性的问题。除此之外,企业的其他内外部因素也可能影响机构投资者关

于所投资企业智力资本信息披露的态度。如:不同类型的机构投资者可能在对企业决策的影响力方面存在差异;环境不确定程度的高低可能影响智力资本信息对于机构投资者的有用性;高管与机构投资者间的合作程度也可能因企业最终控制人的产权性质差异而有所不同,等等。因此,将这些潜在影响因素也纳入机构投资者与智力资本信息披露的关系研究框架,无疑能够得出更为细致、全面的研究结论。

基于上述分析,本文尝试以中国2010—2015年间A股高科技公司为样本,实证检验机构投资者与智力资本信息披露水平间的关系以及机构投资者类型、环境不确定性、产权性质、企业生命周期与产品市场竞争对这一关系的调节效应。本文的可能创新或贡献在于两个方面。一是首次研究了机构投资者持股与上市公司智力资本信息披露行为间的关系,不仅从机构投资者的视角拓展了智力资本信息披露发生机制研究,而且丰富了机构投资者在信息披露方面经济后果的文献。二是首次利用中国智力资本信息披露大样本数据,揭示了机构投资者对上市公司智力资本信息披露的抑制效应以及这一效应在机构投资者类型、环境不确定性、产权性质、市场竞争程度与企业生命周期阶段不同的情境下异质性特征。

## 一、理论分析与假设

尽管诸多文献就机构投资者与信息披露间的关系展开探讨,但尚无定论。既有文献认为机构投资者能促进信息披露透明度<sup>[8-9]</sup>,也有文献持相反的观点<sup>[10-11]</sup>。前类文献主要基于委托代理理论的视角,认为企业内部管理者与股东间的代理冲突,使管理者倾向于减少对外信息披露水平,进而掩盖以牺牲股东利益为代价的败德行为。机构投资者以长期投资收益为导向,能够凭借其庞大的资金体

<sup>①</sup> 机构投资者能通过参与上市公司治理、建立与内部高管的私人联系等多种途径影响包括信息披露在内的公司决策。

量降低监督管理者行为的治理成本,克服散户“搭便车”的局限,进而扮演积极型股东角色。信息披露是增强股东治理效率的重要途径。因此,机构投资者能够督促管理者提高信息透明度。后类文献则从利益冲突与战略联盟的角度出发,认为机构投资者可能出于自身利益的考虑而与内部管理者构建合作关系,放弃参与治理<sup>[12-13]</sup>。如机构投资者对企业的监督、纠错行为可能引发外界对企业形象的负面理解或破坏机构投资者与企业间的合作关系时,机构投资者会遵循利益至上的原则,缺乏改善公司治理的意愿。机构投资者对企业的持股比例越高,治理行为可能产生的一系列对机构投资者利益的消极影响越大,机构投资者的监督职能越弱化。当然,内部管理者也会对机构投资者的“知难而退”投李报桃,迎合机构投资者的需求,实现双方在战略联盟中的共赢。

智力资本的价值性、稀缺性、难以模仿与替代等异质性特征使之成为企业价值创造过程的战略性资源<sup>[14]</sup>。一方面,智力资本信息不同于一般财务信息,它是关乎企业核心经营活动甚至商业机密的重要内容。规模巨大的资金体量使机构投资者难以像散户那样追涨杀跌,更倾向于选择价值投资策略。价值投资要求机构投资者能够在企业内在价值尚未被市场充分挖掘时提前入场布局。这意味着,机构投资者必须能够对投资标的做出比普通投资者更加精准的价值判断。显然,智力资本信息所蕴含的企业内部运营的关键内容能够帮助机构投资者更深入地理解企业的价值创造逻辑,揭示企业未来发展前景,进而为机构投资者的前瞻性研判提供先机。另一方面,一旦智力资本信息为其他投资者所获悉,那么会加速资本市场对企业内在价值的认知,进而吸引更多投资者买入股票,造成股价上涨,推高机构投资者建仓阶段的吸筹成本。因此,机构投资者作为经济人,存在通过与内部管理者建立战略联盟以获取未公开的智力资本信息,同时干预企业信息披露决策,降低企业对外智力资本信息透明度的机会主义行为倾向。并且,机构对投资标的的持股比例越高,这种独占智力资本信息的动力

越强。与此同时,管理者为了建立与机构投资者间的合作关系、寻求机构的投票权支持,也往往会迎合机构维持信息优势的需要,减少智力资本信息披露。基于此,我们提出如下假设:

假设 H1:机构投资者持股比例越高,智力资本信息披露水平越低。

已有文献指出,不同机构投资者在具体投资目标、投资偏好与要求回报率方面有所差异,进而导致不同类型的机构投资者对企业行为的影响存在异质性<sup>[15]</sup>。对特定标的的持股比例高、持股时间长、交易不频繁,追求较长时间段内的红利与股价上升回报的机构投资者属于稳定型投资者。与之相比,对特定标的的投资规模较小,持股时间较短、交易较频繁,且以短期内的买卖价差为收益目标的机构投资者属于交易型投资者<sup>[7,16-18]</sup>。稳定型机构投资者长期跟踪所投资企业,建立了与企业内部管理层间密切的沟通渠道,加之其较高的持股比例所形成的话语权,不仅有利于其与管理层间的共谋合作以获取智力资本内幕信息,而且能够直接左右企业的信息披露决策,阻止企业对外披露更多的智力资本投资运营动态,利用私有的智力资本信息实现长期超额收益。交易型机构投资者持股时间短,与企业管理层间往往难以形成长期互信的协同关系,较低的持股比例也令其无法对企业决策产生实质性的影响。因此,稳定型机构投资者较交易型机构投资者拥有更强的获取智力资本内部信息,并减少智力资本信息公开以维持信息优势的能力。因此,我们提出如下假设:

假设 H2:与交易型机构投资者相比,稳定型机构投资者对企业智力资本信息披露的抑制效应更强。

企业所处环境的不确定性通过影响企业的销售收入、经营成本与风险<sup>[19-20]</sup>,进而影响资本市场对企业内在价值的判断。环境不确定程度越高,不同投资者关于企业盈利能力与成长性的观点分歧越大,估值决策异质性越强。然而,正如资源基础理论所指出的,决定企业长期价值成长的关键在于企业拥有或控制的各类智力资本要素,而非

外部环境<sup>[14,21]</sup>。因此,凭借着对企业内部智力资本信息的分析与挖掘,机构投资者能够透过外部环境不确定的表象,深层次理解企业的竞争优势所在,能够较普通投资者更早预知企业未来发展趋势。显然,智力资本信息有助于机构投资者在外部环境不确定的情形下,甄别出被市场低估的企业,进而提前布局。并且,越是处于高度不确定性的环境中,企业越是可能被市场普通大众所“错杀”,机构投资者利用智力资本信息进行价值预判,寻找未来可持续增长的公司进而低吸获利的空间越大。因此,较之于低不确定性环境,机构投资者在面对高不确定性环境时,有着更强的动力去阻止其所跟踪投资的企业披露智力资本信息以牟取信息独享带来的超额收益。基于上述分析,我们提出如下假设:

假设 H3:与环境不确定程度低情形相比,机构投资者对处于高度不确定性环境中企业的智力资本信息披露的抑制效应更强。

## 二、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

本文以 2010—2015 年间沪深 A 股高科技上市公司为初始样本。参考李莉等<sup>[22]</sup>、傅传锐等<sup>[23]</sup>的研究,我们以证监会行业分类中医药、生物制品、电子、信息技术、机械、设备、仪表业作为高科技行业。智力资本信息披露数据来自福州大学开发的智力资本信息披露指数,机构投资者持股比例数据来自 WIND 数据库,其他数据取自 CSMAR、RESSET 数据库。为避免同期智力资本信息披露与机构投资者持股间互为因果的内生性问题,我们对机构投资者持股进行滞后一期处理,即使用 2010—2014 年间的机构持股数据,智力资本信息披露使用 2011—2015 年间的数据库。我们还剔除了存在数据缺失、异常值的样本,最终获得 4 439 个公司年度观察值。我们对所有连续型变量进行上下 1% 的缩尾处理以控制极端值的影响。

### (二) 变量界定

#### 1. 智力资本信息披露

本文使用福州大学课题组开发的智力资本信息披露指数 (Intellectual Capital Disclosure Index, ICDI) 度量智力资本信息披露水平<sup>[6,24]</sup>。该指数是目前智力资本文献中应用较广泛的披露指数,其以句子、图表为分析单元,对公司年报披露的智力资本信息项目进行打分<sup>①</sup>。当年报中存在特定智力资本信息的披露内容时,对应的披露项目计 1 分,否则计 0 分。在原始数据打分的基础上,智力资本信息披露指数 (ICDI) 计算公式为

$$f_{ICDI} = \frac{\sum_{i=1}^{32} d_i}{32} \quad (1)$$

式中: $d_i$  为第  $i$  个智力资本信息项目的实际得分。 $f_{ICDI}$  指数值处于  $[0, 1]$  范围,数值越接近 1,表明智力资本信息披露水平越高。

#### 2. 机构投资者持股

我们以包括基金、券商、QFII 等在内的所有机构投资者的持股数占流通股本的比重度量机构持股比例 ( $Inst$ )。

#### 3. 调节变量

针对机构投资者的异质性,借鉴 ELYASIANI et al.<sup>[16]</sup>、牛建波等<sup>[7]</sup>、李争光等<sup>[17]</sup>、史永等<sup>[18]</sup>的做法,我们首先计算机投资者的 IOS 指标,即上市公司在  $t-1$  年度机构投资者持股比例与  $t-2$ 、 $t-3$ 、 $t-4$  年度的机构持股比例的标准差之比。当上市公司 IOS 指标大于等于当年其所处行业的 IOS 中位数时,该上市公司的机构投资者为稳定型机构投资者。否则,判定该上市公司机构投资者为交易型投资者。

针对环境不确定性,借鉴 GHOSH et al.<sup>[25]</sup>、申

① 具体包括员工年龄、员工的工作经历、员工职业资格与职称、员工的生产效率、员工团队、员工工作态度、企业家精神、管理哲学、管理方法、业务流程、企业文化、信息与网络系统、著作权、软件、商标权、商业秘密、售后支持功能、企业品牌、企业所获荣誉或奖项、客户拥有量、客户满意与忠诚度、市场份额、客户维系、营销方式、分销渠道、新客户开发、企业间业务合作、企业与供应商的关系、企业与大学和科研机构的关系、企业与政府的关系、企业与所在社区的关系、企业与员工的关系等 32 个项目。

慧慧等<sup>[20]</sup>的研究,我们以非正常销售收入的变异系数度量环境不确定程度。首先,估计方程

$$Sale = \alpha + \beta \times year + \varepsilon \quad (2)$$

式中:*Sale* 为销售收入;*year* 为年度有序变量,近5年值分别设定为5,4,3,2,1,当年为5,上一年为4,以此类推; $\alpha$  为常数项; $\beta$  为估计系数;残差  $\varepsilon$  为非正常销售收入。我们以近5年  $\varepsilon$  的标准差除以 *Sale* 的均值,得到未经行业调整的企业环境不确定系数 (*EU1*)。而后再将 *EU1* 除以企业所处行业的年度 *EU1* 中位数,进而得到经行业调整的环境不确定指数 (*EU*)。我们将 *EU* 大于等于中位数的样本归入环境不确定程度高样本,否则,划入低环境不确定性样本。

#### 4. 控制变量

为控制其他因素对智力资本信息披露的可能影响,我们在回归中放入了以下控制变量:资产收益率 (*Roa*, 净利润/期末资产总额)、财务杠杆 (*Lev*, 期末总负债/期末总资产)、公司规模 (*Size*, 期末总资产的自然对数)、两职状态 (*Duality*, 董事长和总理由不同人担任时为1,否则为0)、独立董事比例 (*Independent*, 独立董事人数/董事会人数)、营业收入增长率 [*Growth*, (当年主营业务收入 - 上年主营业务收入)/上年主营业务收入]、产权性质 (*Property*, 国有控股为1,否则为0)、股权制衡 (*Balance*, 第2到第10大股东持股数/第1大股东持股数)。

### (三) 模型设定

为检验假设 H1,我们构建了如下方程

$$ICDI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Inst_{i,t-1} + \gamma Control_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中:*i, t* 表示公司、年份; $\alpha_0, \alpha_1, \gamma$  为估计系数;*Control* 为控制变量向量,包括资产收益率 (*Roa*)、财务杠杆 (*Lev*)、公司规模 (*Size*)、两职状态 (*Duality*)、独立董事比例 (*Independent*)、营业收入增长率 (*Growth*)、产权性质 (*Property*)、股权制衡 (*Balance*);*Industry, Year* 为行业、年份虚拟变量。为避免同期机构持股与智力资本信息披露间可能存在

的内生性,我们在回归中使用 *t-1* 期的机构持股比例。根据研究假设 H1,我们预期系数显著为负。为检验假设 H2,我们对稳定型机构投资者样本 ( $IOS \geq$  中位数)与交易型机构投资者样本 ( $IOS <$  中位数)分组估计方程(3)。为检验假设 H3,我们对环境不确定性高样本 ( $EU \geq$  中位数)与环境不确定性低样本 ( $EU <$  中位数)分组进行方程(3)回归。我们预期,在稳定型机构投资者样本(环境不确定性高样本)中,系数不仅显著为负,而且其系数绝对值明显大于交易型机构投资者样本(环境不确定性低样本)中的对应系数绝对值。

## 三、实证分析

### (一) 描述性统计

表1报告了主要变量的描述性统计结果。表1显示,*ICDI* 的均值为0.4686、中位数为0.4688、最小值为0.1875、最大值为0.7500。可见,现阶段样本上市公司的智力资本信息披露水平普遍不高,平均超过一半的信息项目未得到披露,并且不同公司间智力资本信息披露水平存在较大差异,披露程度最高的公司是披露程度最低公司的4倍。*Inst* 的均值为0.3403,中位数为0.3283,最小值为0.0010,最大值为0.8553,说明机构投资者平均持有上市公司将近1/3的流通股本,但是不同公司的机构持股比例也是差距悬殊,机构持股最多的公司机构持股比例约为86.0%,机构持股比例最低的公司仅有0.1%的流通股份由机构持有。从控制变量来看,样本公司的平均资产收益率约为4%,资产负债率为38%,将近70%公司的董事长不兼任总经理,独立董事人数占董事会总人数的37%,约28%的公司为国有控股。

我们绘制了样本期间智力资本信息披露指数 (*ICDI*)与机构持股比例 (*Inst*)的逐年均值变化(图1)。从图1可以看到,在样本期内,*ICDI, Inst* 分别呈现总体上升、下降的走势。这说明机构持股与智力资本信息披露间存在一定的负相关关系。

表1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>ICDI</i>	4 439	0.468 6	0.128 6	0.468 8	0.187 5	0.750 0
<i>Inst</i>	4 439	0.340 3	0.235 8	0.328 3	0.001 0	0.855 3
<i>Roa</i>	4 439	0.043 3	0.052 4	0.040 1	-0.155 5	0.197 6
<i>Lev</i>	4 439	0.376 2	0.202 0	0.363 6	0.043 8	0.904 4
<i>Size</i>	4 439	12.476 7	1.094 6	12.349 5	10.160 4	16.043 2
<i>Duality</i>	4 439	0.697 7	0.459 3	1.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Independent</i>	4 439	0.373 4	0.052 7	0.333 3	0.333 3	0.571 4
<i>Growth</i>	4 439	0.355 6	0.668 2	0.172 9	-0.595 5	3.951 0
<i>Property</i>	4 439	0.275 7	0.446 9	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Balance</i>	4 439	0.934 4	0.793 8	0.724 3	0.054 3	4.046 4

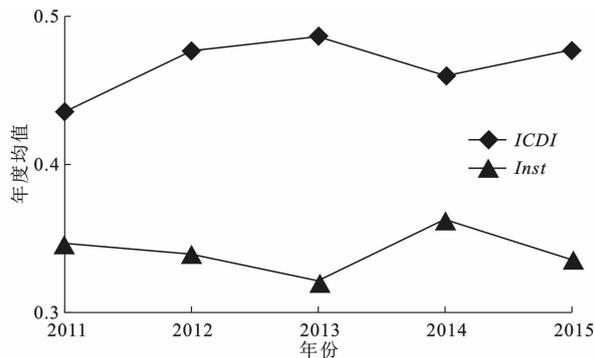


图1 样本期间 ICDI 与 Inst 变化

## (二) 相关性分析

表2 报告了两两变量间的相关性检验结果。表2 显示, *ICDI* 与 *Inst* 间的 Pearson 相关系数为  $-0.048$ , 且在 1% 水平上统计显著, Spearman 相关系数为  $-0.051$ , 也在 1% 水平上显著。这表明智力资本信息披露与机构持股比例间存在显著为负的关系, 初步支持了假设 H1。从两两自变量间的相关程度看, 不论是 Pearson 相关系数还是 Spearman 相

表2 相关性分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>ICDI</i>	1.000	$-0.051^{***}$	$0.086^{***}$	$-0.095^{***}$	0.014	$-0.045^{***}$	0.013	$0.025^*$	$-0.066^{***}$	$0.033^{**}$
<i>Inst</i>	$-0.048^{***}$	1.000	$0.108^{***}$	$0.220^{***}$	$0.400^{***}$	$0.138^{***}$	$-0.067^{***}$	$-0.005$	$0.326^{***}$	$-0.188^{***}$
<i>Roa</i>	$0.082^{***}$	$0.134^{***}$	1.000	$-0.371^{***}$	0.011	$-0.061^{***}$	$-0.050^{***}$	$0.032^{**}$	$-0.135^{***}$	$0.088^{***}$
<i>Lev</i>	$-0.099^{***}$	$0.205^{***}$	$-0.357^{***}$	1.000	$0.467^{***}$	$0.132^{***}$	$-0.021$	$-0.004$	$0.325^{***}$	$-0.185^{***}$
<i>Size</i>	$0.032^{***}$	$0.398^{***}$	$0.049^{***}$	$0.445^{***}$	1.000	$0.142^{***}$	$-0.067$	$-0.013^{***}$	$0.345^{***}$	$-0.169^{***}$
<i>Duality</i>	$-0.045^{***}$	$0.137^{***}$	$-0.056^{***}$	$0.136^{***}$	$0.138^{***}$	1.000	$-0.093^{***}$	0.002	$0.242^{***}$	$-0.064^{***}$
<i>Independent</i>	0.016	$-0.077^{***}$	$-0.053^{***}$	$-0.022$	$-0.042^{***}$	$-0.101^{***}$	1.000	0.024	$-0.061^{***}$	$-0.033^{**}$
<i>Growth</i>	0.003	$-0.008$	0.003	0.013	$-0.030^{**}$	0.021	0.017	1.000	0.013	$0.026^*$
<i>Property</i>	$-0.058^{***}$	$0.327^{***}$	$-0.107^{***}$	$0.331^{***}$	$0.360^{***}$	$0.242^{***}$	$-0.073^{***}$	0.031	1.000	$-0.310^{***}$
<i>Balance</i>	$0.027^*$	$-0.183^{***}$	$0.047^{***}$	$-0.168$	$-0.133^{***}$	$-0.020$	$-0.035^{**}$	0.023	$-0.263^{***}$	1.000

注: \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。表中上三角的相关系数为 Spearman 相关系数, 下三角的相关系数为 Pearson 相关系数。

关系数都在 0.5 以下, 说明回归中遇到多重共线性的可能性不大, 可以进行进一步的回归分析。

## (三) 回归结果

### 1. 全样本回归

表3 报告了全样本下方程(3)的回归结果。表3 的(1)、(2)列为分别单独放入控制变量与 *Inst* 的回归结果, (3)列为放入全部变量的回归结果。表3 显示, *Inst* 在(2)、(3)列中的估计系数分别为  $-0.0187$ 、 $-0.0282$ , 在 5%、1% 水平上统计显著。这表明机构投资者持股存在对智力资本信息披露显著为负的影响。因此, 假设 H1 得到证实。

表3 还显示, 在(1)、(3)列中, *Roa*、*Size* 的估计系数在 1% 水平上显著为正, *Lev* 的估计系数在 1% 水平上显著为负, *Duality*、*Property* 的系数也在 10% 或 5% 水平上显著为负。这结果意味着, 盈利能力强、资产规模大的上市公司倾向于披露更多的智力资本信息, 而负债率高、董事长与总经理两职分离、国有控股的上市公司则披露相对较少的智力资本信息。

### 2. 分样本回归

表4 报告了分组回归结果。表4 显示, 在稳定型机构投资者分样本中, *Inst* 的估计系数为  $-0.0407$ , 且在 1% 水平上统计显著, 而在交易型机构投资者样本中, *Inst* 的系数虽然也为负 ( $-0.0185$ ), 但不具有统计显著性。显然, *Inst* 在稳定型机构投资者样本中的估计系数绝对值明显大于其在交易型机构投资者样本中的系数绝对值, 显著性也明显强于后者。这表明稳定型机构投资

表3 全样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Inst</i>		-0.018 7** (0.008 0)	-0.028 2*** (0.009 0)
<i>Roa</i>	0.141 8*** (0.040 0)		0.160 2*** (0.041 0)
<i>Lev</i>	-0.063 4*** (0.012 0)		-0.061 3*** (0.012 0)
<i>Size</i>	0.010 9*** (0.002 0)		0.012 7*** (0.002 0)
<i>Duality</i>	-0.007 9* (0.004 0)		-0.007 2* (0.004 0)
<i>Independent</i>	0.014 6 (0.037 0)		0.009 5 (0.037 0)
<i>Growth</i>	-0.003 8 (0.003 0)		-0.003 8 (0.003 0)
<i>Property</i>	-0.011 1** (0.005 0)		-0.008 3* (0.005 0)
<i>Balance</i>	0.000 3 (0.002 0)		-0.000 5 (0.002 0)
年度	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
常数项	0.324 0*** (0.029 0)	0.441 4*** (0.006 0)	0.311 3*** (0.029 0)
N	4 439.000 0	4 439.000 0	4 439.000 0
R <sup>2</sup>	0.050 0	0.030 0	0.053 0
F 值	16.320 0***	18.060 0***	15.970 0***
Mean VIF	1.410 0	1.470 0	1.410 0

注:系数下方括号内为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

者能对上市公司的智力资本信息披露发挥显著负向的影响,而交易型机构投资者这一影响相对较弱。因此,假设 H2 得到验证。在环境不确定性高的样本中,*Inst* 的系数值为 -0.036 2 且在 5% 水平上显著。在环境不确定性低的样本中,*Inst* 的系数值仅为 -0.004 7 且不显著。因此,相对处于低不确定性环境中企业而言,机构投资者对处于高不确定性环境中企业的智力资本信息披露施以更强的抑制作用。因此,假设 H3 得到支持。

### 3. 稳健性检验

为确保研究结论的可靠,我们进行了以下 3 个方面的稳健性检验。第一,借鉴傅传锐等<sup>[23]</sup>的研究,利用 5 点打分法区分不同信息披露形式。信息披露形式的不同,对于信息受众的可理解程度也不

表4 分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	稳定型机构投资者( <i>IOS</i> ≥ 中位数)	交易型机构投资者( <i>IOS</i> < 中位数)	环境不确定性高( <i>EU</i> ≥ 中位数)	环境不确定性低( <i>EU</i> < 中位数)
<i>Inst</i>	-0.040 7*** (0.016 0)	-0.018 5 (0.015 0)	-0.036 2** (0.016 0)	-0.004 7 (0.014 0)
<i>Roa</i>	0.179 8*** (0.060 0)	0.161 8*** (0.062 0)	0.167 1** (0.069 0)	0.167 1** (0.074 0)
<i>Lev</i>	-0.054 2*** (0.018 0)	-0.054 0*** (0.018 0)	-0.057 9** (0.022 0)	0.007 2 (0.021 0)
<i>Size</i>	0.014 6*** (0.003 0)	0.011 1*** (0.004 0)	0.019 4*** (0.006 0)	0.005 2 (0.004 0)
<i>Duality</i>	0.002 0 (0.007 0)	-0.009 9* (0.006 0)	-0.012 5** (0.007 0)	-0.005 3 (0.007 0)
<i>Independent</i>	-0.071 4 (0.054 0)	0.045 4 (0.057 0)	-0.050 6 (0.060 0)	0.034 1 (0.059 0)
<i>Growth</i>	-0.011 0** (0.004 0)	0.000 1 (0.004 0)	0.003 3 (0.005 0)	-0.006 4 (0.005 0)
<i>Property</i>	-0.015 0** (0.006 0)	0.001 9 (0.009 0)	-0.008 5 (0.011 0)	-0.004 0 (0.007 0)
<i>Balance</i>	0.003 8 (0.004 0)	-0.006 0 (0.004 0)	-0.002 2 (0.004 0)	0.002 6 (0.004 0)
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
常数项	0.302 9*** (0.039 0)	0.296 1*** (0.048 0)	0.293 9*** (0.071 0)	0.348 4*** (0.048 0)
R <sup>2</sup>	0.070 0	0.060 0	0.054 0	0.047 0
F 值	9.620 0***	8.490 0***	6.300 0***	5.670 0***
Mean VIF	1.490 0	1.470 0	1.370 0	1.440 0

注:系数下方括号内为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

同。如与纯文字表述的智力资本信息相比,投资者更容易解读与接受通过图表形式直观形象传递的智力资本信息。因此,以多量点打分计算的智力资本信息披露指数能够反映智力资本信息披露的质量。我们对以纯文字、非货币型数字、货币型数字、图表形式描述的智力资本信息,分别计 1 分、2 分、3 分、4 分。将重新构建的 *ICDI* 指数放入方程(3)中,重复前文回归过程。第二,使用等区间赋值法重新计算 *ICDI* 指数。当 *ICDI* 指数值处于 [0, 0.1) 区间时,取值 1; 处于 [0.1, 0.2) 区间时,取值 2; 处于 [0.2, 0.3) 区间时,取值 3; 以此类推,处于 [0.9, 1] 区间时,取值 10。这样,不仅方便将不同披露水平层级的 *ICDI* 指数彼此区分开来,而且能够避免主观

赋值可能出现的披露水平相同或相当但披露分值差异的问题。我们将等区间赋值的 ICDI 指数放入方程(3),重复前文的回归过程。第三,替换机构持股比例指标。为避免短期内机构投资者持股变化对回归结果造成干扰,我们参考梅洁等<sup>[26]</sup>、张涤新等<sup>[27]</sup>的做法,以第二季度与第四季度的机构投资者持股比例的平均值作为上市公司当年的机构持股比例。重新得到的估计结果与前文结论无实质性差异(表5)。

## 四、进一步拓展研究

### (一) 企业生命周期不同阶段上机构投资者与智力资本信息披露关系的异质性

企业也如同其他生命体一样,存在由新生到成长,再到成熟直至最后消亡的自然演进过程。新近

文献指出,在企业生命周期的不同阶段上,智力资本要素的禀赋度存在差异<sup>[28]</sup>。在企业初创期,包括智力资本在内的各类资源贫乏。随着企业不断发展,其对智力资本的重视程度不断提高,持续投入对员工素质、企业文化、研发创新、品牌形象、客户关系等智力资本要素的培育开发。在成熟期,企业的各类智力资本禀赋与价值创造能力达到较为稳定的峰值。在这之后,企业进入衰退期,业务收入与利润水平逐步降低,对智力资本的投资也随之减少或处于停滞状态。显然,对于机构投资者来说,处于成长期、成熟期阶段企业盈利能力强,股价上涨空间较大,此时企业不断加码的智力资本投资运营活动的内部信息能够帮助投资者更准确地掌握企业的收益质量与可持续性,进而做出前瞻性的投资决策。相反,衰退期企业前景堪忧,股价难以上涨,萎缩的智力资本投资的相关信息对机构投资者的决策有用性减弱。因此,与处于衰退期的企业相比,机构投资者对成长期、成熟期阶段的企业

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	稳定型机构投资者 (IOS ≥ 中位数)	交易型机构投资者 (IOS < 中位数)	环境不确定性高 (EU ≥ 中位数)	环境不确定性低 (EU < 中位数)
稳健性检验 1	使用区分不同披露形式的 ICDI 指数的回归结果				
<i>Inst</i>	-0.018 0** (0.007 0)	-0.025 0** (0.012 0)	-0.014 4 (0.011 0)	-0.028 9** (0.013 0)	-0.000 7 (0.011 0)
R <sup>2</sup>	0.051 0	0.070 0	0.063 0	0.048 0	0.049 0
F 值	14.590 0***	9.230 0***	8.240 0***	5.300 0***	5.440 0***
Mean VIF	1.410 0	1.490 0	1.470 0	1.370 0	1.440 0
稳健性检验 2	使用等区间赋值的 ICDI 指数的回归结果				
<i>Inst</i>	-0.276 4*** (0.094 0)	-0.395 4** (0.160 0)	-0.146 3 (0.149 0)	-0.347 6** (0.168 0)	-0.085 2 (0.142 0)
R <sup>2</sup>	0.051 0	0.053 0	0.060 0	0.056 0	0.044 0
F 值	14.680 0***	8.760 0***	7.810 0***	6.250 0***	5.270 0***
Mean VIF	1.410 0	1.490 0	1.470 0	1.370 0	1.440 0
稳健性检验 3	重新度量机构持股比例的回归结果				
<i>Inst</i>	-0.031 9*** (0.010 0)	-0.048 3*** (0.016 0)	-0.018 8 (0.015 0)	-0.040 9** (0.018 0)	-0.008 1 (0.016 0)
R <sup>2</sup>	0.058 0	0.072 0	0.061 0	0.060 0	0.048 0
F 值	16.310 0***	9.800 0***	8.460 0***	6.480 0***	5.310 0***
Mean VIF	1.450 0	1.500 0	1.480 0	1.430 0	1.480 0

注:限于篇幅,回归中控制变量与常数项结果未列示,备案。系数下方括号内为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

力资本信息更加重视,独享动机更强。这也意味着,在成长期、成熟期企业中,机构投资者持股与智力资本信息披露间的负相关性较在衰退期企业中更加明显。

根据上述分析,我们利用 DICKINSON<sup>[29]</sup> 提出的基于企业经营现金流、投资现金流与融资现金流的方向组合法来划分处于不同生命周期阶段的样本<sup>①</sup>。由于中国上市公司 IPO 时通常已经不再处于新生期,且淘汰期处于衰退期之后,所以我们借鉴曹裕等<sup>[33]</sup>、傅传锐等的做法<sup>[23]</sup>,将 DICKINSON 组合判定法中的新生期和增长期合并作为成长期,淘汰期也并入衰退期。这样,我们将总体样本划分为成长期、成熟期与衰退期 3 个分样本,并分别进行方程(3)的估计。出于稳健性考虑,我们同时对各分样本进行了前文 3 个稳健性检验。表 6 报告了成长期、成熟期与衰退期分样本的回归结果。

表 6 显示,在成长期与成熟期样本中,Inst 在所有列中的估计系数都在 5% 或 10% 水平上显著为

表 6 不同生命周期阶段企业的机构投资者持股与智力资本信息披露回归结果

变量		(1)	(2)	(3)	(4)
		方程(3)	使用区分不同披露形式的 ICDI 指数	使用等区间赋值的 ICDI 指数	重新度量机构持股比例
成长期	Inst	-0.028 1 ** (0.014 0)	-0.018 9 * (0.011 0)	-0.287 7 ** (0.142 0)	-0.027 8 * (0.015 0)
	R <sup>2</sup>	0.052 0	0.055 0	0.051 0	0.055 0
	F 值	7.250 0 ***	7.440 0 ***	6.900 0 ***	7.300 0 ***
	Mean VIF	1.400 0	1.400 0	1.400 0	1.420 0
成熟期	Inst	-0.034 2 ** (0.015 0)	-0.024 3 ** (0.012 0)	-0.284 0 * (0.153 0)	-0.041 8 ** (0.017 0)
	R <sup>2</sup>	0.058 0	0.047 0	0.055 0	0.065 0
	F 值	6.340 0 ***	4.660 0 ***	5.990 0 ***	6.710 0 ***
	Mean VIF	1.520 0	1.520 0	1.520 0	1.570 0
衰退期	Inst	-0.012 6 (0.022 0)	0.002 1 (0.017 0)	-0.214 3 (0.224 0)	-0.020 0 (0.024 0)
	R <sup>2</sup>	0.103 0	0.108 0	0.098 0	0.112 0
	F 值	5.720 0 ***	5.650 0 ***	5.000 0 ***	5.790 0 ***
	Mean VIF	1.350 0	1.350 0	1.350 0	1.400 0

注:限于篇幅,回归中控制变量与常数项结果未列示,备案。系数下方括号内为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

负,而在衰退期样本中,Inst 的估计系数都不显著。这意味着机构投资者对成长期、成熟期企业的智力资本信息披露存在显著为负的影响,但这一影响在衰退期企业中十分有限,缺乏实质性效果。显然,较之于衰退期企业,成长期、成熟期企业的智力资本信息对于机构投资者的独享吸引力更大,机构投资者更倾向于对这些企业实施操纵智力资本信息披露的行为以维护自身的信息优势。

## (二) 不同产权性质下机构投资者与智力资本信息披露关系的异质性

产权性质的差异使部分国有控股企业有着不同于民营企业的治理特征,并表现为相对较低的治理效率<sup>[34-35]</sup>。国有控股企业中的多重委托代理链条与所有者缺位,可能弱化了股东治理机制,容易演变成高管取代股东成为“内部控制人”的困境。智力资本形成过程的社会复杂性、因果模糊性与对历史特定条件的依赖性特征,导致其投入产出存在不确定性,这使作为理性经济人的高管倾向于延迟或减少智力资本投资开发活动。在治理机制相对薄弱的国企中,这一代理冲突更为明显<sup>[36]</sup>。过多的智力资本信息披露可能曝光高管在智力资本投资过程中的机会主义行为,进而引致资本市场的质疑。这意味着,较之于民营企业,机构投资者持股与国有控股企业的智力资本信息披露间的负相关关系更强。

基于上述分析,我们根据上市公司国有控股与否将全样本划分为国有控股组与民营企业组,并进行方程(3)的分组回归。表 7 报告了相应的估计结果。表 7 显示,尽管 Inst 的估计系数在所有列中都为负,但就显著性而言,其在国有控股组中的估计系数全部都在 1% 或 5% 水平上统计显著,并且在系数绝对值上明显大于对应的民营企业组的系数绝对值。显然,与民营企业相比,机构投资者对国有

① DICKINSON 的判定法在财务领域得到了较为广泛的应用,如 DONOHOE et al.<sup>[30]</sup>、谭燕等<sup>[31]</sup>、李英利等<sup>[32]</sup>。该方法根据不同现金流方向的组合将企业生命周期划分为新生期、增长期、成熟期、衰退期与淘汰期 5 个阶段。如:新生期为经营现金流、投资现金流都为负,融资现金流为正的阶段;成熟期为经营现金流为正,投资现金流与融资现金流为负的阶段。

表7 不同产权性质下机构投资者持股与智力资本信息披露回归结果

变量		(1)	(2)	(3)	(4)
		方程(3)	使用区分不同披露形式的ICDI指数	使用等区间赋值的ICDI指数	重新度量机构持股比例
国有控股企业	<i>Inst</i>	-0.052 5*** (0.018 0)	-0.033 9** (0.014 0)	-0.579 7*** (0.177 0)	-0.046 6** (0.019 0)
	R <sup>2</sup>	0.077 0	0.081 0	0.074 0	0.078 0
	F 值	6.230 0***	6.600 0***	6.100 0***	6.100 0***
	Mean VIF	1.350 0	1.350 0	1.350 0	1.350 0
民营企业	<i>Inst</i>	-0.020 4* (0.011 0)	-0.013 5 (0.008 0)	-0.178 2 (0.112 0)	-0.027 5** (0.012 0)
	R <sup>2</sup>	0.057 0	0.057 0	0.060 0	0.064 0
	F 值	12.950 0***	11.750 0***	12.490 0***	13.340 0***
	Mean VIF	1.400 0	1.410 0	1.400 0	1.470 0

注:限于篇幅,回归中控制变量与常数项结果未列示,备索。系数下方括号内为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

控股企业的智力资本信息披露的抑制效应更强。

### (三) 不同产品市场竞争环境中机构投资者与智力资本信息披露关系的异质性

已有文献发现,产品市场竞争能通过业绩标尺与破产威胁发挥外部治理效应<sup>[37]</sup>。在激烈的产品市场竞争中,外部投资者可以通过行业内企业业绩比较进而对管理者的工作成效进行更直接的评判。经营不善的企业在激烈市场竞争中更易于破产,而一旦破产,管理者将面临失业、职业声誉受损等不利局面。因此,当企业面临激烈市场竞争时,管理者更愿意披露相对较多的智力资本信息以展示企业在智力资本培育开发方面的业绩,也为企业吸引更多的分析师关注,提高市场估值,降低股权融资成本,减少企业破产风险。这无疑有助于管理层抵制机构投资者试图隐匿企业智力资本信息披露的机会主义行为。所以,产品市场竞争存在对机构投资者与智力资本信息披露间关系的调节作用,产品市场竞争越激烈,机构投资者与智力资本信息披露的负相关关系越弱。

借鉴已有文献的做法<sup>[38-39]</sup>,我们使用勒纳指数(PCM)反向度量企业所面临的产品市场竞争强度。

PCM = (营业收入 - 营业成本 - 销售费用 - 管理费用) / 营业收入。PCM 数值越大,表明企业面临的产品市场竞争程度越低。我们将总样本划分为产品市场竞争程度低(PCM 大于等于中位数)与竞争程度高(PCM 小于中位数)的样本,并进行方程(3)的分组回归。表8列举了相应的估计结果。*Inst*在产品市场竞争程度低样本中的估计系数值全部为负,且至少在10%水平上显著,然而其在产品市场竞争程度高样本中的估计系数都缺乏统计显著性。因此,机构投资者只有在产品市场竞争程度低环境中才能明显抑制企业智力资本信息披露,而在产品市场竞争程度高环境中不存在这一影响。

表8 不同产品市场竞争环境中机构投资者持股与智力资本信息披露回归结果

变量		(1)	(2)	(3)	(4)
		方程(3)	使用区分不同披露形式的ICDI指数	使用等区间赋值的ICDI指数	重新度量机构持股比例
低竞争程度	<i>Inst</i>	-0.035 4*** (0.013 0)	-0.026 6*** (0.010 0)	-0.010 8* (0.006 0)	-0.046 1*** (0.014 0)
	R <sup>2</sup>	0.049 0	0.043 0	0.045 0	0.057 0
	F 值	7.480 0***	6.240 0***	6.600 0***	8.170 0***
	Mean VIF	1.400 0	1.400 0	1.400 0	1.450 0
高竞争程度	<i>Inst</i>	-0.017 8 (0.014 0)	-0.007 0 (0.011 0)	0.002 5 (0.006 0)	-0.017 3 (0.015 0)
	R <sup>2</sup>	0.058 0	0.068 0	0.066 0	0.062 0
	F 值	8.870 0***	9.900 0***	9.810 0***	8.750 0***
	Mean VIF	1.420 0	1.420 0	1.420 0	1.440 0

注:限于篇幅,回归中控制变量与常数项结果未列示,备索。系数下方括号内为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

## 五、结语

本文利用智力资本信息披露大样本数据,实证考察了中国机构投资者与智力资本信息披露间的关系。研究认为:(1)机构投资者持股比例与智力资本信息披露水平显著负相关,即机构投资者持股降低了上市公司智力资本信息透明度。(2)不同类型的机构投资者对智力资本信息披露的影响存在异质性。与交易型机构投资者相比,稳定型机构投

投资者对企业智力资本信息披露的抑制效应更显著。(3)较之处于不确定程度低环境中的企业,机构投资者对高度不确定性环境中的企业智力资本信息披露的抑制效应更强。研究还发现,在成长期、成熟期的企业中,机构投资者对智力资本信息披露的抑制效应较在衰退期企业中更显著;与民营企业相比,机构投资者对国有控股企业的智力资本信息披露存在更强的抑制效应;机构投资者对智力资本信息披露的抑制效应存在于产品市场竞争程度低环境中,但不存在于产品市场竞争激烈环境中。

上述研究结论为我们提供了重要启示。第一,相关部门应加快完善信息披露制度,建立上市公司智力资本信息披露框架体系。现阶段尚未形成统一、规范的智力资本信息披露指南,利益相关者可能出于自利动机,导致智力资本对外披露的水平偏低。这不利于普通投资者合理评估企业价值,加大了市场波动的系统性风险。通过制定、落实智力资本披露操作规范,不但能提高智力资本信息透明度,而且能增进社会公众对智力资本的理解,进而加速智力资本信息融入股价,提高资本市场的信息效率。第二,监管部门应引导、督促机构投资者发挥积极治理、负责任的大股东作用。相关部门应加大对机构投资者与企业内部管理者合谋操纵信息披露行为的甄别、认定与处罚力度,提高机构投资者实施机会主义行为的成本;同时,建立机构投资者的负责任评价清单,对能推动所投资企业的公司治理完善、智力资本信息披露质量提高的机构投资者给予物质或声誉方面的激励。第三,上市公司应注重资本市场的信息需求,主动积极地增加智力资本信息供给。这样既能增强外界对公司发展的信心,吸引更多投资者对公司股票的需求,提升市场价值,而且能够避免少数机构投资者持股比例过高对公司行为决策的钳制,促进所有股东财富的最大化。

参考文献:

[1] 吴国鼎,鲁桐. 机构投资者持股、企业类型与企业价值[J]. 投资研究,2018(7):57-70.

[2] HIDALGO R L, GARCIA-MECA E, MARTINEZ I. Corporate governance and intellectual capital disclosure[J]. Journal of business ethics, 2011, 100(3):483-495.

[3] RASHID A A, IBRAHIM M K, OTHMAN R, et al. IC disclosures in IPO prospectuses: evidence from Malaysia[J]. Journal of intellectual capital, 2012, 13(1):57-80.

[4] HAJI A A, GHAZALI N A M. A longitudinal examination of intellectual capital disclosures and corporate governance attributes in Malaysia[J]. Asian review of accounting, 2013, 21(1):27-52.

[5] WHITING R H, WOODCOCK J. Firm characteristics and intellectual capital disclosure by Australian companies[J]. Journal of human resource costing & accounting, 2011, 15(2):102-126.

[6] 傅传锐,洪运超. 公司治理、产品市场竞争与智力资本自愿信息披露——基于中国A股高科技行业的实证研究[J]. 中国软科学, 2018(5):123-134.

[7] 牛建波,吴超,李胜楠. 机构投资者类型、股权特征和自愿性信息披露[J]. 管理评论, 2013(3):48-59.

[8] EL-GAZZAR S M. Predisclosure information and institutional ownership: a cross-sectional examination of market revaluations during earnings announcement periods[J]. Accounting review, 1998, 73(1):119-129.

[9] 杨海燕,韦德洪,孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗?——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 会计研究, 2012(9):16-23, 96.

[10] SCHADEWITZ H J, BLEVINS D R. Major determinants of interim disclosures in an emerging market[J]. American business review, 1998(1):41-55.

[11] ALHAZAIMAH A, PALANIAPPAN R, ALMSAFIR M. The impact of corporate governance and ownership structure on voluntary disclosure in annual reports among listed Jordanian companies[J]. Procedia-social and behavioral sciences, 2014(129):341-348.

[12] POUND J. Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight[J]. Journal of financial economics, 1988, 20(1):237-265.

[13] RUIZ-MALLORQUI M V, SANTANA-MARTIN D J. Dominant institutional owners and firm value[J]. Journal of banking & finance, 2011, 35(1):118-129.

[14] BARNEY J. Firm resources and sustained competitive ad-

- vantage[J]. Journal of management, 1991, 17(1): 99-120.
- [15] EL-DIFTAR D, JONES E, RAGHEB M, et al. Institutional investors and voluntary disclosure and transparency: the case of Egypt[J]. Corporate governance: the international journal of business in society, 2017, 17(1): 134-151.
- [16] ELYASIANI E, JIA J. Distribution of institutional ownership and corporate firm performance[J]. Journal of banking & finance, 2010, 34(3): 606-620.
- [17] 李争光, 赵西卜, 曹丰, 等. 机构投资者异质性与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2015(3): 111-121.
- [18] 史永, 李思昊. 关联交易、机构投资者异质性与股价崩盘风险研究[J]. 中国软科学, 2018(4): 123-131.
- [19] BERGH D D, LAWLESS M W. Portfolio restructuring and limits to hierarchical governance: the effects of environmental uncertainty and diversification strategy[J]. Organization science, 1998, 9(1): 87-102.
- [20] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012(7): 113-126.
- [21] 苏中锋, 谢恩, 李垣. 资源管理: 企业竞争优势与价值创造的源泉[J]. 管理评论, 2007(6): 31-36, 64.
- [22] 李莉, 闫斌, 顾春霞. 知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构[J]. 管理世界, 2014(11): 1-9.
- [23] 傅传锐, 王美玲. 智力资本自愿信息披露、企业生命周期与权益资本成本——来自我国高科技 A 股上市公司的经验证据[J]. 经济管理, 2018(4): 170-186.
- [24] 傅传锐, 饶晓燕, 朱康. 智力资本信息披露具有价值相关性吗[J]. 金融经济研究, 2019(3): 94-108, 160.
- [25] GHOSH D, OLSEN L. Environmental uncertainty and managers' use of discretionary accruals[J]. Accounting organizations and society, 2009, 34(2): 188-205.
- [26] 梅洁, 张明泽. 基金主导了机构投资者对上市公司盈余管理的治理作用? ——基于内生性视角的考察[J]. 会计研究, 2016(4): 55-60, 96.
- [27] 张涤新, 李忠海. 机构投资者对其持股公司绩效的影响研究——基于机构投资者自我保护的视角[J]. 管理科学学报, 2017(5): 82-101.
- [28] LIANG C J, LIN Y L. Which is more important? a life-cycle perspective[J]. Journal of intellectual capital, 2008, 9(1): 62-76.
- [29] DICKINSON V. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. The accounting review, 2011, 86(6): 1969-1994.
- [30] DONOHOE M P, KNECHEL W R. Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing? [J]. Contemporary accounting research, 2014, 31(1): 284-308.
- [31] 谭燕, 蒋华林, 吴静, 等. 企业生命周期、财务资助与银行贷款——基于 A 股民营上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2018(5): 36-43.
- [32] 李英利, 谭梦卓. 会计信息透明度与企业价值——基于生命周期理论的再检验[J]. 会计研究, 2019(10): 27-33.
- [33] 曹裕, 陈晓红, 李喜华. 企业不同生命周期阶段智力资本价值贡献分析[J]. 管理科学学报, 2010(5): 21-32, 90.
- [34] ENG L L, MAK Y T. Corporate governance and voluntary disclosure[J]. Journal of accounting and public policy, 2003(4): 325-345.
- [35] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3): 15-27.
- [36] 傅传锐. 公司治理改进了智力资本的价值创造效率吗? ——基于我国 A 股上市公司的分位数回归估计[J]. 中大管理研究, 2014(3): 25-55.
- [37] SCHMIDT K M. Managerial incentives and product market competition[J]. The review of economic studies, 1997, 64(2): 191-213.
- [38] 何玉润, 林慧婷, 王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2015(2): 125-135.
- [39] 邢立全, 陈汉文. 产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量[J]. 审计研究, 2013(3): 50-58.

(责任编辑:王佳)