

环境不确定性、管理层持股与审计决策

万佳玲

上海工程技术大学, 上海

收稿日期: 2022年7月3日; 录用日期: 2022年8月1日; 发布日期: 2022年8月8日

摘要

以2015~2019年A股上市公司为研究样本, 实证检验了环境不确定性、管理层持股与审计决策的关系。结果表明: 1) 企业面临的环境不确定性与审计费用、被出具非标准审计意见概率显著正相关, 符合以往的研究结论; 2) 管理层持股会加强环境不确定对审计费用的正相关性, 而削弱环境不确定对被出具非标准审计意见可能性的正相关性; 3) 无论大小规模, 管理层持股对环境不确定性与审计费用的正向调节效应都显著, 而对环境不确定性与被出具非标准审计意见可能性的负向调节效应只在小规模企业中显著。

关键词

环境不确定性, 管理层持股, 审计费用, 审计意见

Environmental Uncertainty, Management Shareholding and Audit Decision

Jialing Wan

Shanghai University of Engineering Science, shanghai

Received: Jul. 3rd, 2022; accepted: Aug. 1st, 2022; published: Aug. 8th, 2022

Abstract

Using the data of China's A-share listed companies during the 2015~2019 period, this paper empirically examines the relationship between environmental uncertainty, management ownership and audit decisions. The results show that: 1) The environmental uncertainty faced by enterprises is significantly positively correlated with audit costs and probability of being issued non-standard audit opinions, which is consistent with previous research conclusions; 2) Management ownership will strengthen the positive correlation between environmental uncertainty and audit fees, but weaken the positive correlation between environmental uncertainty and the possibility of issuing

non-standard audit opinions; 3) Regardless of size, management ownership has a significant positive moderating effect on environmental uncertainty and audit cost, while the negative moderating effect on environmental uncertainty and the possibility of being issued non-standard audit opinions is significant only in small-scale enterprises.

Keywords

Environmental Uncertainty, Management Shareholding, Audit Fees, The Audit Opinion

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

审计作为一种重要的外部监督机制，其高质量的审计决策对企业及其利益相关者至关重要。根据委托代理理论，审计定价和审计意见能够识别企业发生的道德风险，减少企业利益相关者的逆向选择，降低股东与管理者之间的信息不对称，缓解企业代理问题。根据信号传递理论，审计费用和审计意见会向资本市场传递企业是否存在重大错报风险和是否持续健康发展的信号，从而影响企业利益相关者的行为决策。因此审计决策的影响因素一直是学者关注的热点之一。企业的生存和发展离不开外部环境，且面临的外部环境具有不稳定性，比如近两年国际局势动荡、新冠疫情肆虐、自然灾害发生和科学技术变革等都会影响企业的战略发展[1]，提高企业的经营风险[2]。我国已有学者对环境不确定性与审计费用、审计意见的正相关性进行了实证分析，本文对他们之间的关系进行了补充研究，考察股权激励在环境不确定与审计决策中是否存在千丝万缕的联系。

股权激励是企业将部分具有行权条件的股权给予企业高级管理人员或优秀员工的一种激励方法，实施该方法的初衷是为了缓解委托代理问题，然而以安然事件为代表的一些财务造假案例使人们意识到股权激励很可能变成了管理层侵害股东利益和滥用职权的工具，对企业持续性发展产生不利影响。股权激励的“利”在于将高管利益与企业利益捆绑在一起，激发管理者的积极性，达到利益趋同的效果，缓解企业代理问题。股权激励的“弊”在于高管强烈的利己动机，为达到行权条件，获得股权收益而做出损害企业价值，侵害股东利益的行为。管理层持股能否通过影响高管的积极性和利己动机来调节环境不确定性与审计决策的关系呢？这是本文关注的焦点。

本文可能的研究贡献：第一，证实了环境不确定性对审计决策的影响，强化了已有关于审计决策影响因素的研究，为具有风险特征的审计工作展开提供经验证据。第二，检验了管理层持股在环境不确定性与审计费用和审计意见相关性的作用，对它们的关系进行了补充研究，丰富了股权激励效果的文献，为企业是否进行股权激励提供一定的参考意见。第三，采用分组回归的方法分析了不同的企业规模中管理层持股对环境不确定性与审计决策影响程度的差异，从而帮助公司制定经营决策。

2. 献回顾与假设提出

2.1. 管理层持股、环境不确定性与审计费用

关于被审计单位的影响因素，Simunic (1980) [3]认为影响审计费用的两大主要的原因是审计业务需要耗费的资源和精力与审计单位面临的审计风险。从审计机构投入的资源和精力来看，公司规模、审计业

务复杂程度等特征是影响审计收费的重要方面,公司规模越大,组织架构越复杂,业务复杂程度越高,审计的难度就越大。会计师事务所需要委派更资深的审计师,花费更多的时间和精力,从而收取更高的审计费用[4]。从审计机构预期的审计风险来看,企业经营风险和财务风险是评估预期审计风险的重要因素。企业的经营风险越高,企业发生重大错报的可能性越大,审计人员面临的审计风险就越大,高风险的审计业务会使审计师投入更多的审计资源和执行更多的审计程序来降低自身的检查风险,审计费用自然增多[5]。企业的财务风险越大,未来审计人员因企业债权人投资失败而遭遭受诉讼赔偿的可能性就越高,导致审计机构收取更高的审计费用[6]。

现已有学者对环境不确定性与审计费用的正相关性进行了实证分析[7],企业面临的环境不确定性也主要通过以上途径影响审计费用。首先,李伟(2015) [8]和章琳一(2015) [9]认为环境不确定性会加剧投资者与企业间信息不对称程度,投资者会格外的关注企业的发展情况,企业就会增加盈余管理的动机,审计人员自然要投入更多的资源和精力来获取充分适当的审计证据以降低审计风险。其次,企业作为整体外部环境的一部分,外部环境的不稳定会使其经营发展变得更加不可控,企业的经营风险增加[2],迫使企业大幅度调整战略规划且高管往往会采取多元化扩张进行风险分散[10],企业规模和业务复杂程度就会随之增大。另外,环境不确定性不仅会降低盈余持续性,加大股价暴跌风险[11],还容易导致公司的筹资成本上升[12] [13],增加企业的财务风险。

管理层持股是我国企业实施高管激励的方式之一,而且对于高管来说,股权激励比薪酬激励更具有诱惑性。那么管理层持股是否能在环境不确定性与审计费用的关系中存在调节效应呢?首先,最优契约理论认为,股权激励是协调股东目标与管理层行为有效机制之一[14]。它能促使高管与企业之间形成利润共享、风险共担的关系,激发管理者工作积极性,股权激励所带来的业绩表现并不是来自于盈余操作,而确实来自于高管理性的管理行为[15],这种积极的行为可能体现在内部控制质量的提升[16]。而高水平的内部控制会降低审计人员预期的由环境不确定性引起的重大错报风险,审计人员面临的审计风险降低,审计费用也会减少。其次,股权激励会引起高管的利己动机,增大其风险偏好[17],为了尽快达到行权条件,获得股权收益而选择风险较高的战略[18]。当企业面临环境不确定性时,风险偏好高的高管会更倾向于选择多元化战略,企业规模、业务复杂程度随之增大,审计人员自然要求更多的审计费用。另外,关于股权激励对高管盈余操作动机的关系各学者意见相反争论不休,一部分学者认为股权激励程度与企业盈余管理正相关,股权激励会增加管理者进行盈余管理的动机,比如通过盈余管理降低股权激励的行权指标或尽快达到行权要求[19] [20]。另一部分学者则认为股权激励能够限制高管的短视行为,抑制高管的机会主义倾向,减少盈余管理的动机[21] [22]。高管的盈余操作倾向能够影响由环境不确定性引起的盈余管理行为,导致审计费用存在差异。综上所述,它们之间的作用到底谁大谁小无法辨析,因此本文提出两个对立假设:

H1_a: 管理层持股会加强环境不确定对审计费用的正相关性。

H1_b: 管理层持股会削弱环境不确定对审计费用的正相关性。

2.2. 管理层持股、环境不确定性与审计意见

关于审计客体的因素,审计人员主要根据被审计单位的盈余管理、经营状况和内部控制等来评估企业发生重大错报风险,从而对其会计信息质量进行判断,出具相应的审计意见。Bartov (2000) [23]研究发现企业盈余管理与被出具非标准审计意见的可能性呈正相关,即企业操作修改应计利润,大概率会被出具非标准审计意见。朱小平(2003) [24]通过选取一些指标来衡量企业的经营业绩发现速动比率、资产负债率、公司上市年限等因素与非标准审计意见的可能性负相关,现金流量比率、净资产收益率、公司规模等与被出具非标准审计的概率正相关。企业面临的经营风险越大,发生重大错报的可能性也就越大[5]。

关于内部控制,企业内部控制质量越低,会计问题就越多,从而影响财务信息的可靠性,审计人员就更可能出具非标准审计意见来规避潜在的审计风险[25]。

我国已有学者对环境不确定性与审计意见的正相关性进行了实证分析[7],环境不确定性主要通过影响企业盈余管理和经营活动来增大被出具非标准审计意见的可能性。首先,根据信息不对称理论,环境不确定性越高,投资者与企业间信息不对称程度会加剧,投资者会格外的关注企业的发展情况,企业就会增加盈余管理的动机,使审计过程更加复杂,增加预期审计风险,审计师为了减低审计风险,提高审计质量,就会加大出具非标准审计意见的可能性[7]。其次,企业的生存和发展离不开环境,环境不确定性影响着企业的战略管理和经营活动。企业面临的环境不确定性程度越高,企业现行的经营战略很大程度上不能适应环境变化,迫使企业大幅度调整战略规划[1],还会使企业的正常经营面临较大的危险[2]。

那么管理层持股在两者之间是否存在调节效应呢?如上文分析一样,一方面,股权激励激发高管的积极性,提高企业的内部控制水平[16],减少盈余操作倾向[19][20],降低由环境不确定性引起的重大错报的可能性。另一方面,股权激励会引发高管的利己动机,增加风险偏好[17],当企业面临环境不确定性时更容易进行盈余管理[21][22]和风险投融资决策[26],其会计信息质量越不可信。两种效果的大小无法准确的比较,因此本文提供两个对立假设:

H2_a: 管理层持股会加强环境不确定对被出具非标准审计意见可能性的正相关性。

H2_b: 管理层持股会削弱环境不确定对被出具非标准审计意见可能性的正相关性。

3. 研究设计

3.1. 样本选取及数据处理

本文选取我国 2015 年~2019 年 A 股上市公司企业为研究样本,并对数据做以下处理: 1) 删除 ST、ST*、PT 企业; 2) 剔除金融行业企业; 3) 删除含缺失值样本。最终得到 10,410 个观测值。为减少异常值的影响,本文对所有连续型变量进行上下 1% 的缩尾处理。实证研究相关数据全部源于 CSMAR 数据库,运用 Stata 数据软件进行处理。

3.2. 证模型与变量定义

为了检验管理层持股对环境不确定性与审计费用的调节效应,设计面板固定效应回归模型(1):

$$\begin{aligned} \text{Lnfee} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Eu} + \alpha_2 \text{MRatio} + \alpha_3 \text{Eu} * \text{MRatio} + \alpha_4 \text{Size} + \alpha_5 \text{Lev} \\ & + \alpha_6 \text{ROA} + \alpha_7 \text{CRatio} + \alpha_8 \text{Loss} + \alpha_9 \text{Big4} + \alpha_{10} \text{ArInv} \\ & + \alpha_{11} \text{State} + \alpha_{12} \text{Age} + \sum \text{Year} + \sum \text{Ind} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中,被解释变量(Lnfee)是上市公司经会计师事务所审计需要支付的审计费用的自然对数。解释变量(Eu)是经行业调整的环境不确定性。借鉴申慧慧(2010)的计算方法,以样本企业过去 5 年的销售收入为基础,采用普通最小二乘法(OLS)回归估计企业过去 5 年的非正常销售收入。

$$\text{Sale} = \varphi_0 + \varphi_1 \text{year} + \varepsilon$$

其中, Sale 为企业销售收入, year 为年度变量, ε 为非正常销售收入。利用过去 5 年非正常收入的标准差除以企业过去 5 年销售收入平均值得出未经行业调整的环境不确定性。由于不同行业受到外部环境的影响不同,需要对环境不确定性进行调整,使用未经行业调整的环境不确定性除以同一年度同一行业所有公司未经行业调整的环境不确定性的中位数得出经行业调整的环境不确定性。该值越大,表示企业面临的环境不确定性程度越高。调节变量(MRatio)是董事会、监事会和高级管理人员等全部管理层的持股数量总和与上市公司总股数的比值,即管理层持股。Eu*MRatio 是环境不确定性与管理层持股的交乘项用

来检验是否存在调节效应。

为检验管理层持股对环境不确定性与审计意见的调节效应，设计 Logistic 回归模型(2):

$$Op = \beta_0 + \beta_1 Eu + \beta_2 MRatio + \beta_3 Eu * MRatio + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 ROA + \beta_7 CRatio + \beta_8 Loss + \beta_9 Big4 + \beta_{10} ArInv + \beta_{11} State + \beta_{12} Age + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (2)$$

其中，被解释变量(Op)是上市公司经会计师事务所审计出具的审计意见，非标准审计意见取 1，否则取 0。其他解释变量同上。根据以往研究，对其余影响被解释变量的因素进行控制，具体定义如表 1 所示：

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

| 变量类型 | 名称及代码 | 变量定义 | |
|--------------|---------------|---------------------|---------------------------|
| 被解释变量 | 审计费用(Lnfee) | 企业实际支付审计费用的自然对数 | |
| | 审计意见(Op) | 非标准审计意见取 1，否则取 0 | |
| 解释变量 | 环境不确定性(Eu) | 经行业调整的环境不确定性 | |
| 调节变量 | 管理层持股(MRatio) | 管理层持股比例 | |
| | 企业规模(Size) | 总资产的自然对数 | |
| | 资产负债率(Lev) | 总负债/总资产 | |
| | 总资产收益率(ROA) | 净利润/总资产 | |
| | 流动比率(CRatio) | 流动资产/流动负债 | |
| | 控制变量 | 是否亏损(Loss) | 虚拟变量，净利润小于 0 取 1，否则取 0 |
| | | 国际“四大”(Big4) | 虚拟变量，会计师事务所为国际四大取 1，否则取 0 |
| 业务复杂度(ArInv) | | (应收账款净额 + 存货净额)/总资产 | |
| 产权性质(State) | | 虚拟变量，国有产权取 1，否则取 0 | |
| | 上市年限(Age) | 处理年份 - 上市年份 | |

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

表 2 的变量描述性统计结果显示：1) 审计费用(Lnfee)的均值为 13.97，最小值为 11.51，最大值为 19.40，表明企业间的审计费用存在明显差异；2) 审计意见(Op)是个定性变量，均值为 0.0347，表明近 96.5%的上市公司被出具标准审计意见；3) 经行业调整的环境不确定性(Eu)的均值为 1.347，最小值为 0.0114，最大值为 28.48，表明企业存在环境不确定性且企业间的差异较大；4) 管理层持股(MRatio)的均值、中位数、最小值、最大值分别为 0.0972、0.0025、0、0.596，说明样本企业管理层持股比例存在差异且大多数企业持股较少。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|--------|--------|---------|--------|--------|-------|
| Lnfee | 10,410 | 13.97 | 13.86 | 0.706 | 11.51 | 19.40 |
| Op | 10,410 | 0.0347 | 0 | 0.183 | 0 | 1 |
| Eu | 10,410 | 1.347 | 0.970 | 1.450 | 0.0114 | 28.48 |
| MRatio | 10,410 | 0.0972 | 0.00250 | 0.158 | 0 | 0.596 |
| Size | 10,410 | 22.54 | 22.36 | 1.245 | 20.14 | 26.32 |
| Lev | 10,410 | 0.442 | 0.433 | 0.201 | 0.0650 | 0.900 |
| ROA | 10,410 | 0.0283 | 0.0307 | 0.0678 | -0.333 | 0.185 |
| CRatio | 10,410 | 2.080 | 1.562 | 1.763 | 0.288 | 11.51 |
| Loss | 10,410 | 0.115 | 0 | 0.320 | 0 | 1 |
| Big4 | 10,410 | 0.0622 | 0 | 0.241 | 0 | 1 |
| ArInv | 10,410 | 0.264 | 0.243 | 0.166 | 0.0104 | 0.734 |
| State | 10,410 | 0.399 | 0 | 0.490 | 0 | 1 |
| Age | 10,410 | 12.88 | 12 | 6.718 | 3 | 29 |

4.2. 回归分析

4.2.1. 环境不确定性对审计决策的影响

根据以往研究结论，环境不确定性与审计费用、审计意见呈正相关，即企业面临的环境不确定性程度越高，实际支付的审计费用就越高，被出具非标准审计意见的可能性就越高。为验证该结果利用面板回归模型进行回归分析，表 3 列 1 列 2 是该回归结果。结果显示环境不确定性(Eu)对审计费用(LnFee)和审计意见(Op)在 1% 水平下呈显著正相关，符合以往研究结论，可以进行下一步验证。另外，根据控制变量得回归结果可以看出，企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(ROA)等都与审计决策具有显著得相关性，为消除各变量之间得多重共线性，我们对各变量进行 VIF 检验，各变量得 VIF 值均小于 10，说明各变量间不存在多重共线性的问题，回归结果可信。

4.2.2. 管理层持股在环境不确定性与审计费用中的调节作用

本文采用模型(1)对假设 1、2 进行面板固定效应回归检验，表 3 列 3 是该回归结果。结果显示环境不确定性(Eu)与管理层持股(MRatio)的交乘项对审计费用(LnFee)的回归系数在 1% 的水平下显著为正，表明管理层持股对环境不确定性与审计费用的关系存在显著的正向调节效应，证明了管理层持股比例越高会加大环境不确定性对审计费用的正相关性，假设 H1_a 成立。

4.2.3. 管理层持股在环境不确定性与审计意见中的调节作用

本文采用模型(2)对假设 3、4 进行 Logistic 回归检验，表 3 列 4 是该回归结果。结果显示环境不确定性(Eu)与管理层持股(MRatio)的交乘项对审计意见(Op)的回归系数在 1% 的水平下显著为负，表明管理层持股对环境不确定性与审计意见的关系存在显著的正向调节效应，证明了管理层持股比例越高会缓解环境不确定性对审计意见的促进作用，假设 H2_b 成立。

Table 3. Regression analysis
表 3. 回归分析

| 变量 | 列 1 | 列 2 | 列 3 | 列 4 |
|-----------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | Lnfee | Op | Lnfee | Op |
| Eu | 0.016 ^{***} (0.003) | 0.195 ^{***} (0.028) | 0.016 ^{***} (0.003) | 0.197 ^{***} (0.025) |
| MRatio | | | -0.034 (0.029) | -0.880 (0.560) |
| Eu*MRatio | | | 0.073 ^{***} (0.019) | -0.364 ^{**} (0.144) |
| Size | 0.402 ^{***} (0.005) | -0.407 ^{***} (0.067) | 0.402 ^{***} (0.005) | -0.401 ^{***} (0.067) |
| Lev | -0.090 ^{**} (0.038) | 4.267 ^{***} (0.477) | -0.088 ^{**} (0.038) | 4.241 ^{***} (0.477) |
| ROA | -0.788 ^{***} (0.086) | -4.822 ^{***} (0.806) | -0.790 ^{***} (0.086) | -4.822 ^{***} (0.804) |
| CRatio | -0.021 ^{***} (0.003) | 0.123 ^{***} (0.046) | -0.020 ^{***} (0.003) | 0.124 ^{***} (0.046) |
| Loss | 0.007 (0.017) | 1.116 ^{***} (0.191) | 0.006 (0.017) | 1.116 ^{***} (0.190) |
| Big4 | 0.625 ^{***} (0.026) | -0.333 (0.426) | 0.624 ^{***} (0.026) | -0.409 (0.449) |
| ArInv | 0.012 (0.032) | -1.515 ^{***} (0.440) | 0.013 (0.032) | -1.449 ^{***} (0.435) |
| State | -0.116 ^{***} (0.010) | -1.141 ^{***} (0.165) | -0.120 ^{***} (0.011) | -1.200 ^{***} (0.166) |
| Age | 0.008 ^{***} (0.001) | 0.040 ^{***} (0.011) | 0.007 ^{***} (0.001) | 0.032 ^{***} (0.012) |
| _cons | 4.947 ^{***} (0.112) | 3.247 ^{**} (1.471) | 4.964 ^{***} (0.113) | 3.312 ^{**} (1.475) |
| year/ind | control | control | control | control |
| N | 10410 | 10302 | 10410 | 10302 |
| Pseudo R2 | 0.649 | 0.298 | 0.649 | 0.3008 |

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 同下。

Table 4. Grouped regression
表 4. 分组回归

| 变量 | 高规模组列 1 | 低规模组列 2 | 高规模组列 3 | 低规模组列 4 |
|-----------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | Lnfee | | Op | |
| Eu | 0.010 [*] (0.006) | 0.008 [*] (0.004) | 0.150 ^{***} (0.038) | 0.239 ^{***} (0.036) |
| MRatio | -0.007 (0.065) | -0.019 (0.036) | 0.921 (0.901) | -1.904 ^{**} (0.764) |
| Eu*MRatio | 0.098 ^{***} (0.037) | 0.091 ^{***} (0.021) | -0.187 (0.209) | -0.610 ^{***} (0.214) |
| Lev | 0.967 ^{***} (0.082) | 0.151 ^{***} (0.048) | 3.162 ^{***} (0.966) | 4.797 ^{***} (0.573) |
| ROA | 0.396 ^{**} (0.195) | -0.273 ^{**} (0.106) | -8.767 ^{***} (1.713) | -4.477 ^{***} (1.000) |
| CRatio | 0.009 (0.010) | -0.032 ^{***} (0.003) | 0.101 (0.133) | 0.156 ^{***} (0.052) |
| Loss | -0.076 ^{**} (0.037) | -0.007 (0.022) | 1.390 ^{***} (0.321) | 0.899 ^{***} (0.244) |
| Big4 | 1.067 ^{***} (0.039) | 0.385 ^{***} (0.042) | -0.328 (0.452) | -0.518 (1.088) |
| ArInv | -0.422 ^{***} (0.065) | 0.072 (0.045) | -2.051 ^{**} (0.827) | -1.201 ^{**} (0.576) |
| State | -0.023 (0.019) | -0.114 ^{***} (0.016) | -1.785 ^{***} (0.284) | -0.881 ^{***} (0.209) |
| Age | 0.007 ^{***} (0.002) | 0.008 ^{***} (0.001) | 0.027 (0.019) | 0.026 (0.016) |
| _cons | 13.720 ^{***} (0.088) | 13.447 ^{***} (0.043) | -5.588 ^{***} (1.124) | -5.502 ^{***} (0.665) |
| year/ind | control | control | control | control |
| N | 5206 | 5204 | 4736 | 4946 |
| Pseudo R2 | 0.328 | 0.198 | 0.331 | 0.316 |

4.2.4. 企业规模不同的差异

在以往研究中,企业规模一直都是影响审计决策结果、环境不确定后果和股权激励效果的重要因素。因此,本文认为企业规模不同股权激励对环境不确定与审计决策的调节效应有可能不同。本文以样本企业同一年企业规模的中位数为标准,将样本企业分为高规模组和低规模组,利用模型(1)(2)进行分组回归,表4是该回归结果。结果显示高、低规模组中环境不确定性(Eu)与管理层持股(MRatio)的交乘项对审计费用(LnFee)的回归系数在1%水平上显著为正,表明无论大小规模管理层持股对环境不确定性与审计费用的关系都存在显著的正向调节效应;高规模组中,环境不确定性(Eu)与管理层持股(MRatio)的交乘项对审计意见(Op)的回归系数不显著,低规模中交乘项的回归系数在1%水平上显著为负,表明管理层持股的负向调节效应在小规模企业中更加显著。

4.3. 稳健性检验

本文以每年持股比例的中位数为标准,将样本企业分为高持股组和低持股组,利用面板固定效应模型进行分组回归,表5结果显示高、低持股组中环境不确定性系数在一定显著水平下不一致,其差异与上文分析一致,通过稳健性检验。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

| 变量 | 高持股组 | 低持股组 | 高持股组 | 低持股组 |
|--------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Lnfee | | Op | |
| Eu | 0.031*** (0.005) | 0.003* (0.004) | 0.184*** (0.055) | 0.208*** (0.029) |
| Size | 0.386*** (0.008) | 0.410*** (0.007) | -0.122 (0.114) | -0.561*** (0.088) |
| Lev | -0.090 (0.055) | -0.056 (0.053) | 4.214*** (0.742) | 4.373*** (0.623) |
| ROA | -0.674*** (0.115) | -0.944*** (0.131) | -3.565*** (1.168) | -6.571*** (1.197) |
| CRatio | -0.033*** (0.004) | 0.001 (0.005) | 0.089 (0.066) | 0.189*** (0.061) |
| Loss | 0.021 (0.025) | -0.014 (0.024) | 1.619*** (0.278) | 0.679** (0.266) |
| Big4 | 0.603*** (0.041) | 0.631*** (0.032) | -0.231 (0.685) | -0.313 (0.548) |
| ArInv | 0.033 (0.045) | -0.002 (0.046) | -1.601** (0.747) | -1.658*** (0.597) |

Continued

| | | | | |
|-----------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| State | -0.083*** (0.021) | -0.142*** (0.014) | -0.870** (0.349) | -1.225*** (0.191) |
| Age | 0.009*** (0.001) | 0.008*** (0.001) | 0.043** (0.018) | 0.011 (0.018) |
| _cons | 5.222*** (0.169) | 4.845*** (0.149) | -3.526 (2.522) | 7.140*** (1.946) |
| year/ind | control | control | control | control |
| N | 5206 | 5204 | 4916 | 5073 |
| Pseudo R2 | 0.597 | 0.675 | 0.301 | 0.334 |

5. 研究结论

本文选取我国 2015~2019 年 A 股上市企业为研究对象, 实证分析了环境不确定性、管理层持股与审计决策的关系。结论如下: 1) 企业面临的环境不确定性与审计费用、被出具非标准审计意见概率显著正相关, 证实了以往的研究结论; 2) 管理层持股会加强环境不确定对审计费用的正相关性, 而削弱环境不确定对被出具非标准审计意见可能性的正相关性; 3) 无论大小规模, 管理层持股对环境不确定性与审计费用的正向调节效应都显著, 而对环境不确定性与被出具非标准审计意见可能性的负向调节效应只在小规模企业中显著。

2005 年底我国上市公司才逐渐实施股权激励计划, 那时股权激励在美国已经遭受了很多“责备”, “初衷美好”的股权激励计划显现出其“双刃剑”的一面, 所以在推行之初股权激励计划的实施就备受关注, 同时也成为审计师着重审计的要点。国家应该进一步完善股权激励相关的制度和法律, 企业也应该实现激励形式和行权指标的多样化, 加强内部监督机制, 从而避免股权激励成为管理层侵害股东利益和滥用职权的工具, 增强股权激励的积极作用。

参考文献

- [1] 傅皓天, 于斌, 王凯. 环境不确定性、冗余资源与公司战略变革[J]. 科学学与科学技术管理, 2018, 39(3): 92-105.
- [2] Ghosh, D. and Olsen, L. (2009) Environmental Uncertainty and Managers' Use of Discretionary Accruals. *Accounting, Organizations and Society*, **34**, 188-205. <https://doi.org/10.1016/j.aos.2008.07.001>
- [3] Simunic, D.A. (1980) The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence. *Journal of Accounting Research*, **18**, 117-161. <https://doi.org/10.2307/2490397>
- [4] Firth, M. (1985) An Analysis of Audit Fees and Their Determinants in New Zealand. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, **4**, 23-37.
- [5] Bell, T.B., Landsman, W.R. and Shackelford, D.A. (2001) Auditors' Perceived Business Risk and Audit Fees: Analysis and Evidence. *Journal of Accounting Research*, **39**, 35-43. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.00002>
- [6] Nikkinen, J. and Sahlström, P. (2005) Risk in Audit Pricing: The Role of Firm—Specific Dimensions of Risk. *Advances in International Accounting*, **18**, 141-151. [https://doi.org/10.1016/S0897-3660\(05\)18007-6](https://doi.org/10.1016/S0897-3660(05)18007-6)
- [7] 申慧慧, 吴联生, 肖泽忠. 环境不确定性与审计意见: 基于股权结构的考察[J]. 会计研究, 2010(12): 57-65.
- [8] 李伟. 不确定性环境下会计稳健性对审计收费、审计意见的影响[J]. 审计研究, 2015(1): 91-98.
- [9] 章琳一. 环境不确定性、会计稳健性与审计费用[J]. 中国注册会计师, 2015(11): 58-64.
- [10] 曹向, 秦凯玲, 李春友. 融资约束、环境不确定性与多元化战略有效性[J]. 财经科学, 2019(11): 67-79.

- [11] 周晓苏, 王磊, 陈沉. 环境不确定性、财务报告透明度和股价暴跌风险[J]. 审计与经济研究, 2016, 31(6): 57-66+76.
- [12] 廖义刚. 环境不确定性、内部控制质量与权益资本成本[J]. 审计与经济研究, 2015, 30(3):69-78.
- [13] 王怀明, 陈雪. 公司治理、环境不确定性与债务资本成本[J]. 南京审计大学学报, 2016, 13(5): 66-74.
- [14] Jensen, M. and Meckling, W. (1976) The Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure. *Social Science Electronic Publishing*, 3, 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- [15] Fang, H., Nofsinger, J.R. and Quan, J. (2015) The Effects of Employee Stock Option Plans on Operating Performance in Chinese Firms. *Journal of Banking & Finance*, 54, 141-159. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.01.010>
- [16] 张萍, 闵权凤, 徐巍. 股权激励、高管权力与内部控制[J]. 华东经济管理, 2015, 29(10): 44-51.
- [17] 王栋, 吴德胜. 股权激励与风险承担——来自中国上市公司的证据[J]. 南开管理评论, 2016, 19(3): 157-167.
- [18] 刘兵, 李大赛, 葛培培, 李娜. 高管团队战略选择的驱动机制研究: 基于风险偏好的视角[J]. 科技管理研究, 2014, 34(12): 106-111.
- [19] 赵息, 石延利, 张志勇. 管理层股权激励引发盈余管理的实证研究[J]. 西安电子科技大学学报(社会科学版), 2008, 18(3): 23-28.
- [20] 苏冬蔚, 林大庞. 股权激励、盈余管理与公司治理[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 88-100.
- [21] 黄文伴, 李延喜. 管理者薪酬契约与企业盈余管理程度关系[J]. 科研管理, 2011, 32(6): 133-139.
- [22] 袁知柱, 郝文瀚, 王泽荣. 管理层激励对企业应计与真实盈余管理行为影响的实证研究[J]. 管理评论, 2014, 26(10): 181-196.
- [23] Bartov, E., Gul, F.A. and Tsui, J. (2000) Discretionary Accruals Models and Audit Qualifications. *Journal of Accounting and Economics*, 30, 421-452. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00015-5](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00015-5)
- [24] 朱小平, 余谦. 上市公司的财务指标与审计意见类型相关性的实证分析[J]. 中国会计评论, 2003: 29-48.
- [25] Doyle, J.T., Ge, W., Mcvay, S.E. (2007) Accruals Quality and Internal Control-Financial Reporting. *The Accounting Review*, 82, 1141-1170. <https://doi.org/10.2308/accr.2007.82.5.1141>
- [26] 王秀芬, 徐小鹏. 高管股权激励、经营风险与企业绩效[J]. 会计之友, 2017(10): 84-89.