

中国实业部门金融化的异质性

张成思 郑宁

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 北京 100872)

摘要:本文基于实业和金融两类投资组合模型的构建, 重点考察不同所有权性质和不同行业企业的金融化驱动机制是否具有异质性, 并探究不同类别金融投资对应结果的差异性特征。实证结果与已有研究以及传统印象并不一致: 我们发现, 风险规避是中国非国有企业和制造业企业金融化的显著驱动因素, 而国有企业和非制造业企业则不存在这一特征; 同时, 非制造业企业的金融投资主要由收益率差驱动, 而在其他企业样本中均没有证据显示追逐利润是企业金融化的推动因素。不同企业样本的融资约束、杠杆率、成长性、流动性水平以及资产质量等因素对企业金融资产占比的影响也存在显著差异。进一步区分企业金融投资中货币和非货币类金融资产的不同特性并考虑企业的长期股权投资, 结果表明货币类金融资产和非货币类金融资产的驱动机制存在明显差异: 对于货币类金融资产投资, 国有企业主要受资本逐利因素推动, 其他企业则未体现这一特征; 对于非货币类金融资产投资, 非国有企业、制造业和非制造业企业均受到风险因素驱动, 而国有企业则不受影响; 将企业长期股权投资纳入金融资产的结果则未产生明显差异。

关键词:金融化; 金融投资; 实体企业; 投资组合; 异质性

JEL 分类号: E12, G30, G32

一、引言

实体经济是一个国家繁荣和发展的本源, 非金融企业是实体经济的代表和支柱, 如果越来越多的非金融企业热衷于参与金融活动、寻求金融渠道收益, 而忽视了主业运营的存续和创新, 即实业部门出现金融化现象, 无疑令人担忧。中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会以及中国证券监督管理委员会于 2018 年 4 月 27 日联合发布的《关于加强非金融企业投资金融机构监管的指导意见》一文中明确指出, “非金融企业应围绕自身主业发展需要, 科学布局对金融机构投资,

审慎稳健经营，强化资本约束，控制杠杆率，避免盲目扩张和脱实向虚”。因此，探究非金融企业进行金融投资活动的驱动逻辑，可以为宏观政策调整提供科学依据。更重要的是，为了让政策调整具有针对性，需要关注不同类别企业的金融化驱动机制是否存在异质性以及异质性的内在特征和具体表现。

目前，关于中国实体企业金融化的文献多着眼于实体企业参与金融活动对企业经营、实业投资等的影响，其中比较有代表性的研究结果认为，制造业企业金融资产投资和经营性利润呈现显著的负向关联（龚丹丹和张颖，2017）。同时，尽管从短期来看，持有金融资产有利于降低企业的杠杆率，但企业从金融渠道获取利润却进一步推高了财务杠杆（刘贯春等，2018），长期来看实业企业的金融投资不利于企业的技术创新（王红建等，2017），甚至从一定程度上挤出了实业投资（张成思和张步云，2016），其中长期稳定性的金融资产对企业的研发投资有显著的挤占效应（许罡和朱卫东，2017），企业对金融机构的控股还降低了企业的投资效率（李维安和马超，2014）。此外有少量文献涉及到企业金融化对不同类别企业影响的差异，例如刘笃池等（2016）认为企业的金融化对经营性业务的全要素生产率存在抑制效应，在国有企业中这一抑制效应更为明显；杜勇等（2017）认为企业金融化对实体企业业绩的“挤出效应”大于“蓄水池效应”，对国有企业未来主营业务的负面效应更大等。

上述文献关注的是实体企业总体层面金融化的结果，本文关注的则是不同类别实体企业金融化驱动机制的差异。从这一主题切入的文献相对较少，宋军和陆旸（2015）的研究涉及企业金融化的动因问题，研究设计也比较规范和细致，但其研究角度集中于企业经营收益率对金融化的影响，他们发现实体企业的金融化与经营收益率之间存在 U 形关系，即高业绩和低业绩的企业更倾向于持有金融资产。特别值得提出的是，宋军和陆旸（2015）还对货币类金融资产和非货币类金融资产进行了区分，探究了不同类别金融资产和经营收益率间的关系。谢家智等（2014）关注了制造业企业金融化的原因，他们认为制造业企业金融化的驱动因素主要是制造业创新能力的弱化、金融收益虚高以及机构投资者对制造业企业治理强度的提高三方面。这些研究为探究实体企业金融化的驱动机制提供了重要的分析线索，但其研究焦点各有不同，分析的模型框架多是以研究焦点为主导，既没有从企业投资组合的底层理论机制推演出金融化的理论驱动逻辑，也没有分析不同类别企业的金融化驱动机制的异质性问题。

另外，从投融资角度探讨企业异质性的文章则主要从企业的所有权性质入手分析，多数研究认为，国有企业通常是行业内的垄断性企业，具备较好的经营业绩，从而更容易从银行得到贷款，相比民营企业，其投资对现金流的敏感程度更低（沈红波等，2011），也有研究表明，在非国有企业中确实存在融资歧视问题（刘津宇等，2014），企业自身的盈利水平也会影响企业的投资倾向，盈利的国有企业投资更为激进，而民营企业则恰好相反（张敏等，2010）。近年来金融市场的发展

有利于降低企业在投资过程中面临的融资约束，这一缓解效应在民营企业中体现得尤为明显（沈红波等，2011），但对国有企业的“预算软约束”却仍未显出足够的实质影响（朱红军等，2006）。中国经济进入新常态后，国有企业和民营企业的投资规模均有所下降，国有企业仍存在投资效率低等问题，而民营企业的投资动机则从传统的“利润驱动”角度转移到了“风险规避”层面（Lashitew，2017）。

总结相关文献脉络，虽然已有研究注意到企业金融化对不同性质企业的冲击以及所有权性质在企业投融资方面体现出的异质性，但是探讨不同类别企业金融化驱动机制差异的文章仍然可以从理论模型和实证分析两个层面予以改进。本文从中国实体企业金融化的动机出发探讨不同类别企业金融化驱动机制的异质性问题，而且区分了货币和非货币金融资产，并将长期股权投资纳入分析范畴。实证结果显示，对于不同类别的企业和金融资产，金融化驱动机制存在明显异质性，这些异质性特征对于政策制定和实施具有重要现实意义。

二、理论模型

探究实体企业的金融化，本质上是研究实体企业面对金融资产和固定资产的投资组合选择问题，为此我们利用投资组合选择模型来建立基础理论框架。为了简化计算并推导出企业的最优金融资产占比表达式，我们需要设定几个基本的假设：

假设 1. 模型中的市场参与主体为代表性企业个体，其 t 期的效用函数 $U(W_t)$ 是关于总财富 W_t 的增函数，且为二阶可导的连续凹函数；

假设 2. 假定 t 期的总投资资本 K_t^α 可以简单地划分为两类具有同质性的资产：金融资产 I_t^f 和固定资产 I_t^k ；

假设 3. 设 t 期金融资产的投资收益率为 r_t^f ，固定资产的投资收益率为 r_t^k 。

在以上假设基础上，两类资产的跨期投资选择问题可以表述为以下优化问题：

$$\text{Max } E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(W_t) \quad (1)$$

其中 E 表示期望运算符号， β 为恒定的折现因子。优化的约束条件为：

$$W_t = (1 + r_t^k)I_t^k + (1 + r_t^f)I_t^f \quad (2)$$

设 t 期投资于整个市场上的总资本 K_t^α 为代表性企业个体的固定资产和金融资产之和（企业总数量标准化为 1）。根据标准求解方法，可以解出企业的最优固定资产配置表达式和最优金融资产投资的表达式，进而解出企业金融投资占比的影响因素表达式（ Var 表示方差运算符）：

$$\frac{I_t^f}{K_t^\alpha} = 1 - \frac{1}{K_t^\alpha} \times \frac{E(r_t^k - r^f)}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \quad (3)$$

已有文献（Demir, 2009）认为，对等式（3）两侧取自然对数，可以近似地得到企业投资影响机制的表达式，即：

$$\ln\left(\frac{I_t^f}{K_t^\alpha}\right) = -\ln(E(r_t^k - r^f)) + \ln(\gamma) + \ln(\text{Var}(r_t^k)) + \ln(K_t^\alpha) \quad (4)$$

虽然以上模型提供了一个分析企业投资行为的简洁的理论框架，但其基本设定和表述存在以下问题：一是在对等式（3）两侧取自然对数后，由于等式右侧符合 $\ln(1-x)$ 的形式，Demir 声称可以用 $\ln(-x)$ 来近似替代 $\ln(1-x)$ ，但是这一做法显然有误，且即便认为 $\ln(1-x) \approx \ln(-x)$ ，也无法得到等式（4）；二是金融资产无风险这一假定不符合实际情况，因为实体企业的金融投资不仅限于国债等无风险产品，还包括了股票、基金等风险金融资产。

为此，本文在以上基本假设（假设 1 至 3）的基础上，进一步增加以下两个标准假设，从而推导出企业投资行为更一般的理论表达式：

假设 4. 假设金融资产和固定资产均为风险资产，二者的收益率均服从正态分布：

假设 5. 设定代表性企业个体的效用函数形式为标准的常系数绝对风险厌恶效用函数（Constant Absolute Risk Aversion Utility Function，缩写为 CARA）：

$$U(W_t) = -e^{-\gamma W_t} \quad (5)$$

其中 e 是自然底，其他变量的符号及意义沿用上文的设计。

这样，基于假设 1 至 5 并结合式（1）至（5），可以求解出企业最优金融资产配置的解析表达式：

$$\frac{I_t^f}{K_t^\alpha} = \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} + \frac{E[r_t^f - r_t^k]}{\gamma K_t^\alpha [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \quad (6)$$

等式（6）右手侧给出了企业金融化（即金融资产投资占比）的核心驱动因素，第一个因素是固定资产投资风险占金融资产投资风险和固定资产投资风险之和的比重，可以简单地表述为固定资产投资风险占比；第二个因素的分子部分是金融资产投资收益率与固定资产投资收益率之差的期

望值，分母部分则是企业风险厌恶程度 γ 、企业t期的总资本以及金融资产投资风险和固定资产投资风险之和三者的乘积。综合来看，第二个因素可以表述为总资本和总投资风险调整后的资产利差。对比 Demir (2009) 的理论表达式，本文的等式 (6) 更加强调资产风险在投资中的重要作用：除了固定资产风险占比这一风险占比变量之外，风险作为分母中的一部分也影响了资产收益的资产利差项对企业金融资产配置的驱动作用，这意味着是否考虑金融资产的投资风险，会实质性影响理论模型的表达式。比较来看，等式 (6) 为分析企业金融化问题提供了更为一般、准确的经济模型。

三、变量计算与实证模型设计

根据理论表达式 (6)，我们需要按照等式中各部分的形式来严格设定模型中的主要变量。首先，式 (6) 左手侧的被解释变量是企业金融化变量，也即金融资产占企业总投资资本的比重，用 fk 来表示。我们利用企业资产负债表中的总资产科目来代理企业的总投资资本，而金融资产的计量则根据中国的企业会计准则以及张成思和张步昙 (2016) 的设计，将货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、可供出售金融资产、投资性房地产、应收股利、应收利息七项进行加总得到，具体计算公式为： $fk = (\text{货币资金} + \text{持有至到期投资} + \text{交易性金融资产} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{应收股利} + \text{应收利息}) / \text{企业总资产}$ 。

值得特别注意的是，中国企业会计准则中对长期股权投资科目的定义存在不同的标准：一方面，根据管理会计的资产分类方法，长期股权投资归类为经营性长期资产，同时从资金流动的角度来看，实体企业间的长期股权投资属于企业部门内部的结构重组，不应计入金融资产投资；另一方面，广义的长期股权投资是企业对其他企业的权益性投资，根据中国企业会计准则的相关规定，企业核算长期股权投资时应当按照对子公司或合营、联营企业的控制程度不同分别使用“成本法”和“权益法”。企业对其合营企业和联营企业往往采取权益法进行核算，每年的股息收入将被计入长期股权投资科目的余额，按此标准也可以将长期股权投资视为为金融资产。遵循保守原则，在这一部分的基准回归中我们未将长期股权投资纳入金融资产，在第五部分我们再将长期股权投资纳入金融资产的范畴进行稳健性检验。

其次，右手侧的解释变量应包含核心解释变量和控制变量：

第一个核心解释变量为固定资产风险占比，记作 $risk$ 。要得到资产的投资风险，首先需要计算出金融资产投资收益率 rf 与固定资产投资收益率 rk 。参考张成思和张步昙 (2016) 的设计，两类资产的收益率计算公式分别如下：

$$rf = (\text{投资净收益} + \text{公允价值变动损益} + \text{汇兑净收益} - \text{对联营和合营企业的投资净收益} + \text{利息收入})$$

-利息支出)/金融资产

$rk = (\text{营业收入} - \text{营业成本} - \text{营业税金及附加} - \text{期间费用} - \text{资产减值损失}) / (\text{营运资本} + \text{固定资产} + \text{无形资产等长期资产的净值})$

其中，金融资产收益率的分子中减去了长期股权投资中的对联营和合营企业的投资净收益科目。中国企业会计准则中并没有对固定资产收益率的严格定义，因此本文参考张成思和张步昙(2016)的设计，使用主营业务收益率来代理固定资产收益率；期间费用采用 TTM(Trailing Twelve Months 的缩写，指某一指标过去 12 个月的加总)数据计算。

接下来我们根据资产收益率计算投资风险。对 r_f 和 r_k 分别设立 GARCH(1, 1)模型获得两类资产的投资风险时间序列后，再计算出 $risk$ 变量。

第二个核心解释变量是经总投资风险、总投资资本调整后的资产投资收益率差，记作 $rgap$ 。利用上文得到的资产收益率和投资风险，总投资资本用企业总资产科目代理，我们可以直接根据理论表达式计算^①。需要特别说明的是，在理论解析表达式(6)中， $rgap$ 的分子部分是以预期的形式存在，故本文除了直接用当期实现值代替预期值计算 $rgap$ ，在实证模型中还额外考虑了 $rgap$ 的滞后一期项，这一做法有两层含义：一是用历史值估计预期值，二是考虑 $rgap$ 以及其他变量对被解释变量的影响的时滞效应。

本文的控制变量参考 Hovakimian (2009)、Shi and Zhang (2017) 以及张成思和张步昙(2016)等的分析与设计，共选取了 6 个企业层面的对投资有重大影响的控制变量，具体定义及计算方式如下：

融资约束(fc)=经营性现金净流量/总资产；

财务杠杆率(lev)=总负债/所有者权益；

总资产($asset$)=企业总资产的自然对数；

主营业务收入增长率(rev)=企业主营业务收入的年同比增长率；

流动性水平($fslack$)=(现金及现金等价物余额+0.7×应收账款+0.5×存货-应付账款)/固定资产净额；

资产质量(bm) =所有者权益/企业总市值。

本文数据来自 Wind 数据库，企业样本为 2006 至 2016 年中国 A 股所有非 ST 处理的实体企业，共计 1902 家。企业的所有权性质、所属行业均以 2016 年年报发布日期的分类为准。所有财务数据为半年度数据，均通过 CPI 调整消除通货膨胀影响。

接下来，我们根据理论解析表达式(6)，设定实证模型如下：

$$fk_{it} = c_i + d_t + \beta_1 risk_{it} + \beta_2 r_{gap,it} + \chi V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

^① 计算时总资产科目单位取万元人民币，这样 $rgap$ 的量纲和其他变量可保持基本一致。

其中 c_i 是反映企业固有特征的常量, dt 为时间虚拟变量, \mathbf{V}_{it} 为控制变量向量, χ 和 β_i ($i=1,2$) 为变量系数, ε_{it} 为模型随机扰动项。考虑右手侧变量的时滞效应, 我们将所有右手侧变量滞后一期, 得到:

$$fk_{it} = c_i + d_t + \varphi_1 risk_{i,t-1} + \varphi_2 r_{gap,i,t-1} + \chi \mathbf{V}_{i,t-1} + \varepsilon'_{it} \quad (8)$$

其中 φ_i ($i=1,2$) 和 χ' 为相应变量的系数。

我们重点关注不同类别企业对应的变量 $risk$ 和 $rgap$ 系数的显著性和符号方向的差异, 同时验证各控制变量对被解释变量的影响差异。值得注意的是, 在一般情形下, 企业个体总是存在不随时间变化的固有特征, 即个体效应, 在模型中反映为变量 c_i , 但在具体的实证分析中还需要通过统计检验进一步确认个体特征是否存在。

四、金融化驱动机制：分类企业的异质性

因为本文样本内 1902 家企业的主营业务类别、所有权性质等差异明显, 所以仅对总样本进行回归分析无法捕捉不同类别企业间金融资产占比水平、对资产投资风险的敏感程度以及资产利差项的差异。为此本文分别从两个角度对样本企业进行划分, 并对分类后的子样本分别进行估计, 以探究和对比不同类别企业间金融化的推动因素的异质性。由于本文的样本是微观企业财务的短面板数据, 财务科目间的相互勾稽关系以及数据结构本身的复杂性要求我们谨慎选择估计方法来得到相对科学的系数估计值。为此本文首先通过诊断检验来确定有效估计方法, 包括个体效应的存在性、是否应使用固定效应模型以及是否存在内生性。

通过上述检验步骤后, 我们确认应当使用固定效应模型, 并且引入工具变量, 使用广义矩估计方法 (以下简称为 GMM) 进行系数估计。我们假定时间虚拟变量 dt 为外生变量, 同时我们认为 $risk$ 、 fc 、 lev 、 $asset$ 、 $sales$ 、 $fslack$ 和 bm 均在一定程度上和企业金融投资占比形成双向因果关系, 因此应设定为内生变量。这里需要特别指出的是, 理论上认为资产收益率应当滞后于同期的资产配置, 也即对于企业的金融资产配置, 收益率差变量 $rgap$ 应当是前定的, 故在同期内不存在互为因果的问题, 事实上如果我们单独对 $rgap$ 进行内生性检验, 会发现检验结果不能拒绝原假设, 说明 $rgap$ 可以被视为外生变量。本文使用的工具变量为内生变量的 1 至 4 阶滞后项, 所有回归均报告了聚类异方差稳健的标准误。

(一) 国有企业与非国有企业

首先根据企业所有权性质将样本划分为国有企业和非国有企业。根据 Wind 数据库对企业实

际控制人的分类，本文的样本企业一共可划分为 7 大类，分别是民营企业、地方国有企业、中央国有企业、集体企业、公众企业、外资企业以及其他企业。本文将地方国有企业和中央国有企业合并视为国有企业，共计 850 家企业，其余五类企业合并视为非国有企业，共 1052 家企业。通过划分样本并进行统计分析我们发现，国有企业与非国有企业的样本之间存在明显差异：若只看金融资产收益率，两类企业差别很小，国有企业投资于金融资产得到的收益率略微高于非国有企业，收益率的波动程度则基本一致；但固定资产投资收益率却表现出了明显差异，非国有企业的收益率要比国有企业高约 3.5%，从标准差数据来看，非国有企业的收益率波动程度也明显大于国有企业，这一结果也说明，平均来看，非国有企业的主营投资风险要高于国有企业。

另外，从实证模型涉及的变量的描述统计来看， fk 在两类样本间差异明显，国有企业的金融投资占比平均来看要明显低于非国有企业样本，标准差则相差不大，表明金融化水平的差异并非只是平均意义上的，从个体意义上，非国有企业的金融化水平要普遍高于国有企业；核心解释变量中， $risk$ 的结果与 $Var(rk)$ 事实上是相呼应的，非国有企业较高的主营业务投资风险决定了其固定资产投资风险在企业总的投资风险中占据较高的比重，从而其 $risk$ 的均值相比国有企业较大； $rgap$ 的结果则较为微妙，无论是国有企业还是非国有企业，均值都非常接近于 0，且标准差较小，表明两类资产经总资本、总风险调整后的收益率从数值上非常相近，而且波动不大。

从控制变量看，国有企业的 fc 变量均值大于非国有企业，波动程度也较小，表明国有企业受到的内部融资约束普遍小于非国有企业。企业的财务杠杆同样差异明显，国有企业的杠杆率明显高于非国有企业的杠杆率，表明相比于国有企业，非国有企业对负债率的管理更为谨慎，进一步暗示两类企业在外部融资约束上的差异；两类企业的规模差异较小，无论是国有还是非国有企业，都有规模较大的企业和较小的初创企业；从企业成长性的角度考虑，非国有企业明显高于国有企业，这是因为国有企业大多是垄断型行业，规模大且主营业务稳定，相比于非国有企业成长潜力较低；从流动性水平来看，非国有企业的变现能力平均要高于国有企业，暗示了非国有企业更具活力，但企业间的差异也比国有企业样本大；从资产质量来看，非国有企业的账面市值比的均值和标准差均低于国有企业，表明非国有企业的资产质量要普遍高于国有企业。

国企和非国企分类样本的回归结果汇报于表 1 中。通过将样本划分成国有企业与非国有企业进行回归分析可以看到，这两类企业的金融化驱动因素存在明显差异。具体来说，对于国有企业样本，无论是否将解释变量滞后一期， $risk$ 项系数均未表现出统计显著性，这一结果并不意外，享有国家信用担保的国有企业由于存在预算“软约束”，相比非国有企业而言更容易从银行取得贷款，从而在一定程度上对冲了经营风险，因此风险规避因素并不是影响其进行资金配置的主要因素。同样的情况也出现在代表资本逐利性的 $rgap$ 项系数上，无论是否考虑时滞效应， $rgap$ 系数均未表现出统计显著性，这表明对利润的追逐也不是国有企业配置金融资产的推动因素。对于非国

有企业来说： $risk$ 项系数均在 1% 的显著性水平下表现为显著正向，而 $rgap$ 项的系数则未表现出统计显著性，这说明风险规避因素是非国有企业金融化的主导驱动因素。这一结果表明，非国有企业外部融资成本相对较高，当经营风险上升时，业绩的下滑将导致从银行获取贷款的难度攀升，此时流动性较好的金融资产无疑起到了规避经营风险的作用。

表 1 国有企业和非国有企业面板固定效应 GMM 回归结果表

	国有		非国有	
	模型 (7)	模型 (8)	模型 (7)	模型 (8)
$risk$	0.0160 (0.0111)	0.0112 (0.0120)	0.0708 ^{***} (0.0146)	0.0471 ^{***} (0.0142)
r_{gap}	-0.3702 (0.3799)	0.5346 (0.5677)	0.4816 (0.2931)	0.1562 (0.5673)
fc	1.0772 ^{***} (0.1144)	1.1606 ^{***} (0.1661)	1.3983 ^{***} (0.1774)	0.0225 (0.1506)
lev	-0.0197 ^{***} (0.0038)	-0.0172 ^{***} (0.0040)	-0.0059 (0.0067)	-0.0027 (0.0070)
$asset$	-0.0045 (0.0063)	-0.0075 (0.0066)	-0.0225 ^{***} (0.0062)	-0.0244 ^{***} (0.0067)
$sales$	-0.0050 (0.0049)	-0.0218 (0.0191)	-0.0114 ^{**} (0.0049)	-0.0469 ^{**} (0.0191)
$fslack$	0.0020 ^{***} (0.0007)	0.0014 ^{**} (0.0007)	0.0038 ^{***} (0.0005)	0.0022 ^{***} (0.0004)
bm	-0.0006 (0.0158)	-0.0163 (0.0195)	0.1148 ^{***} (0.0232)	0.0390 [*] (0.0226)
样本数量	16,339	14,659	17,652	15,628
企业个体数量	850	850	1,052	1,052
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制

注：***、**和*表示统计量在 1%、5% 和 10% 水平下显著；小括号中报告的是聚类异方差稳健的标准误。

从控制变量的结果来看，国有企业和非国有企业同样存在显著的差异。对于国有企业，杠杆率对金融资产占比表现出了高度显著的负向效应，而非国有企业的金融投资则不受杠杆率的影响，可见对于国有企业而言，杠杆率成为了制约企业配置金融资产的主要因素。代理企业成长性的 $sales$ 变量的系数在国有企业和非国有企业两组样本间的结果也有显著差异：国有企业样本中， $sales$ 的系数估计并未体现出统计显著性，而非国有企业样本则在两个模型中都具有统计显著性，表明相比于国有企业，高成长性的非国有企业更倾向于将“来之不易”的资金投资于主营业务上，从而降低了其对金融资产的投资需求，而面临预算软约束的国有企业由于相对不受外部融资问题的困

扰，其成长性对金融资产的投资并未体现出明显的影响。反之，对于非国有企业，当企业成长性受到限制时（也即营业收入增长率下滑），企业难以找到合适的固定资产投资机会，从而投资于金融资产以获取额外收益。代理资产质量的变量 bm 在两类样本间也体现出了异质性，非国有企业资产质量越低（即 bm 越大），将倾向于持有更多的金融资产，而融资约束程度较低的国有企业则不受影响。

同时需要注意，无论是国有企业还是非国有企业，融资约束变量 fc 和流动性水平 $fslack$ 均对金融投资占比具有高度显著的正向影响，表明盈余的内部现金流和较强的变现能力会刺激企业进行金融投资。反之当企业出现流动性短缺时，投资的能力也相应受到约束。系数估计值的相对大小也暗示了国有企业投资金融资产对内部现金流和流动性资产的敏感程度相对而言要低于非国有企业。

归纳来看，非国有企业金融化主要受到风险规避动机驱动而不受资产收益率差影响，同时融资约束和企业的成长性等也有显著影响；而国有企业由于存在预算软约束，与非国有企业形成了鲜明的对比：相比非国有企业而言，国有企业具有外部融资成本低这一“得天独厚”的优势，此时内部融资约束、杠杆率成为制约国有企业进行金融投资的关键所在，这一结果为我们分析企业金融化提供了更为准确明晰和更具针对性的思路。

（二）制造业与非制造业

除了从所有权性质的角度划分企业样本外，我们还关注不同行业企业金融化的驱动机制差异，事实上，在本文所使用的 1902 个企业样本中，仅制造业企业就有 1140 家，占比约 60%，相比非制造业企业，制造业企业的主营业务收入更依赖于固定资产等有形资产，因此有必要根据行业类型划分样本进行分析。我们根据中国证监会发布的标准，将样本内属于“制造业”的企业归为一类，共计 1140 家；其他所有行业对应的公司合并归为非制造业（“金融业”除外），共 762 家。

模型估计方法的选择流程与前文保持一致，回归结果显示（为节省篇幅未做报告），两类样本对应的核心变量的系数估计结果差异明显：对于制造业企业， $risk$ 项系数高度显著，表明规避固定资产投资风险是制造业企业持有金融资产的驱动因素； $rgap$ 项系数则不具有统计显著性，验证了综合考虑投资风险的资产利差并不是驱动企业金融化的主要因素。而对于非制造业企业而言， $risk$ 的系数未表现出统计显著性，说明非制造业企业配置金融资产并非出于规避风险的目的； $rgap$ 项系数则表现出较弱的显著性，表明非制造业企业投资金融资产受到收益率差驱动。对于生产经营高度依赖于机器厂房等固定资产的制造业企业，其固定资产投资往往周期较长，相比非制造业企业更容易受到宏观经济环境波动的冲击，因此，制造业企业持有金融资产以对冲固定资产投资风险的需求要高于非制造业企业，而非制造业企业对资金的运用则相对有更大的自由，投资金融资产获取额外收益是补充主营业务利润的有效途径。

五、进一步分析：区分货币与非货币金融资产

我们在前文中已经明确界定了金融资产的种类，并采用“总收益/总资产”的方式来计算金融资产的收益率，在这一部分中我们根据金融资产的具体定义和收益风险特征进一步对金融资产进行划分。我们首先分析企业持有货币类和非货币类金融资产的不同动机，其次分析长期股权投资纳入金融资产后企业的金融化驱动机制是否发生变化。

（一）货币类金融资产和非货币类金融资产

第三部分所定义的金融资产中包含了“货币资金”科目，这类金融资产是企业库存现金、短期银行存款、保证金以及其他货币资金的总和，基本可视为无风险资产，这与“持有至到期投资”等其他非货币类金融资产产生了明显区分，因此有必要将金融资产划分为货币类金融资产和非货币类金融资产分别进行分析。

为了探究企业持有货币类无风险金融资产的驱动因素，我们首先必须对第二部分的投资组合模型进行修改：由于货币类金融资产可视为无风险资产，因此我们重新推导模型最优解，并用 $\ln(1+x) \approx x$ 做近似处理，可得：

$$\ln\left(\frac{I_t^f}{K_t^\alpha}\right) = \frac{E(r^f - r_t^k)}{\gamma \text{Var}(r_t^k)} \quad (9)$$

等式（9）表明，当金融资产是无风险资产时，其占总资产的比重的自然对数受到经固定资产风险调整后的资产收益率差的影响，而不是受收益率差和固定资产投资风险的独立影响。根据式（9），设立货币类金融资产的驱动机制实证模型以及对应的滞后模型如下：

$$\ln(fk_{it}^{cash}) = c_i + d_t + \theta gap_{it}^{cash} + \chi'' \mathbf{V}_{it} + \eta_{it} \quad (10)$$

$$\ln(fk_{it}^{cash}) = c_i + d_t + \theta' gap_{i,t-1}^{cash} + \chi''' \mathbf{V}_{i,t-1} + \eta'_{it} \quad (11)$$

其中， fk_{it}^{cash} 为货币资金占总资产的比重， gap^{cash} 为经固定资产风险调整后的货币类金融资产和固定资产收益率之差， θ 、 θ' 、 χ'' 以及 χ''' 为变量系数， η_{it} 和 η'_{it} 为模型扰动项，其他符号沿用第三部分的设定。我们用中国 6 个月期限的国债收益率来代理 gap^{cash} 中的金融资产无风险收益率，其他数据计算方式与第三部分一致。

对于非货币类金融资产，则根据式（6）设立对应的实证模型如下：

$$fk_{it}^{nc} = c_i + d_t + \delta_1 risk_{it}^{nc} + \delta_2 gap_{it}^{nc} + \Psi V_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

$$fk_{it}^{nc} = c_i + d_t + \delta'_1 risk_{i,t-1}^{nc} + \delta'_2 gap_{i,t-1}^{nc} + \Psi' V_{i,t-1} + \mu'_{it} \quad (13)$$

其中 fk^{nc} 为非货币类金融资产占总资产的比重，上标“nc”表示“non-cash”， $risk^{nc}$ 为固定资产投资风险占非货币类金融资产和固定资产投资风险之和的比重， gap^{nc} 为经固定资产投资风险调整后的非货币类金融资产和固定资产投资收益率之差， δ 、 δ' 、 Ψ 以及 Ψ' 为变量系数， μ_{it} 和 μ'_{it} 为模型扰动项。

注意，非货币类金融资产的收益率仍然采用“总收益/总资产”的方式进行计算，但分母中除去了“货币资金”科目，然后设立 GARCH(1, 1)模型即可求得对应的风险项。为了规避极端值的影响，我们对所有新变量进行了 2.5%的缩尾处理。模型估计方法的选择标准与前文保持一致，GMM 估计的工具变量设置根据诊断检验的结果进行调整。

本部分新引入的变量描述性统计汇报于表 2 中，从中可以看到，金融资产绝大部分是货币资金，这部分约占总资产的 18%，而非货币类金融资产仅占 2.7%。对样本进行划分后我们发现，平均来看，国有企业持有非货币类金融资产的比重高于非国有企业，而制造业持有的非货币类金融资产则低于非制造业企业。 gap^{cash} 的数值无论在总样本还是划分的样本中均为负，而 gap^{nc} 则大于 0 或基本为 0，这说明除去收益较低的货币资金后，非货币类金融资产的平均收益率要高于固定资产投资收益率， $risk^{nc}$ 小于 0.5 进一步表明非货币类金融资产投资的风险高于固定资产投资风险。

表 2 区分货币与非货币类金融资产后的变量描述性统计

		总样本	国有	非国有	制造业	非制造业
fk^{cash}	均值	0.1776	0.1583	0.1943	0.1807	0.1734
	标准差	0.1336	0.1154	0.1454	0.1308	0.1374
gap^{cash}	均值	-0.0002	-0.0001	-0.0003	-0.0003	-0.0001
	标准差	0.0063	0.0069	0.0058	0.0067	0.0057
fk^{nc}	均值	0.0273	0.0293	0.0255	0.0180	0.0408
	标准差	0.0548	0.0561	0.0536	0.0425	0.0667
gap^{nc}	均值	0.0005	-0.0000	0.0001	0.0001	-0.0000
	标准差	0.0081	0.0031	0.0106	0.0102	0.3161
$risk^{nc}$	均值	0.4194	0.4143	0.4235	0.4106	0.4324
	标准差	0.3969	0.3858	0.4056	0.4007	0.3908

在实践中,对模型(10) — (13)进行估计的结果显示,滞后模型的估计结果与基准模型一致,为节省篇幅,下面结果不再汇报滞后模型对应的估计结果。货币类金融资产的结果汇报于表3中,非货币类金融资产的结果汇报于表4中。表3结果显示,按照企业所有权性质和所在行业划分样本后对应的结果出现了明显差异:对于国有企业,持有无风险的货币类金融资产受经固定资产投资风险调整后的收益率差所驱动,表明当国有企业的固定资产投资收益率下降时,企业将倾向于持有更多货币类资产,非国有企业则未表现出这一特征。制造业企业和非制造业企业持有货币类金融资产不受风险调整后的收益率差驱动,而是受企业层面的控制变量影响。具体来说,制造业企业持有货币类资金占比主要由融资约束、资产规模、成长性和流动性水平等因素驱动,而非制造业企业持有货币资金的占比则受融资约束、杠杆率和流动性水平的影响。

表3 货币类金融资产的面板固定效应 GMM 回归结果表

	国有	非国有	制造业	非制造业
gap^{cash}	1.7896 [*] (0.9140)	-0.8781 (1.1095)	1.5228 (1.1907)	0.7168 (2.1422)
fc	5.5801 ^{***} (0.7286)	5.1070 ^{***} (0.9858)	3.4136 ^{**} (1.4383)	3.6687 ^{***} (0.5731)
lev	-0.0796 ^{***} (0.0163)	-0.0719 ^{***} (0.0207)	-0.0748 ^{**} (0.0354)	-0.0699 ^{***} (0.0175)
$asset$	0.0305 (0.0358)	0.0282 (0.0340)	-0.1942 ^{**} (0.0766)	-0.0253 (0.0311)
$sales$	-0.3452 ^{**} (0.1403)	-0.3127 ^{***} (0.1109)	-1.0339 ^{***} (0.3185)	-0.1010 (0.0853)
$fslack$	0.0151 ^{***} (0.0039)	0.0193 ^{***} (0.0023)	0.0450 ^{***} (0.0096)	0.0119 ^{***} (0.0026)
bm	-0.2211 [*] (0.1135)	0.0251 (0.1222)	-0.1822 (0.1565)	-0.0927 (0.1052)
样本数量	16,327	17,662	19,161	14,017
企业个体数量	850	1,052	1,140	762
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制

注:同表1。

表4 非货币类金融资产的面板固定效应 GMM 回归结果表

	国有	非国有	制造业	非制造业
$risk^{nc}$	0.0017 (0.0046)	0.0017 (0.0048)	-0.0057 (0.0037)	0.0062 (0.0058)
gap^{nc}	0.1489 (0.1446)	-0.0308 ^{***} (0.0077)	-0.0095 (0.0097)	0.3786 (0.2853)

<i>fc</i>	0.0299 (0.0355)	0.0288 (0.0443)	0.0680* (0.0412)	-0.0013 (0.0445)
<i>lev</i>	-0.0052*** (0.0014)	-0.0014 (0.0017)	-0.0006 (0.0014)	-0.0080*** (0.0023)
<i>asset</i>	-0.0007 (0.0023)	-0.0067*** (0.0022)	-0.0055*** (0.0019)	0.0001 (0.0028)
<i>sales</i>	0.0005 (0.0012)	-0.0027 (0.0078)	0.0073 (0.0066)	-0.0006 (0.0017)
<i>fslack</i>	-0.0005* (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	-0.0004 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
<i>bm</i>	0.0088 (0.0060)	0.0208** (0.0088)	0.0085 (0.0075)	0.0130 (0.0082)
样本数量	16,171	16,532	18,611	13,966
企业个体数量	843	1,041	1,124	760
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制

注：同表1。

表4的结果进一步表明：无论是哪类企业，风险规避因素均不是企业持有非货币类金融资产的驱动因素，其他企业层面的变量则出现了明显区别。具体来说：国有企业主要受杠杆率 *lev* 和流动性指标 *fslack* 的负向影响，说明当国有企业负债率高、流动性短缺时，将没有多余资金用于投资非货币类金融资产；非国有企业则主要受资产规模 *asset* 和资产质量 *bm* 的影响，资产规模越大、资产质量越好的企业，对非货币类金融资产的需求较小。按照行业对样本进行划分后的结果显示：制造业企业持有非货币类金融资产主要受资产规模 *asset* 的负向影响，而非制造业企业则主要受杠杆率 *lev* 驱动。

需要说明的是，表4中还出现了与理论预期并不一致的结果： gap^{nc} 系数估计值表现为显著负向，即经风险调整后的非货币类金融资产和固定资产收益率的差越大，企业反而趋于减持非货币类金融资产，这与理论逻辑相悖，也不符合现实逻辑。仔细检查样本数据特征可以发现，这一问题与划分货币和非货币金融资产带来的数据样本对应变量的统计特征有关。实际上，非金融企业的非货币类金融资产规模相对较小，完全不持有非货币类金融资产的情形较多，这一事实导致计算非货币类金融资产收益率的过程中将出现较多缺失值。具体来说，在本文所使用的41844个观测值中，非货币类金融资产收益率变量共有6392个缺失值，即缺失15%以上的观测值，数据缺失降低了GARCH(1,1)模型计算得到的资产投资风险项的准确性，这些误差反映到 gap^{nc} 的计算中，最终将使得相应的系数回归结果不再可靠。

为了解决数据缺失所造成的不精确问题，我们进一步使用其他方式度量风险指标，采用经济

政策不确定指数 (Economic Policy Uncertainty) ^① 来代理企业的固定资产投资风险, 用 3 个月期限 SHIBOR 利率建立 GARCH(1, 1) 模型得到的风险项代理金融资产投资风险, 从而重新计算风险占比变量和调整后的资产收益率差变量。注意, 用这一方式计算得到的风险占比变量可以视为企业投资的外部环境变量, 因此应视为外生变量, 结合内生性检验的结果, 我们将其他所有变量视为内生变量。对相关模型重新进行回归的结果表明, 没有证据显示经宏观经济风险调整后的资产收益率差驱动了企业持有货币类金融资产的比重; 企业持有非货币类金融资产的比重受到宏观经济政策风险占比的驱动, 且在不同所有权性质的企业中有明显差异: 规避当期宏观经济波动风险是非国有企业持有非货币类金融资产的主要动力, 而国有企业则不存在这一特征。根据所处行业划分样本的结果表明, 制造业和非制造业企业持有非货币类金融资产的比重受到历史经济政策不确定性的显著驱动。其他控制变量对两类金融资产占比的影响与替换风险指标之前的结果基本一致, 此处不再赘述。

总体来看, 企业持有货币资金和非货币类金融资产的驱动因素有明显差异, 且因企业所有权性质和所处行业不同而存在异质性。无论是货币类还是非货币类金融资产占比, 均不受资产利差和固定资产投资风险占比的影响, 非货币类金融资产占比则受宏观经济政策不确定性占比的显著驱动。

(二) 将长期股权投资纳入金融资产

我们在第三部分中提到, 根据中国管理会计对企业资产的划分方法, 长期股权投资实际应属于经营性资产, 张成思和张步昙 (2016) 指出, 长期股权投资属于实体企业部门内部的结构重组, 不应列为金融资产, 因此在上文中我们未将长期股权投资科目纳入金融资产的范畴, 同时相应将“对联营和合营企业的投资净收益”从金融资产收益中除去。但是, 当企业采取权益法核算长期股权投资时, 股息收入将计入长期股权投资的余额, 从这个角度讲, 长期股权投资可以归类为金融资产。为此我们将长期股权投资纳入金融资产范畴, 并将“对联营和合营企业的投资净收益”科目计入企业金融资产收益, 重新计算企业的金融资产投资收益和对应的投资风险。同时结合上一小节对货币类和非货币类金融资产的划分, 我们将长期股权投资并入非货币类金融资产, 相应计算出对应的资产收益率和风险项, 然后利用式 (6) 重新构建包含了广义金融资产和广义非货币类金融资产的驱动机制实证模型。

估计结果显示 (表 5 只汇报了基准模型结果), 将长期股权投资纳入金融资产后的结果出现了微妙变化: 对于国有企业, 广义金融资产占比由滞后的经风险调整的金融和固定资产收益率差所驱动 (基准模型中不显著), 而非国有企业的广义金融资产投资则主要受到风险规避因素影响; 制造业企业主要出于规避经营风险动机持有广义金融资产, 而非制造业企业的广义金融投资则受

^① 根据 Baker et al. (2016) 的研究结果获得月度指标, 我们使用每 6 个月的指标平均值作为半年度数据, 用全年 12 个月的指标平均值作为年度数据。

到历史收益率差驱动（基准模型不显著）。不难看出，这一结果和不包含长期股权投资的金融资产占比驱动因素十分相似，唯一一点不同在于，将长期股权投资纳入金融化范畴之后，国有企业的广义金融投资占比收到了资本逐利因素的显著推动。控制变量的结果基本一致，此处不再赘述。

表5 广义金融资产的面板固定效应GMM估计结果

	国有	非国有	制造业	非制造业
<i>risk</i>	0.0062 (0.0148)	0.0455*** (0.0156)	0.0404*** (0.0135)	0.0167 (0.0176)
<i>r_{gap}</i>	0.2242 (0.2728)	-0.8252 (0.6016)	-0.5607 (0.5741)	-0.0961 (0.4736)
<i>fc</i>	1.0452*** (0.1261)	1.3126*** (0.1851)	1.2895*** (0.2353)	0.9858*** (0.1376)
<i>lev</i>	-0.0197*** (0.0045)	-0.0144* (0.0076)	-0.0067 (0.0057)	-0.0297*** (0.0067)
<i>asset</i>	-0.0185** (0.0073)	-0.0276*** (0.0076)	-0.0247*** (0.0092)	-0.0251*** (0.0080)
<i>sales</i>	-0.0043 (0.0052)	0.0089 (0.0241)	-0.0142 (0.0371)	-0.0076 (0.0050)
<i>fslack</i>	0.0011 (0.0008)	0.0030*** (0.0006)	0.0083*** (0.0018)	0.0020*** (0.0006)
<i>bm</i>	0.0213 (0.0167)	0.0822*** (0.0270)	0.0562** (0.0233)	0.0419* (0.0215)
样本数量	16,321	16,679	18,867	14,003
企业个体数量	850	1,052	1,140	762
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制

注：同表1。

另外，从纳入了长期股权投资的广义非货币金融资产对应的结果来看（未做报告），广义非货币类金融资产占比的驱动因素既不是固定资产投资风险占比，也不是资本逐利因素。进一步对风险指标进行替换后的结果在加入长期股权投资前后也基本一致：宏观经济政策不确定性占比是驱动广义非货币类金融投资的显著因素。不过，划分了企业样本的结果体现出了明显的异质性特征：非国有企业和非制造业企业的非货币类金融投资占比受到经济政策不确定性占比的显著驱动，而国有企业和制造业企业则未体现出这一特征。

总之，将长期股权投资纳入金融资产进行回归的结果和将其除去的结果差别较小，唯一的区别在于，加入长期股权投资对相应金融收益结构的影响使得国有企业的广义金融资产投资受到资本逐利因素的显著驱动。然而，这一驱动机制在非货币金融资产部分的回归结果中却未出现，结合表3对应的结果可以推断，出现这一现象可能是因为将长期股权投资纳入金融资产后，其收益

弥补了无风险货币类金融资产的低收益，从而提高了广义金融资产收益和金融资产占比之间的相关性。

六、结 论

近年来，随着金融市场繁荣发展，学界和业界的关注重点逐渐从金融发展转移到了实业部门的金融投资。当实体企业过多地投资于金融资产、参与金融市场活动，而忽视了主营业务的发展和 innovation，由此催生的诸如“金融化”、“经济脱实向虚”等现象便引发了政策制定部门的密切关注。尽管学界的研究覆盖了实体经济金融化对企业经营、创新等各方面的负面影响，也有少量研究关注了更为本源的问题，即为什么企业要进行金融资产投资，但这些研究中理论设定的合理性和实证模型科学性的不足亟待解决。更重要的问题是，不同类别企业在金融化驱动机制方面是否存在异质性、这些异质性表现为哪些特征？科学地回答这一问题无疑将为政策制定部门提供更具针对性的调控方针，然而目前学界关于这方面研究依然不足。

有鉴于此，本文首先从已有研究的理论模型出发，放松不合理假设，构建了一个跨期的金融和固定两类资产组合选择模型，集中研究我国非金融企业上市公司中不同类型的金融化驱动机制的异质性，并将金融化指标区分为货币和非货币金融资产以及是否包含长期股权投资类别。根据企业所有权性质和所处行业，我们将样本分别划分为国有企业和非国有企业、制造业与非制造业企业两组样本进行回归分析，结果表明，每组样本下不同类别的企业的金融化驱动机制存在明显差异：非国有企业由于面临更强的外部融资约束以及更高的固定资产投资风险，其持有金融资产的动机主要是规避风险，而国有企业则主要受到内部现金流和杠杆率的制约，风险规避因素并非显著推动力；制造业企业的主营业务收入主要依赖于固定资产这一现实因素决定了企业持有金融资产是为了对冲固定资产投资风险，而非制造业企业的金融投资则主要受到资本逐利的驱动。

对企业的金融资产进行区分的实证结果进一步表明：货币类金融资产占比和非货币类金融资产占比的驱动机制也存在明显差异：对于货币类金融资产投资，国有企业主要受资本逐利因素推动，其他企业则未体现这一特点；对于非货币类金融资产投资，非国有企业、制造业和非制造业企业均受到经济政策不确定性占比推动，国有企业则不受影响。将长期股权投资纳入金融资产的结果与将其除去的结果不存在明显差异。

在强调“金融回归本源”、“金融服务实体”的背景下，本文的研究结论可能具有更针对性的政策内涵。加强对风险的监管、疏通融资渠道以及降低实业投资的不确定性成为政策制定部门应该关注的重点问题。更重要的是，宏观政策也不能对所有企业一概而论，而是需要认识到不同类型企业以及不同形式的金融投资驱动机制的异质性特征，从而对症下药，解决非国有企业融资环境

不公平、国有企业“预算软约束”、制造业实业投资风险高等问题，引导实体经济正确进行投资活动，实现资源跨部门、跨行业的最优配置。

参考文献

杜勇、张欢和陈建英，2017，《金融化对实体企业未来主业发展的影响，促进还是抑制》，《中国工业经济》第 12 期，第 113~131 页。

龚丹丹和张颖，2017，《企业金融资产投资对经营业绩的影响研究——基于工业 4.0 时代对制造业的分析》，《经济研究导刊》第 11 期，第 12~16 页。

李维安和马超，2014，《“实业金融”的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究》，《金融研究》第 11 期，第 109~126 页。

刘笃池、贺玉平和王曦，2016，《企业金融化对实体企业生产效率的影响研究》，《上海经济研究》第 8 期，第 74~83 页。

刘贯春、张军和刘媛媛，2018，《金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率》，《世界经济》第 1 期，第 148~173 页。

刘津宇、王正位和朱武祥，2014，《产权性质、市场化改革与融资歧视——来自上市公司投资—现金流敏感性的证据》，《南开管理评论》第 5 期，第 126~135 页。

沈红波、廖冠民和曹军，2011，《金融发展、产权性质与上市公司担保融资》，《中国工业经济》第 6 期，第 120~129 页。

宋军和陆旻，2015，《非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据》，《金融研究》第 6 期，第 111~127 页。

王红建、曹瑜强、杨庆和杨箬，2017，《实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究》，《南开管理评论》第 1 期，第 155~166 页。

谢家智、王文涛和江源，2014，《制造业金融化、政府控制与技术创新》，《经济学动态》第 11 期，第 23~29 页。

许罡和朱卫东，2017，《金融化方式、市场竞争与研发投入挤占——来自非金融上市公司的经验证据》，《科学学研究》第 5 期，第 709~728 页。

张敏、吴联生和王亚平，2010，《国有股权，公司业绩与投资行为》，《金融研究》第 12 期，第 115~130 页。

张成思和张步昙，2016，《中国实业投资率下降之谜：经济金融化视角》，《经济研究》第 12

期, 第 32~46 页。

朱红军、何贤杰和陈信元, 2006, 《金融发展、预算软约束与企业投资》, 《会计研究》第 10 期, 第 64~96 页。

Baker, S.R., N. Bloom, and S. J. Davis, 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), pp. 1593~1636.

Demir, F., 2009, “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets,” *Journal of Development Economics*, 88(2), pp. 314~324.

Hovakimian, G., 2009, “Determinants of Investment Cash Flow Sensitivity,” *Financial Management*, 38(1), pp. 161~183.

Lashitew, A. A., 2017, “The Uneven Effect of Financial Constraints: Size, Public Ownership, and Firm Investment in Ethiopia,” *World Development*, 97(1), pp. 178~198.

Shi, J., and X. Zhang, 2018, “How to Explain Corporate Investment Heterogeneity in China's New Normal: Structural Models with State-owned Property Rights.” *China Economic Review*, 50(1), pp. 1~16.

董事高管责任保险能够有效降低上市公司违规行为吗？ ——基于保险机构公司治理职能发挥的视角

李从刚 许荣

(中国人民大学国际学院, 江苏苏州 215123; 中国人民大学财政金融学院, 北京 100872)

摘要: 公司治理机制被认为是影响公司违规的重要因素, 然而董事高管责任保险作为一种重要的外部治理机制, 是否会影响公司违规尚未得到充分研究。本文发现董责险显著降低公司违规的概率, 从而符合监督效应假说。在通过工具变量法、Heckman 两阶段模型和倾向得分匹配法(PSM) 等做进一步稳健性检验后上述结论依然成立。影响机制分析发现, 董责险显著降低了公司违规倾向同时显著增加了违规后被稽查的概率, 并主要降低了上市公司的第一类代理成本。对董责险的监督职能做进一步分析发现: (1) 董责险对上市公司经营违规和领导人违规的监督效应更为显著, 但对信息披露违规的治理作用并不显著; (2) 董责险发挥的监督职能与股权属性和保险机构股东治理存在替代效应, 与外部审计师治理和董事长 CEO 二职分离存在互补效应; (3) 分组检验结果表明, 董责险对公司违规的监督效应在外部监管环境较差或者公司内部信息透明度较高的情况下更加显著。本文既提供了保险合同通过公司治理渠道影响公司违规的证据, 同时也表明保险机构通过董责险为中国资本市场提供了一种较为有效的公司治理机制。

关键词: 董事高管责任保险; 公司违规; 外部监督; 公司治理

JEL 分类号: G32, G38, G22 **文献标识码:** A **文章编号:**

一、引言

机构投资者尤其是金融机构对公司治理的重要影响在研究中受到越来越多的重视(李维安和

作者简介: 李从刚, 博士研究生, 中国人民大学国际学院, E-mail: liconggang@ruc.edu.cn.

许荣(通讯作者), 经济学博士, 教授, 中国人民大学财政金融学院, E-mail: xurong@ruc.edu.cn.

* 本文感谢中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(18XN1006)资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

李滨, 2008), 已有研究集中于讨论银行贷款的监督效应(Ahn and Choi, 2009)、对冲基金的积极干预(Brav et al., 2008)、以及共同基金、养老金等机构投资者通过取得董事席位甚至威胁退出(Mccahery et al., 2016)等治理机制发挥作用。然而, 不同于上述机构因为持有股权和债权具有经济激励因而施加治理影响, 保险机构通过为上市公司提供董事高管责任保险, 因而直接承担了上市公司治理缺陷可能导致的治理风险。因此, 保险机构有可能具有更加直接的激励发挥公司治理的监督功能。

公司违规严重打击了投资者信心, 降低了资本市场效率, 因此防范和治理上市公司违规行为对切实保护投资者的合法利益和资本市场的健康发展至关重要。已有研究发现, 公司的股权结构安排(Byun et al., 2019)、独立董事(周泽将和刘中燕, 2017)、董事与高管的关联(Khanna et al., 2015)等公司内部治理机制, 以及机构投资者(Shi et al., 2017)、媒体(Dyck et al., 2010)和审计师(Lennox and Pittman, 2010)等外部治理机制由于直接影响高管违规成本, 因而被认为是公司违规的重要影响因素。然而, 董事高管责任保险作为一种重要的公司治理机制, 是否会影响公司违规尚未得到充分研究。

董事高管责任保险(以下简称“董责险”), 即对被保险董事及高级管理人员在参与公司经营管理过程中, 因行为不当或工作疏忽受到指控并追究其个人赔偿责任时, 由保险机构代为赔付该董事高管在责任抗辩过程中支付的相关法律费用并负责赔偿其应该承担的民事赔偿责任的保险。2002年1月15日最高人民法院发出《关于受理证券市场因虚假陈述引发的民事侵权纠纷案件有关问题的通知》之后, 平安、中国人保、美国美亚、华泰财产保险公司等先后推出董责险险种。2002年1月24日, 万科与平安保险签订首份保单, 成为董责险的第一买主。据统计, 截止到2016年底, 共有194家上市公司的公告宣布购买董责险, 占上市公司总数的6.36%。已有研究表明董责险既有可能通过保险机构积极有效的外部监督提高管理层违规成本, 进而约束公司违规行为(凌士显和白锐锋, 2017; Yuan et al., 2016), 也有可能通过转嫁董事高管承担的潜在诉讼风险, 减弱法律机制的约束和威慑作用, 激发董事高管的道德风险和机会主义行为(Chalmers et al., 2002; Weng et al., 2017), 进而诱发公司违规行为。因此, 董责险对于公司违规的实际作用同时也是一个重要的实证研究课题。

本文以2000-2016年沪深A股上市公司为研究样本, 实证检验董责险对公司违规行为的影响。基本分析表明, 董责险显著降低了公司违规的概率, 从而符合监督效应假说。在通过工具变量法、Heckman两阶段模型和倾向得分匹配法(PSM)等做进一步稳健性检验后上述结论依然成立。影响机制分析发现, 董责险显著降低了公司违规倾向, 同时增加了违规后被稽查的概率, 并主要降低了上市公司的第一类代理成本。进一步分析发现: (1) 董责险对上市公司经营违规和领导人违规的监督效应更为显著, 但对信息披露违规的治理作用并不显著; (2) 董责险发挥的监督职能与

股权属性和保险机构股东治理存在替代效应，与外部审计师治理和董事长 CEO 二职分离存在互补效应；（3）分组检验结果表明，董责险对公司违规的监督效应在外部监管环境较差或者公司内部信息透明度较高的情况下更加显著。

与以往文献相比，本文的潜在贡献有：首先，我们的研究提供了保险合同通过公司治理机制的渠道影响公司违规的证据，从而进一步拓展了公司违规影响因素的研究边界。第二，本文从公司违规的视角切入，进一步提供了董责险在中国资本市场中仍然是一种较为有效的公司治理机制的经验证据，从而对如何通过改善公司治理约束公司违规行为提供了相关政策参考。第三，尽管中国的董责险市场在过去十年有了快速发展，然而和发达市场相比保险覆盖率仍然较低。因此，本文的研究有可能促使理论界、立法机构和监管当局重新思考公司的董责险决策如何影响公司的治理水平并进一步影响公司违规，从而为监管部门推动董责险市场发展的决策提供参考。

本文主要内容组织如下。第二节在回顾相关文献的基础上提出董责险影响公司违规的研究假设；第三节介绍研究设计以及样本和相关变量的统计描述；第四节报告基本的实证结果及进行稳健性检验；第五节进行影响机制分析；第六节展开进一步研究；最后总结全文。

二、文献综述与研究假设

（一）文献综述

1. 影响公司违规行为的公司治理因素

上市公司是否违规在很大程度上是成本收益权衡的结果，而公司治理机制由于直接影响高管违规的成本因而被认为是公司违规的重要影响因素。根据治理主体的不同，公司治理又可以进一步分为内部治理和外部治理两个方面。公司内部治理主要包括股权结构安排和董事会治理等。例如，Byun et al.(2019)发现公司的股权结构安排对兼并收购过程中的违规行为具有重要影响。周泽将和刘中燕(2017)发现在本地任职的独立董事可以显著降低公司违规的倾向和严重程度，发挥了有效的治理作用。陆瑶和李茶(2016)发现 CEO 对董事会施加的影响力对公司违规的概率具有显著的正向影响，影响力越大，董事会发挥的治理作用就越差，公司违规的可能性越大。Khanna et al.(2015)发现 CEO 和董事通过任命决定建立关联会弱化公司治理机制，恶化委托代理问题，显著增加了公司舞弊的可能性。逯东等(2017)发现政府官员独董的寻租行为会导致监督失效，因而显著增加了公司违规概率。而高校官员独董则依靠其行业专长，可以显著抑制公司的违规行为。

在外部治理方面，媒体、证券分析师、机构投资者、外部审计和监管机构等外部利益相关者由于会显著影响公司违规被发现的可能性和违规成本，因而被认为是影响公司违规行为的重要外部治理因素。例如，Dyck et al.(2010)发现媒体和行业监管机构在信息获取、货币和声誉激励机制

的作用下可以有效识别和发现企业欺诈行为,从而发挥有效的外部监督作用。Shi et al.(2017)发现来自机构投资者、公司控制权市场和证券分析师的外部压力显著增加了公司高管财务欺诈的可能性。曹春方等(2017)发现司法独立性提高之后,公司违规得到查处的概率得到了显著增加,同时,公司违规公告发布时的负面市场反应也有显著增强。周开国等(2016)发现媒体监督对公司违规的频率有着显著的负向影响,表明媒体监督能够发挥有效的外部监督作用。Lennox and Pittman(2010)发现聘请五大会计师事务所的公司从事虚假财务报告的倾向显著更低,表明外部审计师可以发挥有效的治理作用。

2.董责险与公司治理

关于董责险与公司治理的关系,学术界有两种截然相反的观点:有效监督假说和机会主义假说。前者认为,董责险通过引入保险机构积极有效的监督,抑制了董事高管的机会主义行为,降低了代理成本,因而发挥着重要的外部治理作用(Yuan et al., 2016; 许荣和王杰, 2012)。例如,胡国柳和胡珺(2017)发现董责险的“激励效应”显著增加了企业的风险承担。Yuan et al.(2016)、凌士显和白锐锋(2017)以及袁蓉丽等(2018)分别发现董责险显著减少了投保公司的股价崩盘风险、资金占用率和财务重述行为,从而表明董责险可以缓解上市公司的委托代理问题,是一个有效的外部治理机制。然而,机会主义假说则认为,董责险的购买使得保险机构代为承担了公司高管面临的潜在诉讼风险,风险的转嫁会大大弱化法律的约束机制和威慑效果,进而降低了董事高管的职业责任并激发道德风险和机会主义行为(Chalmers et al., 2002)。例如,Weng et al.(2017)发现当较高的董责险投保率减少了董事高管面临的诉讼风险和法律责任时,公司财务政策的激进程度会显著增加,进而导致公司误报盈余和财务重述行为的概率显著提高。Chen et al.(2016)和Lin et al.(2013)发现董责险显著提高了投保公司的股权成本和向银行贷款的利差,而Lin et al.(2011)则发现投保公司在兼并收购事件中的市场反应显著更差。

综上所述,已有研究发现公司的股权结构安排(Byun et al., 2019)、独立董事(周泽将和刘中燕, 2017)、董事与高管的关联(Khanna et al., 2015)等公司内部治理机制,以及机构投资者(Shi et al., 2017)、媒体(Dyck et al., 2010)和审计师(Lennox and Pittman, 2010)等外部治理机制由于直接影响高管违规成本,因而被认为是公司违规的重要影响因素。然而,董责险作为一种重要的公司治理机制,是否会影响公司违规却还未得到充分研究。

(二) 研究假设的提出

1.监督效应假说

保险机构可以通过提高违规成本来发挥监督职能。公司高管是否选择违规在很大程度上是成本收益权衡的结果,如果违规收益大于违规成本,高管将更可能选择违规,反之则不会。因此,在违规收益不变的情况下,增加违规成本将有助于抑制高管的违规行为。具体而言,董责险主要

通过以下两个渠道提高了违规成本：（1）财务成本增加。作为专业的风险管理机构，保险机构能够准确评估和定价上市公司的经营前景(Boyer and Stern, 2014)和公司治理风险(Boyer and Stern, 2012)，能根据投保公司的公司治理水平调整保费中包含的风险溢价。因此，公司违规将会大大增加保险机构对投保公司的风险评估和收取保费的风险溢价，从而增加公司财务成本；（2）违规被稽查的概率增加。为了控制风险和降低成本，保险机构有很大的激励对投保公司的风险状况进行持续的事中和事后监督，发挥其专业的外部治理职能(凌士显和白锐锋，2017)，从而增加了公司违规被稽查的概率。

以上分析我们可以通过一个具体案例，即中国平安财产保险股份有限公司设计的《董事、监事和高级管理人员责任保险条款》（以下简称《条款》）来进一步理解。《条款》规定，被保险人具有“如实告知义务”（如第十八条规定，保险人就保险标的或者被保险人的有关情况提出询问的，投保人应当如实告知；第二十八条至第三十二条规定，投保公司发生兼并收购、股东变动、证券发行交易等重大事项变更时，被保险公司有义务在上述行为作出后的30日内书面告知保险人）。除了如实告知义务，《条款》第二十一条还规定，“在保险合同有效期内，保险标的的危险程度显著增加的，被保险人应当及时通知保险人，保险人可以根据费率表的规定增加保险费或者解除合同。”基于此，董责险的如实告知义务缓解了保险机构与投保公司之间的信息不对称，有助于保险机构获取必要的信息并遏制董事高管事前及事后的信息隐藏，使得公司违规行为尽早曝光，从而提高了违规被稽查的概率。与此同时，保险机构若是发现上市公司的潜在赔偿风险剧增时，会提出修改方案督促上市公司进行调整，并会通过提高保费给上市公司施加压力，从而提高了公司违规的财务成本。因此，这些保险合同中权利义务的规定是保险机构发挥监督职能的重要机制和保证。

基于以上分析，我们提出以下假设：

H1-A：如董责险符合“监督效应假说”，则董责险与公司违规概率显著负相关。

2.机会主义假说

董责险也有可能降低高管违规成本进而诱发公司违规行为。董责险使得董事高管在参与公司经营过程中，因行为不当或工作疏忽受到指控并追究其个人赔偿责任时，由保险机构代为赔付该董事高管在责任抗辩过程中支付的相关法律费用并负责赔偿其应该承担的民事赔偿责任。诉讼风险和财务成本的转嫁会大大弱化法律的约束机制和威慑效果，降低了高管违规的成本，从而可能诱发公司违规行为。因此，基于以上分析，我们提出以下竞争性的假设：

H1-B：如董责险符合“机会主义假说”，则董责险与公司违规概率显著正相关。

三、研究设计

（一）研究样本与数据来源

考虑到我国上市公司最早引入董责险是在 2002 年，为了更好地捕捉董责险引入前后公司违规行为的变化，本文以 2000-2016 年 A 股上市公司为初始样本，在此基础上删除：（1）金融行业公司样本；（2）ST、PT 公司样本；（3）相关变量缺失的公司样本，最终得到 18779 个公司-年度观测值。

参考已有研究(Yuan et al., 2016; Zou et al., 2008; 许荣和王杰, 2012), 购买董责险的上市公司名单以及首次购买年份是我们在 Wind 金融数据库中的股东大会和董事会公告以及 CSMAR 数据库中的股东大会决议公告中根据“董责险”、“责任险”、“责任保险”等关键词进行检索, 手工搜集整理得到, 如果公告中未明确提出停止董责险的购买, 则假定在以后年度持续购买。上市公司违规数据来自锐思金融数据库中的“重大事项违规处罚”统计表, 借鉴陆瑶和李茶(2016)的研究, 本文将公司违规行为定义为公司在信息披露、公司经营及领导人行为等方面存在违法违规, 受到中国证监会、公安机关和司法部门等机构谴责、批评和立案调查等处罚的行为。本文的公司治理数据和公司财务数据来自 CSMAR 数据库和 Wind 金融数据库。为消除极端值的影响, 对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

首次购买董责险和被稽查出违规行为的上市公司年度分布情况见表 1。可以看出, 2002 年是我国董责险市场的元年, 共 31 家上市公司在这一年首次购买董责险, 占比近 16%。在最近几年, 新增引入董责险的上市公司数量平均每年有 12 家左右。从违规上市公司分布来看, 被稽查出违规行为的上市公司数目总体呈现不断上升的趋势, 2000 年违规公司总数最少, 占比仅为 1.11%, 而到 2015 年时, 违规上市公司总数高达 624 家, 占比 20.98%。

表 1 首次购买董责险和稽查出违规行为的上市公司年度分布情况

年份	首次购买董责险公司数目	占比 (%)	稽查出违规公司数目	占比 (%)
2000	0	0.00	33	1.11
2001	0	0.00	67	2.25
2002	31	15.98	75	2.52
2003	13	6.70	45	1.51
2004	5	2.58	81	2.72
2005	10	5.15	108	3.63
2006	5	2.58	80	2.69
2007	15	7.73	91	3.06
2008	26	13.40	51	1.71
2009	9	4.64	59	1.98

2010	8	4.12	53	1.78
2011	6	3.09	203	6.83
2012	20	10.31	320	10.76
2013	11	5.67	352	11.84
2014	10	5.15	329	11.06
2015	13	6.70	624	20.98
2016	12	6.19	403	13.55
合计	194	100.00	2974	100.00

(二) 模型设定、变量定义与描述性统计

为了检验董责险对上市公司违规行为的影响，我们设定如下模型：

$$Fraud_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Doins_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

借鉴现有研究(Khanna et al., 2015; 陆瑶和李茶, 2016), 本文使用虚拟变量 *Fraud* 来衡量公司违规行为, 若公司在当年被稽查出有违规行为, 则取值为 1, 否则为 0。在解释变量中, 参考 Zou et al.(2008)、许荣和王杰(2012)的研究, 我们用虚拟变量 *Doins* 衡量公司当年是否购买了董责险, 定义为公司首次购买董责险之后的年度样本取值为 1, 否则为 0。系数 β_1 衡量了董责险对上市公司违规行为的影响, 如果 β_1 显著为正, 则表明董责险与上市公司违规的概率正相关。如果 β_1 显著为负, 则表明董责险与上市公司违规的概率负相关。同时借鉴现有文献(曹春方等, 2017; 周开国等, 2016), 我们在模型中控制了以下可能影响公司违规行为的公司财务特征变量和公司治理变量: 公司规模 (*Size*), 年末总资产的自然对数; 资产负债率 (*Lev*), 负债总额与资产总额的比值; 成长能力 (*Gasset*), 总资产增长率; 盈利能力 (*ROA*), 总资产收益率; 股权属性 (*SOE*), 当公司控股股东为中央或地方国有企业时为 1, 否则为 0; 股权集中度 (*Cr1*), 第一大股东持股比例; 两职合一 (*Dual*), 当董事长和总经理是同一人时取值为 1, 否则为 0; 董事会规模 (*Boardsize*), 董事会人数; 独立董事比例 (*Indratio*), 独立董事人数占董事会人数比例。此外, 本文还控制了年度固定效应和行业固定效应。

主要变量的定义和描述性统计结果见表 2。由表可知, *Fraud* 的均值为 0.103, 表明公司违规的样本占比略大于 10%。*Doins* 的均值为 0.053, 表明购买董责险的上市公司样本占比略大于 5%。*SOE* 的均值为 0.414, 表明国有企业样本略少于非国有企业样本。*Cr1* 的均值为 35.930%, 表明平均而言上市公司处于相对控股状态。从 *Cr1* 的最小值 (8.794%) 和最大值 (75.000%) 来看, 我国上市公司的股权集中度水平差异较大。

表2 主要变量的定义与描述性统计

变量	符号	定义	均值	最小值	最大值	样本数
公司违规	<i>Fraud</i>	当年被稽查出有违规行为为1, 否则为0	0.103	0	1	18779
购买董责险	<i>Doins</i>	购买董责险之后的年度样本为1, 否则为0	0.053	0	1	18779
股权属性	<i>SOE</i>	控股股东为中央或地方国企为1, 否则为0	0.414	0	1	18779
股权集中度	<i>Cr1</i>	第一大股东持股比例	35.930	8.794	75.000	18779
公司规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数	12.640	10.100	16.500	18779
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额	43.010	4.846	108.100	18779
成长能力	<i>Gasset</i>	总资产增长率	23.970	-33.780	254.500	18779
盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率, 净利润/资产总额	6.382	-19.070	41.020	18779
两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理是同一人时为1, 否则为0	0.246	0	1	18779
董事会规模	<i>Boardsize</i>	董事会人数	8.880	5	15	18779
独立董事比例	<i>Inratio</i>	独立董事人数/董事会人数	0.368	0.000	0.556	18779

四、基本实证分析

(一) 单变量统计分析

为了比较是否购买董责险的两组样本在违规行为和其他公司特征方面的区别, 我们分别统计了两组样本中主要变量的均值, 以及两组均值在统计上是否存在显著差别, 结果见表3。从公司违规来看, *Fraud* 在没有购买董责险的样本组中均值为0.107, 是购买组(均值为0.053)的两倍, 且在1%的统计水平上存在显著差别, 表明没有购买董责险公司的平均违规概率要显著高于购买董责险的公司。从股权属性来看, *SOE* 在没有购买董责险组的均值(0.390)在1%的统计水平上显著低于购买组(0.723), 表明在购买董责险的样本中国有企业占比更多。此外, 从其他变量的均值比较结果还可以看出, 购买董责险公司的股权集中度更高、规模更大、负债水平更高、成长性更低。

表3 单变量统计分析结果

主要变量	(1) 没有购买董责险样本组		(2) 购买董责险样本组		(1) - (2)
	均值	样本	均值	样本	均值差
<i>Fraud</i>	0.107	17409	0.053	1370	0.054***
<i>SOE</i>	0.390	17409	0.723	1370	-0.334***
<i>Cr1</i>	35.630	17409	39.700	1370	-4.067***
<i>Size</i>	12.570	17409	13.620	1370	-1.056***

<i>Lev</i>	42.150	17409	53.970	1370	-11.825***
<i>Gasset</i>	24.580	17409	16.120	1370	8.465***
<i>ROA</i>	6.407	17409	6.072	1370	0.334*
<i>Dual</i>	0.255	17409	0.139	1370	0.116***
<i>Boardsize</i>	8.823	17409	9.604	1370	-0.781***
<i>Indratio</i>	0.368	17409	0.369	1370	-0.001

(二) 多变量回归分析

模型(1)的Probit回归结果见表4。在前两列中,我们只控制了年度和行业固定效应,可以看出Doins的回归系数为-0.293, t值为-4.18,在1%的水平上显著。在后两列中,我们进一步加入了一系列控制变量,Doins的回归系数变为-0.270, t值变为-3.68,仍然在1%的水平上显著。以上结果表明董责险显著降低了上市公司违规行为的概率,符合监督效应假说,支持了假设H1-A。因此,保险机构作为积极有效的外部监督者,可以在很大程度上增加高管违规成本,进而约束公司违规行为。我们的实证结果支持了Yuan et al.(2016)和袁蓉丽等(2018)的研究结论,表明在中国情境下保险机构有可能通过董责险发挥监督职能,改善上市公司的治理水平。然而,基于发达国家数据的研究却大多得到了相反的结论。例如,Weng et al.(2017)发现当较高的董责险投保率减少了董事高管面临的诉讼风险和法律责任时,公司财务政策的激进程度会显著增加,进而导致公司误报盈余和财务重述行为的概率显著提高。Chen et al.(2016)、Lin et al.(2012)和Lin et al.(2013)的研究结论也都支持了董责险的机会主义假说。我们认为可能的原因是,董责险发挥作用的国别差异与所在国的法制环境和公司购买董责险的真正需求有很大关系。在法治相对完善的发达国家,上市公司购买董责险的主要目的是应付股东的诉讼,特别是高管决策失败时,可由保险机构代偿诉讼损失。但在我国,因为高管决策失败而引发个人财产损失的情形并不多见。可能正是这种法治环境和股东诉讼风险的不同,导致了我国购买董责险的上市公司数量要远低于西方发达国家(我国购买董责险的上市公司占比约为5%,而美国和加拿大已经超过90%)。同时也导致了董责险发挥的作用存在差异,在发达国家,董责险解决了高管股东诉讼的后顾之忧,那么高管的决策可能会更倾向于机会主义情形,加大代理冲突。而在我国,董责险则更有可能发挥保险机构的专业监督职能,降低代理成本。

在控制变量中,SOE、Cr1、Size、Gasset和ROA的回归系数均显著为负,表明国有企业、股权集中度越高、公司规模越大、公司成长性越好、公司盈利能力越强,上市公司违规的概率越小。Lev的回归系数显著为正,表明资产负债率越高,上市公司违规的概率越大。

表4 多变量回归结果

变量	<i>Fraud</i>			
	系数	t 值	系数	t 值
<i>Doins</i>	-0.293 ^{***}	(-4.18)	-0.270 ^{***}	(-3.68)
<i>SOE</i>			-0.248 ^{***}	(-7.24)
<i>Cr1</i>			-0.004 ^{***}	(-3.80)
<i>Size</i>			-0.035 ^{**}	(-2.34)
<i>Lev</i>			0.004 ^{***}	(4.81)
<i>Gasset</i>			-0.001 ^{***}	(-3.02)
<i>ROA</i>			-0.018 ^{***}	(-6.81)
<i>Dual</i>			-0.003	(-0.10)
<i>Boardsize</i>			-0.011	(-1.14)
<i>Indratio</i>			-0.091	(-0.31)
<i>_cons</i>	-1.710 ^{***}	(-6.77)	-0.979 ^{***}	(-3.02)
<i>Year and Industry FE</i>	YES		YES	
N	18720		18720	
Pseudo-R2	0.085		0.105	

注：括号中为 Huber-White sandwich t-statistic。*，**，***分别为在 10%、5%和 1%的水平上显著，下同。

（三）内生性控制与稳健性检验

如何区分保险机构的事后监督效应与事前选择效应是理论与实证研究中的重要难题。从投保公司视角看，是否购买董责险存在两个方向的选择性。既有可能是股东诉讼风险和代理冲突较大的公司更倾向于购买董责险(Zou et al., 2008)（逆向选择），也有可能是具有优秀的、有风险厌恶特质董事高管的公司更倾向于购买董责险（正向选择^①）。从保险机构的视角来看，由于运营成本和经营风险受到投保公司治理水平和诉讼风险的影响，保险机构有可能通过收取较高的董责险保费“挤出”一部分公司治理风险较高的上市公司，在极端情况下则有可能直接拒绝为高风险公司提供保险服务。

因此，董责险与公司违规行为之间的负相关关系既有可能是保险机构发挥了相应的监督职能，也有可能受到上市公司与保险机构复杂选择效应的影响。为了控制这一潜在的内生性问题，下面我们将综合采用工具变量法、Heckman 两阶段模型和倾向得分匹配法（PSM）等做进一步稳健性检验。

1. 基于工具变量法的检验

工具变量法的关键是找到合适的工具变量。首先，我们选择同一行业上市公司购买董责险的均值（IndustryMean）作为 Doins 的工具变量(Lin et al., 2011)。处于相同行业的公司可能在同一经

^①具有风险厌恶特质的人往往具有较低的风险，同时他们也更倾向于购买更多的保险。详见“许荣，张俊岩与彭飞，正向选择理论与实证研究进展. 经济动态, 2015(09): 第 107-118 页。”

理人市场上争夺企业家人才,为了吸引到优秀的经理人,公司是否购买董责险需要参考同行业竞争对手的选择。此外,同行业公司有着相似的经营风险和经济周期,面临的股东诉讼风险也往往表现出相似的特征。因此,同行业其他公司购买董责险的情况可能影响本公司的购买选择,但并无明显证据表明会对本公司违规行为产生直接影响,因而满足相关性和外生性的要求。其次,借鉴袁蓉丽等(2018)的研究,我们选择独立董事的海外工作背景(ForeignExperience)作为第二个工具变量,定义为上市公司中具有国外工作经验的独立董事人数。董责险在发达国家资本市场非常普遍(如美国和加拿大超过90%的上市公司购买了董责险)。已有文献表明,独立董事在受聘进入董事会之前往往会要求上市公司购买董责险以提前对冲潜在的诉讼风险并保护个人财产(Boyer and Stern, 2012)。拥有国外工作背景的独立董事对国外公司的管理经验和运行模式有着更为深入的理解,也更加懂得利用董责险的保护机制对履职过程中面临的潜在诉讼风险进行提前防范。因此预期公司董事会中具有国外工作背景的独立董事越多,购买董责险的概率就越大。同时,独立董事的国外工作背景并不会直接影响上市公司的违规行为。最后,我们选择上市公司的股权性质是否为外资(ForeignOwned)作为第三个工具变量。外资控股下的上市公司能更好地吸收和引进国外公司的管理经验和运营模式,并将董责险作为应对诉讼风险和 Company 风险管理战略的重要组成部分。因此可以预期外资控股的上市公司更有可能购买董责险,但并无明显证据表明外资控股与公司违规行为有直接关联。

考虑到模型的被解释变量为0-1变量,因此借鉴张号栋和尹志超(2016)的研究,运用IVprobit模型进行极大似然估计。作为参照,我们同时汇报了2SLS回归的结果,详见表5。(1)列为第一阶段回归结果,IndustryMean、ForeignExperience和ForeignOwned的回归系数均显著为正,且第一阶段的F值为60.303,超过F值等于10的经验值,说明我们选择的工具变量通过了弱工具变量检验。(2)列为运用IVprobit模型进行估计的结果,wald检验值为3.08,对应的P值为0.0793,说明工具变量选择合理。在控制了内生性后,Doins的系数依然在5%的水平上显著为负。(3)列为2SLS的估计结果,Score chi2统计值表明通过了过度识别检验。同时Doins的系数在10%的水平上显著为负。综上,在通过工具变量法控制内生性问题后,我们可以更为稳健地得出保险机构通过董责险发挥监督职能,抑制了公司违规行为。

表5 基于工具变量法的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	第一阶段回归	IVprobit回归	2SLS回归
	<i>Doins</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
<i>IndustryMean</i>	0.906***		
	(9.20)		

<i>ForeignExperience</i>	0.043***		
	(9.72)		
<i>ForeignOwned</i>	0.018*		
	(1.86)		
<i>Doins</i>		-1.099**	-0.116*
		(-2.39)	(-1.79)
第一阶段F值 (P值)	60.303 (0.000)		
Wald chi2 (P值)		3.080 (0.079)	
Score chi2 (P值)			2.157 (0.340)
<i>N</i>	18583	18524	18583

注: wald 检验是对 IVprobit 模型工具变量是否外生的检验。所有检验结果均控制了行业和年度固定效应, 限于篇幅, 未报告固定效应、常数项和控制变量的回归结果。

2.其他稳健性检验^①

(1) 采用 Heckman 两阶段处理效应模型

借鉴现有文献(Yuan et al., 2016; 凌士显和白锐锋, 2017), 使用 Heckman 两阶段处理效应模型进一步控制自选择带来的内生性问题, 主要结论不变。

(2) 采用倾向得分匹配法 (PSM)

借鉴 Yuan et al.(2016)、凌士显和白锐锋(2017)的做法, 本文采用倾向得分匹配法 (PSM) 为购买董责险的样本构建匹配样本进行回归, 主要结论不变。

(3) 分行业、年度构建配对样本

借鉴 Yuan et al.(2016)和 Zou et al. (2008)的研究, 我们为每一个购买董责险的样本, 在没有购买董责险的同行业、同年度样本中, 挑选出一个规模最相近的配对样本。基于配对后的样本进行回归, 主要结论不变。

(4) 进一步控制董事高管的其他特征

考虑到高管的其他特征既有可能影响上市公司是否购买董责险也有可能同时影响公司违规的概率, 从而导致遗漏变量偏误。因此我们进一步控制了董事高管的其他特征变量, 包括平均学历、平均年龄、是否有学术背景高管、是否有海归高管以及是否有女性高管。

五、影响机制分析

上文实证结果表明, 董责险显著降低了上市公司违规行为的概率, 但背后的机制不一定是

^① 限于篇幅, 此处结果均未报告, 留存备案。

保险机构有效发挥了监督职能,也有可能是保险机构和投保公司合谋的结果^①。保险机构为了自身利益有动力帮助投保公司隐藏违规行为,避免违规后被稽查,因而董责险可能仅仅降低了投保公司违规后被稽查的概率,却并没有真正影响投保公司的违规倾向^②。如果合谋假说成立,那么董责险不仅没有发挥监督职能,反而进一步助长了公司高管的侥幸心理和机会主义行为,提高了代理成本。为了进一步厘清董责险影响公司违规的具体机制,下面我们将对监督假说和合谋假说做进一步分析和检验。

监督假说认为,在违规收益不变的情况下,保险机构的有效监督可以通过提高投保公司的财务成本和违规被稽查的概率,来抑制高管的违规倾向和违规行为。因此我们可以合理预期,如果监督假说成立,那么董责险将对公司违规倾向有着负向的影响,但对违规后被稽查的概率却有着正向的影响。而如果合谋假说成立,那么董责险对违规被稽查的概率有着负向的影响,但对公司违规倾向并没有直接的影响。

为了检验以上假说,我们进一步考察了董责险分别对上市公司违规倾向和违规后被监管稽查的影响。具体而言,我们将上文中的公司违规变量(Fraud)分解为违规倾向(Inclination)和违规稽查(Detect)。公司具有违规倾向且被监管稽查后才定义为发生了违规行为(Fraud),因此违规倾向和违规稽查的联合概率分布决定了公司发生违规行为的概率。借鉴陆瑶和胡江燕(2016)、滕飞等(2016)的研究,我们使用部分可观测的Bivariate Probit模型进行估计。该模型需要区分不同的控制变量来分别解释公司违规倾向和违规稽查。现有文献表明,公司治理水平是影响上市公司违规倾向的主要因素,而公司业绩的变化则会引起投资者和监管部门的注意进而会影响被稽查的可能性。因此,对于违规倾向,我们控制了以下变量:股权属性、股权集中度、公司规模、是否两职合一、董事会规模、独立董事比例、股票收益率、机构投资者持股比例。而违规稽查的另一组控制变量为:公司成长性、总资产收益率、杠杆率、托宾Q、股票换手率、股票波动率和行业中违规公司数目占比。此外,我们均控制了年份固定效应。

部分可观测的Bivariate Probit模型的回归结果见表6,可以看出,(1)列中Doins的系数显著为负,而(2)列中Doins的系数却显著为正。表明董责险与上市公司的违规倾向显著负相关,与违规稽查的概率显著正相关。由于董责险对违规倾向的负向效应(回归系数大小为-0.713,t值为-2.47)要大于对违规稽查的正向效应(系数大小为0.563,t值为1.72),因此总体来看,董责险显著降低了公司违规行为发生的概率,与主回归结果一致。以上实证结果支持了监督假说,合谋假说不成立。

^① 非常感谢匿名审稿专家提供的宝贵建议。

^② 上文中用到的公司违规变量是上市公司发生违规且被稽查出来的结果,因此董责险引入后违规倾向的降低或者违规后被稽查概率的降低都会造成最终的负相关关系。

表 6 基于部分可观测 Bivariate Probit 模型的估计结果

	(1)	(2)
	<i>Inclination</i> (违规倾向)	<i>Detect</i> (违规稽查)
<i>Doins</i>	-0.713**	0.563*
	(-2.47)	(1.72)
控制变量	影响违规倾向的控制变量	影响违规稽查的控制变量
Year FE	Yes	
<i>N</i>	17049	

注：限于篇幅，未报告常数项和控制变量的回归结果。

除了以上证据，我们还进一步考察了董责险对上市公司代理成本的影响。模型设定如下：

$$AgencyCost_{i,t} | AgencyCost_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Doins_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \theta_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型 (2) 中，被解释变量分别为第一类代理成本和第二类代理成本的当期和未来一期值。借鉴凌士显和白锐锋(2017)的研究，分别用总资产周转率（主营业务收入/总资产）和资金占用率（（应收账款+长期应收账款+其他应收账款）/总资产）来衡量第一类代理成本和第二类代理成本。在解释变量中我们控制了一系列可能影响公司代理成本的公司治理变量和财务变量。此外，我们还控制了年度固定效应（ θ_t ）和企业个体效应（ α_i ），用来控制宏观层面经济环境的时间趋势以及企业层面不可观测且不随时间变化的个体异质性。回归结果见表 7，可以看出，在 (1)、(2) 两列中，*Doins* 的系数大小均为负（-0.083 和 -0.109），且分别在 10% 和 5% 的水平上显著。在 (3)、(4) 两列中，*Doins* 的系数大小也均为负（-0.010 和 -0.005），但并不显著。表明董责险发挥的公司治理作用以降低第一类代理成本为主，显著抑制了管理层的机会主义行为，进一步支持了监督效应假说。

表 7 董责险对上市公司代理成本影响的回归结果

	第一类代理成本		第二类代理成本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	T 期	T+1 期	T 期	T+1 期
<i>Doins</i>	-0.083*	-0.109**	-0.010	-0.005
	(-1.74)	(-2.25)	(-1.23)	(-0.69)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	10739	10739	10739	10739
Adj_R2	0.207	0.119	0.107	0.051

注：限于篇幅，未报告常数项和控制变量的回归结果。

六、董责险监督职能的进一步分析

(一) 董责险对不同公司违规类型的影响

根据锐思金融数据库对公司违规行为的分类,借鉴陆瑶等(2012)和滕飞等(2016)的研究,我们将公司违规进一步细分为信息披露违规、经营违规和领导人违规三类。其中,信息披露违规包括发行上市、定期报告、临时公告信息的虚假、遗漏和延误披露,经营违规包括违规发行、违规担保和违规投资证券等,领导人违规包括领导人的违规持股、涉嫌犯罪和失踪等。我们根据3种违规类别分别设置了3个虚拟变量作为被解释变量,定义为当该年度公司被稽查出有对应类别的违规行为时取值为1,否则为0。带入模型(1)的回归结果见表8,可以看出,在(1)列中,Doins的回归系数为-0.120,但并不显著。在(2)列中,Doins的系数为-0.664,在1%的水平上显著。在(3)列中,Doins的系数为-0.308,在10%的水平上显著。比较三列结果中Doins回归系数的大小和t值,我们发现董责险对经营违规的回归系数无论是在经济意义上还是在统计意义上均是最显著的,领导人违规其次,信息披露违规最不显著。以上结果表明,董责险对上市公司经营违规的监督效应最为显著,对领导人违规的监督效应其次,但对信息披露违规的监督效应并不显著。这可能是由以下两个原因造成的:第一,不同于机构投资者更加重视公司的会计信息和财务活动,而对公司的经营行为缺少关注,因此对上市公司信息披露违规的治理作用相对更强(陆瑶等,2012)。考虑到公司经营违规和领导人违规会对公司的运营产生直接的影响,并可能大幅提高公司的潜在风险,从而增大保险机构未来大额赔付的可能性和运营成本,因此保险机构会更加关注公司的经营违规和领导人违规,并发挥积极有效的监督作用;第二,相对于公司经营行为和领导人行为,公司信息披露的监督成本相对较小,投资者和监管部门可能会更多地关注公司的信息披露行为,从而公司信息披露已经面临较大的约束,因此董责险对信息披露违规监督的边际效应不大,而对经营违规则能发挥更大的边际治理作用(滕飞等,2016)。

表8 董责险对不同公司违规类型的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	信息披露违规	经营违规	领导人违规
<i>Doins</i>	-0.120	-0.664 ^{***}	-0.308 [*]
	(-1.34)	(-2.82)	(-1.90)
<i>N</i>	18688	17547	17693
Pseudo-R2	0.108	0.081	0.087

注:所有检验结果均控制了行业和年度固定效应,限于篇幅,未报告固定效应、常数项和控制变量的回归结果,下同。

(二) 董责险与公司治理变量的交叉项对公司违规的影响

已有研究发现,公司的内外部治理机制对公司违规行为有着重要影响(Byun et al., 2019; 周泽将和刘中燕, 2017; Khanna et al., 2015; Shi et al., 2017; Lennox and Pittman, 2010),那么保险机构发挥的监督职能与其他治理机制到底是相互补充还是相互替代呢?为此,我们进一步在模型(1)中加入了董责险与公司治理变量的交叉项,回归结果见表9。在(1)列中,我们检验了董责险与股权属性的交叉项(Doins×SOE)对公司违规的影响,发现交叉项的系数在10%的水平上显著为负,表明在国有企业中,董责险对公司违规的治理效果更好。国有企业所有者缺位可能导致较为严重的治理缺失,我们的结果表明保险机构发挥的监督职能是国有企业治理缺陷的有效替代机制。在(2)列中,我们检验了董责险与保险机构持股比例的交叉项(Doins×Insurer)对公司违规的影响,发现交叉项的系数在10%的水平上显著为正,表明当上市公司同时拥有保险机构股东且持股比例越高时,董责险对公司违规的边际治理效应越弱。表明保险机构持股与董责险合约同是保险机构发挥监督职能的重要机制,具有相互替代的效应。原因可能是:一方面,拥有保险机构股东的上市公司已经面临了来自保险机构的约束,从而董责险发挥的边际治理效应将有所减弱;另一方面,对上市公司的监督需要成本,因此保险机构股东和董责险合约保险机构之间可能会存在相互依赖的“搭便车”现象,从而减弱了董责险的治理效果。在(3)列中,我们检验了董责险与审计师是否来自四大会计师事务所的交叉项(Doins×Big4)对公司违规的影响,发现交叉项的系数在10%的水平上显著为负,表明当公司审计师来自四大会计师事务所时董责险对公司违规的抑制效果更好。以上结果表明,保险机构发挥的监督职能与外部审计师治理存在互补效应,这可能是因为严格的外部审计带来的公司信息的准确披露能够降低保险机构的监督成本,从而提高了监督有效性。在(4)列中,我们检验了董责险与是否两职合一的交叉项(Doins×Dual)对公司违规的影响,交叉项的系数在5%的水平上显著为正,表明当董事长和总经理两职分离时董责险对公司违规的治理效果更好。陆瑶和李茶(2016)发现董事对高管的制约是重要的治理机制,可以显著降低公司违规的概率。我们的研究表明,董事的治理机制和保险机构的监督职能存在互补效应,当公司高管面临来自董事长的强有力监督时,董责险可以更为有效的发挥监督作用。

表9 董责险与公司治理变量的交叉项对公司违规的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>	<i>Fraud</i>
交叉项	<i>Doins×SOE</i>	<i>Doins×Insurer</i>	<i>Doins×Big4</i>	<i>Doins×Dual</i>
估计结果	-0.283*	6.535*	-0.404*	0.477**
	(-1.92)	(1.82)	(-1.68)	(2.50)
<i>N</i>	18715	18715	18715	18715

Pseudo-R2	0.106	0.106	0.108	0.106
-----------	-------	-------	-------	-------

(三) 董责险监督职能在不同环境下的分组检验

一方面, 由于目前的法律制度不完善和执法水平较低, 法律监管对于上市公司违规的威慑力和约束作用较小(李新春和陈斌, 2013), 那么董责险能否作为薄弱法律监管环境下的有效替代治理机制呢? 为此我们考察了在不同监管环境下董责险对公司违规影响的差异; 另一方面, 公司内部的信息透明度由于直接影响了外部利益相关者监督公司的成本因而对外部治理效果有着重要影响, 为此我们进一步检验了在不同的公司内部信息环境下, 董责险对公司违规的影响效果是否存在差异。

不同法律环境下董责险对公司违规影响的分组检验结果见表 10 的前两列。借鉴滕飞等(2016)的做法, 我们用王小鲁等(2017)编制的分省份市场化指数的子指标“中介组织发育和法律环境”指数作为公司所处监管环境的质量指标, 我们根据公司所处地区法律环境指数是否大于同一年度所有样本的中值, 将所有样本划分为法律环境指数高和低两组。由表可知, 在法律环境指数低的一组中, Doins 的回归系数在 5% 的水平上显著为负, 而在法律环境指数高的一组中, Doins 的回归系数不再显著, 表明在监管环境较差的情况下, 董责险可以发挥更为有效的监督治理作用, 是薄弱法律监管环境的有效替代机制。不同公司信息环境下董责险对公司违规影响的分组检验结果见表 10 后两列, 深圳证券交易所发布的《上市公司信息披露工作考核办法》将上市公司信息披露质量从高到低划分为 A、B、C、D 四个等级, 我们将等级为 A 和 B 的样本划分为信息透明度高的一组, 将等级 C 和 D 的样本划分为信息透明度低的一组。由表可知, 在信息透明度低的一组中, Doins 的回归系数为负, 但并不显著。而在信息透明度高的一组中, Doins 的回归系数在 5% 的水平上显著为负, 表明董责险对公司违规的监督作用在信息透明度较高的情况下更为有效。

表 10 不同环境下的分组检验结果

<i>Fraud</i>	外部法律环境		内部信息环境	
	法律环境指数低	法律环境指数高	信息透明度低	信息透明度高
<i>Doins</i>	-0.325**	-0.116	-0.344	-0.288**
	(-2.27)	(-0.85)	(-1.50)	(-2.40)
<i>N</i>	5300	5691	1549	9470
Pseudo-R2	0.104	0.105	0.170	0.098

七、研究结论与政策建议

本文以 2000-2016 年沪深 A 股上市公司为研究样本, 实证发现董责险显著降低了公司违规的概率, 从而发挥了有效的外部治理作用。具体而言, 董责险显著降低了公司违规倾向同时显著增加了违规后被稽查的概率, 并主要降低了上市公司的第一类代理成本。对董责险的监督职能做进一步分析发现: (1) 董责险对上市公司经营违规和领导人违规的监督效应更为显著, 但对信息披露违规的治理作用并不显著; (2) 董责险发挥的监督职能与股权属性和保险机构股东治理存在替代效应, 与外部审计师治理和董事长 CEO 二职分离存在互补效应; (3) 分组检验结果表明, 董责险对公司违规的监督效应在外部监管环境较差或者公司内部信息透明度较高的情况下更加显著。

我们的研究提供了保险合同通过公司治理机制的渠道影响公司违规的证据, 从而进一步拓展了公司违规影响因素的研究边界。第二, 本文从公司违规的视角切入, 进一步提供了董责险在中国资本市场中仍然是一种较为有效的公司治理机制的经验证据, 从而对如何通过改善公司治理约束公司违规行为提供了相关政策参考。第三, 尽管中国的董责险市场在过去十年有了快速发展, 然而和发达市场相比保险覆盖率仍然较低。因此, 本文的研究有可能促使理论界、立法机构和监管当局重新思考公司的董责险决策如何影响公司的治理水平并进一步影响公司违规, 从而为监管部门推动董责险市场发展的决策提供参考。

参考文献

- [1] 曹春方、陈露兰和张婷婷, 2017, 《“法律的名义”: 司法独立性提升与公司违规》, 《金融研究》第 5 期, 第191~206页。
- [2] 胡国柳和胡珺, 2017, 《董事高管责任保险与企业风险承担: 理论路径与经验证据》, 《会计研究》第 5 期, 第32~38+88页。
- [3] 李维安和李滨, 2008, 《机构投资者介入公司治理效果的实证研究》, 《南开管理评论》第 1 期, 第4~14页。
- [4] 李新春和陈斌, 2013, 《企业群体性败德行为与管制失效——对产品质量安全与监管的制度分析》, 《经济研究》第 10 期, 第98~111+123页。
- [5] 凌士显和白锐锋, 2017, 《董事高管责任保险的公司治理作用——基于双重代理成本的视角》, 《财贸经济》第 12 期, 第95~110页。
- [6] 逯东、谢璇和杨丹, 2017, 《独立董事官员背景类型与上市公司违规研究》, 《会计研究》第

- 8期,第55~61+95页。
- [7] 陆瑶和胡江燕,2016,《CEO与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究》,《南开管理评论》第2期,第52~62页。
- [8] 陆瑶和李茶,2016,《CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪》,《金融研究》第1期,第176~191页。
- [9] 陆瑶、朱玉杰和胡晓元,2012,《机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究》,《南开管理评论》第1期,第13~23页。
- [10] 滕飞、辛宇和顾小龙,2016,《产品市场竞争与上市公司违规》,《会计研究》第9期,第32~40页。
- [11] 王小鲁、樊纲和余静文,2017,《中国分省份市场化指数报告(2016)》,《社会科学文献出版社》。
- [12] 许荣和王杰,2012,《董事责任保险与公司治理机制的互动影响研究——来自中国A股上市公司的证据》,《保险研究》第3期,第68~78页。
- [13] 袁蓉丽、文雯和谢志华,2018,《董事高管责任保险和财务报表重述》,《会计研究》第5期,第21~27页。
- [14] 张号栋和尹志超,2016,《金融知识和中国家庭的金融排斥——基于CHFS数据的实证研究》,《金融研究》第7期,第80~95页。
- [15] 周开国、应千伟和钟畅,2016,《媒体监督能够起到外部治理的作用吗?——来自中国上市公司违规的证据》,《金融研究》第6期,第193~206页。
- [16] 周泽将和刘中燕,2017,《独立董事本地任职对上市公司违规行为之影响研究——基于政治关联与产权性质视角的经验证据》,《中国软科学》第7期,第116~125页。
- [17] Ahn, S. and Choi, W. 2009. “The Role of Bank Monitoring in Corporate Governance: Evidence from Borrowers’ Earnings Management Behavior” *Journal of Banking & Finance*, 33(2): 425~434.
- [18] Boyer, M. M. and Stern, L. H. 2012. “Is Corporate Governance Risk Valued? Evidence from Directors’ and Officers’ Insurance” *Journal of Corporate Finance*, 18(2): 349~372.
- [19] Boyer, M. M. and Stern, L. H. 2014. “D&O Insurance and IPO Performance: What Can We Learn from Insurers?” *Journal of Financial Intermediation*, 23(4): 504~540.
- [20] Brav, A., Jiang, W., Partnoy, F. and Thomas, R. 2008. “Hedge Fund Activism, Corporate Governance, and Firm Performance” *The Journal of Finance*, 63(4): 1729~1775.
- [21] Byun, H. S., Kim, W., Lee, E. J. and Park, K. S. 2019. “When and Why Do Takeovers Lead to Fraud?” *Financial Management*, 48(1): 45~76.

- [22] Chalmers, J. M. R., Dann, L. Y. and Harford, J. 2002. "Managerial Opportunism? Evidence from Directors' and Officers' Insurance Purchases" *The Journal of Finance*, 57(2): 609~636.
- [23] Chen, Z., Li, O. Z. and Zou, H. 2016. "Directors' and Officers' Liability Insurance and the Cost of Equity" *Journal of Accounting and Economics*, 61(1): 100~120.
- [24] Dyck, A., Morse, A. and Zingales, L. 2010. "Who Blows the Whistle on Corporate Fraud?" *Journal of Finance*, 65(6): 2213~2253.
- [25] Khanna, V., Kim, E. H. and Yao, L. U. 2015. "CEO Connectedness and Corporate Fraud" *Journal of Finance*, 70(3): 1203~1252.
- [26] Lennox, C. and Pittman, J. A. 2010. "Big Five Audits and Accounting Fraud" *Contemporary Accounting Research*, 27(1): 209~247.
- [27] Lin, C., Officer, M. S., Wang, R. and Zou, H. 2013. "Directors' and Officers' Liability Insurance and Loan Spreads" *Journal of Financial Economics*, 110(1): 37~60.
- [28] Lin, C., Officer, M. S. and Zou, H. 2011. "Directors' and Officers' Liability Insurance and Acquisition Outcomes" *Journal of Financial Economics*, 102(3): 507~525.
- [29] Mccahery, J. A., Sautner, Z. and Starks, L. T. 2016. "Behind the Scenes: The Corporate Governance Preferences of Institutional Investors" *The Journal of Finance*, 71(6): 2905~2932.
- [30] Shi, W., Connelly, B. L. and Hoskisson, R. E. 2017. "External Corporate Governance and Financial Fraud: Cognitive Evaluation Theory Insights on Agency Theory Prescriptions" *Strategic Management Journal*, 38(6): 1268~1286.
- [31] Weng, T. C., Chen, G. Z. and Chi, H. Y. 2017. "Effects of Directors and Officers Liability Insurance on Accounting Restatements" *International Review of Economics & Finance*, 49(3): 437~452.
- [32] Yuan, R., Sun, J. and Cao, F. 2016. "Directors' and Officers' Liability Insurance and Stock Price Crash Risk" *Journal of Corporate Finance*, 37(2): 173~192.
- [33] Zou, H., Wong, S., Shum, C., Xiong, J. and Yan, J. 2008. "Controlling-Minority Shareholder Incentive Conflicts and Directors' and Officers' Liability Insurance: Evidence from China" *Journal of Banking & Finance*, 32(12): 2636~2645.