

# 中国实体企业金融化：货币扩张、资本逐利还是风险规避？

张成思

（中国财政金融政策研究中心，中国人民大学财政金融学院）

郑宁\*

（中国人民大学财政金融学院）

**摘要：**本文构建了一个刻画实体企业在流动性金融资产和固定资产之间进行权衡的投资组合选择模型，并创新性地将货币扩张的宏观因素引入微观模型，推演中国实业部门金融化的驱动逻辑。理论模型显示：货币扩张、资本逐利和风险规避本质上是宏观和微观两个不同层面的要素变量，但都卷入实业部门金融化的驱动机制中，然而驱动效应的表现形式要比已有文献的理论模型更加复杂。基于上市公司面板数据总体样本的实证结果表明：货币扩张、资本逐利和风险规避均是企业金融化的关键影响因素，但货币扩张表现为直接抑制和间接促进两种效应。进一步引入宏观风险因素和根据企业所有权性质划分样本的稳健性检验则给出了更为细致的信息：货币因素可能通过宏观风险因素间接作用于企业金融化；所有权性质不同的企业的金融化驱动机制也表现出明显的异质性：国有企业金融化主要受货币因素和风险规避因素影响；民营企业金融资产占比层面的金融化驱动因素是风险规避和资本逐利，而金融渠道获利占比层面的金融化则受到货币因素的显著影响；其他类型企业的金融化主要受货币因素的显著影响。

**关键词：**金融投资 金融化 货币扩张 投资风险

**JEL 分类号：** E33, E58, G30 **文献标识码：** A **文章编号：**

---

\* 作者简介：张成思，经济学博士，教授，中国人民大学中国财政金融政策研究中心，Email: zhangcs@ruc.edu.cn；郑宁，博士研究生，中国人民大学财政金融学院。

## 一、引言

近年来,中国非金融企业的金融市场参与度日益增加,特别是短期流动性金融资产在企业投资组合选择中似乎更受青睐,企业资金不断涌入金融渠道,学界将此现象定义为实业部门金融化或者实体企业金融化,而实务界和决策层则经常使用“资金脱实向虚”和“不务正业”等来形容宽松货币政策环境下非金融企业的金融投资行为特征。<sup>1</sup>由于这些表象问题背后隐含着深层次的中国经济增长模式转型升级以及市场经济体制框架的进一步完善等重大问题,因此对该问题的科学研究具有重要意义。

因为实体企业金融化的典型表现是金融投资增加而实业投资(固定资产投资)下降,因此一直以来饱受诟病。从国家管理层面来说,大量实体企业通过多种形式参与金融投资,尽管有利于金融业和实体经济间的互动,但也容易助长资金“脱实向虚”,甚至导致风险在实业和金融业间交叉传递。业界对实体企业金融化现象同样极为关注,而且在评论性资料中针对实业部门金融化问题纷纷提出了各种对策建议,例如压缩货币供应总量(朱云来,2017),限制金融部门的规模和利润率(成家军和成雨,2016)等。然而,这些建议大多都是基于对企业金融化驱动因素的主观判断或者片面理解,要么认为货币扩张造成了企业投资决策中出现“投无可投”便投资金融资产的结果,要么认为金融化就是资金“脱实向虚”,因为资本具有逐利天性,所以金融投资与实业投资收益率之差的扩大造成了实体企业金融化。

虽然以上评论缺乏科学性论证,但是归纳起来形成实业部门金融化的两点代表性驱动因素,一是货币扩张,二是投资收益率差引发的资本逐利。作为示例,图1描绘了2007至2018年间中国A股上市公司中非金融企业加总平均后的金融资产占企业总资产的比率、金融资产与固定资产投资的收益率差(金融资产收益率减去固定资产投资收益率)、货币供应总量M2的同比增长率以及金融资产收益率中位数的折线图。首先,图1中金融资产占比指标经历了2007-2010年以及2014-2017年两个阶段的上升。其次,金融资产投资与固定资产投资的收益率差在样本区间内总体处于上升趋势,不过在两个时期内有较明显的降幅:一是2009至2010年间出现的短暂下降;二是自2015年到2018年间大幅度的下降。再次,在2014年之后,相比企业金融资产占比,M2增长率的走势出现了微妙的变化:金融资产占比上行而货币增长率下行,这可能反映出2014年以后中国金融去杠杆与经济结构调整的效果。另外,金融资产收益率的中位数显示,2015年以来实业部门的金融资产收益率总体水平有所

---

<sup>1</sup>本文实业部门的界定标准为中国证券业监督管理委员会给出的行业分类标准,即金融业大类之外的所有企业。

提升。值得说明的是，图1是基于所有企业样本的平均值，由于企业所属行业类别不同，其经营方式、投资决策等在不同行业间差别较大，所以加总平均的结果只是提供一个总体的直观示例，更细致的信息还需要通过涵盖企业个体和时序维度的微观面板数据进行揭示。

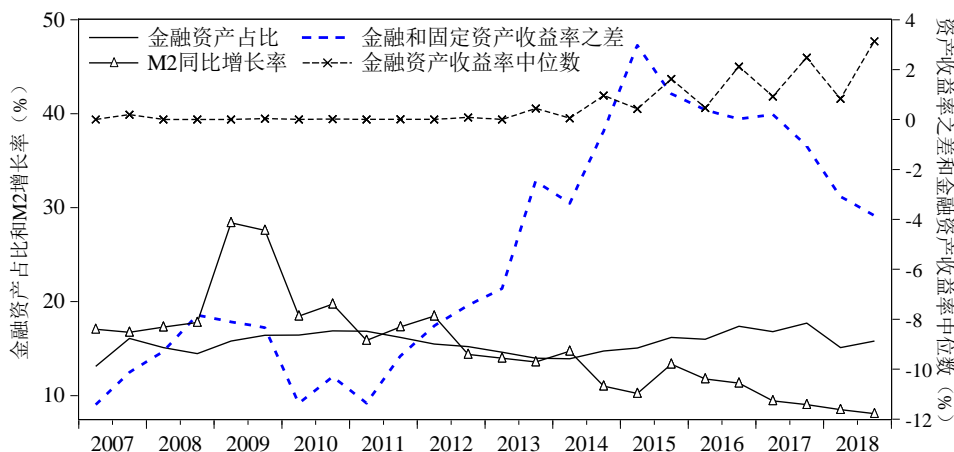


图1 金融资产占比、金融资产与固定资产收益率差、M2同比增长率及金融资产收益率中位数

注：资产占比与收益率差基于A股上市非金融企业数据；原始数据来源于WIND资讯数据库，经作者计算。<sup>2</sup>

与业界的直观感受和主观判断相比，学界对实体企业金融化问题的研究更具科学性。已有研究关注到中国实体企业的金融化趋势，并通过设立投资组合选择模型，分析中国非金融企业的金融化驱动因素，发现实业投资的相对风险主导了中国实体企业的金融化（如张成思和郑宁，2018，2019）。不过，已有文献尚没有考虑宏观货币因素对微观企业金融化的可能影响，而把宏观因素纳入理论模型将不可避免地使模型解析表达式复杂化，并影响对微观企业金融化驱动机理的诠释。根据我们对文献的掌握，有两篇文章关注到货币因素对微观企业金融化的可能影响，一篇是徐光伟和孙峥（2015）关于货币政策信号与企业投资行为的关系研究，另外一篇是陈享光（2016）关于货币资本与金融化的研究。前者属于实证研究，基本结论是货币政策信号可以影响实体企业的投资行为，也就是说货币政策与实体企业金融化有联系；后者属于逻辑推演，基本结论是金融化本质上是货币资本扩张导致的。虽然这些研究都接近货币因素与企业金融化联系的问题，甚至还有研究认为货币政策导致经济“脱实向虚”（何其春和邹恒甫，2015），但都没有给出货币因素驱动企业金融化的理论机制和经验证据。

由于金融化问题中存在宏观与微观的融合机制（张成思，2019），因此宏观货币因素是否影

<sup>2</sup>图中总体数据的计算基于“个体加总”方式进行。以金融资产占比为例：首先计算出样本内所有企业在每一时点上的金融资产的总和，再除以相应时点上各企业总资产的总和。

响实体企业金融化的问题亟需得到科学证据甄别。

以上这些问题并非只与研究国别相关，而是反映在底层的理论模型构建上。有鉴于此，本文在考虑资产投资利差的情况下，构建引入货币因素的企业投资组合选择模型，并且同时考虑金融资产投资和固定资产投资的风险特征，在理论模型层面推导出企业金融化的影响因素，进而探索货币扩张、资本逐利和风险规避是否以及如何驱动中国实体企业的金融化。虽然我们的研究集中于中国的实体企业，但本文的理论模型对研究其他国家的类似问题提供了更加合理且可借鉴的框架。

## 二、理论模型

实体企业的金融化行为，本质上反映了企业的投资组合选择（优化）问题，因此可以建立投资组合选择模型来刻画实体企业在金融资产和固定资产投资上的选择行为。本文首先构建一个二期优化模型推演实体企业金融化的可能驱动因素，然后基于理论模型进行实证分析。

我们假定代表性投资者（本文对应于实体企业）进行投资活动的效用函数为标准的常系数绝对风险厌恶效用函数（Constant Absolute Risk Aversion Utility Function，以下缩写为 CARA）：

$$U(w) = -e^{-\alpha w} \quad (1)$$

其中  $e$  是自然底， $w$  代表总财富， $\alpha$  为符号为正的常数，其数值大小表示投资者风险厌恶程度，且满足以下条件：

$$\alpha \equiv -\frac{U''(w)}{U'(w)} \quad (2)$$

然后，我们用  $I^f$  表示金融资产，用  $I^k$  表示固定资产，则总资产  $I$  为二者之和，即：

$$I = I^f + I^k \quad (3)$$

令金融资产和固定资产的到期投资收益率分别为  $r^f$  和  $r^k$ ，则期末总财富为：

$$w = (1+r^f)I^f + (1+r^k)I^k \quad (4)$$

由于样本内金融资产收益率和固定资产收益率相关性极小（约为 0.001），我们进一步假设两种投资收益率不相关，即  $Corr(r^f, r^k) = 0$ 。为便于分析且不失一般性，我们进一步假设两类资产投资收益率均服从正态分布（方差用  $Var(\cdot)$  表示）。接下来将等式（4）代入（1），可以把 CARA 写为：

$$U(w) = -e^{-\alpha[(1+r^f)^I + (1+r^k)^I]} \quad (5)$$

基于以上设定，企业所面对的投资优化问题可以写为：

$$\text{Max } E[U(w)] \quad (6)$$

约束条件为：

$$I = I^f + I^k \quad (7)$$

注意，以上资产组合投资选择模型并未考虑货币扩张因素可能给企业带来的额外资金，而只是笼统地将投资于金融资产和固定资产的总资本记作  $I$ ，这样不利于进一步辨析企业投资行为的具体驱动因素。为此，本文将货币扩张给企业带来的额外资金  $I_m$  在模型中明确给出，设投资决策前企业从货币扩张中获得额外资金，初始可投资的资金记作  $I_0$ ，此时总资金  $I$  由  $I_m$  和  $I_0$  共同构成。这样，上述优化问题中的约束条件（7）相应改为：

$$I = I_0 + I_m = I^f + I^k \quad (8)$$

根据等式（5）中指数部分的分布特征，对式（5）取数学期望，再结合等式（6）至（8），通过求解一阶条件可整理得到以下等式：

$$\frac{I^f}{I} = \frac{\text{Var}(r^k)}{\text{Var}(r^f) + \text{Var}(r^k)} \cdot \frac{I_0}{I} + \frac{\text{Var}(r^k)}{\text{Var}(r^f) + \text{Var}(r^k)} \cdot \frac{I_m}{I} + \frac{E[r^f - r^k]}{\alpha I [\text{Var}(r^f) + \text{Var}(r^k)]} \quad (9)$$

我们可以进一步假定企业获得的额外资金  $I_m$  与货币供给增长率（即 M2 增长率，用  $m$  表示）之间存在一个函数关系，即： $I_m = g(m)$ ，并将此等式代入到等式（9）中，则有：

$$\frac{I^f}{I} = \frac{\text{Var}(r^k)}{\text{Var}(r^f) + \text{Var}(r^k)} \cdot \frac{I_0}{I} + \frac{\text{Var}(r^k)}{\text{Var}(r^f) + \text{Var}(r^k)} \cdot \frac{g(m)}{I} + \frac{E[r^f - r^k]}{\alpha I [\text{Var}(r^f) + \text{Var}(r^k)]} \quad (10)$$

等式（10）表明，货币扩张、资本逐利（反映在金融投资和实业投资的收益率差  $r^f - r^k$  上）和风险规避三个因素影响企业金融化的理论解析表达式，具有清晰的经济学含义。具体而言，等式左侧为金融资产占企业总资产的最优比例，即金融化水平；影响金融化水平的核心要素是等式右侧的三部分：第一部分是固定资产投资的风险占总投资风险的比例，理论上这一占比越高，企业越倾向于投资金融资产，金融化程度就越高；第二项除了固定资产投资的风险占比，还有关于货币增长率  $m$  的项（通过一定函数关系），货币因素可能通过风险因素间接影响企业对金融资产的配置选择；第三项与两种资产的收益率和总风险有关，可以视作经过总风险和总资产调整后的金融资产与固定资产投资之间的利差，本质上刻画的是资本的逐利特性。

### 三、实证模型设定及变量说明

#### (一) 实证模型设定

根据本文理论框架的基本逻辑,企业的金融化水平(如金融资产占比)会受到货币扩张、资本逐利以及风险规避因素的影响。要将理论模型转化为实证模型,需要处理以下几个问题。首先,在理论模型中,货币因素是通过 M2 增长率的函数形式表示的,在实证模型中可以假定  $g(m) = \kappa m$  ( $\kappa$  是参数),这样 M2 增长率就可以在实证模型中显性表示出来。当然,我们还可以假定货币因素与 M2 增长率间服从更复杂的函数形式,例如二次型或者更高阶的非线性函数,但无论如何设置,本质上仍是要将货币供给增长率在实证模型显性表示出来,只是此时在后续的结果解读上需要从货币供给增长率与金融化的非线性关系的角度去阐释,而计量估计的过程、难度和复杂性都没有本质变化。其次,理论模型属于高度程式化的凝练,并未考虑可能影响实体企业投资组合选择行为(即金融化行为)的其他控制变量。在实证模型转化时,我们根据领域内的重要文献(如 Demir, 2009; 张成思和张步昙, 2016),主要考虑四类控制变量,即企业融资约束条件、企业财务杠杆率、企业总资产规模以及企业成长能力。此外,由于我们所使用的样本为 A 股上市公司 2007 年至 2018 年的半年度面板数据,在设立模型时需要考虑可能存在的企业个体和时间维度的固定效应。

基于以上说明,我们可以设立实证模型的基准形式如下:

$$FN_{it} = c_i + d_t + \beta_1 risk_{it} + \beta_2 risk_{it} \times m_t + \beta_3 m_t + \beta_4 gap_{it} + \psi \mathbf{V}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中  $FN$  表示企业金融化指标,  $c_i$  表示企业层面的个体效应,  $d_t$  刻画年份固定效应。 $risk$  是固定资产投资风险占比,  $gap$  表示经风险和总资产调整后的金融资产与固定资产投资收益率差,  $m$  表示 M2 同比增长率,控制变量向量  $\mathbf{V}$  中包括  $fc$ 、 $lev$ 、 $asset$  以及  $sales$ , 分别表示企业融资约束、财务杠杆率、总资产的自然对数以及营业收入同比增长率,  $\beta$  为核心变量系数,  $\psi$  为控制变量的系数向量。相关变量定义和详细计算方式归纳在下文表 1 中。

对于模型 (11), 还有两点需要特别说明: 第一, 尽管货币因素是以和固定资产投资风险占比的乘积项的形式出现在模型中, 但为了避免遗漏变量偏误, 我们还应将  $m$  单独作为解释变量纳入模型 (11) 中, 这样做也有利于解释货币因素和风险因素交互项的经济涵义; 第二, 货币政策(货币因素)影响企业投资的相关研究(如徐光伟和孙峥, 2015)多认为货币扩张(或者信贷扩张)推动了企业金融投资占比。注意, 由此类结论引申出来的推断是几乎一边倒的对中国货币政策的责难, 认为货币扩张是实业部门“脱实就虚”的罪魁祸首。然而

模型 (11) 暗示, 这种分析实际上忽视了结构性模型所暗示的风险与货币因素的交互项。只有充分考虑货币因素和固定资产投资风险占比间的联动关系, 才能厘清货币因素对企业金融化的深层影响, 若脱离底层经济模型的基本结构, 直接使用缩减式模型, 将导致结果和结论不再具有可信性, 这也是本文理论模型的重要贡献内容。

另外, 考虑到解释变量对金融化的影响可能存在时滞效应, 我们还可以根据已有文献的标准做法, 将所有解释变量滞后一期, 建立以下实证模型:

$$FN_{it} = c_i + d_t + \beta_1' risk_{i,t-1} + \beta_2' risk_{i,t-1} \times m_{t-1} + \beta_3' m_{t-1} + \beta_4' gap_{i,t-1} + \theta V_{i,t-1} + \varepsilon_{it}' \quad (12)$$

基于以上说明, 下文实证分析中分别汇报基准模型 (11) 以及滞后模型 (12) 的相应结果。

## (二) 变量说明与描述性统计

简要介绍完实证模型中的相关变量后, 我们在表 1 中逐一列示了本文涉及变量的符号和定义。具体来说, 实证分析中涉及的主要变量可以分为 5 组逐一进行介绍。

### 1. 企业金融化指标

在基准回归中, 我们参考张成思和张步昙 (2016) 中的金融资产占比进行定义, 即:

$$FN1 = (\text{货币资金} + \text{持有至到期投资} + \text{交易性金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{可供出售金融资产} + \text{应收股利} + \text{应收利息}) / \text{企业总资产}$$

同时, 我们参考 Krippner (2005) 和张成思和张步昙 (2016) 等文献中提出的企业金融渠道获利占比作为金融化的第二个度量指标, 即<sup>3</sup>

$$FN2 = (\text{投资净收益} + \text{公允价值变动净收益} + \text{汇兑净收益} + \text{其他综合收益} - \text{对联营和合营企业的投资净收益} + \text{利息收入} - \text{利息支出}) / \text{营业利润}$$

在计算上述公式时, 有两点需要特别进行说明: 一是我们在计算金融化指标时, 不考虑企业内部的产业结构重构问题 (张成思和张步昙, 2016), 因此在计算  $FN1$  时未考虑“长期股权投资”, 在计算  $FN2$  时, 分子中减去了“对联营和合营企业的投资净收益”一项; 二是上述等式仅适用于 2007 至 2017 年间的企业财务数据, 2018 年, 由于新企业会计准则发布, 针对金融资产的会计处理发生了较大变更, 具体来说: 新准则不再使用“持有至到期投资”和“可供出售金融资产”, 同时新增“债权投资”、“其他债权投资”、“其他权益工具投资”以及“其他非流动性金融资产”。故对于 2018 年的财务数据, 我们按照新准则, 采用以下等式单独计算 2018 年的  $FN1$ :

<sup>3</sup>如果  $FN2$  计算公式中分子或分母出现负值, 则参照张成思和张步昙 (2016) 采用标准化方法进行修正。

$FN1$  (2018 年) = (货币资金+交易性金融资产+投资性房地产+应收股利+应收利息+债权投资+其他债权投资+其他权益工具投资+其他非流动性金融资产) / 企业总资产

注意, 虽然  $FN1$  和  $FN2$  这两个指标都能反映实体企业的金融化行为, 但是其内涵却存在微妙的差别: 金融资产占比反映的是企业投资选择的倾向 (即金融化意愿), 而金融渠道获利占比则反映了企业投资选择的结果。通过全面考虑这两类指标, 我们可以获得货币扩张和资本逐利等指标对企业金融化行为在不同阶段的差异性影响。当然, 差异是否确实存在, 还需要通过实证分析进行验证。

## 2. 金融资产与固定资产投资收益率

参考张成思和张步昙(2016)的设计, 金融资产和固定资产投资收益率的计算方式如下:

$r^f = (\text{投资净收益} + \text{公允价值变动净收益} + \text{汇兑净收益} + \text{其他综合收益} - \text{对联营和合营企业的投资净收益} + \text{利息收入} - \text{利息支出}) / (\text{货币资金} + \text{持有至到期投资} + \text{交易性金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{可供出售金融资产} + \text{应收股利} + \text{应收利息})$

$r^k = (\text{营业收入} - \text{营业成本} - \text{营业税金及附加} - \text{期间费用} - \text{资产减值损失}) / (\text{存货、固定资产净值、无形资产净值、在建工程、工程物资、应收账款、预付账款等经营资产之和})$

注意, 在计算 2018 年的资产收益率时, 应按照新准则的资产分类标准和新的会计处理进行相应调整。按照新准则, “研发费用”从“管理费用”中剥离出来单独列报, 新的期间费用包括销售费用、管理费用、研发费用以及财务费用四项。因此, 对于 2018 年的数据, 我们采用以下公式计算两类资产的收益率:

$r^f$  (2018 年) = (投资净收益+公允价值变动净收益+汇兑净收益+其他综合收益-对联营和合营企业的投资净收益+利息收入-利息支出) / (货币资金+交易性金融资产+投资性房地产+应收股利+应收利息+债权投资+其他债权投资+其他权益工具投资+其他非流动性金融资产)

$r^k$  (2018 年) = (营业收入-营业成本-营业税金及附加-销售费用-管理费用-研发费用-财务费用-资产减值损失) / (存货、固定资产净值、无形资产净值、在建工程、工程物资、应收账款、预付账款等经营资产之和)

在计算得到两类收益率上半年末的数值后, 还需对其进行年化, 具体计算公式为: 年化收益率 = (半年度收益率 + 1)<sup>2</sup> - 1。

## 3. 投资风险指标 *risk*

对于资产投资风险指标计算, 参照 Demir (2009) 的做法, 我们对每一家企业的金融资产收益率和固定资产收益率时序分别设立 GARCH(1,1)模型, 估计出金融资产和固定资产投



资收益率各自的条件方差序列，也即各自的即时风险  $Var(r_u^f)$  和  $Var(r_u^k)$ ，然后计算出固定资产投资的风险占比，即  $risk_u = Var(r_u^k) / [Var(r_u^k) + Var(r_u^f)]$ 。

最后，结合以上两类资产的收益率和投资风险，我们计算出经总风险和总资产调整后的金融资产与固定资产投资收益率差，即  $gap = (r^f - r^k) / I[Var(r^f) + Var(r^k)]$ 。

#### 4. 货币供给增长率 $m$

上半年末的 M2 同比增长率取上半年内月度同比增长率平均值，年末的 M2 同比增长率则取全年月度同比增长率的平均值。

#### 5. 控制变量

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；

企业规模 ( $asset$ ) = 总资产的自然对数；

成长能力 ( $sales$ ) = 营业收入的同比增长率。

本文原始数据来源于 WIND 资讯数据库，初始样本为中国 A 股上市的非金融企业，时间从 2007 年上半年至 2018 年下半年，涉及的财务指标包括：总资产、总负债、所有者权益总计、经营性现金净流量、营业收入、营业成本、营业税金及附加、资产减值损失、销售费用、管理费用、研发费用、财务费用、投资性房地产、持有至到期投资、可供出售金融资产、应收股利、应收利息、交易性金融资产、货币资金、投资净收益、公允价值变动净收益、对联营企业和合营企业的投资收益、汇兑净收益、利息收入、利息支出、营业利润、债权投资、其他债权投资、其他权益工具投资、其他非流动性金融资产、存货、固定资产净值、无形资产净值、在建工程、工程物资、应收账款以及预付账款等。

接下来我们对原始样本进行以下处理：首先，剔除 2015 年及之后上市的企业，以保证样本至少包含连续 5 年共 10 个时点的连续数据；其次，剔除经“特别处理 (ST)”的企业。基于以上说明和处理，共得到 2288 家样本企业，其中农、林、牧、渔业有 33 家；采矿业有 65 家；制造业有 1386 家；电力、热力、燃气及水生产和供应业有 86 家；建筑业有 58 家；批发和零售业有 133 家；交通运输、仓储和邮政业有 78 家；住宿和餐饮业有 8 家；信息传输、软件和信息技术服务业有 172 家；房地产业有 114 家；租赁和商务服务业有 35 家；科学研究和技术服务业有 16 家；水利、环境和公共设施管理业有 33 家；居民服务、修理和其他服务业有 0 家；教育有 7 家；卫生和社会工作有 11 家；文化、体育和娱乐业有 35 家；综

合有 18 家。

表 1 报告了各主要变量的描述性统计数据, 可以看到, 两类金融化水平的衡量指标间存在明显差异, 金融资产占比  $FN1$  的平均值高于金融渠道获利占比  $FN2$ , 同时标准差也远小于  $FN2$ , 这表明, 相比金融资产占比, 不同企业通过金融渠道获取利润的占比差异悬殊。从极值来看,  $FN2$  最小为-1.171, 最大则达 3.192, 这意味着企业通过金融渠道获取的利润足以对企业的营业利润造成较大影响。金融资产收益率均值仅为 5.4%, 最大值达到 72.9%, 最小值则为-6.5%, 可见样本间差异明显。相比之下, 固定资产收益率均值更高, 最大值也比金融资产收益率的最大值高出约 12%, 但最小值却下探到-15.7%, 平均波动程度明显大于金融资产收益率, 可见企业投资于固定资产虽然可能获得更高的收益率, 但相对而言也要承担更高的投资风险。 $M2$  同比增长率在样本区间内总体较为平稳, 均值为 15.2%。固定资产投资风险占比均值为 0.586, 表明平均来看固定资产风险占据了企业总投资风险的主要部分。经总风险和总资产调整的金融资产和固定资产收益率差  $gap$  均值为-2.1%, 这表明从总体来看企业的金融资产收益率要低于固定资产收益率, 但较大的标准差暗示了收益率差在各企业间差异较大。

在控制变量中, 融资约束变量  $fc$  均值约为 0.03, 最小值为-0.121, 对应个别企业经营性现金流为负的情形。财务杠杆率  $lev$  均值为 1.156, 标准差为 1.126, 总体来看波动较小。企业总资产的自然对数  $asset$  均值约为 21.848, 注意该数值每变化  $n$  个单位意味着实际总资产变化  $e^n$  倍, 样本内企业规模差异较为明显。营业收入同比增长率  $sales$  均值约为 16.8%, 对应的标准差为 0.334, 这暗示不同企业的成长能力差异明显。

表 1 主要变量描述性统计

变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值
$FN1$	0.214	0.149	0.028	0.639
$FN2$	0.181	0.791	-1.171	3.192
$r^f$	0.054	0.147	-0.065	0.729
$r^k$	0.122	0.195	-0.157	0.850
$m$	0.152	0.051	0.081	0.284
$risk$	0.586	0.392	0.000	1.000
$gap$	-0.021	0.375	-39.101	4.509
$fc$	0.030	0.069	-0.121	0.207
$lev$	1.156	1.126	0.058	5.113
$asset$	21.848	1.361	19.148	25.105
$sales$	0.168	0.334	-0.449	1.271

注: 表中各变量除  $m$  外均经过 2.5% 水平上的缩尾处理, 以规避极端值影响。

#### 四、实证分析

在实证研究中,由于本文样本为面板数据,可能存在难以观测的个体效应,即不随时间变化且反映不同个体固有特质的变量,因此在选择模型估计方法时需要充分考虑个体效应和解释变量间的相关性,此外还应注意因遗漏变量、双向因果等带来的变量内生性问题。因此,选择何种估计方法由以下三方面共同决定:首先,若模型不存在个体效应,则可以直接使用混合最小二乘法进行估计;其次,若个体效应存在且与解释变量相关,则使用固定效应模型,若二者不相关则使用随机效应模型;再次,确定了个体效应是否存在以及存在的方式之后,再进一步检验模型的内生性问题,若存在内生性,则引入工具变量用广义矩(GMM)估计方法进行估计。此外,在使用 GMM 估计方法时,还需要对引入的工具变量进行一系列识别检验,考察模型是否充分识别以及工具变量是否有效。

基于以上说明,本文在实证过程中引入一系列诊断检验对模型的设定进行判断,确定应使用固定效应模型,同时将除了  $m$  之外的解释变量视为内生变量,利用对应变量的滞后项作为工具变量,通过 GMM 估计得到系数估计值。在下文的所有结果表格的末尾,我们报告了两个重要的诊断检验:一是模型充分识别检验,该检验使用异方差稳健的 Kleibergen-Paap LM 统计量(Kleibergen and Paap, 2006),原假设为模型未充分识别。下文中用“KM-LP”表示检验的  $p$  值;二是针对工具变量的过度识别约束检验,该检验使用的统计量是异方差稳健的 Hansen J 统计量(Hansen, 1982),原假设为工具变量集有效,下文中用“Hansen J”表示检验的  $p$  值。最后,为了缓解异方差和组间相关问题,本文所有回归均报告了企业层面上的聚类异方差稳健标准误。

根据以上设计,我们分别使用  $FN1$  和  $FN2$  作为被解释变量,估计得到模型(11)和(12)的系数,结果归纳在表 2 中。考察风险因素  $risk$  项的系数估计结果可以看到,无论使用  $FN1$  和  $FN2$  作为衡量企业金融化水平的指标,模型(11)和模型(12)的  $risk$  项系数均显著为正,意味着当固定资产风险占总投资风险的比重越大,企业的金融资产占比和通过金融渠道获取的利润占比均上升,从而加深金融化程度。这一结果暗示了企业的金融化行为无论从目的还是结果角度均受到风险因素的驱动,特别是使用  $FN1$  作为被解释变量的结果表明,企业青睐金融资产投资的原因是规避固定资产投资风险。反映资本逐利特性的  $gap$  的估计系数则出现了明显差异:当使用  $FN1$  (金融资产占比)衡量金融化水平时,  $gap$  显著驱动了企业的金融投资行为;而当使用  $FN2$  (金融渠道获利占比)时,  $gap$  项系数则不再显著,这表明,实体企业可能为追逐金融资产投资的额外收益而选择投资于金融资产(目的导向),但企业

通过金融渠道获取利润的占比高低却与资本逐利特性无显著关联（结果导向）。

表 2 面板固定效应模型 GMM 回归结果

	金融资产占比 (FN1)		金融渠道获利占比 (FN2)	
	模型 (11)	模型 (12)	模型 (11)	模型 (12)
<i>m</i>	-4.700** (2.132)	-6.085*** (2.081)	-8.355 (18.373)	-52.847*** (7.678)
<i>m-risk</i>	1.098*** (0.241)	0.948*** (0.247)	-5.941** (2.377)	-4.066*** (1.367)
<i>risk</i>	0.394*** (0.060)	0.375*** (0.072)	3.376*** (1.194)	2.001*** (0.677)
<i>gap</i>	6.393*** (1.435)	5.140*** (1.437)	0.433 (0.538)	0.233 (0.497)
<i>fc</i>	0.576*** (0.095)	0.064 (0.203)	3.747** (1.848)	4.008*** (1.094)
<i>lev</i>	-0.014 (0.013)	0.011 (0.016)	0.034 (0.065)	-0.103* (0.058)
<i>asset</i>	-0.020 (0.016)	-0.014 (0.019)	-0.083 (0.086)	-0.037 (0.063)
<i>sales</i>	-0.019 (0.053)	-0.021 (0.059)	0.677*** (0.231)	0.170 (0.176)
样本数量	37,279	34,991	34,022	31,734
企业数量	2,288	2,288	2,288	2,288
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
KP-LM	0.098	0.045	0.000	0.000
Hansen J	0.163	0.310	0.275	0.620

注：表中变量对应模型（11）时指变量的当期项，对应模型（12）则指变量的滞后一期项。小括号中报告的是聚类异方差稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*表示统计量在 1%、5%和 10%水平下显著。

我们进一步考察与货币因素相关的两个变量的系数估计结果，M2 同比增长率 *m* 的系数估计值在使用 FN1 的结果中均显著为负，而当使用 FN2 时则只有模型（12）的结果显示出统计显著性，这表明，随着 M2 同比增长率上升，企业的金融资产占比和金融渠道获利占比均下降，这与相关文献的结论形成鲜明对比：在统计意义上，货币扩张（M2 同比增长率上升）并未导致实体部门“脱实向虚”，而是抑制了企业的金融化。考察货币因素和风险因素的交互项系数可以看到，当使用 FN1 作为被解释变量时，交互项系数为正，结合 *m* 和 *risk* 的系数估计值，这一结果有两层涵义：一是固定资产风险占比上升会降低 *m* 对企业金融资产占比水平的抑制效应；二是扩张的货币政策（M2 同比增长率上升）会进一步促使企业出于规避固定资产投资风险的动机而投资于金融资产，不过这一间接的促进效应并不能完全抵消

货币扩张对企业金融化的直接抑制效应。当使用  $FN2$  作为衡量企业金融化水平的指标时，交互项的系数则显著为负，这意味着：一，过去一期的固定资产风险占比上升增强了  $m$  对企业当期金融渠道获利水平的抑制效应；二，扩张的货币政策可明显削弱固定资产投资风险对企业金融渠道获利占比的驱动效应。

从控制变量的结果来看，当使用  $FN1$  时，仅有  $fc$  的系数在模型（11）中显示出统计显著性，表明企业当期的金融资产占比受到当期经营性现金流比重的正向影响，这说明企业当期的金融投资受到当期流动性水平的约束。当使用  $FN2$  时， $fc$  的系数在模型（11）和模型（12）中均表现出统计显著性，这表明企业通过金融渠道获取利润的占比水平对当期和过去一期的内部流动性水平均较为敏感。模型（12）中， $lev$  系数表现出较弱的统计显著性（10% 显著性水平），表明高杠杆率会负向影响企业的金融渠道获利占比。模型（11）中， $sales$  系数显著为正，说明具有较高成长潜力的企业，其通过金融渠道获取利润的占比水平越高。

总结来看，货币扩张、资本逐利以及风险规避因素均是非金融企业金融化的关键影响因素。具体来说，当使用金融资产占比衡量企业金融化水平时，资本逐利特性和风险规避因素均是驱动金融化的显著因素，而货币扩张对企业金融资产占比的影响则体现为直接的抑制效应和通过固定资产风险占比的间接促进效应，尽管后者并不能抵消直接抑制效应。当使用金融渠道获利占比衡量企业金融化水平时，风险规避因素仍是显著驱动因素，而资本逐利特性不再具有驱动作用，同时，扩张的货币政策对企业的金融渠道获利占比仍主要体现为抑制效应。由此可见，在统计意义上，我们并未得到货币政策是实体企业“脱实就虚”的罪魁祸首这一说法的经验证据，这与已有文献形成了鲜明对比。

## 五、稳健性分析

在本节中，我们从两个角度对基准回归结果进行稳健性考察：一是考虑宏观风险因素对微观企业金融化的影响；二是根据企业的所有权性质划分样本，考察企业金融化驱动机制是否存在异质性。

### （一）引入宏观经济政策不确定性

第四部分的结果显示，货币因素可以通过固定资产风险占比间接影响企业的金融化水平，同时扩张的货币政策对企业的金融化水平具有显著的抑制效应。然而货币供给  $M2$  作为宏观经济指标，其作用于微观企业的路径并不“直接”，例如，我们很难准确地获知扩张的货币政策到底给微观企业个体提供了多少额外资金。这样来看，第四部分中  $m$  对企业金融化的直

接抑制效应，实际上可能通过另外的渠道造成间接影响。第四部分的结果还表明，风险因素在企业金融化过程中起关键的驱动作用。同时，有研究表明，宏观经济政策风险会显著影响企业的投融资决策（张成思和刘贯春，2018）。因此，我们在模型（11）和（12）中引入经济政策不确定性指数（Baker et al., 2016），即：

$$FN_{it} = c_i + d_t + \varphi_1 risk_{it} + \varphi_2 risk_{it} \times m_t + \varphi_3 m_t + \varphi_4 gap_{it} + \varphi_5 EPU_t + \mathbf{fV}_{it} + \eta_{it} \quad (13)$$

$$FN_{it} = c_i + d_t + \varphi'_1 risk_{i,t-1} + \varphi'_2 risk_{i,t-1} \times m_{t-1} + \varphi'_3 m_{t-1} + \varphi'_4 gap_{i,t-1} + \varphi'_5 EPU_{t-1} + \chi \mathbf{V}_{i,t-1} + \eta'_{it} \quad (14)$$

其中  $EPU$  表示经济政策不确定性指数（原始值除以 100）。 $\varphi$  和  $\varphi'$  为核心变量系数， $\mathbf{f}$  和  $\chi$  为控制变量的系数向量，其他变量符号与第四部分保持一致。为了得到科学可信的系数估计值，我们仍然遵循与第四部分一致的检验步骤，确定使用面板固定效应模型，同时引入内生变量的滞后项作为工具变量，通过 GMM 估计得到系数估计值。

我们可以利用模型（13）和（14）同时探究两个问题：一是货币因素是否通过宏观风险因素作用于企业金融化，如果加入不确定性指数之后， $m$  的系数绝对值变小或者不再显著，则表明货币因素确实通过宏观风险这一渠道作用于微观企业；二是在模型中加入宏观风险变量实际上将微观层面的风险因素中所包含的宏观信息剥离出来，这样可以更干净地获取微观企业风险因素对金融化的影响。

为了更好地与第四部分的结果进行对比，我们仍然分别汇报使用  $FN1$  和  $FN2$  的结果，模型（13）和（14）的估计结果汇报于表 3 中。表 3 结果显示，当使用  $FN1$  作为金融化水平衡量指标时， $m$  系数不再具有统计显著性，同时在模型（14）中， $EPU$  系数表现为显著正向，这表明，货币因素确实可能通过宏观经济政策不确定性影响企业的金融资产占比，当过去一期的经济政策不确定性升高时，企业当期的金融资产占比将上升。当使用  $FN2$  时， $m$  的系数仍然显著，但其绝对值相比表 2 中对应结果明显变小，同时滞后一期的  $EPU$  系数同样显著为正，这进一步提供了货币因素通过宏观风险因素作用于企业金融化的统计证据。

表 3 面板固定效应模型 GMM 回归结果：加入  $EPU$

	金融资产占比 ( $FN1$ )		金融渠道获利占比 ( $FN2$ )	
	模型 (13)	模型 (14)	模型 (13)	模型 (14)
$m$	1.416 (1.212)	0.080 (0.318)	-12.137 (20.198)	-16.042*** (3.295)
$m \cdot risk$	0.728***	0.251***	-5.941**	-4.066***

	(0.076)	(0.044)	(2.377)	(1.367)
<i>risk</i>	0.142***	0.049***	3.376***	2.001***
	(0.028)	(0.008)	(1.194)	(0.677)
<i>gap</i>	0.100	-0.027	0.433	0.233
	(0.071)	(0.053)	(0.538)	(0.497)
<i>EPU</i>	-0.025	0.409***	-0.029	1.379***
	(0.015)	(0.026)	(0.290)	(0.216)
<i>fc</i>	0.951***	1.181***	3.747**	4.008***
	(0.097)	(0.110)	(1.848)	(1.094)
<i>lev</i>	-0.015***	-0.008	0.034	-0.103*
	(0.005)	(0.005)	(0.065)	(0.058)
<i>asset</i>	0.006	-0.010**	-0.083	-0.037
	(0.007)	(0.005)	(0.086)	(0.063)
<i>sales</i>	0.019	0.030	0.677***	0.170
	(0.031)	(0.023)	(0.231)	(0.176)
样本数量	37,414	37,331	34,022	31,734
企业数量	2,288	2,288	2,288	2,288
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
KP-LM	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen J	0.174	0.341	0.275	0.620

注：同表 2。

风险因素 *risk* 的系数无论在使用 *FN1* 还是 *FN2* 的模型中仍然具有统计显著性，表明剥离了宏观风险因素的微观风险占比仍然是驱动非金融企业金融化的显著因素。值得一提的是，使用 *FN1* 的模型中，加入 *EPU* 之后 *gap* 系数不再显著，这进一步暗示，表 2 中资本逐利特性对企业金融资产占比的驱动效应也可能通过风险渠道体现。控制变量中，*fc* 系数均显著为正，表明企业的金融化水平对企业内部现金流水平较为敏感。当期 *lev* 对企业当期金融资产占比具有负向作用，滞后一期的 *lev* 则对金融渠道获利占比具有负向作用。使用 *FN1* 的模型（14）中，*asset* 系数具有统计显著性，表明规模较大的企业更倾向于投资于金融资产。*sales* 的结果则与表 2 保持一致。

总结来看，当在基准模型中引入经济政策不确定性作为宏观风险因素时，货币因素变量 *m* 的系数或不再显著或绝对值减小，这表明宏观货币因素对微观非金融企业金融化的影响确实可能通过宏观风险渠道间接实现。与此同时，剥离了宏观因素的微观风险占比变量仍然是非金融企业金融化的关键驱动因素，而代表资本逐利的 *gap* 则不再是显著驱动变量。

## （二）根据企业所有权性质划分样本

已有研究表明，所有权性质不同的企业的投融资特征有明显差异：国有企业更容易从银行获得贷款，其投资对现金流的敏感程度相比民营企业更低（罗琦等，2007；沈红波等，2011）；

与国有企业相比，非国有企业中存在融资歧视（刘津宇等，2014）；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）。这些研究一致表明，仅对企业总体样本进行回归可能会抹去因企业所有权性质不同而可能导致的金融化驱动机制差异。根据 WIND 资讯数据库对企业实际控制人的分类标准，本文的样本企业一共可划分为 7 大类，分别是民营、地方国有、中央国有、集体、公众、外资以及其他，我们将地方国有和中央国有企业合并视为国有企业，共计 906 家；民营企业单独作为一类，共计 1153 家；其余四类企业合并视为其他企业，共 229 家。

为便于结果的对比，我们在三类企业样本的回归中均考虑了使用不同金融化指标的基准模型（11）和（12）以及加入 *EPU* 的模型（13）和（14）的对应结果。其他估计步骤均与第四部分保持一致。国有企业的结果汇报于表 4，民营企业的结果汇报于表 5，其他类型企业的结果限于篇幅未做汇报。我们首先考察国有企业的回归结果，表 4 显示，模型（11）和（12）中，滞后一期的货币因素变量 *m* 对企业的金融化指标具有显著的负向影响，固定资产投资风险占比 *risk* 在使用 *FN1* 的模型（11）中具有显著性，在模型（12）和使用 *FN2* 的模型（11）中均只显示出了较弱的统计显著性，而资本逐利特性 *gap* 则均不具有统计显著性。货币因素和风险因素的交互项则只在使用 *FN2* 的模型中显示出较弱的统计显著性。加入了 *EPU* 的模型（13）和（14）的结果进一步表明，货币因素可能通过宏观风险因素影响国有企业的金融化。控制变量中，值得注意的是，*lev* 和 *asset* 在不同模型设置中体现出不同程度的统计显著性，这表明，对于国有企业而言，杠杆率和资产规模是限制其金融化程度的重要因素，其他控制变量的结果基本稳健。

表 5 显示，与国有企业相比，民营企业的结果体现出更多差异化的信息：在使用 *FN1* 的模型中，与货币因素相关的两个变量的系数均未体现出统计显著性，这表明货币因素对民营企业的金融资产占比没有显著影响，同时，风险规避和资本逐利因素则与基准回归结果一致，表明民营企业是出于规避固定资产投资风险和追逐额外利润的目的而投资于金融资产。在使用 *FN2* 作为衡量金融化水平的模型（11）和（12）中，*m* 的系数表现为显著负向，交互项系数不具有统计显著性，*risk* 系数仅在模型（11）中表现出微弱的显著性，*gap* 没有显著影响，这说明影响民营企业金融渠道获利占比的主要是货币因素，加入 *EPU* 之后，当期 *m* 的系数不再显著，滞后一期的系数绝对值明显减小，表明货币因素可能通过宏观风险渠道影响民营企业的金融渠道获利占比。控制变量的结果基本稳健，不再赘述。

相比前两类企业，其他企业中包含了集体企业、公众企业、外资企业及难以归类的企业四类，总样本相对较小。结果显示（未做汇报），滞后一期的货币因素显著影响了这四类企



业的金融资产占比,而当期的货币因素则对金融渠道获利占比具有显著的抑制效应,货币因素和风险因素的交互项系数仅在使用 *FN1* 的模型中显示出统计显著性。值得注意的是,无论使用哪个金融化水平的衡量指标, *risk* 和 *gap* 的系数均不显著或仅表现出微弱显著性(10%水平),这表明,对于这四类企业而言,风险规避和资本逐利因素均不是企业金融化的显著驱动因素。加入 *EPU* 的模型(13)和(14)则与前文的结果基本一致: *m* 的系数不再显著。控制变量中, *asset* 和 *sales* 系数显示出不同程度的统计显著性,且符号为正,这表明对于这四类企业而言,规模较大,成长能力较高的企业金融化程度更高,其他控制变量与基准回归结果基本一致。

归纳来看,非金融企业的金融化驱动因素确实因所有权性质不同而表现出一定异质性,具体来说:国有企业的金融化主要受货币因素和风险规避因素的影响,同时受到资产规模和杠杆率的制约;民营企业的金融资产占比则主要受到风险规避和资本逐利因素的显著驱动,通过金融渠道获取利润的占比则主要受到货币因素的显著影响;外资、集体等四类企业的金融化则受货币因素的显著影响,风险规避和资本逐利均不是主要驱动因素。加入 *EPU* 的模型结果进一步显示,无论是哪一类企业,当模型中包含宏观风险因素后,货币因素变量的系数均不再显著或绝对值明显减小,这再次表明,货币因素可能通过经济政策不确定性的渠道作用于企业的金融化。

表4 面板固定效应模型 GMM 回归结果: 国有企业

	金融资产占比		金融渠道获利占比		金融资产占比		金融渠道获利占比	
	(11)	(12)	(11)	(12)	(13)	(14)	(13)	(14)
<i>m</i>	-0.647 (1.239)	-11.364*** (1.276)	9.625 (18.086)	-33.452*** (9.619)	0.865 (1.425)	-0.157 (0.357)	-2.554 (16.857)	2.472 (4.362)
<i>m-risk</i>	0.121 (0.078)	0.123 (0.087)	-3.074* (1.846)	-3.153* (1.840)	0.021 (0.070)	0.091 (0.057)	-3.074* (1.846)	-3.153* (1.840)
<i>risk</i>	0.101*** (0.033)	0.073* (0.042)	1.754* (0.974)	0.920 (0.880)	0.091*** (0.035)	0.069*** (0.022)	1.754* (0.974)	0.920 (0.880)
<i>gap</i>	-0.016 (0.034)	-0.031 (0.025)	0.163 (0.191)	0.636 (0.481)	-0.041 (0.041)	0.017 (0.033)	0.163 (0.191)	0.636 (0.481)
<i>EPU</i>					-0.021 (0.020)	0.248*** (0.026)	-0.094 (0.258)	1.346*** (0.341)
<i>fc</i>	0.457*** (0.102)	1.070*** (0.162)	2.894* (1.619)	4.464*** (1.670)	0.909*** (0.105)	0.382*** (0.111)	2.894* (1.619)	4.464*** (1.670)
<i>lev</i>	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.004 (0.063)	-0.396*** (0.141)	-0.015*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.004 (0.063)	-0.396*** (0.141)
<i>asset</i>	-0.025**	-0.013	-0.051	-0.019	-0.021**	-0.020**	-0.051	-0.019

	(0.010)	(0.010)	(0.090)	(0.087)	(0.010)	(0.009)	(0.090)	(0.087)
<i>sales</i>	-0.012	0.041	0.381	-0.428	0.004	0.028	0.381	-0.428
	(0.025)	(0.042)	(0.298)	(0.343)	(0.026)	(0.023)	(0.298)	(0.343)
样本数量	16,356	15,382	13,375	12,375	16,275	15,518	13,375	12,375
企业数量	906	906	906	906	906	906	906	906
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
KP-LM	0.000	0.000	0.003	0.001	0.000	0.000	0.003	0.001
Hansen J	0.414	0.605	0.194	0.110	0.543	0.545	0.194	0.110

注：同表2。

表5 面板固定效应模型 GMM 回归结果：民营企业

	金融资产占比		金融渠道获利占比		金融资产占比		金融渠道获利占比	
	(11)	(12)	(11)	(12)	(13)	(14)	(13)	(14)
<i>m</i>	-0.337	-6.842	-90.974***	-69.506***	3.884	1.215	-7.509	-27.288***
	(2.540)	(4.575)	(21.157)	(14.469)	(3.366)	(0.847)	(38.459)	(6.097)
<i>m-risk</i>	0.163	0.341	-2.740	-1.193	0.174	0.166	-2.740	-1.193
	(0.300)	(0.366)	(2.281)	(1.230)	(0.109)	(0.145)	(2.281)	(1.230)
<i>risk</i>	0.396***	0.068**	2.141*	0.884	0.078***	0.039*	2.141*	0.884
	(0.134)	(0.033)	(1.177)	(0.633)	(0.015)	(0.020)	(1.177)	(0.633)
<i>gap</i>	1.858*	1.918*	0.843	1.122	0.062	0.050	0.843	1.122
	(1.002)	(1.094)	(1.515)	(1.114)	(0.068)	(0.186)	(1.515)	(1.114)
<i>EPU</i>					0.003	0.363***	0.641	1.581***
					(0.048)	(0.100)	(0.400)	(0.371)
<i>fc</i>	0.455**	0.589	1.553	3.367**	0.772***	1.030**	1.553	3.367**
	(0.203)	(0.752)	(2.982)	(1.697)	(0.293)	(0.512)	(2.982)	(1.697)
<i>lev</i>	-0.045	-0.008	0.402*	0.052	-0.024	-0.093	0.402*	0.052
	(0.042)	(0.055)	(0.227)	(0.127)	(0.057)	(0.070)	(0.227)	(0.127)
<i>asset</i>	-0.009	-0.021	0.132	0.137	-0.027	0.007	0.132	0.137
	(0.064)	(0.048)	(0.129)	(0.086)	(0.021)	(0.028)	(0.129)	(0.086)
<i>sales</i>	-0.102**	-0.042	3.465***	1.305***	0.004	-0.021	3.465***	1.305***
	(0.048)	(0.050)	(1.249)	(0.490)	(0.052)	(0.059)	(1.249)	(0.490)
样本数量	15,621	12,372	16,960	15,807	16,305	14,625	16,960	15,807
企业数量	1,153	1,153	1,153	1,153	1,153	1,153	1,153	1,153
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
KP-LM	0.009	0.031	0.006	0.000	0.016	0.070	0.006	0.000
Hansen J	0.415	0.311	0.692	0.482	0.237	0.843	0.692	0.482

注：见表4。

## 六、结论与启示

近年来，中国实体企业的金融化问题引发各界高度关注，但是学界尚未给出货币因素是否与资本逐利和风险规避因素共同驱动了实体企业金融化这一问题的答案。本文在已有文献

研究基础上, 首先将货币因素纳入企业的投资组合选择模型, 推导出包含货币因素、资本逐利和风险规避三因素的企业金融投资占比表达式, 然后基于中国 A 股上市非金融企业 2007 年至 2018 年的面板数据进行实证分析和统计检验。从基准模型结果来看, 货币扩张、资本逐利以及风险规避三个因素均是非金融企业金融化的关键影响因素, 其中资本逐利特性和风险规避因素是驱动企业金融资产占比的显著因素, 而货币扩张对企业金融资产占比的影响则存在直接抑制效应和间接促进效应, 但后者并不能抵消直接抑制效应; 当使用金融渠道获利占比衡量企业金融化水平时, 风险规避仍是显著驱动因素, 而资本逐利特性不再具有驱动作用, 同时, 货币扩张对企业金融化的影响仍主要体现为抑制效应。

为了增强基准回归结果的稳健性, 本文还从两个角度对基准回归结果进行了深入考察: 一是在基准模型中加入经济政策不确定性作为宏观风险因素; 二是检验企业金融化驱动机制是否因企业所有权性质不同而表现出异质性。加入宏观风险因素的结果显示, 引入经济政策不确定性后, 原本显著的货币因素变量的系数或不再显著或绝对值减小, 表明宏观货币因素对微观非金融企业金融化的影响确实可能通过宏观风险渠道间接实现。划分样本的结果显示: 非金融企业的金融化驱动机制确实因所有权性质不同而表现出异质性, 国有企业的金融化主要受货币因素和风险规避因素的影响; 民营企业的金融资产占比的驱动因素主要是风险规避和资本逐利, 货币因素则显著影响了民营企业金融渠道获取利润的占比水平; 外资、集体等四类企业的金融化主要受货币因素的显著影响, 风险规避和资本逐利均不是显著驱动因素。

总体来看, 无论是以金融投资动机还是金融投资结果的角度来衡量中国各类实体企业的金融化水平, 风险规避均是关键驱动因素。资本逐利因素则对民营企业金融资产占比层面的金融化具有显著驱动效应。同时, 无论是从基准模型还是稳健性检验的结果来看, 我们都没有获得“货币扩张驱动实体企业脱实向虚”的统计证据, 货币因素对实体企业金融化表现出直接抑制和间接促进效应, 但是促进效应并不能抵消抑制效果。在当今强调“强化金融监管, 防范金融风险”、“金融回归本源, 服务实体经济”的发展背景下, 本文研究结果暗示: 如何打通企业合法获取资金的途径、防控资产投资风险、充分发挥金融支持实体经济发展的核心功能等问题, 可能是未来值得深入研究的重要内容。

## 参考文献:

- [1]. 陈享光, 2016, 《金融化与现代金融资本的积累》, 《当代经济研究》第 1 期, 第 5~15 页。
- [2]. 成家军和成雨, 2016, 《从“舍本逐末”到“去实向虚”——论经济金融化趋势》, 《清华金融评论》, 第 10 期, 第 49~51 页。
- [3]. 何其春和邹恒甫, 2015, 《信用膨胀、虚拟经济、资源配置与经济增长》, 《经济研究》第 4 期, 第 36~49 页。
- [4]. 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。
- [5]. 罗琦、肖文翀和夏新平, 2007, 《融资约束抑或过度投资——中国上市企业投资—现金流敏感度的经验证据》, 《中国工业经济》第 9 期, 第 103~110 页。
- [6]. 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。
- [7]. 徐光伟和孙峥, 2015, 《货币政策信号、实际干预与企业投资行为》, 《财经研究》第 7 期, 第 54~67 页。
- [8]. 张成思, 2019, 《金融化的逻辑与反思》, 《经济研究》第 11 期, 第 4~20 页。
- [9]. 张成思和刘贯春, 2018, 《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》, 《经济研究》第 12 期, 第 51~67 页。
- [10]. 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。
- [11]. 张成思和郑宁, 2018, 《中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究》, 《世界经济》第 12 期, 第 3~24 页。
- [12]. 张成思和郑宁, 2019, 《中国实业部门金融化的异质性》, 《金融研究》第 7 期, 第 1~18 页。
- [13]. 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。
- [14]. 朱云来, “中国当前经济问题点评”, 青岛中国财富论坛上的发言, 2017 年 6 月 18 日。
- [15]. Baker, S.R., N. Bloom, and S.J. Davis, 2016. “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593~1636.
- [16]. Demir, F., 2009. “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice:

- Financialization of Real Sectors in Emerging Markets”, *Journal of Development Economics*, 88(2), 314~324.
- [17]. Hansen, L. P., 1982. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50(4), 1029~1054.
- [18]. Kleibergen, F., and R. Paap, 2006. “Generalized Reduced Rank Rests Using the Singular Value Decomposition”, *Journal of Econometrics*, 133(1), 97~126.
- [19]. Krippner, G., 2005, “The Financialization of the American Economy”, *Socio-Economic Review*, 3(2), 173~208.

## 员工持股计划的实施动机：激励还是防御

郑志刚

(中国人民大学财政金融学院)

雍红艳

(中国人民大学财政金融学院)

黄继承

(中国人民大学财政金融学院)

**摘要：**近年来，随着中国上市公司股权结构出现由“一股独大”向“分散股权”加速转变的趋势，部分大股东出于防范“野蛮人”入侵、加强公司控制的目的推动员工持股计划的实施。不同于以往文献所聚焦的员工持股计划激励属性，本文旨在揭示大股东推出员工持股计划的复杂动机。作为新一轮国有企业混合所有制改革的“标配”，如何科学设计员工持股计划以规避激励扭曲并助力改革是本文的理论和现实出发点。研究发现，当大股东持股比例低、面临被收购风险时，上市公司更有可能实施工员工持股计划，尤其推出伴有“高杠杆”和“大股东担保”的防御型员工持股计划，激励目的背后隐藏大股东防御动机；具备高杠杆或大股东担保的防御型员工持股计划成为分散股权趋势下大股东获取控制权的手段，复杂动机推动下实施的员工持股计划将导致激励扭曲。本文从中国资本市场大股东发挥重要公司治理作用和股权结构分散化趋势的制度背景出发，揭示了员工持股计划激励目的背后隐藏的大股东防御动机，帮助公司治理理论界和实务界认识员工持股计划推出动机的复杂性，理解员工持股计划有时并未实现预期激励目的的可能原因，同时为科学设计员工持股计划带来积极启发。

**关键词：**员工持股计划；股权结构；大股东复杂动机；激励扭曲

---

[作者简介]郑志刚，中国人民大学财政金融学院教授，博士生导师，经济学博士；雍红艳，中国人民大学财政金融学院博士研究生；黄继承，中国人民大学财政金融学院副教授，管理学博士。通讯作者：雍红艳，电子邮箱：[yonnayong@ruc.edu.cn](mailto:yonnayong@ruc.edu.cn)。

## 一、引言

作为基薪和奖金的补充，员工持股计划（Employee Stock Ownership Plan, ESOP）传统上被认为是协调股东与员工利益，激励员工的重要手段（Jensen and Meckling, 1976）。基于中国的大量经验证据同样表明，员工持股计划发挥着改善绩效、促进创新的重要作用（剧锦文, 2000；刘冰, 2002；张小宁, 2002；沈红波等, 2018；孟庆斌等, 2019）。

然而本文注意到，近年来随着上市公司大股东持股比例的降低与分散股权时代的来临，除了激励员工的目的外，员工持股计划推出的背后也可能隐藏着大股东防御“野蛮人”入侵、巩固控制权的复杂动机。以安利股份（300218）为例：股权结构分散的安利股份其第一大股东安利投资持股比例在 2017 年仅为 21.90%（低于标志着实现相对控股的 33.33%）。2017 年，安利股份由于业绩大幅下滑引发股价直线下跌。面对陡然增加的被收购风险，安利股份推出员工持股计划。根据其实施方案，员工持股计划筹集资金总额 6000 万元，其中，员工自筹资金金额不超过 800 万元，大股东安利投资向员工借款 5200 万元，同时大股东对员工自筹资金提供保底收益率承诺。这一操作被多家媒体评价为大股东安利投资巩固其控股股东地位、抵御外部入侵的“连珠弹”之一。

事实上，部分文献很早便观察到员工持股计划存在防御收购等非激励动机，且员工持股计划的确具备反收购作用（Dann and DeAngelo, 1988；Conte et al., 1996；Cocco and Volpin, 2013；Kim and Ouimet, 2014）。然而，已有文献均立足于英美等国高度分散化的股权结构和不存在大股东的资本市场制度背景<sup>4</sup>，剖析的防御主体是具有内部人控制倾向、担心被迫更迭的经理人（Rauh, 2006；Aubert et al., 2014），并非本文所关注的大股东。为避免外部接管威胁撼动其经理人地位，经理人不仅会诱导员工持有本公司股票，甚至直接推动员工持股计划的实施（Rauh, 2006）。

与英美等国家高度分散和扁平式的股权结构不同，中国资本市场长期奉行“一股独大”且金字塔控股结构普遍存在，大股东在公司治理实践中扮演重要角色。尽管近年来中国资本市场出现股权分散趋势，但大股东仍然具有举足轻重的作用，员工持股计划实践中存在较强的大股东机会主义倾向（陈运佳等, 2020）。中国资本市场出现的防御型员工持股计划正是在大股东的推动下，以激励员工这一“公共目的”的名义实现其维护控股地位的“私人目的”。因此，与已有研究不同，本文试图识别的是大股东在隐秘参与下出于维护其控股股东地位的

<sup>4</sup>在英美等国的公司治理实践中，股东持股比例达到 5%（甚至仅需持股 1%）即被称为“大股东”（Block-Holder）；而在中国资本市场制度背景下，大股东持股比例不足 5% 的情形较为罕见。

动机所推出的防御型员工持股计划。从 2015 年开始，中国上市公司第一大股东持股比例平均低于具有一票否决权的 1/3，股权结构出现从原来“一股独大”向“股权分散”加速转变的趋势。分散股权时代的来临使得大股东推出防御型员工持股计划来防范所谓的“野蛮人”入侵并进一步巩固控股股东地位更加具有现实紧迫性，这为本文揭示员工持股计划背后隐藏的大股东防御动机提供了难得的研究场景。

党的十九大报告明确要求，继续深化国有企业改革，发展混合所有制经济，培育具有全球竞争力的世界一流企业。员工持股计划作为新一轮国有企业混合所有制改革的重要环节，如何科学设计使其助力改革、避免大股东复杂动机导致的激励扭曲是本文的理论和现实出发点。本文研究发现：当大股东持股比例低、面临被收购风险时，上市公司更倾向于推出伴有高杠杆或大股东担保<sup>5</sup>的防御型员工持股计划，激励背后隐藏大股东加强防御、巩固控制权的复杂动机；伴有高杠杆或大股东担保的防御型员工持股计划与大股东传统控制权实现形式相辅相成，充当了大股东获取控制权的手段；进入分散股权时代后，大股东愈强的防御动机使员工持股计划防御色彩更加浓郁；防御型员工持股计划为大股东加强对公司的控制创造了条件，伴随控制权的稳定和巩固，大股东掏空上市公司的行为更加频繁而绩效并未因员工持股计划的实施得到改善。本文的讨论有助于在理论和实践层面认识员工持股计划推出动机的复杂性并为科学设计员工持股计划带来启发。

具体而言，本文的边际贡献在于：不同于以往对员工持股计划实施动机的研究，本文从中国资本市场独特制度背景出发，揭示了员工持股计划激励目的背后隐藏的大股东加强防御、巩固控制权的复杂动机。目前国内外围绕员工持股计划传统激励动机已然积累了大量文献（Jensen and Meckling, 1976；剧锦文，2000；刘冰，2002；张小宁，2002；王砾等，2017；沈红波等，2018；孟庆斌等，2019）；同时，部分研究发现上市公司会出于节税、融资（Ittner et al., 2003）、经理人抵制收购（Dann and DeAngelo, 1988；Conte et al., 1996；Cocco and Volpin, 2013；Kim and Ouimet, 2014）等目的推出员工持股计划。关于中国上市公司员工持股计划的研究并不丰富，实施动机方面更是较为缺乏（陈运佳等，2020）。孙即等（2017）从信号传递和缓解融资约束视角讨论了上市公司选择员工持股计划的原因；陈运佳等（2020）则是结合中国资本市场大股东机会主义倾向，提出了员工持股计划的市值管理动机。区别于已有文献，本文发现随着股权结构出现分散化趋势，在“内忧外患”情形下，大股东积极推动员工持股计划的实施并通过隐秘方式深度参与以巩固其控股股东地位；复杂动机推动下实施的员

<sup>5</sup>大股东担保：其一大股东承诺为金融机构的贷款提供连带还款责任和收益保底；其二，大股东承诺为入股员工的出资提供保底收益；其三，大股东承诺股价下跌时为员工持股计划提供补仓义务。



工持股计划造成了激励扭曲。因此,本文基于中国上市公司证据揭示了员工持股计划激励动机(剧锦文,2000;刘冰,2002;张小宁,2002; Kim and Ouimet, 2014; 沈红波等,2018; 孟庆斌等,2019)、融资动机(孙即等,2017)、避税动机(Ittner et al., 2003)、经理人自利动机(Rauh, 2006; Aubert et al., 2014)、市值管理动机(陈运佳等,2020)等之外的大股东防御动机,构成对已有员工持股计划文献的重要补充。

立足于中国资本市场制度背景,本文较早尝试从方案出发揭示防御型员工持股计划的典型特征。现有围绕中国员工持股计划的文献大都重点关注方案设计中的“股票来源”、“资金来源”及“高管持股比例”等。本文却注意到不少员工持股计划伴有高杠杆和大股东担保等表征大股东深度参与、降低认购员工持有成本的设计特征。研究发现,存在上述典型特征时初衷意在激励的员工持股计划蜕化为防御型员工持股计划的意味更加强烈,也将导致更为严重的激励扭曲。特别地,2019年11月深交所发布《上市公司信息披露指引第4号——员工持股计划》指出,“近年来监管实践中发现,员工持股计划存在加杠杆但风险揭示不足;大股东通过提供股票或资金、收益兜底、受让到期股票等方式深度参与,但一致行动关系不明……”。本文在一定意义上为上述监管政策的出台提供了直接的证据支撑,并为规范员工持股计划的实施带来积极的政策启发。

本文考察了防御型员工持股计划与大股东传统控制权实现形式间的相互关系,构成对公司控制权实现形式文献的重要扩展。以往文献更多从金字塔股权结构、两权分离、交叉持股(LLS, 1999; Claessens et al., 2000; 李增泉等,2005; Jiang et al., 2010; 郑志刚等,2014)及委派董事(陈德球等,2013; 姜付秀等,2017)等视角讨论大股东如何获取超出其责任承担能力的控制权。本文发现大股东传统控制权的强弱直接影响防御型员工持股计划的推出,防御型员工持股计划充当着大股东控制权较弱时的战略“补救手段”;以防御和加强公司控制为目的的员工持股计划增加了大股东掏空上市公司资源的可能,扭曲和稀释了员工持股计划预期激励功能。因此,本文一方面构成对公司控制权实现形式文献的重要补充,另一方面则从揭示员工持股计划复杂实施动机的视角解释了员工持股计划有时并不能实现预期激励作用的可能原因。

本文后续结构安排如下:第二部分在文献回顾的基础上提出本文的研究假说;第三部分介绍模型设定、变量定义与数据结构;第四部分报告实证检验结果;第五部分进一步探讨防御型员工持股计划实施后的经济后果,识别其可能导致的激励扭曲;最后简单总结全文,提出建议。

## 二、文献回顾与研究假说

### 1. 文献回顾

从标志着现代公司治理研究起点的 Jensen and Meckling (1976) 开始, 员工持股计划一直被主流公司治理文献认为是协调员工与股东利益、激励员工的重要手段 (Conte et al., 1996; 剧锦文, 2000; 刘冰, 2002; 张小宁, 2002; Kim and Ouimet, 2014; 章卫东等, 2016; 王砾等, 2017; 沈红波等, 2018; 孟庆斌等, 2019)。员工持股计划不仅被广泛应用于各国上市公司与非上市公司中, 而且在新一轮国有企业混合所有制改革中被大量采用, 成为改革的重要“拼图”。

然而, 员工持股计划的激励有效性一直存在质疑 (王晋斌, 2005; Meng et al., 2011; 陈大鹏等, 2019; 沈昊和杨梅英, 2019; 陈运佳等, 2020)。Holmstrom (1982) 很早便指出当太多员工受到股权激励时, 不同员工间会出现严重的搭便车问题, 由此降低员工付出更大努力的愿望, 使激励变得无效; Conte et al. (1996) 实证研究发现, 员工持股计划一方面使股东获得更高收益, 另一方面也提高了公司风险水平; 陈运佳等 (2020) 则指出大股东为最大化其自身利益, 会将员工持股计划作为市值管理工具, 员工持股计划长期激励性较弱。此外对员工持股计划的大量指责主要来自高能激励方案下自利的高管在行权时对股价的操纵和盈余管理, 进而损害外部分散股东的利益 (Bertrand and Mullainathan, 2003; 苏冬蔚和林大庞, 2010; 陈大鹏等, 2019)。

部分研究也观察到, 在英美等国高度分散、无控股大股东的股权结构下, 员工持股计划会被经理人用来防御收购、避免其自身被迫更迭: 从外部看, 员工持股计划阻止了可能致使经理人更迭的外部接管的发生 (Dann and DeAngelo, 1988; Chaplinsky and Niehaus, 1994; Conte et al., 1996; Cocco and Volpin, 2013; Aubert et al., 2014; Kim and Ouimet, 2014); 从内部看, 员工持股计划使得入股员工相比以往身份单纯的员工而言倾向于对经理人言行过度友好, 甚至言听计从 (Chaplinsky and Niehaus, 1994)。为避免外部接管威胁撼动其经理人地位, 经理人不仅会诱导员工持有本公司股票, 甚至直接推动员工持股计划的实施 (Rauh, 2006)。值得说明的是, 上述文献立足于英美等国高度分散化的股权结构和不存在大股东的资本市场制度背景, 剖析的防御主体是具有内部人控制倾向、担心被迫更迭的经理人 (Aubert et al., 2014)。高度分散的股权结构和无大股东的现实背景使得这些经理人具备操纵防御型员工持股计划的能力。

同样是防御功能, 中国资本市场独特的制度背景赋予员工持股计划新的特质: 与英美等

国家高度分散的股权结构不同，中国资本市场长期奉行“一股独大”，大股东在中国公司治理实践中扮演重要角色。员工持股计划实施过程中存在较强的大股东机会主义倾向(陈运佳等，2020)。2015 年中国资本市场在缺乏足够政策和经验准备下仓促进入分散股权时代，同期发生的“万科股权之争”、“血洗南坡 A 董事会”等事件正是资本市场制度背景变迁下的典型事件。出于阻止“野蛮人”入侵和巩固控股股东地位的目的，有限的政策工具中，形式上是激励员工但客观具有防御功能的员工持股计划由于能够规避监管当局严格的审查和资本市场可能的负面反应应运而生。

2014 年在中国资本市场兴起的员工持股计划热潮及由大股东主导的、以隐秘方式深度参与的防御型员工持股计划的出现为本文深入挖掘员工持股计划可能包含的复杂动机提供了研究契机。

## 2. 研究假说

从公司内部特征看，当大股东持股比例较低时，上市公司更容易遭受外部收购威胁，大股东也更有控制权需求。股东作为公司治理的权威，集体享有所有者权益(Grossman and Hart, 1986; Hart and Moore, 1990)。在“一股一票”下，股东在股东大会上以投票表决方式对资产重组、董事会组织以及战略调整等重要事项进行最后裁决，大股东对重大事项表决的影响力受其持股比例的影响。大股东持股比例越高则其在股东大会表决的影响力越大，越容易使其有利的议案获得通过；当持股比例达到三分之一时，围绕重大事项的表决，按照各国公司治理通行实践，大股东在股东大会投票中享有一票否决权，不仅更容易使其自身有利的议案获得通过，而且可以“一票否决”对其自身不利的议案。因此，持股比例达到三分之一在公司治理实践中标志着获得了相对控股权。当大股东的持股比例较高，特别是拥有相对控股权甚至绝对控股权时，其显然没有必要通过防御型员工持股计划这种隐蔽的控制权实现方式来加强对公司的控制。毕竟员工持股计划的推行不仅会涉及入股员工行权过程中通常面临的诸如操纵股价、盈余管理和市值管理等激励扭曲问题(Bertrand and Mullainathan, 2003; 苏冬蔚和林大庞, 2010; 陈大鹏等, 2019; 陈运佳等, 2020)，而且由于入股员工“既是员工也是股东”的身份交叉，往往容易带来新的利益冲突和代理成本(Kose, 2015; Bova, 2017)。因此，只有在大股东持股比例较低时，大股东才会有激励通过隐蔽的控制权加强手段实现对公司的控制，发挥在重要议案表决时的影响力。

从公司外部特征看，在一个鲜有收购威胁和“野蛮人”入侵的“和平”资本市场，即使大股东持股比例较低，也无必要推出防御型员工持股计划来加强对公司的控制。2015 年中国资本市场开始进入分散股权时代，“野蛮人”出没成为常态，上市公司所面临的被收购风险增加，

防御需求也随之增强。因此，大股东较低的持股比例等公司内部特征及面临被收购风险等公司外部特征，“内忧外患”两方面共同构成大股东推动员工持股计划实施的重要影响因素。

然而，上市公司推出员工持股计划的动机是多样的，也许同时包含了激励动机和非激励动机（陈运佳等，2020），此时剖析员工持股计划的具体方案设计就显得尤为重要。以往来自中国上市公司的证据表明，“股票来源”、“资金来源”以及“高管持股比例”的不同会对企业绩效以及股东财富效应产生不同影响，是员工持股计划设计中需重点关注的内容（章卫东等，2016；王砾等，2017；沈红波等，2018）。然而本文注意到，在员工持股计划实践中越来越多的上市公司为员工持股计划加高杠杆，与高杠杆相伴而生的则是大股东的无偿担保行为。高杠杆虽然降低了员工入股成本，但也使其在享受超额收益的同时不得不接受未来超额亏损的“隐形炸弹”（孙即等，2017）。潜在的爆仓风险、违约风险等显然违背了员工持股计划的激励初衷。然而，于大股东而言，通过引入高杠杆，员工持股计划可调动的资金规模成倍增加，相应地即可购进更多上市公司股份。与推出无杠杆员工持股计划相比，大股东通过加高杠杆，变相增加了其自身通过员工持股计划掌握的“投票表决权”，进一步增强了其对外防御能力。因此，大股东持股比例越低、外部被收购风险越高，则大股东为员工持股计划引入高杠杆的动机越强烈。担保则是大股东通过背书形式，或保证外部资金的顺利引入、或吸引更多员工出资入股。当大股东承诺为外部贷款提供连带还款责任和收益保底时，该担保行为实则配合了高杠杆，保证了更多外部资金支持以增强员工持股计划防御能力。当大股东承诺为入股员工的出资提供保底收益或补仓义务时，该担保行为则一定程度上暴露出大股东“诱使”员工入股、促成员工持股计划顺利推出的强烈动机。区别于高杠杆需要第三方金融机构的支持或大股东实实在在的资金投入，担保不需大股东付出任何当下成本或受制于任何当下限制，但却能主导员工持股计划顺利推进，是大股东能够轻松实现的缓解现实危机的可选方案。因此，面临“内忧外患”时，为了保证员工持股计划的顺利推出并达到其防御入侵、巩固控股股东地位的目的，大股东有极强的动机直接为员工持股计划提供担保，看似“廉价”的“大股东担保的员工持股计划”同样应运而生。

综上，无论是高杠杆还是大股东担保，在降低被激励员工持有成本的同时，也必然增加其道德风险，使其并不愿意在未来的经营中与公司风险与共。“廉价”的员工持股计划背后恰恰暴露了大股东防范“野蛮人”、加强公司控制的真实意图。因此，本文提出：

假说 1：大股东持股比例越低且面临外部被收购风险越高，上市公司越有可能实施员工持股计划，尤其推出伴有高杠杆和大股东担保的员工持股计划。

就控制权作用关系而言，具备高杠杆或大股东担保等典型防御特征的员工持股计划显然

不是大股东加强外部防御、巩固控股股东地位的唯一方式。传统上，公司控制权的实现方式主要有三种：①最基本当然也最重要的是由持股比例所反映的股东在股东大会上的表决权。拥有相对控股的持股比例是大股东最简单明了的控制权实现方式（Grossman and Hart, 1986; Hart and Moore, 1990）；②委派或直接担任董事长（陈德球等，2013；姜付秀等，2017）。作为只是董事会召集人的董事长，固然在董事会的表决中不比其他董事多一票，但出于管理实践和企业文化中对权威的尊重，董事长在相关议案的提出和表决中扮演举足轻重的角色（权小锋等，2010；郑志刚等，2014）；③以金字塔控股结构、交叉持股等实现的现金流权与控制权的分离（LLS, 1999; Claessens et al., 2000; 李增泉等，2005; Jiang et al., 2010; 郑志刚等，2014）。显然，本文有必要了解防御型员工持股计划与上述传统控制权实现方式间存在怎样的作用关系，进而从控制权作用关系视角为大股东防御动机的存在提供更多证据。

给定大股东拥有相对控股权，则所有不利于大股东的议案都会被一票否决，这意味着并不需要大股东劳心劳力地推出“犹抱琵琶半遮面”的防御型员工持股计划。然而，不同于大股东相对控股所形成的控制权，仅仅来自于董事长权威的影响力并不真实可靠，此时防御型员工持股计划就成为兼任董事长的大股东加强公司控制的一张“王牌”。此外，中国很大比例上市公司置身于金字塔控股链条所形成的庞大“资本系族”中。理论上，处于金字塔控股结构顶端的最终所有者可以利用金字塔控股链条，形成现金流权和控制权的分离，使其所承担的责任和所享有的权利不对称。因此，他们有很强的动机利用实际控制权形成资源转移链条并隧道挖掘上市公司资源。与上述隧道挖掘动机相呼应，大股东势必希望投入有限的现金流权去实现更多的实际控制权，以加强对上市公司的实际控制。此时，看似不违反相关规定的防御型员工持股计划在金字塔控股结构的制度环境下应运而生，成为大股东实现和加强公司控制的重要途径。因此，本文提出：

假说 2：当大股东未掌握相对控制权、担任董事长或在金字塔股权结构下的两权分离度较高时，其更可能主导推出伴有高杠杆或大股东担保特征的防御型员工持股计划。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设定与变量定义

为揭示员工持股计划激励目的背后可能具有的大股东防御动机，本文建立模型（1）来检验上市公司推出员工持股计划的内外部影响因素：

$$ESOP_{i,t}/ESOP\_Highleverage_{i,t}/ESOP\_Guarantee_{i,t} = \alpha + \beta_1 Shareholding_{i,t-1} + \beta_2 Takeover\_risk_{i,t-1} + \sum Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）的被解释变量分别为上市公司是否实施员工持股计划（*ESOP*）、是否实施“高杠杆员工持股计划”（*ESOP\_Highleverage*）以及是否实施“大股东担保的员工持股计划”（*ESOP\_Guarantee*）。当年实施或者存在该类型的员工持股计划则相应取值为 1，否则为 0。考虑到 2018 年出台的《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》中允许员工持股计划引入一倍杠杆，本文将大股东及第三方金融机构借款总和高于一倍的员工持股计划定义为“高杠杆员工持股计划”，这一定义方式与沈红波等（2018）一致；目前并无相关文献识别员工持股计划实施方案中的大股东担保行为。借鉴深交所发布的《上市公司信息披露指引第 4 号——员工持股计划》，本文将实施方案中存在大股东承诺为金融机构的贷款提供连带还款责任和收益保底、为入股员工的出资提供保底收益或补仓义务等行为的员工持股计划认定为“大股东担保的员工持股计划”。

模型（1）解释变量为作为实际控制人的大股东持股比例（*Shareholding*）（“内忧”）和上市公司是否面临被收购风险（*Takeover\_risk*）（“外患”）。本文以被举牌次数来定义被收购风险：如果上市公司超过 5% 举牌红线的被举牌次数高于同年度、同行业上市公司该次数的平均水平，则表明该上市公司面临的潜在被收购风险较大，此时 *Takeover\_risk* 记为 1，否则为 0。

接下来，本文建立模型（2）考察防御型员工持股计划与大股东其他控制权实现形式之间的关系，进而从控制权作用关系视角揭示员工持股计划推出背后的大股东复杂动机。

$$ESOP\_Highleverage_{i,t}/ESOP\_Guarantee_{i,t} = \alpha + \beta_1 Relative\_control_{i,t-1} + \beta_2 Chairman_{i,t-1} + \beta_3 Seperation_{i,t-1} + \sum Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型（2）被解释变量与模型（1）相同，主要解释变量为大股东通常采用的三类传统控制权实现方式。本文使用实际控制人持股比例是否大于三分之一为基准来刻画大股东是否实现相对控股（*Relative\_control*）；借鉴姜付秀等（2017）对家族企业的讨论，使用作为实际控制人大股东是否担任董事长（*Chairman*）刻画在公司治理实践中同样普遍的加强控制权形式；借鉴已有文献（LLS, 1999; Claessens et al., 2000; 李增泉等, 2005; Jiang et al., 2010），采用两权分离度（*Seperation*）来刻画金字塔控股结构下实际控制人现金流权与控制

<sup>6</sup>根据《中华人民共和国证券法》，投资人在二级市场收购的流通股股份超过该股票总股本的 5% 或 5% 整数倍时，须发布公告并履行有关法律义务。因此，收购的流通股份超过总股本 5% 被称为“举牌红线”。

制权的分离。

借鉴以往文献对控制变量的选择（章卫东等，2016；王砾等，2017；沈红波等，2018；陈大鹏等，2019；孟庆斌等，2019），本文在模型（1）和模型（2）中加入衡量公司治理状况的变量：基金持股比例（*Fund*）、是否两职合一（*Duality*）、董事会独立性（*Independence*）；衡量公司基本特征的变量：公司资产规模（*Size*）、公司年龄（*Age*）、公司成长能力（*Growth*）和财务杠杆率（*Leverage*）。鉴于员工持股计划推出背后可能具有的激励动机、融资动机和市值管理动机，参考现有文献（孙即等，2017；陈运佳等，2020），本文在模型中进一步控制上市公司融资约束程度（*KZindex*）、员工受教育水平（*Education*）和市盈率（*PE*）。<sup>7</sup>本文对模型所有解释变量和控制变量做滞后一期处理来缓解内生性问题；均对年份和行业加以控制，行业效应按照证监会行业分类标准中制造业二级行业代码和其他行业一级行业代码进行区分。

## 2.数据来源与描述性统计

本文以2014年证监会《关于上市公司实施员工持股计划试点的指导意见》发布起至2019年的上市公司作为研究样本。研究涉及的员工持股计划数据来自Wind数据库，方案细节数据均由作者手工整理所得。2014—2019年间共有802家上市公司发布了928次员工持股计划公告。参考以往文献（王砾等，2017；沈红波等，2018；孟庆斌等，2019；陈运佳等，2020），本文对原始员工持股计划公告数据做如下处理：同一家上市公司多次公告实施员工持股计划，仅保留第一次公告信息；剔除董事会预案和股东大会未通过样本；剔除停止实施样本；剔除各年度被ST公司；剔除金融类上市公司；剔除主要解释变量缺失的样本。最终得到512家上市公司在样本期间的512次公告信息。<sup>8</sup>研究采用的股权结构数据、治理特征数据以及公司财务数据均来自Csmar数据库。剔除各年度被ST公司、金融类上市公司及主要解释变量缺失的样本，共得到2014—2019年11009个公司—年观测值。为避免极端值对回归结果造成偏差，本文对所有连续变量在1%和99%的水平上缩尾。各变量的统计描述特征与以往文献保持一致。<sup>9</sup>

表1报告样本期间员工持股计划重要方案细节的描述性统计结果。从揭示员工持股计划可能隐藏的大股东防御动机出发，本文特别关注方案中普遍存在但以往文献鲜有涉及的大股东隐秘且深度参与的条款——是否引入高杠杆以及大股东是否提供担保。<sup>10</sup>

<sup>7</sup>变量定义与计算详见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

<sup>8</sup>筛选过程中剔除的样本量详见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

<sup>9</sup>变量描述性统计的结果详见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

<sup>10</sup>通过剖析上市公司发布的员工持股计划公告，本文识别出资金来源、股票来源、管理模式、高杠杆、大

从 Panel A 可以看到, 有 29.69% 的公司完全以非自筹方式推出员工持股计划, 即资金来自于第三方借款; 64.26% 的公司其员工持股计划涉及股票来自非公开竞价途径, 员工持股计划交易行为的市场化程度较低; 80.66% 的上市公司委托资产管理机构来管理其员工持股计划, 仅 19.34% 的上市公司自行管理。从 Panel B 本文看到, ①观测期内共有 126 家上市公司推出的员工持股计划存在大股东借款行为; 2015 年大股东提供借款的公司数量最多, 占当年推出员工持股计划公司总数的 34.98%。②平均来看, 样本期间大股东借款倍数约为 4 倍, 远高于第三方金融机构融资水平 (不足 2 倍); 2015 大股东借款倍数高达 5 倍以上, 而同年金融机构借款仅约为 2 倍; 2015 年及之后大股东借款贡献了总杠杆的大部分比例, 在外部融资水平基本不变的情况下导致员工持股计划总体融资杠杆倍数的上升。③样本期间共有 216 家公司推出的员工持股计划存在大股东担保行为, 占比达 42.19%, 2017 年这一比例更是高达 59.77%。统计结果表明大股东的借款与担保行为是中国资本市场员工持股计划实践中普遍存在的现象, 更是研究员工持股计划不可忽视的细节。

表 1 员工持股计划重点方案细节描述性统计

Panel A 资金来源、股票来源与管理模式								
	资金来源非自筹		股票来源非公开		自行管理		委托管理	
	公司数	占比	公司数	占比	公司数	占比	公司数	占比
	(家)	(%)	(家)	(%)	(家)	(%)	(家)	(%)
2014	15	35.71	20	47.62	7	16.67	35	83.33
2015	76	34.08	128	57.40	48	21.52	175	78.48
2016	15	17.44	57	66.28	10	11.63	76	88.37
2017	23	26.44	68	78.16	9	10.34	78	89.66
2018	18	37.50	44	91.67	4	8.33	44	91.67
2019	5	19.23	12	46.15	21	80.77	5	19.23
总计	152	29.69	329	64.26	99	19.34	413	80.66

Panel B 借款与担保								
	金融机构借款			大股东借款			大股东担保	
	公司数	占比	杠杆	公司数	占比	杠杆	公司数	占比
	(家)	(%)	(倍)	(家)	(%)	(倍)	(家)	(%)
2014	14	33.33	3.1417	10	23.81	1.9534	13	30.95
2015	108	48.43	2.0000	78	34.98	5.2112	103	46.19
2016	44	51.16	1.7215	13	15.12	2.0816	41	47.67
2017	61	70.11	1.4403	20	22.99	1.8502	52	59.77
2018	8	16.67	1.9613	4	8.33	1.9811	6	12.50
2019	5	19.23	1.0000	1	3.85	2.0000	1	3.85

大股东担保等重要方案。分类标准和经济含义详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。



总计	240	46.88	1.8549	126	24.61	3.9715	216	42.19
----	-----	-------	--------	-----	-------	--------	-----	-------

在开展回归前,本文对 512 家员工持股计划公司其核心观测指标在实施前后年份的变化趋势做描述统计。图 1 描述上市公司超 3% 股权比例被举牌次数 (举牌 $\geq 3\%$ ) 和超 5% 股权比例被举牌次数 (举牌 $\geq 5\%$ ) 的变化趋势; 图 2 描述绩效水平的变化趋势。横坐标 0 表示实施员工持股计划当年, 负值表示实施之前年份, 正值代表实施之后年份。从图 1 本文看到, 超 3% 股权比例被举牌次数的变动与超 5% 股权比例被举牌次数的变动呈现一致的变动趋势: 在实施员工持股计划前被举牌次数呈不断增长趋势, 即表明公司面临的外部接管风险逐渐增大; 而实施员工持股计划当年及之后, 被举牌次数明显减少, 员工持股计划表现出明显的防御功能, 这正是本文开展研究的重要基础。从图 2 本文看到, 在实施员工持股计划后, 无论是资产收益率 (ROA) 还是资产规模调整后的息税前利润 (EBIT\_TA) 均未出现明显改善的趋势, 这与实施员工持股计划将带来绩效改善的预期存在一定反差。客观防御效果的存在以及激励无效甚至激励扭曲的客观事实暗示了员工持股计划激励目的背后存在着大股东加强防御、巩固控制权的复杂动机。

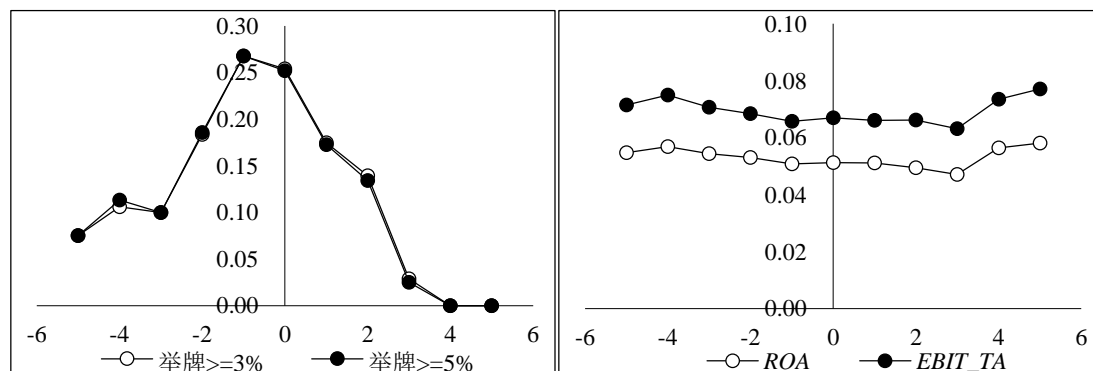


图 1 实施前后被举牌次数变动趋势

图 2 实施前后续效表现变动趋势

#### 四、防御动机的识别

本节从“内忧外患”的影响因素以及“控制权作用关系”两个视角识别被激励表象所掩盖的大股东加强防御、巩固控制权的复杂动机, 依次回答“何种情形下推出员工持股计划?”、“推出何种特征的员工持股计划?”以及“是否充当了大股东获取控制权的工具?”。

##### 1. 揭示大股东防御动机: “内忧外患”

表 2 报告员工持股计划内外部影响因素的检验结果。其中, 第 (1) 列检验上市公司为何推出员工持股计划, 即实施员工持股计划的内外部影响因素; 第 (2) 列进一步考察上市

公司推出“高杠杆员工持股计划”的影响因素；第（3）列则是检验“大股东担保的员工持股计划”实施动机；均以大股东持股比例（*Shareholding*）和被收购风险（*Takeover\_risk*）为核心解释变量。因被解释变量为取值 0 和 1 的哑变量，故采用 Logit 回归模型，并在公司层面做聚类稳健回归。

从表 2 本文看到，大股东持股比例（*Shareholding*）的回归系数在所有回归结果中均在 1% 的显著性水平上显著小于零。这意味着大股东持股比例越低则其越有动机推动员工持股计划的实施，并在员工持股计划中引入高杠杆以及为员工持股计划提供担保。进一步观察回归结果本文发现，在以 *ESOP\_Highleverage* 和 *ESOP\_Guarantee* 为被解释变量时，*Shareholding* 回归系数的绝对值明显大于以 *ESOP* 为被解释变量时的相关结果。由此可知，当大股东持股比例较低，即存在严重“内忧”时，大股东有强烈动机主导推出伴有高杠杆和担保特征的防御型员工持股计划。

表征上市公司是否面临被收购风险（*Takeover\_risk*）的回归系数在所有回归结果中均显著大于零，这一结果表明在面临外部被收购风险时，上市公司有强烈的动机实施员工持股计划。同时，在以 *ESOP\_Guarantee* 为被解释变量时，*Takeover\_risk* 的回归系数值最大、显著性水平也最高，即外部被收购风险对推出“大股东担保的员工持股计划”影响最为强烈。

表 2 内外部影响因素检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>ESOP</i>	<i>ESOP_Highleverage</i>	<i>ESOP_Guarantee</i>
<i>Shareholding</i>	-1.2351*** (0.2925)	-1.6176*** (0.4566)	-1.6900*** (0.4241)
<i>Takeover_risk</i>	0.3073*** (0.0744)	0.2121* (0.1241)	0.3225*** (0.1119)
<i>Fund</i>	4.4166*** (0.6443)	0.7323 (0.8205)	3.6705*** (0.9035)
<i>Duality</i>	0.2623*** (0.0992)	0.4628*** (0.1555)	0.2529* (0.1436)
<i>Independence</i>	1.3865* (0.8421)	2.4984** (1.2233)	1.7204 (1.1902)
<i>Size</i>	0.1767*** (0.0506)	0.2530*** (0.0720)	0.0517 (0.0684)
<i>Age</i>	-0.1267** (0.0560)	-0.0653 (0.0781)	-0.1539** (0.0763)
<i>Growth</i>	-0.0387 (0.0277)	0.0214 (0.0371)	-0.0375 (0.0398)
<i>Leverage</i>	-0.2146	-0.7321	0.4617

	(0.3063)	(0.4597)	(0.4396)
<i>KZ</i>	-0.0231	0.0490	0.0191
	(0.0215)	(0.0399)	(0.0358)
<i>Education</i>	-0.3287	-0.1464	-0.6762*
	(0.2633)	(0.4133)	(0.3771)
<i>PE</i>	0.0202	0.0926**	0.0248
	(0.0220)	(0.0406)	(0.0313)
常数项	-7.5144***	-9.7952***	-6.3427***
	(1.1008)	(1.7369)	(1.5478)
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制
Observations	10996	10143	10316
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0916	0.0933	0.0993

注：括号内为经稳健性调整、公司层面聚类处理后得到的标准误差；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著；Logit 模型报告其 Pseudo R<sup>2</sup>。样本量些许减少是因逻辑回归过程中行业的完美预测；省略了年度效应和行业效应回归结果，以下各表同。

然而，本文也注意到在以 *ESOP\_Highleverage* 为被解释变量时，*Takeover\_risk* 的回归系数值反而较小。回归结果表明在面临“内忧”（较低持股比例）时，大股东既可能为员工持股计划引入高杠杆，亦可能提供担保承诺；而面临“外患”（较高被举牌次数）时，大股东相对而言更倾向于选择直接提供担保。容易理解，如果说“内忧”只是大股东潜在的“控制权困境”，那么“外患”则是大股东不得不即刻应对的“控制权危机”。区别于担保不需付出任何当下成本或受制于任何当下限制，引入高杠杆需要第三方金融机构的支持或大股东对员工持股计划实实在在的资金投入。因此，面临紧迫的“外患”时，无论是立刻寻找金融机构的帮助还是大股东自行提供资金支撑，引入高杠杆来支持防御型员工持股计划的推行均非易事。而此时对员工的入股出资提供担保则是大股东能够轻松开展的缓解“控制权危机”的方案。为了保证员工持股计划能够顺利推出并达到其防御入侵、巩固控股股东地位的目的，大股东有极强的动机直接为员工持股计划提供担保。

综上，表 2 回归结果表明较低的大股东持股比例以及面临被收购风险即“野蛮人”入侵两方面共同构成上市公司实施员工持股计划，尤其是推出伴有高杠杆和大股东担保特征的防御型员工持股计划的重要因素。“内忧外患”突显出员工持股计划激励目的背后隐藏的大股东防御动机。

现有文献表明基金持股比例、账面市值比以及公司年龄是影响员工持股计划推出的主要因素（Conte et al., 1996；刘冰，2002；孙即等，2017）。从表 2 主要控制变量的回归结果看，机构投资者持股比例高、董事长与总经理两职兼任且规模较大、较为年轻的上市公司更有可

能实施员工持股计划。上述结果与现有文献所得结论基本一致。

## 2. 揭示大股东防御动机：控制权作用

在考察了影响因素基础上,本文进一步考察具备高杠杆和大股东担保特征的员工持股计划作为潜在控制权实现方式与大股东传统控制权实现方式间的作用关系,相关结果见表3。其中,第(1)—(3)列以“高杠杆员工持股计划”(ESOP\_Highleverage)为被解释变量,第(4)—(6)列以“大股东担保的员工持股计划”(ESOP\_Guarantee)为被解释变量;均以大股东相对控股(Relative\_control)、出任董事长(Chairman)及两权分离程度(Seperation)为解释变量。

从表3本文看到,①当以ESOP\_Highleverage为被解释变量时,表征控股股东是否具备相对控股权的Relative\_control在5%的显著性水平上显著小于零;而当以ESOP\_Guarantee为被解释变量时,Relative\_control更是在1%的显著性水平上显著为负。上述结果意味着当控股股东未实现相对控股时,其更有动机主导伴有高杠杆和担保特征的防御型员工持股计划的实施,以作为其稳定控制权的战略补救手段。②表征控股股东是否担任董事长的Chairman回归系数在所有结果中均在1%的显著性水平上显著大于零,表明大股东担任董事长时,其推出“高杠杆员工持股计划”和“大股东担保的员工持股计划”的动机均较为强烈。容易理解,不同于大股东相对控股所形成的控制权,仅仅来自于董事长权威的影响力并不真实可靠,大股东自然有较强动机主导防御型员工持股计划的实施。③衡量作为实际控制人的大股东两权分离程度(Seperation)的回归系数分别在10%和5%的显著性水平上显著大于零。与前述理论分析一致,当在金字塔控股结构下实现的两权分离度较高时,为进一步满足其“掏空”动机,控股股东有动机以有限的现金流权去实现更多的控制权。此时,看似不违反相关规定的防御型员工持股计划在金字塔控股结构的制度环境下应运而生,成为大股东获得“超级控制权”、加强公司控制的重要途径。

综上,防御型员工持股计划作为一种潜在的公司控制权实现方式,其推出受大股东传统控制权强弱的影响:在大股东未实现相对控股、担任董事长以及两权分离程度较高时,其主导推出防御型员工持股计划的动机更为强烈。防御型员工持股计划与传统控制权获取方式相辅相成,成为大股东控制上市公司的隐蔽方式。表3的回归结果再次突显出激励目的背后大股东的控制权动机。

表 3 控制权作用关系检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ESOP_Highleverage</i>			<i>ESOP_Guarantee</i>		
<i>Relative_cotrol</i>	-0.3894** (0.1636)			-0.4945*** (0.1473)		
<i>Chairman</i>		1.5158*** (0.2098)			1.3630*** (0.1847)	
<i>Seperation</i>			1.5795* (0.8592)			2.0223** (0.7957)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	10143	10143	10143	10316	10316	10316
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0885	0.1251	0.0866	0.0952	0.1233	0.0922

注：省略了年度效应、行业效应、控制变量和常数项的回归结果。以下各表同。<sup>11</sup>

### 3. 分散股权结构趋势下大股东愈强的防御动机

正如前面提及的，鲜有收购威胁和“野蛮人”入侵的“和平”资本市场显然不会诱发防御型员工持股计划的出现。2015 年中国上市公司第一大股东持股比例平均水平首次跌破标志着相对控股的 33.33%且仍逐年下降，资本市场开始出现分散股权趋势。如果员工持股计划推出的影响因素因外部资本市场制度环境的变化而在 2015 年前后表现出显著差异则不仅为大股东防御动机的存在提供进一步证据支撑，而且将表明分散股权时代的来临是中国资本市场出现防御型员工持股计划的重要时代背景。表 4 报告 2015 年前后推出防御型员工持股计划的影响因素差异；表 5 报告 2015 年前后防御型员工持股计划的控制权作用关系。表 4 和表 5 中第（1）—（2）列以“高杠杆员工持股计划”（*ESOP\_Highleverage*）为被解释变量，分别为 2015 年之前和 2015 年及之后的回归结果；第（3）—（4）列以“大股东担保的员工持股计划”（*ESOP\_Guarantee*）为被解释变量，同样分别报告 2015 年之前和 2015 年及之后的回归结果。

从表 4 可以看到，2015 年之前上市公司股权结构特征和外部被收购风险均不会显著影响防御型员工持股计划的推出与否。这表明 2015 年之前上市公司面临“野蛮人”入侵的风险较小，员工持股计划推出背后大股东防御意图并不明显。与此形成鲜明对照的是，在 2015 年及之后年份，随着中国资本市场进入分散股权时代，大股东持股比例越低且面临外部收购风险越高，则大股东越会积极推动高杠杆或大股东担保型员工持股计划的实施，用以构筑防

<sup>11</sup>完整回归结果详见《中国工业经济》网站（<http://ciejournal.ajcass.org>）附件。

御外部入侵的壁垒。

表 5 的回归结果进一步表明, 2015 年之前员工持股计划与大股东其他控制权实现方式之间并无显著关系, 而 2015 年之后由大股东出于防御动机推出的防御型员工持股计划与其他控制权实现方式之间表现出显著的战略补充或战略加强关系。因此, 表 5 表明在中国资本市场加速进入分散股权结构的趋势下, 面对频繁出没的“野蛮人”, 大股东希望通过推动员工持股计划的实施, 以激励员工之名, 行加强防御之实。

考虑到 2015 年前后样本量分布不均 (2015 年及之后样本量偏多), 本文仅使用 2014 年和 2016 年两年的样本开展更为严谨的考察, 所得回归结果与表 4 和表 5 保持一致<sup>12</sup>。

**表 4 2015 年前后影响因素差异**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2015 年之前	2015 年及之后	2015 年之前	2015 年及之后
	<i>ESOP_Highleverage</i>		<i>ESOP_Guarantee</i>	
<i>Shareholding</i>	-1.2538 (1.9163)	-1.6060*** (0.4785)	-1.4585 (1.7775)	-1.6966*** (0.4278)
<i>Takeover_risk</i>	0.7561 (0.7196)	0.1552 (0.1229)	1.0739 (0.7433)	0.3291*** (0.1138)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
Observations	789	8609	615	8742
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1585	0.0676	0.1916	0.0727

**表 5 2015 年前后控制权作用关系差异**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2015 年之前	2015 年及之后	2015 年之前	2015 年及之后
	<i>ESOP_Highleverage</i>		<i>ESOP_Guarantee</i>	
<i>Relative_control</i>	-0.3853 (0.7340)	-0.2087** (0.1012)	-0.4212 (0.6774)	-0.3179** (0.1491)
<i>Chairman</i>	1.5272* (0.9166)	1.4778*** (0.1207)	1.1533 (0.9294)	1.3137*** (0.1864)
<i>Seperation</i>	-2.0523 (2.8976)	1.1185* (0.5805)	1.2050 (3.0294)	1.4597* (0.8259)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
Observations	789	8609	615	8742

<sup>12</sup> 回归结果详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

Pseudo R <sup>2</sup>	0.1782	0.1043	0.1919	0.1028
-----------------------	--------	--------	--------	--------

#### 4. 稳健性检验<sup>13</sup>

(1) 更换关键变量度量方式。①除了使用“是否实施员工持股计划”(ESOP)这一哑变量外,本文另借鉴国内外相关文献(Conte. et al., 1996; 王晋斌, 2005; Kim and Ouimet, 2014; 陈大鹏等, 2019),使用员工持股计划激励股份占上市公司总股本的比例(ESOP\_size)<sup>14</sup>为关键变量对实证结果进行再检验。以连续变量表征员工持股计划的回归结果与基本结果保持一致。②为减少核心解释变量的度量误差,本文使用第一大股东持股比例(TOP1)代替作为实际控制人的大股东持股比例(Shareholding)来度量“内忧”程度;考虑到中国资本市场举牌行为存在以短期投机为目标的财务类举牌,本文使用短期内股价是否急剧下跌即“是否经历过股价崩盘风险”以及“是否经历过控制权更迭”作为上市公司外部被收购风险的代理变量开展检验。回归结果依然稳健。

(2) 内生性问题的解决。①借鉴宋敏等(2004)选取年末股东人数作为大股东持股比例的工具变量。相关性方面,股东人数越多则一定程度上反映股权结构越分散、大股东控制权越弱(宋敏等, 2004);外生性方面,年末股东人数并不会直接影响上市公司的经营决策,因此不会必然影响公司是否推出员工持股计划。使用上述工具变量开展的两阶段最小二乘法(2SLS)回归结果再次表明大股东持股比例越低则越有动机实施员工持股计划,尤其推出伴有高杠杆或大股东担保特征的员工持股计划。②借鉴传统文献的处理方式(Kim et al., 2014),以同区域同年度本公司之外其他公司被收购风险的平均水平作为外部被收购风险的工具变量开展2SLS检验,回归结果表明对外部影响因素的考察结果不因互为因果或遗漏变量等内生性问题的存在而发生改变。

(3) 排除替代性解释。修订公司章程中反收购条款是上市公司抵御外部收购威胁的重要举措(陈玉罡和石芳, 2014)。面临被收购风险时,是否修订反收购条款势必影响大股东主导防御型员工持股计划的动机。因此,在识别员工持股计划背后可能存在的大股东防御动机时,有必要进一步排除修订反收购条款的噪音影响。借鉴现有并购领域相关文献的研究,本文定义“是否修订反收购条款”这一哑变量,并将其加入模型(1)开展稳健性检验,回归结果保持不变。

除此之外,本文也开展了如下工作:借鉴孟庆斌等(2019)以2011年为样本区间起点

<sup>13</sup>稳健性检验部分的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

<sup>14</sup>构造ESOP\_size与Highleverage、Guarantee的交互项可以得到带有高杠杆和担保特征的防御型员工持股计划的实施规模。

开展敏感性测试；分年度考察推出员工持股计划的影响因素；使用更多变量度量方式作替代性检验；等等。所开展的相关检验均支持本文所得结论。

## 五、进一步研究

前述分析表明，员工持股计划理论上成为大股东“没有签订一致行动协议的一致行动人”。扩大的持股比例无疑有助于使对大股东有利的决议在股东大会获得通过，进而巩固大股东对公司的控制。为了识别员工持股计划上述防御功能及可能存在的激励扭曲，本文进一步采用如（3）式所示的模型设定来考察员工持股计划实施后的直接防御作用和长期经济后果。

$$\begin{aligned} \Delta Bid\_purchase5\%_{i,t}/Succession_{i,t}/Tunnelling_{i,t}/EBIT\_TA_{i,t} = & \alpha + \beta_1 ESOP_{i,t-1} + \\ & \beta_2 ESOP\_Highleverage_{i,t-1} + \beta_3 ESOP\_Guarantee_{i,t-1} + \\ & \sum Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3) \end{aligned}$$

模型（3）通过考察上市公司被举牌次数的变动（ $\Delta Bid\_purchase5\%_{i,t}$ ）和董事长是否发生变更（*Succession*）来检验员工持股计划的防御作用；使用经行业中位数调整后的关联交易总金额（*Tunnelling*）来考察大股东隧道挖掘行为；使用经资产规模调整后的息税前利润（*EBIT\_TA*）来考察绩效表现。核心解释变量为是否实施“高杠杆员工持股计划”（*ESOP\_Highleverage*）以及是否实施“大股东担保的员工持股计划”（*ESOP\_Guarantee*），其回归系数表征了高杠杆和担保这两类大股东深度参与但一致行动关系不明的行为所导致的边际效应。除了控制模型（1）和模型（2）中的控制变量外，模型（3）进一步控制了以往文献（李增泉等，2005；郑志刚等，2014）表明显著影响关联交易等经济后果的大股东持股比例（*Shareholding*）和两权分离度（*Seperation*）。依据模型（3）开展的相关检验见表 6 和表 7。

表 6 经济后果—防御作用

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta Bid\_purchase5\%$		<i>Succession</i>	
<i>ESOP</i>	-0.0072 (0.0080)	-0.0080 (0.0103)	-0.3416*** (0.1159)	-0.2606** (0.1195)
<i>ESOP_Higleverage</i>	-0.0244** (0.0115)		-0.1025 (0.1687)	



<i>ESOP_Guarantee</i>		-0.0304** (0.0136)		-0.3679** (0.1714)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
Observations	11009	11009	11009	11009
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3129	0.0411	0.0505	0.0511

表 7 经济后果—长期经济后果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Tunnelling</i>		<i>EBIT_TA</i>	
<i>ESOP</i>	0.3231*** (0.0610)	0.2204*** (0.0495)	-0.0011 (0.0023)	-0.0023 (0.0020)
<i>ESOP_Higleverage</i>	0.2094** (0.0873)		-0.0045 (0.0032)	
<i>ESOP_Guarantee</i>		0.1592** (0.0763)		-0.0016 (0.0023)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
Observations	11009	11009	11009	11009
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0499	0.0475	0.1309	0.1311

表 6 考察员工持股计划直接防御作用，表 7 报告员工持股计划长期经济后果；第（1）、（3）列的核心解释变量为是否实施“高杠杆员工持股计划”（*ESOP\_Higleverage*）；第（2）、（4）列则是考察“大股东担保的员工持股计划”（*ESOP\_Guarantee*）带来的经济后果。

由表 6 本文看到，在考察 $\Delta Bid\_purchase5\%$ 的回归结果中，*ESOP\_Higleverage*与*ESOP\_Guarantee*的回归系数均在 5%的显著性水平上显著小于零，表明高杠杆或大股东担保都将进一步降低上市公司被举牌次数的增加，员工持股计划表现出显著且更为强烈的防御效果。在考察*Succession*的回归结果中，*ESOP\_Higleverage*与*ESOP\_Guarantee*的回归系数同样小于零，且*ESOP\_Guarantee*的回归系数在 5%的显著性水平上具有显著性，表明高杠杆和大股东担保行为均进一步降低董事长发生变更的可能，巩固了其权威地位。而表 7 的回归结果进一步表明，无论是高杠杆还是大股东担保都将造成更为严重的激励扭曲，进一步增加大股东隧道挖掘行为且均于绩效无利。同时，*ESOP*的回归系数同样仅在考察隧道挖掘时（*Tunnelling*）具有显著性，表明员工持股计划存在激励扭曲，显著增加了大股东隧道挖掘行为且并未改善绩效。这一结论支持陈运佳等（2020）指出的中国资本市场员工持股计

划缺乏长期激励机制的现状。表 6 与表 7 的回归结果表明, 引入高杠杆或大股东担保的员工持股计划其防御入侵、巩固控股股东地位的效应更加强烈。因此, 高杠杆和大股东担保是识别中国资本市场防御型员工持股计划的典型方案特征。存在上述典型特征时, 初衷为激励员工的员工持股计划蜕化为防御型员工持股计划的意味更加强烈, 也将导致更严重的激励扭曲。上述讨论有助于公司治理理论和实务界形成对员工持股计划全面的认识, 为突出员工持股计划激励功能、淡化甚至消除其防御功能, 进而减少激励扭曲带来积极的政策建议。

考虑到员工持股计划与绩效等经济后果的真实关系受互为因果、缺失变量等内生性问题的困扰 (孟庆斌等, 2019; 陈运佳等, 2020), 本文对本节回归结果采用更换关键变量度量方式、倾向得分匹配 (Propensity Score Matching, PSM)、双重差分 (Difference-in-Differences, DID) 和构建固定效应模型等方法对内生性问题进行严格的控制, 同时排除可能的替代性解释。回归结果<sup>15</sup>均与一般性检验的结果保持一致。

本文已证明引入高杠杆或存在大股东担保的员工持股计划其防御色彩更加浓郁。那么当不存在高杠杆和大股东担保时, 员工持股计划又会带来怎样的经济后果呢? 为了回答这一问题, 本文进一步将全样本划分为“典型防御组” (保留引入高杠杆或大股东提供担保的员工持股计划公司与未实施员工持股计划的公司) 和“无典型防御特征组” (保留无高杠杆或担保特征的员工持股计划公司与未实施员工持股计划的公司), 分别检验上述两组员工持股计划在防御功能、激励功能上所表现出的差异。分样本检验结果见表 8。

由表 8 可以看到, 就防御功能而言, 仅能在难以区分推出动机的全样本及存在高杠杆或者大股东担保特征的“典型防御组”观测到了显著防御效果 (*ESOP* 回归系数在 5% 的显著性水平上显著小于 0); 同时, 在仅保留存在高杠杆或者大股东担保特征的“典型防御组”中员工持股计划表现出的防御效果最为强烈 (*ESOP* 回归系数绝对值最大); 当剔除具有明显防御特征的担保和高杠杆样本后, 即在“无典型防御特征组”, 员工持股计划防御效果并不显著。

然而, 就激励功能而言, 本文看到在难以区分员工持股计划推出动机的全样本以及仅保留存在高杠杆或者大股东担保特征的“典型防御组”中, 员工持股计划对绩效表现出显著的负效应 (*ESOP* 的回归系数在 10% 的显著性水平上显著为负), 即员工持股计划存在严重的激励扭曲; 而剔除具有明显防御特征的担保和高杠杆样本后, 不再观测到显著的激励扭曲问题。

表 8 一方面再次表明担保和高杠杆是识别员工持股计划激励目的背后大股东防御动机的典型方案特征, 另一方面也表明当大股东非出于激励员工的动机推动员工持股计划的实施时, 复杂动机导致的激励扭曲将进一步稀释员工持股计划本身应当发挥的激励功能。

<sup>15</sup>稳健性检验的回归结果详见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表 8 激励功能与防御功能

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	防御功能			激励功能		
	$\Delta Bid\_purchase5\%$			$EBIT\_TA$		
	全样本	典型防御组	无典型防御组	全样本	典型防御组	无典型防御组
<i>ESOP</i>	-0.0171** (0.0070)	-0.0301** (0.0129)	-0.0100 (0.0091)	-0.0024* (0.0014)	-0.0050* (0.0026)	-0.0011 (0.0020)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	11,009	9,100	9,698	11,009	9,100	9,698
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0408	0.0394	0.0391	0.2553	0.2590	0.2179

## 六、结论与政策建议

本文立足于中国资本市场制度背景，利用 2014—2019 年上市公司数据，检验了中国上市公司推出员工持股计划的影响因素和作用机制，为员工持股计划激励目的背后隐藏的大股东防御动机提供了较早的经验证据，并从员工持股计划方案细节出发识别防御型员工持股计划的典型方案特征。所得主要结论如下：

大股东持股比例越低（“内忧”）、面临被收购的风险越高（“外患”），则其主导推出员工持股计划的动机就越强，且更可能推出伴有高杠杆和大股东担保特征的防御型员工持股计划。员工持股计划激励目的背后隐藏大股东防御动机。因此，上市公司实施员工持股计划除传统激励动机、融资动机、避税动机、经理人防御动机以及市值管理动机之外，也存在着大股东防御收购、巩固控股股东地位的复杂动机。当大股东未掌握相对控制权、担任董事长或在金字塔股权结构下两权分离度较高时，其更可能主导推出伴有高杠杆或大股东担保特征的防御型员工持股计划。防御型员工持股计划充当了分散股权背景下控股股东获取“超级控制权”的工具。2015 年分散股权时代的来临及“野蛮人”的频繁出没迫使大股东更多的以防御为目的推出员工持股计划，这集中表现为 2015 年及之后上市公司更倾向于在“内忧外患”的背景下推出员工持股计划且更可能存在大股东深度参与但一致行动关系不明的高杠杆或担保等行为。

高杠杆和担保是识别中国资本市场防御型员工持股计划的典型方案特征。具备高杠杆与大股东担保特征的“廉价”员工持股计划背后暴露了大股东防范“野蛮人”、加强公司控制的

真实意图。同时，与融资杠杆比例低和不存在大股东担保的员工持股计划相比，存在高杠杆和大股东担保特征的员工持股计划不仅其防御色彩更加浓郁，而且防御效果也更加强烈。

防御型员工持股计划成为大股东“没有签订一致行动协议的一致行动人”，进一步巩固了大股东对公司的控制：对外来看，防御型员工持股计划的推出形成大股东占优的股权结构，巩固抵御外部入侵的壁垒，降低上市公司被收购的可能；对内来看，防御型员工持股计划所形成的稳定投票预期降低了大股东直接出任的或委派作为其“代理人”的董事长变更几率。从长期经济后果看，复杂动机推动下实施的员工持股计划不可避免地存在激励扭曲：使作为实际控制人大股东两权分离度进一步加大，提高大股东转移掏空上市公司资源的可能性；阻止了可能改善公司治理的接管威胁的发生，最终的绩效表现不如未实施员工持股计划的上市公司。简言之，以激励名义行防御之实的员工持股计划于绩效无益；相反，当员工持股计划激励目的背后不存在大股东明显防御动机时，员工持股计划能够实现改善上市公司绩效水平的预期功能。

立足于所得结论，本文提出如下政策建议：

(1) 科学设计员工持股计划持股平台，避免大股东直接或间接获取员工持股计划对应股份的表决权。本文研究结论表明为应对外部被收购风险，大股东有动机出于非激励目的主导防御型员工持股计划的实施。入股员工与原始大股东之间难免产生利益冲突，而冲突的核心即为入股员工股东表决权的归属。尽管证监会《关于上市公司实施员工持股计划试点的指导意见》中明确指出应设立员工持股计划管理机构和持股平台以保护入股员工合法股东权益，但实践中核心管理机构的组建和运行及上市公司对入股员工股东权力的安排仍为一个“黑箱”。因此，上市公司应当完善员工持股计划内部管理机构的运作机制，科学设计员工持股计划管理模式。具体来说：①应当规范员工股东表决权的归属，在降低交易成本和制度成本的同时，既赋予员工受益权也赋予员工话语权，真正激发其主人翁意识并以此抑制大股东机会主义行为；②应当在员工持股计划实施方案中对大股东的责任与权力做出明确限定，防止大股东“渗透”管理机构进而变相攫取员工股东表决权的行爲；③应当规范并保护管理机构正当、合理代行员工股东权，防止管理机构行使员工股东表决权时遭受大股东的过度干预。

(2) 完善员工持股计划信息披露制度，通过增强信息透明度来防范大股东防御等自利动机。同时，监管机构应着重强调上市公司对员工持股计划是否存在大股东借款、担保、参与认购等深度一致行动关系的披露，降低员工持股计划设计、实施及后续管理过程中上市公司与入股员工、外部投资者之间的信息不对称程度。

(3) 进一步完善员工持股计划法律法规，为上市公司科学开展员工持股计划提供法律

依据和引导：引导上市公司在实施员工持股计划时合理使用金融工具，完善相关法律漏洞，避免通过大股东借款等方式变相提高员工持股计划融资杠杆的行为；规范大股东深度参与行为，严格限制大股东不合理的借款和担保，进而规避大股东以激励之名义行防御之事实；明确并保护员工持股计划管理机构的法律地位，为上市公司科学选择员工持股计划持股平台提供法律依据；为入股员工在员工持股计划后续管理运作过程中保护自身合法股东权益提供法律保障，使员工持股计划切实成为缓解委托代理问题的激励相容工具。

最后需要说明的是，本文的研究并非旨在否定员工持股计划可能具备的激励作用，而是提醒公司治理理论界和实务界关注那些大股东主导的、以防御为目的的员工持股计划及其可能带来的激励扭曲。本文坚信对于人力资本占比高且激励机制不健全的上市公司，其采取员工持股计划等股权激励措施是必要的。然而，只有设计以纯粹激励为目的的员工持股计划才能最大程度上避免激励扭曲，真正实现员工持股计划激励功能。特别地，员工持股计划作为新一轮国有企业混合所有制改革的“标配”，如何科学设计才能使其更好的发挥作用显得尤为重要，这更体现出本文的研究价值。未来，围绕员工持股计划激励目的背后隐藏的大股东复杂动机以及大股东的借款、担保等行为值得更多研究。

#### 参考文献：

- [1]陈大鹏, 施新政, 陆瑶, 李卓. 员工持股计划与财务信息质量[J]. 南开管理评论, 2019, (1): 166-180.
- [2]陈德球, 魏刚, 肖泽忠. 法律制度效率, 金融深化与家族控制权偏好[J]. 经济研究, 2013, (10): 55-68.
- [3]陈玉罡, 石芳. 反收购条款、并购概率与公司价值[J]. 会计研究, 2014, (2): 34-40.
- [4]陈运佳, 吕长江, 黄海杰, 丁慧. 上市公司为什么选择员工持股计划——基于市值管理的证据[J]. 会计研究, 2020, (2): 91-103.
- [5]姜付秀, 郑晓佳, 蔡文婧. 控股家族的“垂帘听政”与公司财务决策[J]. 管理世界, 2017, (3): 125-145.
- [6]剧锦文. 员工持股计划与国企的产权改革[J]. 管理世界, 2000, (6): 85-92.
- [7]李增泉, 余谦, 王晓坤. 掏空, 支持与并购重组——来自我国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2005, (1): 95-105.
- [8]刘冰. 企业权力制衡的制度设计[J]. 管理世界, 2002, (5): 142.
- [9]孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新么——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界, 2019, (11): 209-228.

- [10]权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力, 私有收益与薪酬操纵——来自中国国有上市企业的实证证据[J]. 经济研究, 2010, (11): 73-87.
- [11]沈昊, 杨梅英. 国有企业混合所有制改革模式和公司治理——基于招商局集团的案例分析[J]. 管理世界, 2019, (4): 171-182.
- [12]沈红波, 华凌昊, 许基集. 国有企业实施员工持股计划的经营绩效: 激励相容还是激励不足[J]. 管理世界, 2018, (11): 121-133.
- [13]宋敏, 张俊喜, 李春涛. 股权结构的陷阱[J]. 南开管理评论, 2004, (1): 9-23.
- [14]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, (11): 88-100.
- [15]孙即, 张望军, 周易. 员工持股计划的实施动机及其效果研究[J]. 当代财经, 2017, (9): 45-58.
- [16]王晋斌. 为什么中国上市公司的内部职工持股计划不成功[J]. 金融研究, 2005, (10): 97-109.
- [17]王砾, 代昀昊, 孔东民. 激励相容: 上市公司员工持股计划的公告效应[J]. 经济学动态, 2017, (2): 37-50.
- [18]张小宁. 经营者报酬、员工持股与上市公司绩效分析[J]. 世界经济, 2002, (10): 57-64.
- [19]章卫东, 罗国民, 陶媛媛. 上市公司员工持股计划的股东财富效应研究来自我国证券市场的经验数据[J]. 北京工商大学学报, 2016, (2): 61-70.
- [20]郑志刚, 吴新春, 梁昕雯. 高控制权溢价的经济后果——基于“隧道挖掘”的证据[J]. 世界经济, 2014, (9): 145-172.
- [21]Aubert, N., G. Garnotel, A. Lapiéd, and P. Rousseau. Employee Ownership: A Theoretical and Empirical Investigation of Management Entrenchment vs Reward Management [J]. *Economic Modelling*, 2014, 40(2): 423-434.
- [22]Bertrand, M., and S. Mullainathan. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [23]Bova, F. Employee Bargaining Power, Inter-firm Competition and Equity-based Compensation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 126(2): 342-363.
- [24]Chaplinsky, S., and G. Niehaus. The Role of ESOPs in Takeover Contests [J]. *Journal of Finance*, 1994, 49(4): 1451-1470.
- [25]Claessens, S., S. Djankov, and L. H. P. Lang. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1): 81-112.
- [26]Cocco, J. F., and P. F. Volpin. Corporate Pension Plans As Takeover Deterrents [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2013, 48(4): 1119-1144.
- [27]Conte, M. A., J. Blasi, D. Kruse, and R. Jampani. Financial Returns of Public ESOP Companies: Investor Effects vs Manager Effects [J]. *Financial Analysis Journal*, 1996, 52(4): 51-61.
- [28]Dann, L.Y., and H. DeAngelo. Corporate Financial Policy and Corporate Control: A Study of

- Defensive Adjustments in Asset and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1): 87-127.
- [29]Grossman, S. J., and O. D. Hart. The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(4): 691-719.
- [30]Hart, O., and J. Moore. Property Rights and the Nature of the Firm [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(6): 1119-1158.
- [31]Holmstrom, B. Moral hazard in Teams [J]. *Bell Journal of Economics*, 1982, 13(2): 324-340.
- [32]Ittner, C. D., D. F. Larcker, and M. W. Meyer. Subjectivity and the Weighting of Performance Measures: Evidence from a Balanced Score Card [J]. *Accounting Review*, 2003, 78(3): 725-758.
- [33]Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [34]Jiang, G., C. M. C. Lee, and H. Yue. Tunneling through Intercorporate Loans: the China experience [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1): 1-20.
- [35]Kim, E. H., and P. Ouimet. Broad-Based Employee Stock Ownership: Motives and Outcomes [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(3): 273-1319.
- [36]Kim, Y., H. Li, and S. Li. Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 43(6): 1-13.
- [37]Kose, J. Employee Rights and Acquisition [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(1): 49-69.
- [38]La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. Corporate Ownership around the World [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54(2): 471-517.
- [39]Meng, R., X. D. Ning, and X. M. Zhou. Do ESOPs Enhance Firm Performance? Evidence from China's Reform Experiment [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(6): 1541-1551.
- [40]Rauh, J. D. Own Company Stock in Defined Contribution Pension Plans: A Takeover Defense [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 81(2): 379-410.