

# 产权性质、公司特有风险与企业投资行为

龚光明 曾照存

(湖南大学工商管理学院,湖南长沙410082)

**摘要:**本文利用我国2007~2011年上市公司数据,在区分了国有控股与非国有控股公司的基础上,实证检验了公司特有风险水平、管理者风险特质对企业投资的影响,研究发现:对国有控股公司而言,公司特有风险会显著制约企业投资,而这一关系在非国有控股公司中却并不显著;企业管理者风险偏好特质对公司特有风险与企业投资率之间的关系具有正向调节作用,但这一结论仅在国有控股公司中显著。整体而言,国有控股公司与非国有控股公司在制定投资决策时,对公司特有风险以及管理者风险偏好的考虑存在显著差异,这一结论有助于我们更加深入地理解产权性质对企业投资行为的影响。

**关键词:**产权性质;公司特有风险;管理者风险特质;投资行为

**中图分类号:**F272.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2014)01-0137-08

## 一、引言

随着我国市场化程度的提高以及经济改革措施的不断实施推进,公司投资成为我国投资的主体<sup>[1]</sup>;与此同时,企业投资对解释中国经济的长期增长和短期波动也是至关重要的<sup>[2]</sup>。然而,在经历了由美国次贷危机引发的全球金融海啸的冲击后,企业面临的系统风险明显增加,同时在风险传导机制的作用下,每个公司所面临的特有风险和经营环境不确定性骤增,不同公司因其特有风险差异性以及管理者风险偏好异质性而使得企业的投资有着不同的决策导向,为此我们选择后金融危机时期研究公司特有风险对企业投资决策的影响。同时,在我国特殊制度背景下,不同产权性质的企业所面临的公司特有风险以及预算约束程度同样具有异质性,因此考虑不同产权性质企业的投资行为具有深刻的现实意义与理论价值。

本文可能的贡献在于:第一,拓展了已有的关于企业投资行为的分析框架,将公司所面临的特有风险纳入到影响企业投资因素的范畴之内。同时引入行为金融学的研究观点,在企业特有风险既定的前提下,将管理者的风险特征纳入模型之中,以此研究其对公司投资行为的影响及其经济后果。第二,前人的研究大部分基于截面数据或者静态面板模型,而企业投资在本质上是一个动态调整的过程,所以本文选用基于面板数据的动态模型。这样做一方面可以获取不同样本个体在相同期间内因

收稿日期:2013-09-27

基金项目:湖南省科技研究计划软科学重点项目“国有企业可持续发展关键指标体系研究”(2013zk2087)

作者简介:龚光明(1962—),男,湖南澧县人,湖南大学工商管理学院教授,博士后;

曾照存(1990—),男,安徽六安人,湖南大学工商管理学院硕士生。

个体风险差异而引起的不同个体效应,另一方面也可以研究同一样本在不同时期因风险因素的差异而做出的动态投资调整,从而能够从本质上给出对现实经济数据更为合理的解释。第三,在一定程度上深化了产权性质对企业投资影响的研究。

本文后续内容安排如下:第二部分回顾相关文献并在此基础之上提出研究假设;第三部分对样本数据进行筛选并构建检验模型;第四部分对研究假设进行实证检验与分析,并给出研究模型的稳健性检验;第五部分为本文的结论与启示。

## 二、文献回顾及研究假设

在完美无摩擦资本市场中,只有系统风险才会影响到企业的投资决策,而与之相对应的公司特有风险对企业投资决策不会产生任何作用<sup>[3]</sup>。然而,国外学者在不完全资本市场假设下,得出了公司特有风险与企业投资行为之间存在着显著负相关关系的结论。Nick Bloom 等认为,企业不确定性风险增加了实物期权的价值,也使得企业在做出增加投资或减少投资决策时变得更加谨慎<sup>[4]</sup>。但是也有研究得出微观环境的不确定性风险可能会导致公司投资规模增加的结论。国内关于企业环境不确定性或者企业所面临的风险对企业投资行为影响的研究,大部分仅从企业所面临的系统风险角度或者仅从某一特定行业(如制造业)角度研究企业的投资行为,如刘康兵等利用我国制造业 1998~2009 年的面板数据研究了融资约束和不确定性的交互关系对厂商投资行为的影响<sup>[5]</sup>;黄久美等利用中国制造业上市公司的交易和财务数据,研究了企业的不确定性对企业固定资产投资的影响,并最终得出两者之间存在着显著的负相关关系的结论<sup>[6]</sup>。然而,由于这些研究在本质上忽视了公司特有风险与不确定性对其投资行为的影响,故而使得最终的研究结果缺乏一般性。基于中国特殊的制度背景和当前所面临的经济形势,我们认为,在企业存在既定投资机会的前提下,企业特有风险越大,企业在做投资决策时将更加谨慎,即不会轻易做出增加或者减少投资的决策,因而公司特有风险与企业的投资率之间是一种负相关关系。

传统的经济理论认为,管理者特征在企业决策中没有作用。然而,最近的研究文献却提供了其存在作用的实证证据。Graham 等通过对管理者进行心理测试发现,管理者特质如风险厌恶、缺乏耐心以及乐观主义等均与企业的决策制定相关联<sup>[7]</sup>;Knopf 指出,管理者风险厌恶的特质是企业产生代理成本的原因之一<sup>[8]</sup>;Panousi 等人的研究结果表明,如果强制让管理者来承担企业特有风险,必将会导致管理者与股东对同一投资机会的评价产生差别效应,从而导致次优投资决策的产生和代理成本的形成。Hambrick 和 Mason 最先提出高层梯队理论(upper echelon theory),该理论认为,企业的战略制定和经营效率会受到企业管理者的价值观和认知能力的影响<sup>[9]</sup>。汤颖梅等研究发现,风险偏好的管理者一般更偏向于高估收益并做出激进的投资决策<sup>[10]</sup>;张铁铸通过研究同样发现,风险厌恶型管理者做出的投资决策更加保守,他们更加倾向于减少投资<sup>[11]</sup>。由此我们提出本文的假设 1 和假设 2。

H1:公司特有风险越大,企业投资率越低,即公司特有风险与投资率之间存在负相关关系。

H2:管理者风险偏好对公司特有风险与企业投资率之间的关系有一种正向调节作用,即在公司特有风险的影响既定的前提下,管理者风险偏好特质越强,企业的投资率越高。

在我国特殊的制度背景下,处于经济转型期的不同产权性质的企业面临着不同的预算约束,具有不同的公司特有风险。辛清泉和林斌通过实证研究发现,相对于非国有控股公司的预算硬约束来说,国有控股公司更多表现出一种预算软约束<sup>[12]</sup>。对于国有企业与非国有企业的管理者来说,他们的风险偏好可能存在着差异,而这种差异又会导致企业投资行为的差异<sup>[13]</sup>。有研究发现,在不同的企业产权制度下,管理者背景特征对企业投资效率的影响也会存在着较大的差异<sup>[14]</sup>。我们认为,国有控股企业的管理者一方面更加倾向于保持公司业绩的稳定增长,从而不至于因公司资产大幅度波动而带来特有风险增加;另一方面,在相对固定薪酬契约下,国有控股公司的管理者在获得投资带来好处的同时又经常无需承担不良投资带来的责任,因此风险偏好型的管理者会更加倾向于增加企业投资。

为此,我们提出本文的假设3。

H3:相对于非国有控股公司,在国有控股公司中特有风险的投资制约作用与管理者风险偏好的调节作用将会更加显著。

### 三、样本数据与模型构建

#### (一)样本数据

本文选取新会计准则颁布实施后的2007~2011年间所有沪深A股上市公司作为研究样本,行业分类标准采用中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》。本文对样本做了如下处理:(1)由于金融行业的特殊性,故遵循研究惯例从样本数据中剔除金融行业公司;(2)剔除那些数据不全以及被PT、ST的公司;(3)为降低异常值的影响,对所有连续性变量进行1%分位数Winsorize缩尾处理,即令处于1%和99%之外的取值分别等于1%和99%分位点上的数据值;(4)按照最终控制人性质将样本公司分为国有控股和非国有控股公司。经过以上筛选,我们获得5519个符合要求的样本数据,其中国有控股公司样本数为3347个,非国有控股公司样本数为2172个。研究数据主要来自于CSMAR数据库,数据处理及模型统计检验采用EXCEL2010、STATA12.1统计软件完成。

#### (二)变量定义与研究模型

1.公司特有风险的衡量。关于公司特有风险的估计,我们借鉴Bartram和Brown的研究方法,将公司个股收益率中的系统性风险因素予以剔除,即对第t期第i个公司个股收益率与市场组合投资回报率进行回归。具体地,我们使用公司每一年的周个股回报率以及与其相对应的周市场综合回报率数据进行回归分析,得出每一周数据的回归残差,然后计算每个公司周残差数据的标准差,并将其作为公司特有风险的量化衡量指标,即用标准差的大小反映公司特有风险水平的高低。具体模型如下:

$$R_{i,t} = \beta_{1,i} + \beta_{2,i}F_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中, $R_{i,t}$ 代表第i个公司在第t周的个股收益率, $F_{i,t}$ 为经过流通市值加权平均并考虑现金红利再投资的周综合市场回报率; $\epsilon_{i,t}$ 为残差。在求出每周回归数据残差的基础之上,我们使用公式(2)来计算第i个公司第n年的公司特有风险水平 $\sigma_{i,n}$ 。

$$\sigma_{i,n} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^m (\epsilon_{i,t} - \bar{\epsilon}_i)^2}{m-1}} \quad (\text{其中}, m \text{ 为当年实际交易自然周数}, n \text{ 为对应的年度}) \quad (2)$$

2.管理者风险特质的衡量。Von Neumann和Morgenstern提出的预期效用模型(expected utility model),一直是衡量风险偏好最常用的模型,但是鉴于该模型必须建立在理性决策者等一系列严格假设前提之下,同时考虑中国资本市场的不完善等现实因素,我们认为该模型在我国的运用缺乏必要的外部环境条件。Moers和Peek将管理者个人风险资产与非风险资产的比重作为对管理者风险偏好的衡量,但是鉴于中国这方面数据难以获得,所以该衡量方法存在使用上的局限性。Walls和Dyer以风险相对较高的石油行业为研究范例,研究了公司规模、企业风险以及管理者的风险特质因素与企业经济绩效之间的关系,并且构建了基于内在效用函数的决策理论模型,用来衡量风险偏好,同时他们根据企业风险资产和非风险资产的比率来构建管理者风险特质的相对衡量指标<sup>[15]</sup>。国内学者如汤颖梅等认为管理者的风险偏好会通过财务决策反映出来,因此提出用风险资产占资产总额的比重来衡量管理者的风险特质。为此,本文在已有研究文献的基础上,同时结合数据的可获得性,构建管理者风险特质的衡量指标character\_r,其具体计算公式为:

$$\text{character}_r = \frac{\text{风险资产总计}}{\text{资产总计}} = \frac{\text{短期风险资产} + \text{长期风险资产}}{\text{资产总计}} \\ = \frac{(\text{交易性金融资产} + \text{应收账款}) + (\text{可供出售金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{投资性房地产})}{\text{资产总计}} \quad (3)$$

3. 自由现金流的确定。Jensen 认为,自由现金流为企业在投资了所有的净现值大于零的项目之后所剩余的可以由企业自由支配的现金流,这一观点也获得了国内外众多学者的认可和使用。国内学者如杨华军、俞红海等均在 Richardson 的研究基础上构建了自己的研究模型<sup>[16]</sup>。在此我们借鉴这一思想,构建预期投资模型,并且通过数据回归分析,计算出模型回归拟合值,并以此来作为对企业预期投资数额的估计,进而我们可以将经营活动现金流量减去企业预期投资数额的余额作为对企业本期自由现金流的衡量。

4. 投资机会的确定。关于投资机会,国内外研究者主要采用托宾 Q 值来衡量。本文遵循研究惯例,用托宾 Q 值衡量企业的潜在投资机会。鉴于托宾 Q 值的理论假设以及我国资本市场的实际情况,我们同时使用销售增长率作为企业近期投资机会的补充代理变量,具体而言,我们使用样本公司过去两年平均销售增长率来衡量。

5. 主回归模型的构建。我们通过构建模型(4)来考察公司特有风险以及管理者风险偏好对企业投资的影响,并通过全样本检验和分组样本检验,研究不同产权性质背景下两者对企业投资决策的影响是否存在显著的差异。

$$\frac{Invest_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{Invest_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \alpha_2 Risk_{i,t} + \alpha_3 character\_r_{i,t} + \alpha_4 Risk_{i,t} \times character\_r_{i,t} + \alpha_5 FCF_{i,t} + \alpha_6 TobinQ_{i,t} + \alpha_7 sale\_g_{i,t} + \alpha_8 Size_{i,t} + \alpha_9 lev_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

投资从本质上来说,属于一种动态调整过程,所以我们构建了基于面板数据的动态面板投资模型。模型中涉及的变量及其衡量如表 1 所示。我们首先进行全样本综合统计检验,以期从整体上检验我国上市公司投资对风险的敏感性,即系数  $\alpha_2$  的符号与显著性;以及管理者风险偏好的调节作用是否显著存在,即系数  $\alpha_4$  的正负与显著性;同时以此来检验我们的假设 1 和假设 2 是否成立。进而我们将根据样本公司实际控制人性质的是否为国有控股,来进行模型的分组回归,从分组回归结果中观察组间的差异性,进而对我们的假设 3 做出检验。

表 1 主要变量说明与定义

| 变量名称    | 变量符号                       | 变量定义   |
|---------|----------------------------|--|
| 投资率     | $Invest_{i,t}/K_{i,t-1}$   | (期末固定资产净值-期初固定资产净值+当期折旧费用)/期初固定资产净值。   |
| 投资率滞后值  | $Invest_{i,t-1}/K_{i,t-2}$ | 投资率滞后一期的数值   |
| 公司特有风险  | Risk                       | 由风险衡量模型计算得出  |
| 管理者风险特质 | Character_r                | 管理者风险偏好  |
| 投资机会    | TobinQ                     | 公司投资机会,使用托宾 Q 值衡量  |
| 销售增长率   | Sale_g                     | 使用前两年公司主营业务增长率的平均数衡量企业近期的投资机会  |
| 产权性质    | SOE                        | 虚拟变量,根据样本公司最终控制人性质的进行划分,如果为国有控股,则 SOE=1,否则 SOE=0   |
| 自由现金流   | FCF                        | 根据 Richardson 模型计算出来的回归拟合值 $Invest\_new_{exp}$ ,进一步计算 $FCF=CFO$ (经营活动现金流量)- $Invest\_new_{exp}$ ,并除以总资产以消除规模影响 |
| 资产负债率   | Lev                        | 期末负债总额/期末资产总额  |
| 公司规模    | Size                       | 对公司总资产取自然对数  |
| 行业      | Industry                   | 参照中国证监会《上市公司行业分类指引》,共计 11 个行业虚拟变量  |
| 年度      | Year                       | 虚拟变量,共计 4 个年度虚拟变量  |

注:SOE 属于稳健性检验模型(5)中所使用的变量。

## 四、实证检验与分析

### (一)描述性统计

表 2 报告了国有控股、非国有控股和全样本中各主要变量的描述性统计,以及变量的均值差异 T 检验和中位数差异 Wilcoxon 秩和检验结果。全样本中投资率均值和中位数分别为 0.273 4 和 0.112 4,说明尽管处在后金融危机时期,企业面临的外部环境不确定性与内部公司特有风险有所增加,但是企业依旧有着相对较大的资本投资,同时国有控股公司组的投资率均值和中位数都要大于非

国有控股公司组。公司特有风险在全样本中的均值和标准差分别为 0.058 8 和 0.018 7,表明在后金融危机时代,无论是国有控股公司还是非国有控股公司,它们所面临的公司特有风险与外部环境不确定性普遍不低。从均值差异 T 检验和中位数差异 Wilcoxon 秩和检验我们可以看出,在 1%的显著性水平下,国有控股公司和非国有控股公司的管理者风险偏好存在着显著差异,并且非国有控股公司的管理者更加具有风险偏好的特质。全样本中,托宾 Q 值均值为 1.996 9,销售增长率均值为 0.228 8,这些均表明企业仍然存在着相应的投资机会,而通过 T 检验和秩和检验,我们也可以看出,国有控股公司和非国有控股公司在投资机会上也存在着显著的差异。全样本中,企业自由现金流均值和中位数分别为-0.021 5 和-0.019 9,说明企业普遍面临着现金约束,且非国有控股公司面临的自由现金流约束要显著大于国有控股公司。总体上,我们可以从变量 T 检验和 Wilcoxon 检验结果得出,我们对全样本公司进行的分类具有一定的合理性。

表 2 主要变量描述性统计

| 变量名         | 分组    | 观测值   | 均值       | 标准差     | 中位数      | T 值         | P 值     | Z 值        | P 值     |
|-------------|-------|-------|----------|---------|----------|-------------|---------|------------|---------|
| Invest/k    | 全样本   | 5 519 | 0.273 4  | 0.657 7 | 0.112 4  |             |         |            |         |
|             | 非国有控股 | 2 172 | 0.263 3  | 0.685 0 | 0.103 2  | -0.901 7    | 0.367 3 | -3.751 *** | 0.000 2 |
|             | 国有控股  | 3 347 | 0.279 9  | 0.639 4 | 0.119 8  |             |         |            |         |
| Risk        | 全样本   | 5 519 | 0.058 8  | 0.018 7 | 0.056 6  |             |         |            |         |
|             | 非国有控股 | 2 172 | 0.058 6  | 0.018 4 | 0.056 3  | -0.792 2    | 0.428 3 | -0.524 0   | 0.600 2 |
|             | 国有控股  | 3 347 | 0.059 0  | 0.018 9 | 0.056 7  |             |         |            |         |
| Character_r | 全样本   | 5 519 | 0.116 8  | 0.103 3 | 0.090 0  |             |         |            |         |
|             | 非国有控股 | 2 172 | 0.120 4  | 0.104 9 | 0.094 8  | 2.092 1**   | 0.036 5 | 1.908 *    | 0.056 4 |
|             | 国有控股  | 3 347 | 0.114 4  | 0.102 2 | 0.087 1  |             |         |            |         |
| FCF         | 全样本   | 5 519 | -0.021 5 | 0.120 1 | -0.019 9 |             |         |            |         |
|             | 非国有控股 | 2 172 | -0.036 6 | 0.121 7 | -0.033 2 | -7.499 1*** | 0.000 0 | -6.738 *** | 0.000 0 |
|             | 国有控股  | 3 347 | -0.011 8 | 0.118 0 | -0.012 1 |             |         |            |         |
| TobinQ      | 全样本   | 5 519 | 1.996 9  | 1.230 4 | 1.609 2  |             |         |            |         |
|             | 非国有控股 | 2 172 | 2.219 7  | 1.386 7 | 1.775 4  | 10.421 9*** | 0.000 0 | 11.383 *** | 0.000 0 |
|             | 国有控股  | 3 347 | 1.852 3  | 1.093 4 | 1.514 4  |             |         |            |         |
| sale_g      | 全样本   | 5 519 | 0.228 8  | 0.535 6 | 0.145 8  |             |         |            |         |
|             | 非国有控股 | 2 172 | 0.226 0  | 0.572 8 | 0.138 8  | 1.012 6     | 0.311 4 | -2.602 *** | 0.009 3 |
|             | 国有控股  | 3 347 | 0.230 6  | 0.510 2 | 0.149 6  |             |         |            |         |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。下表同。

为了更直观地观察自变量与因变量之间的关系,我们还对主要变量之间的关系进行了 Pearson 和 Spearman 相关系数检验(限于篇幅,结果未在文中列示)。检验结果表明,公司特有风险与企业投资率之间存在显著负相关关系,即当企业面临的特有风险与不确定性增加时,公司更可能会从投资的机会成本角度去审视成本与收益,从而更偏向于减少企业的资本投资。而管理者风险特质与企业投资呈现出显著正相关关系,说明管理者个人对风险的偏好或者规避的性格特质,对企业投资会产生一定程度的影响,这也与我们的假设预期一致。而规模大的企业也更偏向于增加投资;近期投资机会越大,企业投资积极性越高。从 Spearman 相关系数检验结果可以看出,产权性质与投资率之间存在着显著正相关关系,说明国有控股企业投资率显著高于非国有控股企业。总体上来看,本文研究的主要变量之间的相关系数绝大部分均小于 0.5,因此我们认为变量之间存在多重共线性的可能性较小。

## (二)实证结果

对于动态面板模型的估计,一般采取的是 Arellano 和 Bond 提出的差分 GMM 估计方法(Diff\_GMM),但是该方法无法估计不随时间变化的解释变量的系数值,同时容易出现弱工具变量问题。而 Blundell 和 Bond 提出将差分方程和水平方程结合起来,作为一个整体来估计模型,并通过将系统 GMM 与一阶差分 GMM 的估计效果进行比较分析,最终得出了系统 GMM 能够明显提高估计效率



的结论。其原因在于该方法能有效克服模型中的内生性及异方差问题,同时增加了更多工具变量,以解决不可观测面板效应与被解释变量滞后期相关的内生性问题。在模型估计中,我们主要考虑了如下变量的内生性问题:(1)企业投资规模的增加,会影响当期或者未来期的销售增长率、自由现金流以及企业的投资风险,因此我们按照已有文献的处理方法,将企业销售增长率、自由现金流以及公司特有风险设定为内生变量;(2)由于宏观经济周期对不同企业财务决策具有差异性的影响,为了使结果更具可比性,本文设置了年度虚拟变量以控制年度效应。

在实证分析时,需要对统计结果进行残差项是否存在序列自相关性的检验,一般通过对残差项差分是否存在一阶与二阶自相关来检验原假设,因此本文在回归中给出了 AR(2)指标。从表 3 中我们可以看出,四组面板数据均通过了检验,即残差项不存在二阶自相关。Sargan Test 用来检验工具变量的有效性,其检验的原假设为所选取的工具变量都是有效的,从表 3 中可以看出,四组面板模型均通过了检验,即选择的工具变量均有效。研究中还给出了每个模型的整体显著性检验指标 Wald Test,从表 3 中可以看出,所有模型均在 1%的水平下显著有效。

表 3 实证模型回归结果

| 变量               | 模型 4                      |                         |                           | 模型 5                      |
|------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|
|                  | 全样本(Panel A)              | SOE=0(Panel B)          | SOE=1(Panel C)            | 全样本(Panel D)              |
| L.Invest         | -0.001 74<br>(-0.09)      | -0.044 5***<br>(-26.44) | -0.071 3***<br>(-3.21)    | 0.001 05<br>(0.06)        |
| TobinQ           | 0.000 004 02***<br>(5.61) | 0.032 3<br>(1.26)       | 0.000 005 79***<br>(5.47) | 0.000 004 12***<br>(4.89) |
| Risk             | -8.372***<br>(-3.11)      | -0.829<br>(-0.19)       | -4.527***<br>(-2.66)      | -8.795***<br>(-2.71)      |
| Character_r      | -1.041<br>(-1.38)         | 2.733*<br>(1.81)        | -1.363**<br>(-1.98)       | -0.242<br>(-0.34)         |
| Risk×character_r | 20.74*<br>(1.66)          | -47.26<br>(-1.91)       | 29.34**<br>(2.47)         | 21.75*<br>(1.75)          |
| Size             | 0.191***<br>(5.22)        | 0.297***<br>(6.63)      | 0.218***<br>(5.45)        | 0.182***<br>(5.37)        |
| Lev              | 0.087 7<br>(0.47)         | -1.198***<br>(-4.52)    | -0.084 1<br>(-0.44)       | -0.017 2<br>(-0.08)       |
| SOE×Risk         |                           |                         |                           | -0.242<br>(-0.10)         |
| SOE×character_r  |                           |                         |                           | -1.239*<br>(-1.79)        |
| SOE              |                           |                         |                           | 0.169<br>(1.04)           |
| sale_g           |                           | 0.325***<br>(4.77)      | 0.321***<br>(7.91)        | 0.000 295***<br>(14.78)   |
| FCF              | -1.913***<br>(-4.47)      | -0.501**<br>(-2.20)     | -2.141***<br>(-5.12)      | -1.807***<br>(-4.34)      |
| year             | 已控制                       | 已控制                     | 已控制                       | 已控制                       |
| Constant         | -3.753***<br>(-4.36)      | -5.681***<br>(-5.41)    | -4.315***<br>(-4.75)      | -3.507***<br>(-4.32)      |
| Wald Test        | 467 439.91***             | 1 131.52***             | 57 900.71***              | 558 966.11***             |
| AR(2)            | 0.993 0                   | 0.118 4                 | 0.287 2                   | 0.875 1                   |
| Sargan Test      | 0.203 9                   | 0.889 2                 | 0.385 1                   | 0.466 6                   |

注:括号中数值代表 t 检验值;L.Invest 表示投资率的滞后一期数值。

我们将全样本观测值按照公司实际控制权性质划分为国有控股公司和非国有控股公司,从而对模型(4)进行分组统计检验,即全样本(Panel A)、非国有控股公司样本(Panel B)以及国有控股公司样本(Panel C)。模型(5)是公司特有风险以及管理者风险特质在国有控股公司与非国有控股公司中

不同作用的稳健性检验,具体结果如表 3 中的 Panel D 所示。

从表 3 中我们可以发现,在全样本回归(Panel A)中,公司特有风险的系数显著为负,说明当公司所面临的特有风险增大时,企业的投资决策也将不可避免地受其影响,具体表现为:企业的投资决策将会变得更加谨慎,这在一定程度上降低了企业未来资本投资支出,特别是在后金融危机时代,这种制约作用显得更加突出。这与我们的假设 1 逻辑一致,并且在稳健性检验模型中,同样通过了显著性检验。与此同时,全样本(Panel A)统计检验中调节交叉变量 Risk \* character\_r 的系数显著为正,即存在调节作用<sup>[17]</sup>,说明在企业面临的特有风险增加时,管理者个人对风险的态度会在一定程度上影响企业的投资决策,并且这种影响表现为在公司特有风险影响既定的前提下,管理者风险偏好特质越强,企业的投资率越高。同样,在稳健性检验中,我们也获得了一致的结果。因此,整体上我们验证了假设 1 和假设 2 的合理性。

在分组回归结果中,非国有控股样本(SOE=0)Risk 的系数为负,但是没有通过显著性检验,而国有控股样本(SOE=1)Risk 的系数显著为负,即国有控股公司具有显著的投资—风险敏感性,而非国有控股公司尽管也表现出一定的趋势,但是不显著。同样,管理者风险偏好的调节作用在国有控股样本与非国有控股样本中也存在着显著的差异,具体表现在非国有控股样本中这种调节作用非但没有获得预期的结果,甚至与预期假设相悖;而在国有控股样本中管理者风险偏好的调节作用通过了显著性检验。其原因可能在于:一方面,国有控股公司中存在的“所有者主体缺位”现象,造成了内部管理者的权利过于集中,因而导致管理者个人风险偏好对企业决策产生较显著的影响;另一方面,从经济责任来看,在相对固定薪酬契约下,国有控股公司的管理者在获得投资带来的好处的同时却经常无需承担不良投资带来的责任,因此风险偏好型的管理者会更加倾向于增加企业投资。故我们可以认为,国有控股公司与非国有控股公司在制定投资决策时,公司特有风险因素以及管理者风险偏好对投资决策的影响存在显著差异。因此我们认为假设 3 同样存在逻辑上的合理性。

分组回归结果还表明,在非国有控股公司中资产负债率对投资具有显著的制约作用,而这一作用在国有控股公司中却不显著,这也从侧面反映了我国不同产权性质的企业,在获得债务融资的能力和债务治理效应方面存在着差异,同时也表明国有控股公司存在预算软约束问题。

### (三)稳健性检验

为了验证上述研究结果的可靠性,本文还进行了稳健性分析。我们将产权性质作为虚拟控制变量纳入到模型之中进行回归检验,具体的稳健性检验模型如下:

$$\begin{aligned} \frac{Invest_{i,t}}{K_{i,t-1}} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{Invest_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \beta_2 Risk_{i,t} + \beta_3 character\_r_{i,t} + \beta_4 Risk_{i,t} \times character\_r_{i,t} + \beta_5 SOE_{i,t} \\ & + \beta_6 SOE_{i,t} \times Risk_{i,t} + \beta_7 SOE_{i,t} \times character\_r_{i,t} + \beta_8 FCF_{i,t} + \beta_9 TobinQ_{i,t} + \beta_{10} sale\_g_{i,t} \\ & + \beta_{11} Size_{i,t} + \beta_{12} lev_{i,t} + \lambda_t + \mu_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

稳健性检验结果见表 3 中的 Panel D。稳健性检验结果与我们主要模型的研究结论没有显著差异,因此可以认为我们的研究结果具有稳健性。

## 五、研究结论与启示

本文以经验数据为基础,在区分国有控股与非国有控股公司的前提下,实证检验了公司特有风险水平、管理者风险特质对企业投资的影响。研究发现,国有控股公司更多地表现出投资—风险敏感性,而这一关系在非国有控股公司中却不显著。其原因可能在于,当公司特有风险增加时,公司经营不确定性也随之增加,这进一步使得企业投资失败的风险和经营失败的风险水平上升<sup>[18]</sup>。而现实中国有控股公司的管理者一般属于上级委派,其用心经营企业的目的更大程度上是为政治升迁做准备,所以他们会更加注重企业资产的使用率,投资盈利性好的项目<sup>[19]</sup>,避免因资产大幅度变动而带来企业特有风险的增加。国有控股公司管理者风险偏好特质对公司特有风险与企业投资率之间的关系具有显著的正向调节作用。总体上,我们可以得出不同产权性质的公司在制定投资决策时,对公司特有

风险因素以及管理者风险偏好的考虑存在显著差异。

本文的研究结论给我们提供如下启示:(1)相对于外部宏观经济环境对企业投资等经营活动的影响来说,企业自身所面临的特有风险水平对其投资的影响可能会更加显著,为此,企业有必要建立健全风险管控机制,对企业特有风险进行评估和控制;(2)从行为经济学的视角来看,在企业面临既定特有风险时,管理者风险特质(如个人风险偏好)对企业投资活动会产生相应的影响,同时这种调节效应在国有控股公司中表现得更加明显。因此对于国有控股企业而言,如何选拔合适的管理者以及如何设计针对管理者的激励与约束机制,以使其能够从公司价值最大化的角度来提高企业投资效率与经营业绩,是未来值得进一步深入探究的方向。

#### 参考文献:

- [1] 彭方平,王少平.我国利率政策的微观效应——基于动态面板数据模型研究[J].管理世界,2007,(1):24—29.
- [2] 徐明东,陈学彬.中国工业企业投资的资本成本敏感性分析[J].经济研究,2012,(3):40—52.
- [3] Panousi, V., Papanikolaou, D. Investment, Idiosyncratic Risk, and Ownership[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(3):1113—1148.
- [4] Bloom, N., Bond, S., Van Reenen, J. Uncertainty and Investment Dynamics[J]. The Review of Economic Studies, 2007, 74(2):391—415.
- [5] 刘康兵,申朴.融资约束,不确定性与公司投资:基于制造业上市公司面板数据的证据[J].南开经济研究, 2008,(6):86—97.
- [6] 黄久美,车士义,黄福广.不确定性对企业固定资产投资影响的研究[J].软科学,2010,(1):85—92.
- [7] Graham, J.R., Harvey, C.R., Puri, M. Managerial Attitudes and Corporate Actions[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(1):103—121.
- [8] Knopf, J.D., Nam, J., Thornton, J.H. The Volatility and Price Sensitivities of Managerial Stock Option Portfolios and Corporate Hedging[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(2):801—813.
- [9] Hambrick, D.C., Mason, P.A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. Academy of Management Review, 1984, 9(2):193—206.
- [10] 汤颖梅,王怀明,白云峰.CEO特征,风险偏好与企业研发支出——以技术密集型产业为例[J].中国科技论坛, 2011,(10):89—95.
- [11] 张铁铸.管理者风险特质、会计选择与盈余质量研究[J].山西财经大学学报,2010,(9):108—116.
- [12] 辛清泉,林斌.债务杠杆与企业投资:双重预算软约束视角[J].财经研究,2006,(7):73—83.
- [13] 张敏,吴联生,王亚平.国有股权,公司业绩与投资行为[J].金融研究,2010,(12):115—130.
- [14] 李焰,秦义虎,张肖飞.企业产权,管理者背景特征与投资效率[J].管理世界,2011,(1):135—144.
- [15] Walls, M.R., Dyer, J.S. Risk Propensity and Firm Performance: A Study of the Petroleum Exploration Industry[J]. Management Science, 1996, 42(7):1004—1021.
- [16] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2):159—189.
- [17] 温忠麟,侯杰泰,张雷.调节效应与中介效应的比较和应用[J].心理学报,2005,(2):268—274.
- [18] 罗付岩.市场化进程、关联交易与投资效率[J].中南财经政法大学学报,2013,(1):115—121.
- [19] 李明辉.股权结构、公司治理对股权代理成本的影响——基于中国上市公司2001~2006年数据的研究[J].金融研究,2009,(2):149—168.

(责任编辑:胡浩志)