

内部现金流、股权结构对上市公司投资行为影响研究

王 治(博士)

(长沙理工大学管理学院 长沙 410076)

【摘要】 本文利用我国上市公司财务数据,实证检验了内部现金流、股权结构对我国上市公司投资行为的影响。研究表明:当企业自由现金流较小时,非国有控股企业表现为投资不足,投资对内部现金流是敏感的,而国有控股企业投资对内部现金流不敏感;当企业自由现金流较大时,国有控股企业和非国有控股企业都表现为过度投资,两类企业投资对内部现金流都是敏感的。

【关键词】 股权结构 内部现金流 投资不足 过度投资

新古典投资理论包括托宾的Q理论,即以Modigliani和Miller(1958)的论述(完善资本市场中,企业投资决策不受其融资方式的影响)为前提,认为产出、资金使用成本以及投资机会是影响企业投资行为的重要因素。经典财务理论将净现值法作为企业投资决策标准,即当且仅当一个项目有正的净现值时才应该进行投资。然而现实中,企业选择净现值为负的项目的过度投资现象以及对净现值为正的投资项目不能或不愿投资的投资不足现象都大量存在。对此,西方一些学者指出,现代公司所有权和经营权两权分离使得委托人与代理人之间的信息不对称,由此产生了委托代理问题,在股东、债权

人和经理之间存在代理冲突的条件下,内部现金流、股权结构等因素对企业投资行为具有重要的影响,并最终导致过度投资或者投资不足的非效率投资行为。西方学者的上述研究是从西方国家发达市场经济体制的现实出发的,其有关结论能否用来解释我国上市公司的投资行为有待验证。本文基于国外相关研究和我国制度背景,实证检验了内部现金流、股权结构对我国上市公司投资行为的影响。

一、研究假设

西方学者发现,由于外部投资者与企业内部人之间的信息不对称和委托代理问题,内部现金流作为企业的首要融资

表 4 发行权益证券筹资时理性经理人与过度自信经理人的投资决策(劣质企业,且 $\bar{p} > \hat{p} > p$)

| 条件 1 | 条 件 2 | 理性经理人是否投资 | 过度自信经理人是否投资 |
|----------------|---|-----------|-------------|
| $\bar{p}R > I$ | $0 < p(R - I/\bar{p}) < \hat{p}(R - I/\hat{p})$ | 是 | 是 |
| $\bar{p}R < I$ | 无法发行权益证券 | 否 | 否 |

这样,企业就不可能发生非效率投资。即得到:

推论10:信息不对称条件下,如果劣质企业经理人过度自信程度轻微并发行权益证券筹资,则不会造成非效率投资。

由于这类企业经理人总是具有融资的“搭便车”动机,我们还得到:

推论11:信息不对称条件下,如果劣质企业经理人过度自信程度轻微,则其投资-现金流敏感度为0。

四、结论

在资本市场完全竞争和无道德风险假设下,我们通过构造二阶段投资模型研究了信息不对称条件下优质企业、劣质企业不同筹资方式下的投资决策。研究发现,信息不对称条件下,对真实融资约束企业(优质企业)或伪融资约束企业(过度自信程度较高导致 $\hat{p} > \bar{p} > p$ 的劣质企业)而言:①经理人过度

自信可能导致过度投资或投资不足;②经理人越是过度自信,企业发生非效率投资的可能性越大;③经理人越是过度自信,企业投资-现金流敏感度越高。上述结论与Heaton的研究结论基本一致。但是,对于少数过度自信程度比较轻微而使 $\bar{p} > \hat{p} > p$ 的经理人,该心理偏误只在其举债筹资时可能引发过度投资,此时过度自信程度与企业发生非效率投资的可能性成正相关关系。另外,这类经理人能够意识到资本市场高估了企业价值,因而总是优先使用外源融资进行投资,造成投资对内部现金流不敏感。

上述结论表明,在资本市场信息不对称条件下,对于绝大多数企业而言,经理人的过度自信心理会放大资本市场的融资约束效应,增加企业非效率投资几率,提高投资支出对内部现金流的敏感度。所以,通过合理的机制设计减轻决策者过度自信程度,应成为治理非效率投资的一个重要方面。

主要参考文献

1. 叶蓓,袁建国.企业投资的行为公司财务研究综述.会计研究,2007;12
2. 支晓强,童盼.管理层业绩报酬敏感度、内部现金流与企业投资行为——对自由现金流和信息不对称理论的一个检验.会计研究,2007;10

来源和投资担保收入,对企业投资的影响显著。对此有两种不同的解释:一种是融资约束理论,该理论预期,如果企业内部现金流不足,则会因为外源融资成本高于内源融资成本而导致企业投资不足;另一种是自由现金流理论,该理论预期,如果企业存在自由现金流,则经理们会将剩余资金投入能够扩大企业规模的非盈利项目,从而导致企业过度投资问题,并且投资将随着内部现金流的增加而增加,即投资对内部现金流也是敏感的。一方面,我国在建立现代企业制度以及通过资本市场融资的过程中同样产生了信息不对称及委托代理问题。另一方面,我国企业的投融资行为也有其特殊的表现。例如,我国资本市场作为一种政策性市场的特征仍然较明显,企业融资受到政府的非市场化安排,银行贷款向国有企业倾斜,上市公司多由国有企业改制而成,而民营企业融资则面临“所有制歧视”;国有企业内部现金流水平低,投资严重依赖外部融资,上市公司股权融资偏好严重。鉴于此,本文区分是否国有控股,考察内部现金流对我国上市公司投资行为的影响,提出以下假设:

H1:当国有控股企业自由现金流较小时,企业投资不足行为不明显,企业投资对内部现金流不敏感;一旦企业拥有较多闲置资金,则企业的过度投资行为要显著得多,此时企业投资对内部现金流是敏感的。

H2:当非国有控股企业自由现金流较小时,将产生投资不足问题,企业投资对内部现金流是敏感的;一旦企业拥有较多闲置资金,则企业出现过度投资行为,此时企业投资对内部现金流也是敏感的。

随着现代公司治理理论的发展,人们意识到不同的股权结构会对公司投资产生不同的影响。Jensen和Meckling(1976)认为,内部股东有利用特权进行在职消费的倾向,但当内部人持股比例增加时,他们的利益与外部股东趋于一致,从而使浪费公司财富的倾向减轻。Shleifer和Vishny(1989)认为,所有权集中有利于加强对管理层的控制,可以减少“搭便车”行为。Hadlock(1998)认为,相对控股有利于抑制企业过度投资但不利于促进其有效投资。不过,Pindado和Chabela(2004)认为,当企业投资不足时,第一大股东相对控股实际上是向外部投资者传递有利的信息,从而降低外部融资成本,促进投资。我国上市公司股权结构区别于其他国家的显著特征是股权分置与国有股“一股独大”,本文区分是否国有控股,考察股权结构对我国上市公司投资行为的影响,提出以下假设:

H3:居中的股权结构能够减少国有控股企业的过度投资行为,分散的股权结构和过于集中的股权结构则使企业的过度投资问题更为严重。

H4:居中的股权结构既不能抑制非国有控股企业过度投资,也不能促进企业有效投资。

二、研究样本与基本模型

1. 样本选择和数据来源。本文选择国内非金融类上市公司进行实证研究,并按如下原则进行样本筛选:①由于我国上市公司1998年才开始公布现金流量表,本文选取非金融类上市公司1998~2004年的财务数据为原始样本;②为避免异常

值的影响,从原始样本中剔除每年被ST和PT的公司以及拥有B股和H股的公司;③为保证公司投资行为的可持续性,剔除变更主营业务以及进行过资产重组的公司。此外,为保证对变量统计结果解释的一致性,本文剔除了1998~2004年间投资现金流小于0的公司样本。最后剩下共3 277个公司样本。

本文的股权结构数据和公司财务数据来自中国经济研究中心服务数据库以及华泰证券有限责任公司资讯中心提供的上市公司历年年度报告。

2. 实证检验模型。影响企业投资的因素是多方面的。Q模型认为,公司的市场价值决定了资本支出,托宾Q值与投资成正相关关系。加速模型认为,企业的产出是决定投资水平的关键因素。因此,我们在模型中分别引入期初的托宾Q值和主营业务收入增加值作为控制变量。此外,行业因素和时间因素也可能影响企业的投资。笔者对此进行了检验,比较了引入行业虚拟变量和时间虚拟变量与不引入行业虚拟变量和时间虚拟变量的回归结果,结果表明,是否加入行业虚拟变量和时间虚拟变量对解释变量的符号与显著性影响不大,而且大部分行业虚拟变量和时间虚拟变量都未通过显著性检验,表明行业因素和时间因素对企业投资规模的影响不大。因此,在本文模型中未将行业虚拟变量和时间虚拟变量作为控制变量。本文设置的实证检验模型如下:

$$I_{i,t}/K_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 S_{i,t}/K_{i,t-1} + \beta_3 CF_{i,t-1}/K_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: β_0 表示截距项; β_1 、 β_2 、 β_3 表示估计参数; $I_{i,t}$ 表示样本企业*i*在*t*期的资本投资,本文将其定义为固定资产(具体指资产负债表中固定资产原价、工程物资以及在建工程三项之和)的增加值; $K_{i,t-1}$ 为样本企业*i*在*t*期期初的固定资产净额; $CF_{i,t-1}$ 为样本企业*i*在*t*期期初经营活动产生的现金流量净额; $S_{i,t}$ 为样本企业*i*在*t*期主营业务收入增加值; $Q_{i,t-1}$ 为样本企业*i*在*t*期期初的托宾Q值; $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项。 I/K 、 CF/K 、 S/K 是为了控制由于企业规模的差异所带来的异质性影响。

本文采用Smith和Watts(1992)的方法,用公司权益市场价值与负债账面价值之和除以公司总资产账面价值来衡量托宾Q值。考虑到我国上市公司中大量非流通股的存在,公司权益市场价值用年末收盘价乘以流通股数量加上每股净资产乘以同年非流通股数量来计算。因此,托宾Q值的数学表达式为:

$$Q = (\text{流通股股数} \times \text{年末收盘价} + \text{非流通股股数} \times \text{每股净资产} + \text{负债账面价值}) / \text{总资产账面价值} \quad (2)$$

三、内部现金流对我国上市公司投资行为的影响

1. 关于过度投资与投资不足的描述性统计。本文首先根据Miguel和Pindado(2001)的观点,将自由现金流(FCF)定义为内部现金流(CF)与其投资机会(Q)的比值,即: $FCF = CF/KQ$ 。其中,除以企业规模(K)是为了控制由于企业规模的差异所带来的异质性影响,并按自由现金流的大小区别过度投资企业和投资不足企业。自由现金流小(小于样本均值)的企业相对其投资机会显得内部资金不足,因而具有投资不足倾向;而自由现金流大(大于样本均值)的企业相对其投资机会有更多的闲置资金,因而具有过度投资倾向。

对于3 277家样本公司按是否国有控股对变量 $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ 、 $Q_{i,t-1}$ 、 $CF_{i,t-1}/K_{i,t-1}$ 、 $FCF_{i,t-1}$ 进行描述性统计,结果如表1所示。1998~2004年,非国有控股企业的上述变量均值均高于国有控股企业相应的变量。根据Miguel和Pindado的观点,我们以是否大于总体样本自由现金流均值(以下简称“FCF均值”)(0.213 4)作为企业投资不足或过度投资的判断标准。1998~2004年,共有2 277家样本公司的自由现金流小于0.213 4,1 000家样本公司的自由现金流大于0.213 4。由表1可知,小于FCF均值的样本公司与大于FCF均值的样本公司相比,变量 $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ 均值更小,变量 $Q_{i,t-1}$ 均值更大,这就验证了Miguel和Pindado的观点。

**表1 关于过度投资与投资不足的描述性统计
(按是否大于FCF均值和是否国有控股分组)**

| 变量 | $I_{i,t}/K_{i,t-1}$ | $Q_{i,t-1}$ | $CF_{i,t-1}/K_{i,t-1}$ | $FCF_{i,t-1}$ | 样本数 |
|--------------------|---------------------|-------------|------------------------|---------------|-------|
| 总体 | 0.507 9 | 1.595 7 | 0.329 9 | 0.213 4 | 3 277 |
| 国有控股 | 0.474 1 | 1.547 3 | 0.311 5 | 0.206 5 | 2 597 |
| 非国有控股 | 0.637 0 | 1.780 4 | 0.400 2 | 0.239 7 | 680 |
| 总体 (小于FCF均值) | 0.422 3 | 1.625 1 | 0.156 6 | 0.098 6 | 2 277 |
| 国有控股 (小于FCF均值) | 0.409 7 | 1.570 9 | 0.153 1 | 0.099 3 | 1 848 |
| 非国有控股 (小于FCF均值) | 0.476 7 | 1.858 4 | 0.171 6 | 0.095 8 | 429 |
| 总体 (大于FCF均值) | 0.702 8 | 1.528 6 | 0.724 6 | 0.474 7 | 1 000 |
| 国有控股 (大于FCF均值) | 0.633 0 | 1.488 9 | 0.702 4 | 0.471 0 | 749 |
| 非国有控股 (大于FCF均值) | 0.911 1 | 1.647 1 | 0.791 0 | 0.485 7 | 251 |

2. 回归结果。

表2 模型(1)回归结果(分类回归)

| 变量 | 自由现金流小于FCF均值 | | | 自由现金流大于FCF均值 | | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| 常数项 | 0.068* (1.725) | 0.015 (0.305) | 0.142* (1.865) | 0.025 (0.236) | 0.027 (0.225) | 0.189 (0.771) |
| $Q_{i,t-1}$ | 0.139*** (5.693) | 0.175*** (5.482) | 0.094** (2.24) | 0.317*** (4.522) | 0.286*** (3.586) | 0.283* (1.901) |
| $(S_{i,t}/K_{i,t-1})$ | 0.223*** (16.157) | 0.257*** (15.826) | 0.145*** (5.474) | 0.094*** (5.037) | 0.096*** (4.621) | 0.093** (2.247) |
| $(CF_{i,t-1}/K_{i,t-1})$ | 0.239* (1.823) | 0.139 (0.938) | 0.499* (1.793) | 0.16*** (3.52) | 0.144*** (3.134) | 0.227* (1.722) |
| Adj.R ² | 0.127 | 0.139 | 0.101 | 0.075 | 0.077 | 0.051 |
| F | 111.614 | 100.133 | 16.966 | 27.954 | 21.791 | 5.498 |
| sig | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.001 |
| D.W. | 1.937 | 1.921 | 1.949 | 1.868 | 1.877 | 1.788 |
| 样本数 | 2 277 | 1 848 | 429 | 1 000 | 749 | 251 |

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表2是按自由现金流是否大于FCF均值和是否国有控股对模型(1)进行分类回归的结果。其中:

第[1]列为使用2 277个自由现金流小于FCF均值的样本公司对模型(1)回归的结果,结果显示,托宾Q值、主营业务收入增加值以及内部现金流量的系数为正并且显著,表明自由现金流小于FCF均值的企业投资受到这三种因素的影响。

第[2]列为使用1 848个自由现金流小于FCF均值的国有控股企业样本对模型(1)回归的结果,结果显示,托宾Q值以及主营业务收入增加值的系数为正并且在1%的水平上显著,但内部现金流量的系数不显著。从而验证了H1,表明在样本区间内国有控股企业受到政府非市场化融资安排,融资成本对国有控股企业投资行为的影响较小,自由现金流小于FCF均值的国有控股企业投资不足行为不显著。

第[3]列为使用429个自由现金流小于FCF均值的非国有控股企业样本对模型(1)回归的结果,结果显示,托宾Q值、主营业务收入增加值以及内部现金流量的系数为正并且显著,表明非国有控股企业投资受到这三种因素的影响,自由现金流小于FCF均值的非国有控股企业投资不足行为显著。从而验证了H2。

第[4]列为使用1 000个自由现金流大于FCF均值的样本公司对模型(1)回归的结果,结果显示,托宾Q值、主营业务收入增加值以及内部现金流量的系数为正并且在1%的水平上显著,表明自由现金流大于FCF均值的企业投资受到这三种因素的影响。

第[5]列为使用749个自由现金流大于FCF均值的国有控股企业样本对模型(1)回归的结果,结果显示,托宾Q值、主营业务收入增加值以及内部现金流量的系数为正并且在1%的水平上显著,表明自由现金流大于FCF均值的国有控股企业过度投资行为显著。从而验证了H1,表明受政府非市场化融资安排,国有控股企业一旦拥有较大的自由现金流,则会出现过度投资行为,提高企业投资对现金流的敏感度。

第[6]列为使用251个自由现金流大于FCF均值的非国有控股企业样本对模型(1)回归的结果,结果显示,托宾Q值、主营业务收入增加值以及内部现金流量的系数为正并且显著,表明非国有控股企业投资受到这三种因素的影响,自由现金流大于FCF均值的非国有控股企业过度投资行为显著。从而验证了H2。

四、股权结构对我国上市公司投资行为的影响

1. 描述性统计。表3是按是否大于FCF均值和是否国有控股分组对样本公司第一大股东持股比例进行的描述性统计。统计结果显示,无论是自由现金流小于FCF均值的企业还是自由现金流大于FCF均值的企业,国有控股企业第一大股东持股比例较高,平均在50%左右,高于非国有控股企业第一大股东持股比例。

表4是按是否大于FCF均值和是否国有控股对样本公司第一大股东持股比例分区间进行的描述性统计。统计结果显示,无论是自由现金流小于FCF均值的企业还是自由现金流大于FCF均值的企业,大部分国有控股企业的第一大股东绝对控股地位(即第一大股东持股比率为 $\alpha > 50\%$);有相当多的国有控股企业的第一大股东占相对控股地位(即第一大

股东持股比例为 $25\% < \alpha \leq 50\%$); 大部分非国有控股企业的第一大股东占相对控股地位(即第一大股东持股比例为 $25\% < \alpha \leq 50\%$)。

表3 第一大股东持股比例的描述性统计
(按是否大于FCF均值和是否国有控股分组)

| 分 组 | 均值(%) | 中值(%) | 样本数(家) |
|----------------|-------|-------|--------|
| 总 体 | 47.15 | 47.66 | 3 277 |
| 国有控股 | 49.91 | 51.74 | 2 597 |
| 非国有控股 | 36.59 | 31.28 | 680 |
| 总体(小于FCF均值) | 46.78 | 47.11 | 2 277 |
| 国有控股(小于FCF均值) | 49.18 | 50.43 | 1 848 |
| 非国有控股(小于FCF均值) | 36.44 | 30.83 | 429 |
| 总体(大于FCF均值) | 47.99 | 49.34 | 1 000 |
| 国有控股(大于FCF均值) | 51.72 | 54.75 | 749 |
| 非国有控股(大于FCF均值) | 36.83 | 31.44 | 251 |

表4 第一大股东持股比例分区间的描述性统计
(按是否大于FCF均值和是否国有控股分组)

| 分 组 | 国有控股企业 (自由现金流小于FCF均值) | | | 非国有控股企业 (自由现金流小于FCF均值) | | |
|--------|--------------------------|---------------------------|-----------------|---------------------------|---------------------------|-----------------|
| | $0 < \alpha \leq 25\%$ | $25\% < \alpha \leq 50\%$ | $\alpha > 50\%$ | $0 < \alpha \leq 25\%$ | $25\% < \alpha \leq 50\%$ | $\alpha > 50\%$ |
| 均值(%) | 19.88 | 37.19 | 63.15 | 18.59 | 35.51 | 60.10 |
| 中值(%) | 20.25 | 37.89 | 62.40 | 20.00 | 33.16 | 58.56 |
| 样本数(家) | 145 | 753 | 950 | 116 | 217 | 96 |

| 分 组 | 国有控股企业 (自由现金流大于FCF均值) | | | 非国有控股企业 (自由现金流大于FCF均值) | | |
|--------|--------------------------|---------------------------|-----------------|---------------------------|---------------------------|-----------------|
| | $0 < \alpha \leq 25\%$ | $25\% < \alpha \leq 50\%$ | $\alpha > 50\%$ | $0 < \alpha \leq 25\%$ | $25\% < \alpha \leq 50\%$ | $\alpha > 50\%$ |
| 均值(%) | 19.60 | 37.10 | 64.92 | 17.76 | 35.45 | 57.98 |
| 中值(%) | 20.36 | 36.93 | 64.49 | 19.06 | 30.83 | 57.40 |
| 样本数(家) | 64 | 251 | 434 | 53 | 141 | 57 |

表5 模型(1)回归结果(股权结构变化)

| 变 量 | 非国有控股企业 (自由现金流小于FCF均值) | | | 国有控股企业 (自由现金流大于FCF均值) | | | 非国有控股企业 (自由现金流大于FCF均值) | | |
|--------------------------|---------------------------|---------------------|--------------------|--------------------------|--------------------|---------------------|---------------------------|--------------------|--------------------|
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] | [7] | [8] | [9] |
| 常数项 | 0.019 (0.109) | 0.191* (1.84) | 0.31** (2.488) | -1.02 (-1.652) | 0.195 (1.192) | -0.111 (-0.568) | 0.136 (0.204) | 0.356 (1.302) | -0.044 (-0.077) |
| $Q_{i,t-1}$ | 0.29*** (3.084) | -0.015 (-0.285) | -0.018 (-0.229) | 0.394 (0.971) | 0.238** (2.404) | 0.357*** (2.589) | 0.447 (1.156) | 0.076 (0.456) | 0.588 (1.513) |
| $(S_{i,t}/K_{i,t-1})$ | 0.031 (0.545) | 0.201*** (6.055) | 0.247*** (5.02) | 0.085 (0.789) | 0.056** (1.973) | 0.137*** (4.631) | 0.079 (0.576) | 0.099** (2.32) | 0.139 (1.645) |
| $(CF_{i,t-1}/K_{i,t-1})$ | -0.281 (-0.421) | 0.941*** (2.841) | 0.348 (0.786) | 1.426*** (5.417) | 0.078 (1.371) | 0.153** (1.965) | 0.162 (0.403) | 0.309** (2.283) | 0.048 (0.134) |
| Adj.R ² | 0.094 | 0.167 | 0.195 | 0.399 | 0.056 | 0.076 | 0.001 | 0.059 | 0.029 |
| F | 4.963 | 15.388 | 8.679 | 14.944 | 5.919 | 12.79 | 1.024 | 3.933 | 1.563 |
| sig | 0.003 | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.001 | 0.000 | 0.39 | 0.01 | 0.209 |
| D.W. | 1.825 | 1.882 | 2.027 | 1.68 | 1.851 | 1.84 | 1.97 | 2.003 | 1.477 |
| 样本数 | 116 | 217 | 96 | 64 | 251 | 434 | 53 | 141 | 57 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,括号内的数值代表标准差。

2. 回归结果。表5是利用模型(1)考察第一大股东持股比例变动对国有控股企业和非国有控股企业投资行为的影响。其中:

第[1]、[2]、[3]列代表第一大股东持股比例分别为 $0 < \alpha \leq 25\%$ 、 $25\% < \alpha \leq 50\%$ 以及 $\alpha > 50\%$ 时的自由现金流小于FCF均值的非国有控股企业的回归结果。结果显示,随着第一大股东持股比例的增加,非国有控股企业投资对现金流的敏感度先增后减,与Hadlock(1998)的结论一致,表明居中的股权结构没有促进非国有控股企业的投资。

第[4]、[5]、[6]列代表第一大股东持股比例分别为 $0 < \alpha \leq 25\%$ 、 $25\% < \alpha \leq 50\%$ 以及 $\alpha > 50\%$ 时的自由现金流大于FCF均值的国有控股企业的回归结果。结果显示,随着第一大股东持股比例的增加,国有控股企业投资对现金流的敏感度先降后升,与Hadlock(1998)的结论一致,表明居中的股权结构能够减少国有控股企业的过度投资问题,而分散的股权结构和较为集中的股权结构可能使国有控股企业的过度投资问题更为严重,从而验证了H3。

第[7]、[8]、[9]列代表第一大股东持股比例分别为 $0 < \alpha \leq 25\%$ 、 $25\% < \alpha \leq 50\%$ 以及 $\alpha > 50\%$ 时的自由现金流大于FCF均值的非国有控股企业的回归结果。回归结果没有通过显著性检验,表明股权结构对非国有控股企业的过度投资行为影响不显著,从而验证了H4。

五、研究结论及政策建议

本文的实证研究结果表明上述四个假设是成立的,造成这些问题的原因有:①我国的资本市场作为一种政策性市场的特征仍然较强,国有企业投资受到政府非市场化融资安排,企业外源融资成本较低,而民营企业融资则面临“所有制歧视”;②我国上市公司治理结构尚不完善,股权结构的治理效率低下。

解决的措施包括:必须科学定位资本市场的功能,尽量减少政府非市场化融资安排,消除融资中的“所有制歧视”,充分发挥市场机制的作用;完善证券市场的监管制度和信息披露制度,降低信息不对称程度,保护中小股东权益,降低企业融资成本,提高证券市场资源配置效率;加快企业产权制度改革步伐,充分发挥股权融资的积极作用。

【注】本文系长沙理工大学博士基金资助项目“基于委托代理理论的企业非效率投资行为研究”(项目编号:1004161)的阶段性成果。

主要参考文献

1. O.哈特著.费方域译.企业、合同与财务结构.上海:上海人民出版社,1998
2. 泽维尔·维夫斯著.郑江准等译.公司治理:理论与经验研究.北京:中国人民大学出版社,2006