

股权结构、现金流与资本投资

张翼 李辰*

摘要 对于内部现金流影响企业投资行为的原因,存在两种不同的解释,即对应过度投资的自由现金流假说和对应投资不足的信息不对称理论。本文对1998—2001年上市公司的投资—现金流敏感性进行实证分析。我们发现,在地方政府或一般国企控制的公司,随着第一大股东持股比例的增加,投资对现金流的敏感性下降,支持了过度投资与自由现金流假说;而在中央部委、境内非国有实体和自然人最终控制的公司,没有发现过度投资与自由现金流问题。

关键词 股权结构, 投资—现金流敏感性, 控制人

一、引言

研究企业为投资项目进行的融资行为及其背后的原因兼具理论与现实的重大意义。企业需要通过内部融资和外部融资为投资项目获取资金。内部融资是指利用企业内部产生的可自由支配的现金流为新的投资项目筹集资金,外部融资是指通过发行股票、债券或者贷款的方式从企业外部筹集资金。理论上在完善的资本市场,内部融资成本和外部融资成本相同,企业的投资活动与企业的内部资本或现金流无关。在实际研究中,通过研究企业投资行为与反映融资行为的财务指标间的依赖关系,可以验证资本市场是否完善。已有的研究中发现,企业可支配的现金流是投资支出的重要影响因素¹。但是,目前并没有研究能够明确地解释投资对现金流敏感的原因。

学术界关于投资对现金流敏感的原因,有两种截然不同的解释。一种观点是由 Jensen (1986) 提出的自由现金流假说 (Free-Cash-Flow Hypothesis), 认为由于企业的管理者存在谋求自身利益最大化的动机, 比如通过扩大投资规模获得绩效奖励等, 实际投资金额可能超过企业的最优投资规模, 但是管理者并不需要为错误的投资决策支付成本或者只承担其中很少的一部分。而投资过度带来的风险和损失, 即投资者—管理者代理成本, 主要由股东来承担。这不仅损害了投资者的利益, 而且也是社会经济资源的浪费。

另外一种解释是由 Myers 和 Majluf (1984) 提出的信息不对称理论

* 北京大学光华管理学院。通讯作者及地址:张翼,北京大学光华管理学院,100871,电话(010) 62757895, E-mail: zhangyi@gsm.pku.edu.cn.

¹ 大量文献进行了相关研究,这里仅列出其中几篇:Fazzari, Hubbard 和 Petersor (1988), Hoshi, Kashyap 和 Scharfsteir (1991) 以及 Lamon (1997)。

(Asymmetric-Information Theory), 认为当资本市场不够完善时, 企业外部投资者与内部人之间存在信息不对称, 这使得外部融资的成本高于内部融资成本, 投资者可能要求公司为使用外部资金而支付溢价, 从而导致外部融资成本增加, 管理者在融资时更加倾向于优先考虑内部融资。这时, 特别是对于存在融资约束的公司, 投资规模将对现金流十分敏感。受制于高成本的外部融资, 企业可能为降低外部融资比例而放弃部分增加企业价值的正净现值项目, 从而导致投资不足问题。这既不利于公司价值和股东财富的最大化, 也在某种程度上降低了社会经济资源配置的效率。

中国企业按照所有者性质可以分为国有和非国有两类。前一类企业的最终控制人是政府机构或国有企业, 大股东对投资决策有决定性影响。在这部分公司中, 可以进一步分为两个子类, 一类由中央部委最终控制, 另外一类由地方政府或一般国企最终控制。鉴于这两类公司与政府的外部联系和内部激励机制的差异, 我们将对最终控制人类别不同的公司, 分别研究其自由现金流问题。由地方政府或一般国企最终控制的公司对地方政府的政绩有很大影响, 因而向政府游说和寻租的行为比较普遍, 且作用明显。与中央部委最终控制的公司的大股东相比, 此类公司中的大股东受到的外部监管, 特别是来自政府的监管较少。因此, 他们更容易发生自利的行为。而中央部委最终控制的公司规模一般很大并且属于关系国计民生的重点行业, 特别是诸如石化、电讯、能源等垄断性行业。这些企业的大股东和管理者受到来自中央部委更大力度的监管。所以, 这类公司的代理成本相对由地方政府或一般国企最终控制的公司要少。

管理者的任命、升迁、收入等个人利益与大股东, 特别是第一大股东的利益是密切相关的。例如, 在中国的国有企业, 由于缺少充分竞争的经理人市场, 管理者多是由主管单位直接委派, 其在职利益与大股东(国有股股东)联系紧密。而对于其他性质的公司, 由于股权集中度普遍很高, 也有类似的关系。大股东控制了公司的经营决策权, 为其掠夺小股东财富提供了可能。La Porta, Lopez-de-Silanes 和 Shleifer (1998) 通过研究 27 个国家企业的最终控制人通过交叉持股的金字塔式股权结构进行控制的行为, 发现在世界各地的大型企业中, 主要的代理问题是由大股东掠夺小股东利益导致的。

当第一大股东持股比例相对较低时, 大股东和管理者与小股东利益不一致, 他们谋求更多的私人利益(private benefit), 企业中代理成本高; 随着持股比例的增加, 大股东与小股东的利益一致性提高。随着持股比例的进一步增加, 由于壕沟效应(entrenchment effect)的存在, 大股东利用手中的控制权开始掠夺小股东的财富, 大股东和小股东利益一致性可能在持股比例到达某个水平后下降, 呈现非线性变化趋势。Clasessens, Djankov, Fan 和 Lang (2002) 通过观察亚洲 8 个国家和地区的经济发现, 公司价值随着第一大股东的现金流所有权(cash-flow ownership)的增加而增加, 持股比例具有正向的

激励作用。但是，当第一大股东的控制权超过现金流所有权时，公司价值会下降。这种非线性的关系与我们的推理一致。当对应投资过度的自由现金流假说成立时，投资—现金流敏感性问题主要是由于缺乏对大股东的有效监管导致的。随着持股比例的增加，大股东与小股东利益一致性提高，将使得大股东减少损害小股东利益的非理性投资，从而降低企业投资对内部现金流的敏感性。随着持股比例的进一步增加，由于壕沟效应，大股东和小股东利益一致性可能在持股比例到达某个水平后下降，投资—现金流的敏感性会随之增加。当对应投资不足的信息不对称理论成立时，投资—现金流敏感性问题主要是由于大股东和小股东的信息不对称导致，即随着第一大股东持股比例的增加，大股东将承担更多的外部融资错误定价产生的不利后果，因而不愿意扩大外部融资，从而使得企业投资对现金流的敏感性更强；但是，当在持股比例到达某个水平后大股东与小股东利益一致性下降时，投资—现金流敏感性将相应下降。

本文的研究背景与以往研究的美国公司不同，我们将大股东与小股东的利益一致性纳入分析框架，讨论股权结构对投资—现金流敏感性的影响。我们研究了不同类型的最终控制人的特征以及与之对应的代理问题，并发现最终控制人类型不同的公司，其投资决策也有所区别。由地方政府和一般国企最终控制的公司中存在自由现金流问题，即投资—现金流敏感性随着第一大股东持股比例（作为大股东和小股东利益一致性的代理变量）的增加而下降，而在其他由中央部委最终控制的公司，第一大股东持股比例对投资—现金流敏感性没有显著影响，我们没有发现存在自由现金流问题的证据。

我们希望这项研究能够对于理论研究和业界实践都有所贡献。从学术角度看，我们为自由现金流假说提供了转型经济背景下的实证证据。考虑到大股东和不同等级政府机构之间的联系，我们对比了不同控制人类型的公司内部股权结构对投资—现金流敏感性的影响，并且发现他们之间的确存在显著差异。因而对于投资者和管理者而言，我们的研究有助于更好地理解在不同类型的控制人背景下，与投资不足有关的信息不对称理论和与投资过度有关的自由现金流问题的经济含义。对于政策制定者，我们的研究有助于更好地认识投资不足和投资过度问题，以及与公司股权结构有关的政策导向性问题。企业的投资政策和资本市场的资本配置决定了企业的竞争力和国家经济资源的配置效率，进而影响国家产业竞争力。因而有必要研究在目前的中国企业和资本市场中，哪种理论更具有解释力，即存在投资不足问题还是投资过度问题，以便利益相关者可以做出正确的决策。

本文以下内容安排如下。第二部分对已有理论和实证研究做一简要回顾。第三部分，我们借用已有模型讨论信息不对称问题，并且采用直观的方式解释自由现金流问题。第四部分我们设立了实证回归模型并且在第五部分对数据进行描述统计。第六部分，我们报告实证研究结论和有关分析。最后一部

分简要总结研究结论。

二、理论研究和文献回顾

(一) 国内外研究回顾

国内外的学者以投资—现金流敏感性问题作为研究的切入点,揭示信息不对称理论和自由现金流假说何者更具有解释力。周立(2002)以白酒行业为研究对象,在描述统计基础上发现,1998—2000年白酒行业效益稳定但发展缓慢,自由现金流充裕,上市公司广泛投资其他行业;并由此推断白酒行业企业存在自由现金流代理问题。此项研究揭示了中国上市公司可能存在投资过度 and 浪费经济资源的现象,但是对应投资过度的自由现金流代理问题存在与否的验证需要更加严谨的推理和统计检验。

冯巍(1999)用1995—1997年135家上市公司的数据,参照Fazzari等(1988)的模型,研究发现现金流对每股分红低于0.05元的企业、非国家重点企业的公司的投资水平有显著影响,从而得出这些公司面临信息不对称导致的融资约束。Fazzari等(1988)的模型中按照股利支付率高低区分企业类型的方式,其前提假定是分配股利少的公司必然有更好的投资机会,而那些没有或只有较少的正净现值项目可以投资的公司倾向于支付较多的股利。然而,国内上市公司大股东往往在不分红的前提下可以通过关联交易转移利润、变相分红等做法获得额外收入,股利支付水平,特别是股利支付的绝对水平很难反映企业的投资机会。所以,通过股利支付水平作为公司投资机会优劣的判断标准不够准确。Vogt(1994)在研究中发现,股利支付率较低的公司中,有形资产投资高的大型公司更容易存在自由现金流代理问题,而有形资产投资少的小型公司更容易存在信息不对称。因而通过支付股利低的公司投资—现金流敏感性强就简单地推断上市公司存在信息不对称的推理不够全面。冯巍(1999)发现国家重点扶植的企业的投资对现金流不敏感,并且认为非市场的融资安排削弱了企业投资和内部现金流的关系。

Hadlock(1998)认为,自由现金流问题的存在直接与管理者的代理成本有关。内部人持股比例又是管理者与股东利益一致程度的重要指标。他研究了内部人持股比例与投资—现金流敏感性问题之间的关系,使用美国435家公司1973—1976年的数据进行统计检验并且发现企业的投资—现金流敏感性随着内部人持股比例的增加呈现出先上升后下降的非单调趋势。这一结果与对应投资不足的信息不对称理论一致。但是,以上结论是以成熟的美国资本市场为背景,在新兴的资本市场中,特别是在股权集中、国有股东持股比例很高的中国资本市场,对大股东缺乏监管,对小股东利益缺乏有效保护,股权结构对企业的投资—融资行为产生影响是一个值得研究的问题。

（二）本文与已有研究的关系

中国上市公司的股权结构特点主要体现在两个方面。一是国有股股东对企业的经营管理活动，包括投资和融资决策影响明显；二是国有股股东内部在性质上有明显差异，由中央部委和地方政府或一般国企控制的企业，在外部融资渠道和内部资金利用监管方面并不相同。因而对投资—现金流敏感性的影响也会有所区别。基于上文分析和中国上市公司的股权结构特点，我们在区分公司最终控制人类别的基础上研究投资—现金流敏感性并且进一步解释中国上市公司投资对现金流敏感背后的原因。

我们在研究中发现，在地方政府或一般国企控制的公司，随着第一大股东持股比例的增加，投资—现金流敏感性下降；而在由中央部委和非国有实体控制的公司，随着第一大股东持股比例的增加，投资—现金流敏感性并没有下降。结果表明地方政府或一般国企控制的公司，存在过度投资与自由现金流问题。我们从投资—现金流敏感性的角度为自由现金流假说的存在提供了新的实证证据。

本文指出的过度投资与自由现金流问题是由于所有权结构安排导致的低效率的资源配置问题。这不仅影响了企业的竞争力，而且由于这种低效率投资现象在地方政府和国有企业控制的企业的普遍存在，又进一步影响了我国的产业竞争力。

我们还发现公司控制人性质不同，信息不对称和代理成本问题是否存在以及严重程度如何有明显区别，从而对投资—现金流敏感性的影响方式和程度也不尽相同。分别研究不同控制人类型的公司中的公司治理和投资—现金流敏感性问题是必要和有意义的。如果不做区分，只是对上市公司进行笼统地分析，有时会得出混淆甚至是完全相反的结论。

三、管理者动机与投资的理论与模型

（一）信息不对称导致的投资不足问题

我们遵循和借用 Myers 和 Majluf (1984) 与 Daniel 和 Titman (1995) 以及 Hadlock (1998) 的管理者动机与投资模型。由于信息不对称导致的投资不足问题不能很直观地导出，我们在这里描述一下已有模型分析。限于篇幅，我们主要强调对推导步骤和结论的直观描述。我们定义 α 为管理者与投资者利益一致性的程度，可以视作管理者内部化股东投资收益的比例。第 0 期，公司资产为 A ，并且获得现金流为 c 。第 1 期，公司管理者做出一项融资决策，向外部进行权益融资 e 。之后，决定企业的投资水平为 $i \leq c + e$ 。第 2 期，公司价值等于第 0 期的资产存量，加上前一期的投资收益，再加上前一

期投资后剩余的资金。为简单起见不考虑贴现。第1期在 $i \leq i_e$ 的投资水平下,投资收益为 gi ,其中 $g > 1$ 。为简化问题,我们假设任何高于 i_e 的投资水平不会产生高于 gi_e 的投资收益,并且我们进一步假设管理者的投资水平被限制在 i_e 以下。最后,我们假设 $c < i_e$,保证公司需要通过外部融资以提高投资效率。

由于信息不对称的存在,只有公司管理者确切知道企业资产的价值高或者低,这里用 A_h 或者 A_l 代表,这里假定 $A_h > A_l$ 。外部投资者只知道企业资产价值是 A_h 的概率为 p ,是 A_l 的概率为 $1-p$ 。另外,在投资水平 i 下,管理者谋求与投资规模相关的私人利益为 γi ,其中 $\gamma > 0$ 。在企业外部融资 e 后,市场由这一信号判断企业为资产质量高的公司的概率为 $\mu(e)$,预期资产价值为 $A(e|\mu) = \mu(e)A_h + (1-\mu(e))A_l$ 。公司需出售股权的 s 以融资 e 。对于存在融资约束的公司,满足 $i = e + c$,并且给定一组 e 和 μ 时有 $s(e|\mu) = e/[A(e|\mu) + g(c+e)]$ 。在给定上述管理者偏好时, $j \in \{h, l\}$ 型企业的管理者的目标效用函数为

$$\alpha[1 - s(i - c | \mu)] [A_j + gi] + \gamma i. \quad (1)$$

为导出均衡投资水平,用 $s(e|\mu)$ 的表达式带入(1)式。当管理者进行外部融资时得到的收益为

$$[\alpha(g-1) + \gamma] e + c + \alpha \frac{(A(e|\mu) - A_j)e}{A(e|\mu) + g(e+c)}. \quad (2)$$

根据 Daniel 等(1995)的结论,这一典型融资信号博弈的均衡解是分离均衡(separate equilibrium),其中资产质量低的公司将按均衡投资水平 i_e 进行投资,而资产质量高的公司由于高成本的外部融资,将按照 $\bar{i} < i_e$ 的水平投资。均衡中,资产质量高的公司融资的金额刚好达到资产质量低的公司均衡策略和减少投资以出售高估价格的股份之间无差异的水平。这一点可以描述如下:

$$[\alpha(g-1) + \gamma] [i_e - \bar{i}] = \alpha \frac{(A_h - A_l)(\bar{i} - c)}{A_h + g\bar{i}}. \quad (3)$$

等式(3)中,左侧代表了自利的管理者无效投资的效用损失,右侧代表了其从出售过高定价的股份中得到的效用利得。直观上看,随着 α 的增加而资产质量高的公司的投资水平 \bar{i} 不变时,等式(3)的右侧将超过左侧。为达到均衡, \bar{i} 必须减少。当公司内部现金流低于均衡投资水平 i_e 时, α 高的公司投资受现金流影响更大。

综上有定理1 $\frac{\partial \bar{i}}{\partial \alpha} < 0$, $\frac{\partial \bar{i}}{\partial c} > 0$, $\frac{\partial^2 \bar{i}}{\partial \alpha \partial c} > 0$ 。模型表明,随着 α 的增加,投资对现金流的敏感性也随之上升²。

² 由于篇幅所限,此处严格证明参见 Daniel 等(1995)和 Hadlock(1998)。

（二）自由现金流代理问题

Jensen (1986) 的自由现金流假说认为，当管理者能够支配超过可盈利的投资项目所需要的资金时，由于管理者不必为过度投资承担全部风险，他们为寻求与投资规模相关的自身利益最大化，有动机将这部分资金，即自由现金流，投入到净现值为负的项目中。这样，由于外部融资带来的对管理者的约束使得他们在内部融资不足时不会通过外部融资获得资金，而当企业内部存在自由现金流时，管理者会将尽可能多的内部融资用于投资，投资与现金流正相关。

当自由现金流假说成立时， α 较低的公司中代理问题严重，由此导致的自由现金流代理问题更加明显，管理者和大股东为追求与投资规模有关的私人利益最大化而使得投资支出对现金流非常敏感，并导致过度投资。随着 α 的增加，管理者和大股东与小股东的利益一致性提高，代理问题有所缓解，投资更加谨慎，因而对现金流的敏感性随之下降。

四、实证回归模型

（一）以第一大股东持股比例作为 α 的代理变量

在中国上市公司，管理者在职利益与大股东，特别是第一大股东的利益联系紧密，因而在实证检验中，我们以第一大股东的持股比例作为衡量大股东与小股东利益一致性的指标是符合实际的。如果自由现金流假说成立，即投资对现金流的敏感性是由大股东存在寻求规模投资以增加私人利益的动机产生的，那么随着第一大股东持股比例的增加，大股东的利益与小股东利益趋于一致，投资对现金流的敏感性相应降低；相反地，如果是信息不对称理论成立，随着第一大股东持股比例增加，大股东与小股东利益趋于一致，投资不足问题加重，投资对现金流的敏感性相应升高。

（二）回归模型

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，Tobin's Q 与投资成正相关关系。加速模型 (Accelerator Model) 认为，企业的产出刺激了投资。因而在模型中分别引入期初的 Tobin's Q 和主营业务收入增加值作为控制变量。同时基于上文的分析，由于资本市场不完善，外部融资成本高于内部融资成本，企业内部产生的可支配现金流也会影响投资支出；并且，投资对现金流的敏感性受到管理者与投资者利益一致性的影响。我们在回归方程中引入了现金流以及现金流与第一大股东持股比例的乘积项。构成的基本回归模型如下：

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = (\text{Controls}) + \beta_1 \frac{\text{Lagged_sales}_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \beta_2 Q_{i,t-1} + \beta_3 \frac{\text{Cashflow}_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\text{Cashflow}_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} \times \text{Sshr}_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

其中, i 代表第 i 家公司。 I_{it} 是第 t 期的投资, 等于现金流量表中“购建固定资产、无形资产和其他资产的现金”一项的金额。 $K_{i,t-1}$ 是第 $t-1$ 期的总资产的账面价值。 $\text{Lagged_sales}_{i,t-1}$ 是第 $t-1$ 期的主营业务收入相对上一期的增加额。 $Q_{i,t-1}$ 是第 $t-1$ 期的 Tobin's Q 值, 等于当期除去流动资产以外的其他全部资产负债的市场价值除以其重置价值³。 $\text{Cashflow}_{i,t-1}$ 是第 $t-1$ 期的现金流, 等于净收益 - 优先股股利 + 本期计提累计折旧 + 本期发生的递延税款贷项。 Sshr_{it} 是第 t 期的第一大股东持股比例。 Controls 是其他控制变量。

基于上文分析, 当对应投资过度的自由现金流假说成立时, 回归系数 β_4 应为负。当对应投资不足的信息不对称理论成立时, 我们预期回归系数 β_4 应为正。

五、样本数据

(一) 数据

1998年后, 中国证券市场容量大增, 为实证研究提供了充足的样本量。我们以1998—2001年发行A股的上市公司作为研究对象。本文使用的原始数据中, 上市公司财务报表数据和市场交易数据分别来自色诺芬财务数据库和价格数据库。另外我们进一步区分了控制人类别, 包括中央部委、地方政府或一般国企(包括地方政府和一般国企)、非国有境内法人、自然人、职工持股会和境外法人。

首先, 考虑到收购、合并等非持续性经营活动对企业投资决策和现金流状况的偶然性影响, 我们从样本中剔除了在1998—2001年间发生过重大资产重组从而经营发生根本性变化的公司。其次, 由于金融保险企业的行业特殊性, 也没有包括在样本中。同时, 对回归变量数据缺失的样本予以剔除。另外, 为保证对变量统计结果解释的一致性, 我们剔除了1998—2001年投资和现金流小于0的公司。由于境外法人控制和职工持股会控制的公司数量很少, 我们没有对这两组样本进行统计检验。为确保一定的样本量, 我们使用了非

³ 具体计算公式为(考虑非流通因素的总市值 + 长期负债的账面价值 + 流动负债的账面价值 - 流动资产的账面价值) ÷ (总资产的账面价值 - 流动资产的账面价值), 其中考虑非流通因素的总市值由色诺芬数据库直接提供, 其计算公式为: A股年末收盘价 × A股流通股股数 + B股年末外币收盘价 × B股总股数 × 汇率 + H股年末外币收盘价 × H股总股数 × 汇率 + 上年末净资产 / 当日总股本 × (总股本 - A股流通股股数 - B股股数 - H股股数)。

均衡的面板数据 (Unbalanced Panel Data)。

(二) 描述统计

表 1 中包含两个表格, 分别列示了整个样本期 (1998—2001 年, 表 1A) 和样本期中间一年 (2000 年, 表 1B) 由中央部委控制和地方政府或一般国企控制的公司中, 第一大股东持股比例的分布。在 1998—2001 年地方政府或一般国企最终控制的公司 1767 个样本中, 第一大股东持股比例的均值为 45.389, 标准差为 17.071, 取值在 3.13% 到 88.58% 之间。分布比较分散。两列样本数的比较可以看出, 第一大股东持股比例在 2000 年的横截面分布与 1998—2001 年全部样本中的分布大体一致。

表 1A 第一大股东持股比例分布—地方政府或一般国企控制的公司

第一大股东持股比例 (%)	样本个数 (1998—2001 年)	样本个数 (2000 年)
$Sshr \leq 20$	103	26
$20 < Sshr \leq 30$	314	87
$30 < Sshr \leq 40$	320	89
$40 < Sshr \leq 50$	282	77
$50 < Sshr \leq 60$	340	99
$60 < Sshr \leq 70$	264	78
$70 < Sshr$	144	45
合计	1767	501

表 1B 第一大股东持股比例分布—中央部委控制公司

第一大股东持股比例 (%)	样本个数 (1998—2001 年)	样本个数 (2000 年)
$Sshr \leq 20$	5	2
$20 < Sshr \leq 30$	30	7
$30 < Sshr \leq 40$	50	16
$40 < Sshr \leq 50$	48	15
$50 < Sshr \leq 60$	88	24
$60 < Sshr \leq 70$	44	12
$70 < Sshr$	34	9
合计	299	85

注: 第一列中 $Sshr$ 等于国有控股公司(区分为由地方政府或一般国企控制和由中央部委控制两类)第一大股东持股比例, 数据来自色诺芬公司治理数据库。第二列是全部样本中对应每个控股股权比例区间的观测个数。第三列是 2000 年对应每个控股股权比例区间的公司个数。从第二、三列的比较可以看出, 在控股股权比例的各个区间, 2000 年公司个数的分布与全部样本中观测个数的分布大体一致。

表 2 和表 3 分别列示了 2000 年由中央部委控制和由地方政府或一般国企控制的公司中, 相关变量和财务指标的中位数。随着第一大股东持股比例的增加, 投资和现金流都呈现出非单调的变化趋势, Tobin's Q 值单调递减, 股利支付单调递增。然而, 从描述统计简单推断自由现金流代理问题是否存在

或者信息不对称理论是否成立是武断的。Kaplan 和 Zingales (1997) 认为现金账面余额高的公司不易出现融资约束。而 Calomiris 和 Himmelberg (1995)、Calomiris、Himmelberg 和 Wachtel (1995) 以及 Houston 和 James (1996) 都发现容易出现融资约束的公司反而持有大量库存现金和营运资本。对财务指标的解释众说纷纭,使得描述统计的意义受到限制。而且,现金和短期资产和的多次波动也削弱了其本身的解释力。

表2 变量描述统计——2000年501家公司由地方政府或一般国企控制的公司
(按照第一大股东持股比例分组)

中位数	(1)	(2)	(3)	(4)	
公司个数	501	125	125	125	126
I/K_{t-1}	0.0404	0.0477	0.0371	0.0309	0.0487
$Cashflow_{t-1}/K_{t-1}$	0.0761	0.0748	0.0763	0.0662**	0.0853**
Q_{t-1}	2.0677	2.3039*	2.1047	1.9993	1.834***
$Lagged_sales_{t-1}/K_{t-1}$	0.0409	0.0681***	0.0268	0.0347	0.0447**
LD/K	0.0311	0.0280	0.0416	0.0245	0.0316
$CashSec_{t-1}/K_{t-1}$	0.1629	0.1694	0.1525	0.1671	0.1383*
$K(\times 10^8)$	10.4	9.46	8.81**	10.7	13.2***
$Dividends_{t-1}/K_{t-1}$	0.0069	0.0049	0.0061	0.0100	0.0129

注:1. 上表中的数据依据2000年501家中央部委最终控制的公司披露的信息计算得到。其中 I 为本期的资本支出,金额等于现金流量表中“购建固定资产、无形资产和其他长期资产的现金”一项的金额。 K_{t-1} 等于本期期初总资产的账面价值。 Q_{t-1} 是本期期初的 Tobin's Q 值,计算公式同前。 LD 等于本期期末长期负债的账面价值。 K 为本期期末总资产的账面价值。 $CashSec_{t-1}$ 为本期期初资产负债表中货币资金与短期投资净额之和。 $Dividends_{t-1}$ 为上一期分配股利或利润支付的现金。

2. 第一列的数值为使用501家公司数据计算的各变量中位数。按照第一大股东持股比例由低到高排序,第(1)~(4)组分别为持股比例最少的25%、25%—50%、50%—75%和最多的25%的公司。并且,用 Wilcoxon Rank-Sum 方法检验了每组相对于持股比例更高的下一组,各变量中位数是否显著不等。第(4)组与第(1)组比较。

3. *, **, *** 分别代表中位数在10%, 5%, 1%的水平下显著不等。

表3 变量描述统计——2000年85家由中央部委控制的公司
(按照第一大股东持股比例分组)

中位数	(1)	(2)	(3)	(4)	
公司个数	85	21	22	21	21
I/K_{t-1}	0.042	0.030***	0.063*	0.033	0.042
$Cashflow_{t-1}/K_{t-1}$	0.084	0.071	0.115**	0.072	0.101
Q_{t-1}	2.084	2.220	2.090	2.085	2.068
$Lagged_sales_{t-1}/K_{t-1}$	0.074	0.0620	0.084	0.074	0.100
LD/K	0.021	0.009	0.029	0**	0.035
$CashSec_{t-1}/K_{t-1}$	0.176	0.176	0.190	0.177	0.114
$K(\times 10^8)$	11.2	10.8	10.0	12.4	11.2
$Dividends_{t-1}/K_{t-1}$	0.001	0.009	0.0004	0.0009	0*

注:变量定义和分组标准同表2。

六、实证回归结果及分析

(一) 基本模型回归

由于地方政府或一般国企控制的公司样本量最大，在全部上市公司中最具代表性，因而我们主要分析这组公司的回归结果。我们在对非均衡面板数据回归时，控制了公司水平和年度水平的固定效应。表4中，第(1)列报告了使用1998—2001年由地方政府或一般国企最终控制的公司的1767个样本对基本的投资—现金流敏感性方程进行回归的结果。投资对现金流敏感性显著，相关系数为0.2461。Tobin's Q的系数为正并且在1%的水平上显著，样本中的上市公司市场表现越好投资越多。现金流项的系数为正，并且在1%的水平上显著，说明企业投资的确受到内部资金的影响，对现金流非常敏感。第(2)列中，我们考虑了企业产出对投资的刺激作用。主营业务收入增加值一项的系数为负但不显著。现金流和Q值的回归系数都在1%的水平下显著，但是我们不能就此简单地认为样本中的上市公司存在融资约束，因为此时信息不对称理论和自由现金流假说都有可能成立。一方面，企业可能由于资本市场的信息不对称而难于获得充足的外部资金进行投资，所以投资会对内部现金流敏感。另外一方面，也有可能由于大股东为谋求私人利益，特别是不惜投资于净现值小于零的项目而获取由投资规模带来的收益时，企业投资也可能对内部现金流很敏感，但这时并不存在融资约束问题。所以有必要进一步将大股东与小股东利益一致程度的因素考虑进来，区分两种理论的解释力。

我们引入了第一大股东持股比例作为管理者和大股东与小股东利益一致性的代理变量，在回归方程式中增加了现金流与第一大股东持股比例乘积项。表4中第(3)列，乘积项的相关系数为-0.755，并且在1%的水平下显著，说明随着第一大股东持股比例的增加，管理者和大股东与小股东利益更加一致，投资—现金流的敏感性在下降。与我们在上文中分析的自由现金流假说成立时的情况一致。

表4 对投资的回归结果—由地方政府或一般国企控制的公司

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Q_{t-1}	0.005*** (0.001)	0.0052*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
$Cashflow_{t-1}/K_{t-1}$	0.246*** (0.035)	0.246*** (0.035)	0.602*** (0.106)	0.694*** (0.119)	0.917*** (0.156)	1.569* (0.870)
$Lagged_sales_{t-1}/K_{t-1}$		-0.006 (0.012)	-0.007 (0.012)	-0.006 (0.011)	-0.005 (0.011)	-0.004 (0.011)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Sshr$			-0.755*** (0.213)	-0.840*** (0.218)	-1.052*** (0.238)	-1.012*** (0.244)

(续表)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times Q_{t-1}$				-0.014*	-0.013*	-0.014*
				(0.008)	(0.008)	(0.008)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times \text{Age}_{t-1}$					-0.025**	-0.023**
					(0.011)	(-0.023)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times \text{Size}_{t-1}$						-0.033
						(0.044)
Adjusted R ²	0.0561	0.0562	0.0667	0.069	0.073	0.074
样本个数	1767	1767	1767	1767	1767	1767

注 1. 上表数据来自 1998—2001 年地方政府或一般国企最终控制的公司的 1767 个样本,被解释变量是 $1/K_{t-1}$ 。我们在控制了公司水平和年度水平的固定效应后进行非均衡面板数据回归。括号中是参数估计的标准差。 Age_{t-1} 是公司自成立至观测当年的存在年数。 Size_{t-1} 是期初总资产账面价值的自然对数。其他变量定义同表 2。

2. *, **, *** 分别代表在 10%, 5%, 1% 的水平下显著。

(二) 有效性检验

1. 添加控制变量

为进一步检验回归方程的有效性,我们又考虑了其他可能对投资—现金流敏感性产生影响的因素,并且将他们与现金流的交互作用作为控制变量(以乘积项的形式体现)。Vogt (1994) 认为,对于股利支付率低的公司,当自由现金流假说成立时,公司的 Tobin's Q 值应该与投资—现金流敏感性呈统计上的负相关关系,而当信息不对称理论成立时,二者应呈正相关关系。在表 4 第(4)列中,我们引入了现金流与 Q 的乘积项,结果显示该项的回归系数为 -0.014,并且在 10% 的水平下显著不为零,与 Vogt 的研究结论一致,进一步支持了样本公司中自由现金流假说成立的结论。在第(5)列中,现金流与公司年龄的乘积项回归系数小于零,数值较小但是显著。说明随着公司逐渐发展,对融资方式的选择更加成熟,因而投资对现金流的敏感性逐渐下降。在第(6)列中,引入了现金流与公司规模的乘积项,这一项的回归系数为负,数值较小且不显著,说明在投资对现金流的敏感性方面,规模较大的公司相对于较小的公司并没有表现出相对低的敏感性,这一结论与 Hadlock (1988) 的结果一致。

增加了公司年龄、公司规模和 Tobin's Q 等几个关于投资—现金流敏感性的控制变量后,第一大股东持股比例对投资—现金流敏感性的影响方式没有变化,并且都拒绝了第一大股东持股比例与敏感性无关的零假设。说明考虑管理者与投资者利益一致性(第一大股东持股比例)后的模型在解释投资对现金流的敏感性方面是有效的。

2. 换用不同样本期

鉴于分析结果可能受面板数据时间窗选择的影响,我们换用了相邻的其他几年的数据对回归方程进行统计检验。我们分别以 1998—2002、1998—

2000、1999—2002 以及 1999—2001 地方政府或一般国企最终控制的公司作为样本对方程 (4) 进行回归, 都得到了类似的结果, 支持存在自由现金流代理问题的假说。

3. 按持股比例分组回归

我们选用样本期中间一年 (2000 年) 的数据, 按照第一大股东持股比例分组对投资进行回归, 发现各组现金流系数都显著为正, 说明投资对现金流非常敏感。随着持股比例的增加, 现金流项的回归系数减小, 从第 (1) 组的 0.977 减小到第 (3) 组的 0.239。随着持股比例的增加, 大股东与小股东利益一致性提高, 企业投资对内部现金流的敏感性降低, 结果支持自由现金流假说。随着持股比例的进一步增加, 现金流项的回归系数反而增大到第 (4) 组的 0.623。由于壕沟效应⁴, 持股比例达到某一水平后, 大股东和小股东利益一致性下降, 投资—现金流的敏感性随之增加。

表 5 按持股比例分组回归——由地方政府或一般国企控制的公司

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Lagged sales _{t-1} /K _{t-1}	-0.012 (0.021)	0.012 (0.038)	0.018 (0.045)	0.011 (0.070)
Q _{t-1}	-0.004* (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.008** (0.004)	0.001 (0.003)
Cashflow _{t-1} /K _{t-1}	0.977*** (0.225)	0.344*** (0.1100)	0.239** (0.095)	0.623*** (0.136)
Adjusted R ²	0.371	0.101	0.061	0.135
公司个数	125	125	125	126
分组标准	Ownership = 1	Ownership = 2	Ownership = 3	Ownership = 4

注: 1. 上表回归结果来自 2000 年 501 家公司的数据。被解释变量为 I/K_{t-1} 。分组标准为 Ownership = 1 代表第一大股东持股比例属于 501 家公司中最低的 25% 一组, Ownership = 2 代表第一大股东持股比例属于 501 家公司中第 25% 至第 50% 一组, Ownership = 3 代表第一大股东持股比例属于 501 家公司中第 50% 至第 75% 一组, Ownership = 4 代表第一大股东持股比例属于 501 家公司中最高的 25% 一组。括号中为参数估计的标准差。

2. *, **, *** 分别代表在 10%, 5%, 1% 的水平下显著。

(三) 其他最终控制人类别组的回归结果

表 6 报告了由中央部委控制的公司的投资—现金流敏感性模型的回归结果。第 (1) 至 (5) 列中, 现金流的回归系数为不显著或者显著为负, 说明此类公司投资对现金流不敏感。在考虑股权结构的影响后, 第一大股东持股比例与现金流的乘积项系数在第 (3) 至第 (6) 列均为正, 在第 (4) 和 (6) 列中在 5% 的水平下显著。没有证据显示在由中央部委控制的公司存在自由现金流问题。在实际中, 中央部委控制的公司与地方政府或一般国企控制的公司存在融资、投资、监管等方面有很大区别, 因而结果不一致。

⁴ 参见 Morck, Shleifer 和 Vishny (1988), McConnell 和 Servaes (1990) 和 Hadlock (1998)。

表6 对投资的回归结果——中央部委控制的公司

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Q_{t-1}	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.005)	0.003 (0.005)
$Cashflow_{t-1}/K_{t-1}$	0.004 (0.021)	0.004 (0.021)	-0.078 (0.069)	-0.229** (0.098)	-0.203 (0.191)	6.133*** (1.097)
$Lagged_sales_{t-1}/K_{t-1}$		-0.009 (0.026)	-0.007 (0.026)	-0.004 (0.026)	-0.004 (0.026)	-0.002 (0.024)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Sshr$			0.168 (0.135)	0.307** (0.148)	0.284 (0.213)	0.664*** (0.206)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Q_{t-1}$				0.038** (0.017)	0.038** (0.017)	-0.003 (0.017)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Age_{t-1}$					-0.002 (0.015)	-0.007 (0.014)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Size_{t-1}$						-0.308*** (0.052)
Adjusted R^2	0.028	0.029	0.037	0.062	0.062	0.217
样本个数	299	299	299	299	299	299

注:1. 上表回归结果来自1998—2001年中央部委最终控制的公司数据。变量定义和参数估计方法同表4。括号中是参数估计的标准差。

2. *, **, *** 分别代表在10%, 5%, 1%的水平下显著。

表7中报告了境内非国有法人控制的公司对投资—现金流敏感性实证模型的回归结果。现金流项的相关系数为负,且在第(4)至(7)列显著。现金流与持股比例乘积项系数为正,且在后面三列显著。这些结果说明,在境内非国有法人控制的公司,投资对现金流的敏感性随着第一大股东持股比例的增加而增加,与信息不对称理论成立时的结论一致。

表7 对投资回归——境内非国有法人控制的公司

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Q_{t-1}	0.006* (0.004)	0.006* (0.004)	0.007* (0.004)	-0.009 (0.007)	-0.013* (0.007)	-0.013* (0.007)
$Cashflow_{t-1}/K_{t-1}$	0.189* (0.189)	0.172 (0.107)	-0.149 (0.259)	-0.783** (0.323)	-1.362*** (0.375)	-4.172* (2.126)
$Lagged_sales_{t-1}/K_{t-1}$		0.026 (0.032)	0.032 (0.32)	0.028 (0.031)	0.014 (0.031)	0.006 (0.031)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Sshr$			0.885 (0.650)	1.100* (0.629)	1.184* (0.611)	1.260** (0.611)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Q_{t-1}$				0.150*** (0.49)	0.161*** (0.047)	0.156*** (0.047)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Age_{t-1}$					0.070*** (0.025)	0.060** (0.026)
$(Cashflow_{t-1}/K_{t-1}) \times Size_{t-1}$						0.145 (0.108)
Adjusted R^2	0.055	0.061	0.077	0.153	0.212	0.225
样本个数	197	197	197	197	197	197

注:变量定义同表4。括号中是参数估计的标准差。*, **, *** 分别代表在10%, 5%, 1%的水平下显著。

表 8 中报告了由自然人控制的公司的回归结果。从第 (3) 列的结果看, 当考虑股权结构因素后, 投资对现金流由敏感变为不敏感, 且现金流与持股比例乘积项的系数不显著, 因而无法判断此类企业投资对现金流的敏感性能否被自由现金流假说或信息不对称理论解释。

表 8 对投资回归——自然人控制的公司

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Q_{t-1}	0.008*	0.008*	0.008*	0.011*	0.011*	0.011*
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
$\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}$	0.286***	0.286***	0.227	0.431	0.155	1.248
	(0.103)	(0.104)	(0.258)	(0.327)	(0.515)	(2.772)
$\text{Lagged_sales}_{t-1}/K_{t-1}$		-0.003	-0.004	-0.003	-0.002	-0.002
		(0.029)	(0.029)	(0.029)	(0.029)	(0.030)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times \text{Sshr}$			0.188	0.190	0.621	0.760
			(0.743)	(0.743)	(0.970)	(1.034)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times Q_{t-1}$				-0.038	-0.049	-0.050
				(0.038)	(0.040)	(0.041)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times \text{Age}_{t-1}$					0.029	0.036
					(0.042)	(0.046)
$(\text{Cashflow}_{t-1}/K_{t-1}) \times \text{Size}_{t-1}$						-0.060
						(0.150)
Adjusted R^2	0.0845	0.0846	0.0852	0.095	0.101	0.101
样本个数	182	182	182	182	182	182

注: 变量定义同表 4。括号中是参数估计的标准差。*, **, *** 分别代表在 10%, 5%, 1% 的水平下显著。

从以上回归结果看, 不同控制人类型的公司投资—现金流敏感性的大小及其背后的原因也不尽相同, 这表明我们将上市公司按照控制人分类, 分别研究各类公司的投资—现金流敏感性问题是必要的。

(四) 结果讨论

我们关于地方政府或一般国企控制的公司存在自由现金流代理问题的结论有可能受到困扰。即有可能由于第一大股东持股比例增加的同时也拓宽了企业融资渠道, 增强了企业的债务融资能力, 投资对内部资金的依赖程度下降, 从而导致投资—现金流敏感性也随之降低。此时, 股权结构对投资—现金流敏感性的影响与企业的代理成本无关, 自由现金流假说并不成立。然而, 如果我们观察到的投资—现金流敏感度随持股比例下降是由于持股比例越高, 融资约束越小而导致的, 那么投资—现金流敏感度应随持股比例单调下降。但是在表 5 中我们发现随着持股比例的增加, 企业投资对内部现金流的敏感性降低, 而随着持股比例超过某一水平, 现金流项的回归系数反而增大, 即投资—现金流敏感度随持股比例呈非线性变化。因此这一结果否定了我们观察到的投资—现金流敏感度随持股比例下降是由于持股比例越高, 融资约束

越小而导致的这种考虑。

另外, 第一大股东持股比例的增加在中央部委控制的企业相对于地方政府或一般国企控制的企业能带来更多的益处, 在便利企业融资方面能够发挥更大的作用。若上述质疑成立, 那么在中央部委最终控制的企业, 随着第一大股东持股比例的增加, 投资—现金流敏感性也应该迅速下降。但是, 我们在实证检验中发现了完全相反的结论, 这样可以说明, 以上质疑是不能成立的。同时, 在公司控制人的性质上, 地方政府或一般国企与境内非国有实体(主要是集体控制)也是具有可比性的, 如果上文提及的质疑确实存在, 那么后一类公司的投资—现金流敏感性也应该随着第一大股东持股比例的增加而下降。但是我们在境内非国有实体最终控制的企业中并没有发现这一现象, 相反, 投资—现金流敏感性随着持股比例的增加而显著上升, 说明上述质疑并不成立。而且, 通常这类企业在外部融资方面相对于国有企业有很大的劣势, 往往存在由于信息不对称导致的融资约束。这与我们的结果恰好是一致的。

六、结 论

以前关于企业融资行为的研究中多发现偏好内部融资的现象, 在使用信息不对称理论解释这些现象时, 一直不能排除基于代理问题提出的自由现金流假说。

本文在分析融资方式偏好与企业投资行为问题时, 从投资—现金流敏感性的角度, 将股权结构因素纳入分析框架, 并且在投资信号模型推导和理论分析的基础上提出, 当对应投资过度的自由现金流假说成立时, 投资—现金流敏感性应随第一大股东的持股比例的上升而下降; 当对应投资不足的信息不对称理论成立时, 投资—现金流敏感性应随第一大股东持股比例的上升而上升。并且我们认为, 控制人类别不同的公司, 导致其投资对现金流敏感的原因也不相同, 需要加以区分。

我们利用1998—2001年中国上市公司的数据对投资—现金流敏感性进行了实证分析。我们发现在地方政府或一般国企控制的公司存在显著的自由现金流代理问题, 而在中央部委、境内非国有法人以及自然人最终控制的公司中并没有发现自由现金流代理问题。

本文的主要结果在于通过实证研究支持了自由现金流假说。这对理论研究、业界实践和政策制定都是有意义的。而且, 相对集中的股权结构在世界范围内更具有代表性。与以往建立在股权分散背景下的研究不同, 我们的结论可以适当地推广到世界许多股权集中的国家。

参考文献

- [1] Calomiris, C. W., and C. P. Himmelberg, "Investment Banking Costs as a Measure of the Costs of Access to External Finance". *Working Paper*, University of Illinois, 1995.
- [2] Calomiris, C. W., C. P. Himmelberg, and P. Wachtel, "Commercial Paper, Corporate Finance, and the Business Cycle: A Microeconomic Perspective", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 42, 203—250.
- [3] Clasesens, Stijn, Simeon Djankov, Joseph P. H. Fan, and Larry H. P. Lang, "Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholders", *Journal of Finance*, 2002, Vol. LVII, No. 6, 2741—2771.
- [4] Daniel, K. and S. Titman, "Financing Investment Under Asymmetric Information", in R. Jarrow, V. Maksimovic, W. T. Ziemba (eds.), *Handbook in Operations Research and Management Science*, Volume 9-Finance. Amsterdam: Elsevier Science, 1995.
- [5] Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Peterson, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 201—219.
- [6] 冯巍, "内部现金流量和企业投资——来自我国股票市场上市公司财务报告的证据"《经济科学》1999年第1期,第51—57页。
- [7] Hadlock, Charles J., "Ownership, Liquidity, and Investment", *Rand Journal of Economics*, 1998, 29(3), 487—508.
- [8] Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106, 33—60.
- [9] Jensen, M. C., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers", *American Economic Review*, 1986, 76, 323—329.
- [10] Kaplan, S. N. and L. Zingales, "Do investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112, 169—215.
- [11] Lamont, O., "Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets", *Journal of Finance*, 1997, 52, 83—100.
- [12] La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, and Andrei Shleifer, "Corporate Ownership around the World", *Journal of Finance*, 1999, 54(2), 471—517.
- [13] McConnell, J. and H. Servaes, "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value", *Journal of Financial Economics*, 1990, 27, 595—612.
- [14] Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Management Ownership and Market Valuation", *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, 293—315.
- [15] Myers, S. C. and N. S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firm Have Information That Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, 1984, 13, 187—221.
- [16] Vogt, S. T., "The Cash Flow/Investment Relationship: Evidence from U. S. Manufacturing Firms", *Financial Management*, 1994, 23, 3—20.
- [17] 周立, "自由现金流代理问题的验证"《中国软科学》2002年第8期,第43—47页。

Ownership , Cash flow , and Investment

YI ZHANG CHEN LI

(*Peking University*)

Abstract For the reason why internal cash flow can influence investment there exist two alternative explanations , i. e. , Free-Cash-Flow Hypothesis associated with overinvestment and Asymmetric-Information Theory indicating underinvestment. Based on data of listed companies , we find that in the companies controlled by local governments or state-owned enterprises , the investment-cash flow sensitivity decreases as the largest shareholder 's holding increases ; while in the companies controlled by central government , non-state-owned entities or natural persons , the sensitivity does not decline as the largest shareholder 's holding increases. Our results suggest that there exist free-cash-flow problems in the companies controlled by local governments or state-owned enterprises.

JEL Classification G31 , G32 , G38