

信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性*

——基于市场微观结构理论的实证研究

屈文洲 谢雅璐 叶玉妹

内容提要:投资—现金流敏感性研究是当前投资理论研究的主流方向之一。当前针对这一问题的研究还存在着诸多争议,其中公司融资约束程度的度量问题是争论的焦点。本文借鉴市场微观结构理论中的信息不对称指标 PIN 值作为融资约束的代理指标,研究发现:信息不对称水平越高,则公司的投资支出越低。进一步的检验发现,信息不对称水平较高的公司,其投资—现金流敏感性也较高,并且信息不对称导致的融资约束与投资—现金流敏感性的关系并不是线性的。本文的研究不仅体现了新的研究视角、方法和思路,丰富了投资—现金流敏感性领域的相关文献,而且可以为我国资本市场的完善和企业的投融资决策提供参考。

关键词:投资—现金流敏感性 信息不对称 市场微观结构

一、引言

早在 1958 年,Modigliani & Miller(1958)就指出,在完美的资本市场上,公司的投资决策和资本结构无关,对于公司决策者来说,内部资金和外部资金可以无差别替代。由于新古典框架下的经典投资理论的假设条件过于苛刻,只能存在于完美市场之中。Myers & Majluf(1984)指出,由于信息不对称的存在,外部投资者会降低购买风险证券的价格,从而会增加外部融资的成本,引起内外部资金的成本差异。至此之后,众多学者投入到了这一领域的研究当中,投资—现金流敏感性问题逐渐成为现代公司财务领域的研究主流之一。

从现有文献来看,学界对于企业融资约束程度与投资—现金流敏感性之间的关系尚未达成一致意见。一方面,Fazzari et al(1988)(以下简称 FHP)依据信息不对称理论提出了融资约束假说,实证检验了投资—现金流敏感性在信息成本不同的企业之间的差异,证明了企业融资约束程度与投资—现金流敏感性之间存在着正相关关系。自 FHP(1988)的开创性研究以来,大批学者借鉴 FHP 的研究方法,从企业规模(Whited,1992;Schaller,1993;Athey & Laumas,1994)、股利支付率(Fazzari & Petersen 1993;Hubbard et al.,1995)、集团关系(Gilchrist & Himmelberg,1995;Shin & Park,1999;Degryse & Jong,2001)等角度,均证实了融资约束下投资—现金流敏感性的存在,支持了 FHP 的结论。另一方面,Kaplan & Zingales(1997)(下文简称 KZ)对 FHP(1988)的结论进行了直接的批判,他们利用公司年报中各种定量和定性信息来衡量企业融资约束程度,对 FHP 样本中 49 家股利支付率较低的企业进行了重新检验,得出了与 FHP 相反的结论。KZ 进一步指出,融资约

* 屈文洲、谢雅璐、叶玉妹,厦门大学管理学院财务学系,邮政编码:361005,电子信箱:wzqu@xmu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目(70772095、70632001)、教育部“新世纪优秀人才支持计划”、“霍英东教育基金会第十一届高等院校青年教师基金资助项目”(111090)和“福建省杰出青年科学基金资助项目”(2010J06019)的共同资助。作者感谢匿名审稿人的评论意见,但文责自负。

束程度与投资—现金流敏感性之间并不存在必然的单调关系 ,FHP 所得到的投资—现金流敏感性差异不能作为融资约束存在的依据。Cleary (1999) 构建了新的融资约束指数对 KZ 的结果进行了检验 ,支持了 KZ (1997) 的研究 ,而 FHP (2000) 与 KZ (2000) 又展开了进一步的争论。随后 ,有越来越多的学者 (Pawlina & Renneboog 2005;Richderson 2006) 加入了这一讨论。尽管 FHP 与 KZ 的学术争论引发了学者们对投资—现金流敏感性问题的研究热情 ,但学术界关于投资—现金流敏感性的实证结论却五花八门 ,至今仍然没有形成统一的认识和解释。

Moyen (2004) 指出 ,FHP 与 KZ 的研究结论产生差异的关键在于确定的融资约束标准不同 :如果按股利支付率度量融资约束 ,得到的结论与 FHP 一致 ;而使用融资约束指数度量融资约束 ,得到的结论则与 KZ 一致。Cleary et al (2004) 也采用类似方法同时得到了 FHP 和 KZ 的结论。Moyen (2004) 和 Cleary et al (2004) 的研究使学界开始逐渐关注融资约束指标的度量。信息不对称下的融资约束的确很难量化 ,学者们对融资约束的替代变量选取做了很多探索性的研究和检验。融资约束衡量指标的不同造成了研究结论的差异 ,也给研究带来了深入探讨的空间和机会。

概括地说 ,目前国内外研究对投资—现金流敏感性问题争论的焦点在于对融资约束的划分标准的选取上 ,而融资约束又根源于市场的不完美 ,即信息不对称导致了更高的融资成本和融资约束。那么 ,是否可以用信息不对称的直接衡量指标来判断企业的融资约束程度 ,继而分析投资—现金流敏感性问题的呢? 有鉴于此 ,我们以中国上市公司为样本 ,尝试从市场微观结构的基本理论出发 ,重新阐释信息不对称在公司投资领域研究的重大作用 ,从投资水平和投资—现金流敏感性两大维度探寻信息不对称影响公司投资的基本路径 :一方面 ,公司信息不对称水平越高 ,公司面临的融资成本越高 ,可供投资的资金越少 ,从而可能导致投资降低 ;另一方面 ,信息不对称程度较高 ,代表融资约束程度较高 ,当公司所面临的融资约束程度更高时 ,公司投资对现金流的依赖性也可能更加严重。

具体地 ,本文借鉴 Asciglu et al. (2008) 的方法 ,通过使用知情交易概率指标 PIN (probability of informed based trading) 作为信息不对称的代理变量 ,探讨了信息不对称、融资约束与投资—现金流之间的关系。研究表明 : (1) 公司投资随着信息不对称程度的提高会降低 ,高信息不对称会造成企业投资不足。 (2) 信息不对称水平较高的公司 ,其投资—现金流敏感性也较高。 (3) 信息不对称导致的融资约束与投资—现金流敏感性之间并不是简单的单调关系。当公司融资约束程度很低时 ,与融资约束程度很高时类似 ,都出现了更高的投资—现金流敏感性。此外 ,我们从选样区间与信息不对称的度量两大方面对研究结果进行了附加检验 ,证实了本文结论的稳健性。

本研究对现有文献构成了以下几点发展 : (1) 本文运用中国上市公司数据 ,从信息不对称的角度出发 ,深入研究了融资约束与公司投资—现金流敏感性关系 ,得到了不同于国外的有意义的研究结论 :融资约束与投资—现金流敏感性之间的关系非线性 ,融资约束程度高或融资约束程度低的公司 ,要比融资约束中等的公司有更高的投资—现金流敏感性。此外 ,本文还根据中国的特殊背景作了详细深入的分析 ,指出现象存在的深层次原因。这为理解我国融资约束与投资—现金流敏感性之间的关系做出了边际贡献。 (2) 根据我国资本市场的特殊性 ,提出了新的更加直接的度量融资约束的指标。考虑到我国是订单驱动市场 ,不同于西方国家存在做市商的报价驱动市场 ,许多适用于西方国家的信息不对称指标在我国并不适用。因此 ,本文选择适用于订单驱动市场的 PIN 指标和 LSB 模型分解出的逆向选择分量作为融资约束的代理变量 (Brockman & Chung ,1999;王志强和陈培昆 2006;韩东等 2006)。相对于以往国内研究 (支晓强和童盼 2007;罗琦等 2007;杨华军和胡奕明 2007;马国臣等 2008) ,本文使用的指标更为直接 ,也更接近融资约束的本质 ,能够深入地剖析融资约束对投资—现金流敏感性的内在影响机理。这对我国现有的融资约束度量方法是一个重要补充。 (3) 丰富了国内市场微观结构理论和公司财务理论的交叉研究。O' Hara (1999) 和

Madhavan(2000)指出,市场微观结构理论需要更多地与其他金融领域的研究相结合,以显现出它的经济意义。现有我国学者多从企业规模(马国臣等,2008)、股权性质(支晓强和童盼,2007;罗琦等,2007)、制度环境(杨华军和胡奕明,2007)等角度来研究这一问题,本文则尝试从市场微观结构的视角重新认识融资约束与投资—现金流的交互关系,有利于加强我国市场微观结构理论和公司财务理论的交叉研究,弥补发展中国家在融资约束理论研究领域的不足。

此外,本文的政策含义也十分明显:目前学界对于投资现金流敏感性的研究,主要集中在金融市场较为发达的西方国家,对金融市场欠发达的发展中国家关注甚少。但大量的文献表明,由于金融市场不完善,发展中国家的公司所面临的融资约束程度,可能较发达国家更为严重。^① 融资约束对发展中国家,特别是中国公司财务行为的影响可能更为显著。因此,本文的研究,一方面,是应用市场微观结构的理论来探究和解决我国财务领域的这一难题,体现了新的研究视角、方法和思路,有利于推进我国目前亟待发展的市场微观结构理论和公司财务理论交叉问题的研究。同时,本文试图揭示融资约束对投资—现金流敏感性关系影响的方式及内在机理,可以深化我国目前关于这一领域的研究。另一方面,可以为我国企业高效管理现金流、合理制定投资决策、实质性降低企业融资成本提供理论依据,也能为我国建设需求匹配、制度合理、功能完善的资本市场提供相应的政策建议,还能为投资者的投资决策提供参考。

本文内容安排如下:第二部分为理论分析和研究假设;第三部分是研究设计;第四部分为实证结果和分析;第五部分为稳健性检验;最后是研究结论。

二、理论分析和研究假设

Myers & Majluf(1984)提出,当资本市场不够完善时,公司外部投资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。而由于融资成本的提高,导致公司净现值为正的投资机会减少,由此公司的投资水平会降低。Hubbard(1998)对资本市场的完善与企业投资之间的关系做了全面综述并指出,资本市场信息不对称模型和激励问题研究表明了信息成本和公司现金流会影响公司投资支出。

FHP(1988)依据信息不对称理论提出了融资约束假说,开创了融资约束下公司投资—现金流敏感性关系的研究。信息不对称造成了外部融资成本的差异,而融资成本的高低,反映了融资约束程度的大小。他们以1970—1984年422家美国制造业公司为研究对象,使用股利支付率作为融资约束的替代指标,研究公司投资行为的差异。他们认为,股利支付越高,表明公司的内部资金越充裕或外部融资难度较低,从而公司受到的融资约束较轻。反之,则说明公司受到的外部融资约束较大。实证结果表明,现金流的系数为正值,而且随着股利支付率的降低而增加。这意味着低股利支付率公司相比高股利支付率公司其投资—现金流敏感性更高,即受融资约束较严重的公司的投资—现金流敏感性相对较高。据此,本文提出以下假设:

假设1:信息不对称水平越高,公司的投资越低。

假设2:信息不对称程度高(融资约束较高)的公司比信息不对称程度低(融资约束较低)的公司有更高的投资—现金流敏感性。

与FHP(1988)不同,KZ(1997,2000)发现企业融资约束程度与投资—现金流敏感性负相关,他们由此论证融资约束程度与投资—现金流敏感性之间并非简单的线性关系,并指出FHP所得到的投资—现金流敏感性差异不能作为存在融资约束的依据。FHP(2000)对KZ的批评予以了积极的

^① 世界银行1999—2000年对80个国家的投资环境调查显示,中国位列融资约束程度最严重的国家之首(况学文,2008)。

反驳,他们指出 KZ 的理论分析未能证明 FHP 模型的漏洞。Cleary (1999) 则进一步证实了 KZ 的研究,他研究了 1317 家美国公司 1987—1994 年的投资支出和内部现金流的关系,发现综合财务状况较好的公司的投资支出反而更依赖于内部现金流,从而为 KZ 的观点提供了大样本以及更为客观的数据支持。

Moyen (2004) 则认为,造成 FHP 和 KZ 的研究结论不同的原因在于判断企业是否受到融资约束的标准不同。Cleary et al. (2007) 的实证研究从另外一个角度表明投资和内部现金流之间的关系是非线性的,在企业内部现金流充裕或者严重不足时,投资—现金流敏感性会比企业内部现金流一般时更高。事实上,当企业面临严重的融资约束时,由于需要付出高额成本获得外部融资,企业投资必然对公司内部现金流更加敏感;而当企业的融资约束程度很低时,由于过于容易获得资金,公司管理层可能会由于“代理成本”而产生过度投资行为,从而导致投资过度,引起较高的投资—现金流敏感性。据此,本文提出以下假设:

假设 3:融资约束程度与公司投资—现金流敏感性之间的关系是非线性的。受融资约束程度高或受融资约束程度低的公司,要比受融资约束程度中等的公司有更高的投资—现金流敏感性。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文使用 2007 年作为样本研究的窗口期,在稳健性检验中,样本期间选取了 2004 年。这两个期间分别代表了中国 A 股市场牛市和熊市的两个阶段,且分属于股权分置改革的前后时期。样本的具体筛选规则和过程如下:(1) 选取沪深两市中所属证监会行业门类中“制造业”的上市公司;(2) 剔除同时发行 A 股、B 股或 H 股的公司;(3) 剔除 2004 年及以后新上市的公司;(4) 剔除 ST、PT 的公司;(5) 剔除截止 2006 年 12 月 31 日,未完成股改的公司;(6) 剔除 PIN 值为 0 或者为 1 的公司。

本文使用的 2007 年最终样本是 345 家公司,稳健性检验中 2004 年的样本数为 400 家公司。文中的高频数据来自 CCER 高频数据库。每笔行情记录包括证券代码、日期、时间、成交数量、五个买卖报价以及各报价上的买卖数量,其他财务数据来自 CSMAR 数据库。

(二) 信息不对称指标的度量

本文使用市场微观结构理论中的信息不对称指标 PIN 值来度量融资约束程度。知情交易概率指标 PIN 值是根据在给定的时间内买卖订单的不平衡来估计知情交易水平的。Easley et al. (2002) 和 Easley & O’Hara (2004) 论证指出 PIN 指标是实证研究中信息不对称的最好的衡量指标。Easley et al (1996) 提出的信息交易概率模型(简称 EKOP 模型),可以用来计算 PIN 值。EKOP 模型的基础是认为知情交易者只是买卖交易的一方,买卖订单的不平衡就代表了知情交易水平。EKOP 模型按照下面的公式进行参数估计:

$$L(\theta/B, S) = (1 - \alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha(1 - \delta) e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (1)$$

其中 B 和 S 分别为主动性买单笔数和主动性卖单笔数,本文根据 Lee & Ready (1991) 对主动性买单和卖单的买卖判断准则,将成交价与买卖报价的中点相比,高于中点为主动性买单,低于中点为主动性卖单;如成交价等于买卖报价中点,则与上一笔成交价相比较,高于上一笔成交价的为主动性买单,低于上一笔成交价的为主动性卖单。然后,使用极大似然法估计 $\theta = (\alpha, \mu, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ 的数值。其中 α 是信息事件发生概率, δ 是坏消息的概率,委托指令到达撮合系统时候服从泊松过程。

μ 表示知情交易者提交的委托到达率, ε_b 表示非知情交易者提交买单到达率, ε_s 表示非知情交易者提交卖单到达率。

最后, 依据以下公式计算出信息交易概率 PIN:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (2)$$

本文在计算 PIN 值时, 使用的数据来源于 CCER 高频数据库, 使用的计算工具是 SAS9.2。数据期间采用的是 2007 年 1—6 月。^① 之所以选用前 6 个月, 是因为这个期间是上市公司公开年报或准备公开年报的高峰期, 此阶段的知情交易和非知情交易的博弈最为激烈, 所得到的 PIN 值对公司的信息不对称程度的代表性最强 (Ascioglu et al. 2008)。

(三) 实证模型和研究变量

本文分别构建如下实证模型对第二部分提出的假设进行检验:

$$I_{it}/K_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 PIN_{it} + \alpha_2 (CF_{it}/K_{i,t-1}) + \alpha_3 (Q_{i,t-1}) + \beta_j Control_j + \varepsilon_{it} \quad (\text{模型 1})$$

$$I_{it}/K_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 IADUM_{it} + \alpha_2 (CF_{it}/K_{i,t-1}) + \alpha_3 (Q_{i,t-1}) + \beta_1 (CF_{it}/K_{i,t-1}) * IADUM_{it} + \beta_j Control_j + \varepsilon_{it} \quad (\text{模型 2})^{\textcircled{2}}$$

$$I_{it}/K_{i,t-1} = \alpha_0 + \beta_1 (CF_{it}/K_{i,t-1}) + \beta_2 (CF_{it}/K_{i,t-1}) * High_{it} + \beta_3 (CF_{it}/K_{i,t-1}) Low_{it} + \beta_j Control_j + \varepsilon_{it} \quad (\text{模型 3})$$

各研究变量的定义见表 1。模型 1 是对假设 1 的检验, 根据上文假设, 可以预测: $\alpha_1 < 0$, 表示信息不对称程度高的公司, 其外部融资成本高, 企业会因此而降低投资, 造成投资不足。其他控制变量以及 α_2 、 α_3 的值, 本文预期与 FHP(1988) 一致, 即 $\alpha_2 > 0$, $\alpha_3 > 0$ 。

模型 2 是对假设 2 的检验, 设置哑变量 $IADUM_{it}$, 根据计算所得的 PIN 指标, 当公司的 PIN 值位于最大的前 20% 时, $IADUM_{it}$ 取值为 1; 否则, 取 0。在原有方程中加入交乘项 $(CF_{it}/K_{i,t-1}) * IADUM_{it}$, 考察信息不对称对投资—现金流敏感性的影响。根据上文假设, 可以预测: $\alpha_1 < 0$, 表示信息不对称程度高的公司, 其外部融资成本高, 企业会因此而降低投资, 造成投资不足。 $\beta_1 > 0$, 表示信息不对称程度高, 外部融资成本高, 融资约束程度更加严重, 企业将更多地依赖内部资金, 从而导致更高的投资—现金流敏感性。

模型 3 是对假设 3 的检验, 本文首先按照 PIN 值的分布将样本分为三组, PIN 值排在前 20% 的公司为高融资约束组 (High), PIN 值排在后 20% 的公司为低融资约束组 (Low)。将属于 High 组的公司, $High_{it}$ 取值为 1, 其余为 0; 将属于 Low 组的公司, Low_{it} 取值为 1, 其余为 0。模型 3 中, β_1 表示融资约束程度一般时的投资—现金流敏感性系数; β_2 描述的是受融资约束程度高的公司的投资—现金流敏感性的变化; 而 β_3 描述的是受融资约束程度低的公司的投资—现金流敏感性的变化。依据假设 3, 受融资约束程度高的公司和受融资约束程度低的公司的投资—现金流敏感性都会更高, 因此, 本文预期 $\beta_2 > 0$, $\beta_3 > 0$ 。

四、实证结果与分析

(一) 描述统计

由表 2 可知, 从 2004 年到 2007 年, 我国上市公司的信息不对称情况有很大的改观, 即从 2004 年的均值 0.2519 下降到了 2007 年的均值 0.1982, 知情交易概率有了显著的下降, 这主要归功于我

^① 由于高频数据庞大的计算量, 作者在现有资源条件下无法使用全年的高频数据计算 PIN 值, 而 EKOP(1996) 曾指出, 使用三个月的数据足以计算出精确的 PIN 值。本文在资源限制和精准性的双重标准下, 选择使用 6 个月的数据计算 PIN 值。

^② 因我国存在反托宾 Q 现象 (丁守海 2006; 连玉君和程建 2008), 故本文在建模时未加入投资机会与信息不对称的交乘项。

表 1 研究变量定义

变量符号	含义	计算方法	相关文献
$I_{it}/K_{i,t-1}$	企业当期新增投资	(固定资产原值、在建工程、工程物资三项的增加值之和)/期初固定资产净值	梅丹(2005)、袁玉平等(2008)
$CF_{it}/K_{i,t-1}$	现金流	当期经营活动产生的现金流量净额/期初固定资产净值	连玉君和程建(2007)
$Q_{i,t-1}$	未来的投资机会	滞后一期的(总市场价值+总负债)/总资产 = (总股本*年末的收盘价)/总资产	Chung 和 Pruitt(1994)
$CASH_{i,t-1}/K_{i,t-1}$	期初现金存量	期初现金余额/固定资产净值	FHP(1988)
$(Debt/Assets)_{i,t-1}$	期初资产负债率	资产负债率 = 总负债/总资产	Ascioglu et al. (2008)
$LnSize_{i,t}$	规模	公司总资产的自然对数	Ascioglu et al. (2008)
$FSHR_{i,t}$	股权集中度	前五大股东的持股比例之和	Schleifer 和 Vishny(1986)
$SCDUM_{i,t}$	企业性质	实际控股股东是否为国家股、国有股、国有法人股,是取 1,否取 0	郑江淮等(2001)
$SGR_{i,t-1}$	主营业务收入增长率	最近三年的主营业务收入增长率的平均值,衡量企业当前的投资机会	Cleary et al. (2007)
$PIN_{i,t}$	知情交易的概率	使用 EKOP 模型估计得到,具体计算见公式 2	EKOP(1996)
$IADUM_{i,t}$	信息不对称程度	PIN 值最大的前 20% 取值为 1,代表信息不对称程度较高;其余取 0	Ascioglu et al. (2008)
High	高融资约束	PIN 值最大的前 20% 取值为 1,其余取 0	
Low	低融资约束	PIN 值最小的前 20% 取值为 1,其余取 0	

表 2 PIN 值的总体分布统计

样本	均值	中值	最小值	最大值	标准差	样本量
2004	0.2519	0.2579	0.0067	0.4086	0.0658	400
2007	0.1982	0.1075	0.0005	0.5174	0.1634	345

国近年来资本市场建设的不断完善和股权分置改革的基本完成。但是 2007 年我国 A 股市场上市公司之间的信息不对称水平差异性仍然比较大。

关于投资—现金流敏感性的研究,国内外学者分别使用了不同的指标作为融资约束程度的划分标准,如规模、股利支付率、是否国有控股公司、股权集中度等。接下来,本文将利用传统研究中常用的若干指标,考察这些传统指标分组下的 PIN 值有何不同。如表 3 所示,在不同规模、不同企业性质、不同股利支付率水平、不同股权集中度下 PIN 值都出现了显著的差异。不分派股利的公司、国有控股公司、股权集中度低的公司的信息不对称水平比大规模公司、分派股利的公司、非国有控股公司、股权集中度高的公司更高,即所受的融资约束程度更高。由此可见,本文的信息不对称指标 PIN 值比较综合和全面地反映了公司融资约束的状况。

(二) 多元回归结果分析

本文数据属于截面数据,因此使用最小二乘法进行多元回归分析。各模型的多元回归结果见表 4。

表 3 基于不同分类标准的 PIN 值统计分析

分组标准	样本组①	观测值	均值 (PIN)	标准差	T 检验
规模	大规模组	70	0.1602	0.1386	-2.015 **
	小规模组	70	0.2106	0.1568	
股利支付率	分派股利组	166	0.1781	0.1602	-2.210 **
	不分派股利组	179	0.2168	0.1646	
是否国有控股	国有控股	232	0.2103	0.1682	2.058 **
	非国有控股	113	0.1733	0.1506	
股权集中度	集中度高	70	0.1816	0.1496	-1.812 *
	集中度低	70	0.2322	0.1797	
资产负债率	资产负债率高	70	0.1967	0.1506	0.166
	资产负债率低	70	0.1921	0.1693	

注:***为 1% 水平上显著,**为 5% 水平上显著,*为 10% 水平上显著。表 4 同。

表 4 多元回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
Constant	0.073 (0.222)	-0.052 (-0.160)	-0.085 (-0.270)
$CF_{it}/K_{i,t-1}$	0.159 *** (3.641)	0.120 *** (2.650)	0.071 (1.440)
$Q_{i,t-1}$	-0.057 *** (-3.185)	-0.056 *** (-3.180)	-0.051 *** (-2.850)
$PIN_{i,t}$	-0.206 ** (-2.534)		
$IADUM_{i,t}$		-0.156 *** (-3.770)	-0.154 *** (-3.760)
$CF * IADUM$		0.373 ** (2.470)	
$CF * Low$			0.241 *** (2.570)
$CF * High$			0.419 *** (2.770)
$LnSize_{i,t}$	0.005 (0.31)	0.011 (0.690)	0.010 (0.680)
$SCDUM_{i,t}$	0.053 * (1.875)	0.050 * (1.770)	0.056 ** (2.010)
$CASH_{i,t-1}/K_{i,t-1}$	0.021 (0.941)	0.023 (1.060)	0.028 (1.280)
$(Debt/Assets)_{i,t-1}$	0.158 * (1.779)	0.126 (1.440)	0.158 * (1.800)
$FSHR_{i,t}$	0.001 (0.753)	0.001 (0.790)	0.001 (0.900)
$SGR_{i,t-1}$	0.023 (1.024)	0.022 (1.000)	0.022 (1.020)
N	345	345	345
F	4.704 ***	5.090 ***	5.310 ***
Adj. R ²	0.088	0.106	0.121

模型 1 的回归结果表明信息不对称确实是影响公司投资的重要因素。回归得到的 PIN 值系数为 -0.206,在 5% 的置信水平上与投资显著负相关,证实了本文假设 1,即投资会随着信息不对称水平的提高而降低。信息不对称程度越高,公司面临的融资成本越高,可供投资的资金越少,从而导致投资降低。这与 Cleary et al. (2007) 的结论一致,即公司投资随着信息不对称程度的提高会降

① 规模按大小顺序排序,将位于最大值前 20% 位的分为大规模组,位于后 20% 的为小规模组;股利支付率按照上一年度是否分派股利,将样本分为分派股利组和未分派股利组;按照实际控制人是否为国有股、国家股或者国有法人股,分为国有控股公司和非国有控股公司;按前五大股东的持股比例之和大小排序,将前 20% 的组分为股权集中度高的组,将低于 20% 的组分为股权集中度低的组;按从高到低的顺序,将资产负债率高的前 20% 家公司定义为高资产负债率组,后 20% 定义为低资产负债率组。

低,高信息不对称会造成企业投资不足。

模型 2 的回归结果表明,现金流与投资的关系仍然显著为正(系数 0.120,1% 的水平上显著); $CF^* IADUM$ 的系数为 0.373,在 5% 的水平上显著,这说明信息不对称水平较高时,公司投资对内部现金流的依赖程度更高,即表现出更高的投资—现金流敏感性,验证了本文假设 2。如前文所述,信息不对称程度较高,代表融资约束程度较高,当公司所面临的融资约束程度更高时,公司投资对现金流的依赖性也更加严重。

从模型 3 的回归结果来看, $CF^* High$ 与 $CF^* Low$ 的系数都显著为正,与假设 3 一致,即投资—现金流敏感性与融资约束的关系不是单调的,在融资约束程度高和融资约束程度低的时候,投资—现金流敏感性都会更高。在公司面临高融资约束程度时,由于外部融资成本高,投资会更加依赖内部现金流,所以表现出更高的投资—现金流敏感性,这与 FHP(1988)的结果一致。但本文同时也发现,融资约束程度低的公司投资—现金流的敏感性也比融资约束中等的公司更高,这与 KZ(1997)和 Cleary(1999)的实证结果相似(他们针对美国上市公司的实证研究都发现在非融资约束组公司反而表现出了更为强烈的投资—现金流敏感性)。

依据 Jensen(1986)的自由现金流假说,当企业存在大量的自由现金流量时,由于代理成本问题,企业的经营管理者有可能将企业的自由现金投资于能够给其带来非货币收益的企业投资规模扩大的项目上,从而导致企业过度投资行为的发生。由于信息不对称是造成融资约束的原因,因此当信息不对称程度很高时,企业的融资约束程度也很高。此时企业缺乏资金,只要有现金就会全部用于投资。在这种情况下,企业不存在多余的资金供管理者挥霍。所以当企业的融资约束程度很高时,即使企业存在代理问题,也不会对企业的投资行为有什么影响。此时的企业受融资约束的影响比较大,表现为投资—现金流敏感性比较高。

但是当企业信息不对称程度较小时,企业的融资约束程度较小,说明公司很容易取得外部融资,对内部现金流的依赖减小。此时,企业资金充裕,企业经营管理者拥有挥霍资金的条件。在这种情况下,如果企业的公司治理机制比较完善,能够很好地约束和激励管理者,那么就不会出现代理问题,从而不会产生过度投资的行为,即表现为投资—现金流敏感性比较低;但是如果企业的公司治理机制比较差,不能够有效地制约管理者,那么管理者就会谋求自身利益最大化,做出偏离企业利益最大化目标的投资决策,如为获取个人威望、权力、地位和报酬等额外的私人收益而热衷于建造自己的公司帝国(empire building)或进行多样化投资等,表现为投资—现金流敏感性比较高。

综上,基于市场微观结构理论角度的实证研究表明,根源于信息不对称的融资约束与投资—现金流敏感性之间的关系并非是简单的线性关系。基于信息不对称理论的融资约束假说不能完全解释我国上市公司的投资—现金流敏感性问题。我国上市公司可能同时存在着融资约束导致的投资不足问题和代理成本导致的投资过度问题(连玉君和程建,2007)。当公司信息不对称程度低时,融资成本较低,公司可以获得充裕的资金,公司管理层的过度投资行为导致了投资—现金流敏感性;而当信息不对称程度高时,融资成本较高,投资—现金流敏感性主要是由融资约束导致的。

此外,本文还发现投资与托宾 Q 显著负相关,理论上可以推断,如果托宾 Q 确实代表了未来投资机会,那么 Q 越大,说明公司的成长性越好,则公司的投资应该越大,然而,本文的实证结果却没有反映出这种托宾 Q 效应。有学者研究表明我国存在明显的“反托宾 Q”现象(如丁守海,2006),这种“反托宾 Q”现象是因为我国的投资具有非理性特点。

最后,上述 3 个回归中,控制变量规模和现金存量的系数不显著;而国有控股公司的投资要显著大于非国有控股公司,说明在国有控股公司,资本市场的融资约束并没有导致其减少投资;资产负债率与投资正相关,这个结论与 Jensen & Meckling(1976)的“负债抑制投资”理论以及 Jensen(1986)的“负债约束过度投资”理论相反。本文推测,这可能是由于 2006 年我国宽松的货币政策

导致公司较为容易获得债务融资,使得2007年时公司资金比较充裕,从而导致了更高的投资水平。

五、稳健性检验

(一) 基于2004年样本的稳健性检验

本文上述研究是采用2007年沪深两市的制造业上市公司为研究样本,而由于2007年我国上市公司的股改已基本完成,市场正处于牛市阶段,似乎有其特殊性。为了使结论更具一般性和更有说服力,以下使用2004年(股改前,熊市期间)的数据做稳健性检验。

表5 基于2004年数据的稳健性检验结果

变量	(4)	(5)	(6)
Constant	-0.399(-1.030)	-0.618(-1.640)	-0.542(-1.430)
$CF_{it}/K_{i,t-1}$	0.084**(2.000)	0.052(1.070)	0.001(0.020)
$Q_{i,t-1}$	-0.037(-0.850)	-0.020(-0.460)	-0.030(-0.700)
PIN	-0.569***(-3.160)		
$IADUM_{i,t}$		-0.089***(-2.800)	-0.090***(-2.860)
$CF* IADUM$		0.141(1480)	
$CF* Low$			0.186**(1.998)
$CF* High$			0.193*(1.950)
$(Debt/Assets)_{i,t-1}$	-0.125***(-2.700)	-0.134***(-2.890)	-0.134***(-2.890)
N	400	400	400
F	6.480***	5.610***	6.047***
Adj. R ²	0.110	0.104	0.102

注:(1)*表示显著性水平为10%,**表示显著性水平为5%,***表示显著性水平为1%;(2)基于篇幅限制,未报告相关控制变量的回归结果。

总体上看,使用2004年的样本进行回归得到的结果与使用2007年的样本得到的结论基本一致。回归(4)的结果表明公司投资对内部现金流的依赖,证实了信息不对称会降低投资,导致更高的投资—现金流敏感性。然而,与2007年样本的回归结果不同的是,回归(4)中投资与资产负债率显著负相关,这就验证了Jensen & Meckling(1976)的“负债抑制投资”理论和Jensen(1986)的“负债约束过度投资”理论。

回归(5)中,加入了哑变量IADUM和交乘项CF*IADUM,结果显示IADUM的系数显著为负(系数-0.089,T值为-2.800),CF*IADUM的系数为正,表明信息不对称程度高的公司投资水平更低,并且表现出更强的投资—现金流敏感性。

从回归(6)的结果看,CF*Low和CF*High的系数都显著为正,而CF_{it}/K_{i,t-1}的系数则不再显著,说明在2004年,我国上市公司的融资约束与投资—现金流敏感性的非线性关系是成立的。这也就为本文假设3提供了有力证据。

(二) 基于有效价差和逆向选择成分的稳健性检验

Amihud & Mendelson(1986)最先提出了资产流动性对资产定价的影响,他们发现对于流动性越高的股票,投资者面临的流动性成本越低,相应地其所要求的必要收益率就会越低,也就是说公司进行融资的成本也就越低。Butler et al(2002)验证了股票市场中流动性溢价的存在,他们发现流动性越低的股票,其增发所需要的时间就越长,增发成本越大。对于流动性的度量,市场微观结构理论研究已经有较为成熟的度量方法,其中有效价差(effective spread)被认为是衡量市场流动性的最重要的指标,其计算方法如下:

$$efs = \frac{Price - (Ask + Bid) / 2}{Price} \quad (3)$$

其中,Price 是成交价格,Ask 为买一价,Bid 为卖一价。本文在计算价差时,所使用的高频数据期间是 2007 年 1 月至 6 月。

买卖价差中的逆向选择因素是市场微观结构理论中衡量信息不对称的指标之一。目前很多市场微观结构文章采用价差中的逆向选择成分度量市场信息不对称程度,例如,Singh et al(1994)利用价差逆向选择成分研究回购前后的信息不对称程度,Fee & Thomas(1999)利用其研究多元化和专业化公司的市场信息不对称程度。王志强和陈培昆(2006)也考察了深交所上市公司的逆向选择成分与公司特征之间的关系以及逆向选择成分的日内变动模式,得到的结论是使用 LSB 模型分解出来的逆向选择成分具有较高的可信度,基本符合信息不对称与公司特征之间的逻辑关系以及信息不对称的日内变动模式。

在计算出买卖价差之后,本文进一步对价差进行分解,得到逆向选择成分 λ 。计算采用 Lin et al(1995)提出的(LSB)模型。

依照前文对 PIN 值的分组规则,本文接下来分别使用有效价差和逆向选择成分指标替代 PIN 值进行分组,然后加入交乘项 $CF * IADUM$ 进行稳健性检验。

表 6 的回归结果显示,无论是使用有效价差还是使用逆向选择成分作为信息不对称程度的衡量标准,所得到的 $IADUM_{i,t}$ 的系数都显著为负,说明在信息不对称程度高时,投资确实会降低。不过在使用有效价差作为信息不对称的代理变量时,发现 $CF * IADUM$ 的系数虽然仍然为正,但不显著;而使用价差分解后的逆向选择成分 λ 作为信息不对称的代理变量后, $CF * IADUM$ 的系数在 10% 的置信水平上显著为正,与前文的结论一致,即更高的信息不对称水平会导致更高的投资—现金流敏感性。同时,“反托宾 Q”效应在回归中仍然非常显著。

表 7 是基于价差和逆向选择成分的非线性关系稳健性检验结果。与前文使用 PIN 值进行的单调性检验结果相比,使用这两个替代指标所得到的回归结果没有使用 PIN 值时那么显著。使用有效价差时, $CF * Low$ 在 5% 的水平上显著为正, $CF * High$ 的系数为正,t 值

表 6 基于价差和逆向选择成分的稳健性检验结果

变量	信息不对称指标为 efs	信息不对称指标为 λ
Constant	0.016 (0.050)	-0.084 (-0.260)
$CF_{it} / K_{i,t-1}$	0.136 *** (2.840)	0.123 *** (2.630)
$Q_{i,t-1}$	-0.055 *** (-3.000)	-0.054 *** (-2.990)
$IADUM_{i,t}$	-0.092 ** (-2.360)	-0.118 *** (-2.880)
$CF * IADUM$	0.131 (1.120)	0.266* (1.790)
N	345	345
F	4.130 ***	4.430 ***
Adj. R ²	0.083	0.091

注:(1)*表示显著性水平为 10%,**表示显著性水平为 5%,***表示显著性水平为 1%。括号内为 T 值;(2)基于篇幅限制,未报告相关控制变量的回归结果。表 7 同。

表 7 基于价差和逆向选择成分的非线性关系稳健性检验结果

回归	$IADUM_{i,t}$ 为有效价差	$IADUM_{i,t}$ 为逆向选择成分
Constant	0.200 (0.600)	-0.089 (-0.270)
$Q_{i,t-1}$	-0.067 *** (-3.530)	-0.053 *** (-2.780)
$IADUM_{i,t}$	-0.095 ** (-2.450)	-0.117 *** (-2.850)
$CF_{it} / K_{i,t-1}$	0.078 (1.430)	0.129 ** (2.150)
$CF * Low$	0.179 ** (2.150)	-0.014 (-0.170)
$CF * High$	0.189 (1.580)	0.260* (1.700)
N	345	345
F	4.220 ***	4.020 ***
Adj. R ²	0.093	0.088

为 1.580, 接近于在 10% 的水平上显著。这表明, 融资约束程度较高和融资约束程度较低时, 投资—现金流敏感性均高于融资约束中等程度时的情况。也就是说, 在我国, 融资约束程度和投资—现金流敏感性的关系是非线性的, 上市公司可能同时存在着融资约束导致的投资不足问题和代理成本导致的投资过度问题。当使用逆向选择成分替代 PIN 时, 本文发现, CF^*_{High} 的系数在 10% 的水平上显著为正, 但 CF^*_{Low} 不显著。也就是说, 当信息不对称程度较高时, 融资成本较高, 投资—现金流敏感性较高; 当信息不对称程度较低时, 投资—现金流的敏感程度不如前者明显, 但融资约束依然与投资现金流敏感性之间保持非线性关系。总的来说, 在使用有效价差和逆向选择成分作为融资约束程度的代理变量时, 得到的结论与前文基本一致, 融资约束与投资—现金流敏感性之间存在非线性关系, 融资约束导致的投资不足与代理成本导致的投资过度是产生这种非线性关系的根源。

总之, 使用上述不同的检验方法对本文结论进行稳定性检验时发现, 无论是使用不同样本期间的数据, 还是使用不同的投资度量指标, 或是替换信息不对称度量指标, 都表明高信息不对称会导致公司投资降低并使得公司的投资—现金流敏感性更高, 融资约束与投资—现金流敏感性之间并非简单的线性关系。

六、研究结论

本文通过利用市场微观结构理论的研究成果, 使用高频数据计算得到信息不对称指标 PIN 值, 并使用该指标来检验信息不对称水平对公司投资以及投资—现金流敏感性的影响, 最后在此基础上进一步分析了基于信息不对称的融资约束与投资—现金流之间的关系, 得到的主要结论有:

(1) 信息不对称对公司投资有显著影响。本文的实证结果从市场微观结构理论的角度证实了公司投资与公司信息不对称之间的显著负相关关系, 即公司投资随着信息不对称程度的提高而降低; 相对于社会最优水平, 高信息不对称会导致公司投资不足。该结论与 Cleary et al. (2007) 的理论模型的推断是一致的。

(2) 信息不对称程度高的公司的投资—现金流敏感性要比信息不对称程度低的公司更高。该实证结论与 FHP (1988) 的融资约束假说在一定程度是一致的。也就是说本文的实证结果从市场微观结构理论的角度为“融资约束假说”提供了支持。本文研究表明信息不对称较高时, 会导致较高的外部融资成本, 当公司面临内外部融资差异时, 公司投资会首先考虑内部现金流, 从而导致公司投资对公司内部现金流产生依赖, 即表现出显著的投资—现金流敏感性。这种敏感性在公司面临的信息不对称程度很高时, 会表现得更为严重。

(3) 基于信息不对称的融资约束与投资—现金流敏感性之间并不存在简单的单调关系, 这一点与 KZ (1997) 的推断一致。本文基于市场微观结构理论角度的实证研究表明, 当公司融资约束程度很低时, 与融资约束程度很高时类似, 都出现了更高的投资—现金流敏感性。这也就意味着, 根源于信息不对称的融资约束与投资—现金流敏感性之间的关系并非简单的线性关系。基于信息不对称理论的融资约束假说不能完全解释我国上市公司的投资—现金流敏感性问题。我国上市公司可能同时存在着融资约束导致的投资不足问题和代理成本导致的投资过度问题。当公司信息不对称程度低时, 即融资成本较低, 公司可以获得充裕的资金, 公司管理层的过度投资行为导致了投资—现金流敏感性; 而当信息不对称程度高时, 融资成本较高, 投资—现金流敏感性主要是由于融资约束导致的。

参考文献

丁守海, 2006:《托宾 Q 值影响投资了吗?——对我国投资理性的另一种检验》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。

韩冬、王春峰、岳慧煜, 2006:《中国股市买卖价差成分分析——基于指令驱动市场的实证研究》,《北京理工大学学报》第 1 期。

- 况学文 2008:《中国上市公司现金持有政策研究——基于融资约束理论的经验证据》,厦门大学博士学位论文。
- 连玉君、程建 2007:《投资—现金流敏感性:融资约束还是代理成本?》,《财经研究》第2期。
- 罗琦、肖文翀、夏新平 2007:《融资约束抑或过度投资》,《中国工业经济》第9期。
- 马国臣、李鑫、孙静 2008:《中国制造业上市公司投资——现金流高敏感性实证研究》,《中国工业经济》第10期。
- 梅丹 2005:《上市公司固定资产投资规模影响因素》,《证券市场导报》第9期。
- 王志强、陈培昆 2006:《深市买卖价差逆向选择成分的估算与分析》,《证券市场导报》第3期。
- 杨华军、胡奕明 2007:《制度环境与自由现金流的过度投资》,《管理世界》第9期。
- 袁玉平、陈明、袁淳 2008:《基于代理成本视角的公司投资支出季度性差异研究》,《证券市场导报》第6期。
- 郑江淮、何旭强、王华 2001:《上市公司投资的融资约束:从股权结构角度的实证分析》,《金融研究》第11期。
- 支晓强、董盼 2007:《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》第10期。
- Amihud Y. ,Haim Mendelson ,1986, “Asset Pricing and the Bid-ask Spread” , *Journal of Financial Economics* , 17(2) :223—249.
- Asli Asciglu ,Shantaram P. Hegde , John B. McDermott ,2008, “Information Asymmetry and Investment-Cash Flow Sensitivity” , *Journal of Banking & Finance* , 32(6) : 1036—1048.
- Athey M. J. ,Laumas P. S. ,1994, “Internal Funds and Corporate Funds in India” , *Journal of Development Economics* , 45:287—303.
- Brockman ,Chung ,1999, “Bid-Ask Spread Components in an Order-Driven Environment” , *Journal of Financial Research* , 22:227—246.
- Butler W. ,Grullon G. ,Weston J. P. 2002, “Stock Market Liquidity and Cost of Raising Capital” ,SSRN Working Paper.
- Charles M. C. Lee ,Mark J. Ready ,1991, “Inferring Trade Direction from Intraday Data” , *Journal of Finance* , 2:733—746.
- Chung Kee H ,Stephen W. Pruitt ,1994, “A Simple Approximation of Tobin’s Q” , *Financial Management* , 23(3) : 70—74.
- Cleary , S. ,1999, “The Relationship between Firm Investment and Financial Status” , *Journal of Finance* , 54(2) : 673—692.
- Cleary , S. , P. P. Ovel , and M. Raith ,2004, “The U-shaped Investment Curve: Theory and Evidence” , Working Paper.
- Cleary , S. , Povel P. , Raith M. , 2007, “The U-shaped Investment Curve: Theory and Evidence” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 42(1) : 1—40.
- Degryse , H. , Jong , A. De ,2001, “Investment and Internal Finance” , *International Journal of Industry Organization* , 24(1) :125—147.
- Easley D. , Kiefer N. , O’ Hara M. , Paperman , J. , 1996, “Liquidity , Information and Infrequently Traded Stocks” , *Journal of Finance* , 51(4) : 1405—1436.
- Easley , D. , Hvidkjaer , S. , O’ Hara , M. , 2002, “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?” , *Journal of Finance* , 57(5) : 2185—2221.
- Easley , D. , O’ Hara , M. , 2004, “Information and the Cost of Capital” , *Journal of Finance* , 59(4) : 1553—1583.
- Fazzari S. M. and Petersen B. C. , 1993, “Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints” , *RAND Journal of Economics* , 24:328—342.
- Fazzari S. M. , Hubbard R. G. , Petersen B. C. , 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment” , *Brookings Papers on Economic Activity* , 1:141—195.
- Fazzari S. M. , Hubbard R. G. , Petersen B. C. , 2000, “Investment-Cash Flow Sensitivities Are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales” , *Quarterly Journal of Economics* , 115(2) : 695—705.
- Fee , C. E. and S. Thomas ,1998, “Corporate Diversification , Asymmetric Information , and Firm Value: Evidence from Stock Market Trading Characteristics” , University of Pittsburgh , Working Paper.
- Gilchrist , S. , Himmelberg , C. , 1995, “Evidence on the Role of Cash Flow for Investment” , *Journal of Monetary Economics* , 36: 541—72.
- Hubbard , R. Gleen , Kashyap , Anil K. and Whited , Toni M. , 1995, “International Finance and Firm Investment” , *Journal of Money , Credit , Banking* , 27(3) .
- Hubbard , R. G. , 1998, “Capital Market Imperfections and Investment” , *Journal of Economic Literature* , 36(1) : 193—225.
- Jensen , M. C. , 1986, “Agency Costs of Free Cash Flow , Corporate Finance and Takeovers” , *American Economic Review* , 76(2) : 323—329.
- Jensen , M. C. , Meckling W. H. , 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior , Agency Costs and Ownership Structure” , *Journal of Financial Economics* , 3(4) : 305—360.

- Kaplan S ,L Zingales L. ,1997, “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financial Constraints? ” *Quarterly Journal of Economics* ,112(1) : 169—215.
- Kaplan S ,L Zingales L. ,2000, “Investment-Cash Flow Sensitivities Are not Valid Measures of Financing Constraints” , *Quarterly Journal of Economics* ,115:707—712.
- Lin J. , Sanger G. , Booth G. ,1995, “Trade Size and Components of the Bid-ask Spread” , *Review of Financial Studies* , 8(4) : 1153—118.
- Madhavan ,A. ,2000, “Market Microstructure: A Survey” , *Journal of Financial Markets* ,3(3) : 205—258.
- Modigliani F. , Miller M. H. ,1958, “The Cost of Capital , Corporation Finance and the Theory of Investment” , *American Economic Review* ,48(3) : 261—297.
- Moyen. N. ,2004, “Investment-cash Flow Sensitivities: Constrained Versus Unconstrained Firms” , *Journal of Finance* , 59(5) : 2061—2092.
- Myers S. C. , Majluf N. S. ,1984, “Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have ” , *Journal of Financial Economics* ,13(2) : 187—221.
- O’ Hara M. ,1999, “Making Market Microstructure Matter” , *Financial Management* ,28(2) : 83—91.
- Pawlina ,G , and Renneboog ,L. ,2005, “Is Investment-Cash Flow Sensitivity Caused by Agency Costs or Asymmetric Information? Evidence from The UK ” , *European Financial Management* , 11(4) : 483—513.
- Richardson ,S. ,2006, “Over-investment of Free Cash Flow ” , *Review of Accounting Studies* ,11 : 159—189.
- Schaller H. ,1993, “Asymmetric Information , Liquidity Constraints and Canadian Investment” , *Canadian Journal of Economics* ,26 : 552—574.
- Schleifer A. ,Vishny R. W. ,1986, “Large shareholders and corporate control” , *Journal of Political Economy* ,94:461—488.
- Shin H. , Park , Y. ,1999, “Financing Constraints and Internal Capital Markets: Evidence from Korean Cos” , *Journal of Corporate Finance* ,5 : 169—191.
- Singh A. K. , M. A. Zaman , C. Krishnamurti ,1994, “Liquidity Changes Associated with Open Market Repurchases” , *Financial Management* ,23(1) : 47—55.
- Whited ,T. ,1992, “Debt , Liquidity Constraints and Corporate Investment: Evidence from Panel Data” , *Journal of Finance* ,47 : 1425—1459.

Information Asymmetry and Investment-Cash Flow Sensitivity: An Empirical Research Based on Market Microstructure Theory

Qu Wenzhou ,Xie Yalu and Ye Yumei
(School of Management ,Xiamen University)

Abstract: Investment-cash flow sensitivity is one of the main topics in investment theory research. Currently , the hottest debates are how to measure the financial constraint and what the relationship between financial constraint and cash-flow sensitivity is. We use PIN , which is a direct measurement for information asymmetry , as the measurement of financial constraint. This measurement is based on microstructure theory and calculated by using high-frequency data from capital market. Our analyses prove that the higher the information asymmetry is , the lower firm investment will be. Further , we also find the higher the information asymmetry is , the higher investment-cash flow sensitivity will be , namely higher financial constraint would bring higher investment-cash flow sensitivity. We also exam the monotonicity between investment-cash flow sensitivity and financial constraint , which shows that there is an unmonotonicity relationship between financial constraint and investment-cash flow sensitivity.

Key Words: Investment-cash Flow Sensitivity; Information Asymmetry; Microstructure

JEL Classification: C31 ,G11 ,G14 ,G32

(责任编辑:宏 亮)(校对:梅 子)