

现金 - 现金流敏感性性能检验 融资约束假说吗?^{*}

连玉君 苏治 丁志国

内容提要:章晓霞和吴冲锋(管理评论, 2006 年第 10 期)以及李金等(管理评论, 2007 年第 3 期)从现金 - 现金流敏感性角度检验了融资约束假说, 并未得出一致结论。本文从模型设定、衡量偏误、内生性偏误等角度重新审视了这个问题。研究结果表明: 现金流和 Tobin's Q 的内生性问题导致上述两篇文章的估计结果有偏。在采用广义矩估计方法(GMM)合理控制模型的内生性偏误后, 融资约束公司表现出强烈的现金 - 现金流敏感性, 而非融资约束公司则没有表现出这种特征。因此, 本文结果支持融资约束假说, 现金 - 现金流敏感性可以作为检验融资约束假说的依据。

关键词: 现金持有; 现金流; 融资约束; 广义矩估计

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 4565(2008)10 - 0092 - 08

Can Cash Flow Sensitivity of Cash be Used to Test the Financial Constraints Hypothesis?

Lian Yujun Su Zhi Ding Zhiguo

Abstract: Financial constraints hypothesis based on the cash flow sensitivity of cash Both is tested by some researchers, but their opinions are different each other. This paper reviews this question from the viewpoints of modeling specification error, measurement error and endogeneity error. The results show that, the endogeneity of cash flow and Tobin's Q induce the result biases of two papers. Controlling the endogeneity of two variables by using the GMM, we find that financial constrained firms significantly exhibit cash flow sensitivity of cash, while the non-financial constrained firms do not. We conclude that the results support the financial constraints hypothesis, and the cash flow sensitivity of cash can be used to test the financial constraints hypothesis.

Key words: Cash holding; Cash flow; Financial constraint; GMM

一、引言

在公司财务研究中,对融资约束假说的检验是一个重要的主题。处于转型阶段的中国,资本市场的诸多结构性缺陷都有可能导致融资约束,从而对上市公司的投资行为和现金持有行为产生重要影响。前期研究多以 Fazzari 等(1988)^[1]为基础,试图通过比较上市公司在不同融资约束程度下的投资-现金流敏感性差异,来检验融资约束假说,如冯巍(1999)^[2]、郑江淮等(2001)^[3]。但自从 Kaplan 和 Zingales(1997)^[4]对此方法提出质疑以来,一系列理论和实证研究表明,该方法存在诸多缺陷(Alti, 2003; Cummins 等, 2006; 连玉君和程建,

2007)^[5-7]。

作为一种新的尝试,Almeida 等(2004)^[8]提出,可以从公司的现金持有行为角度入手,通过分析现金 - 现金流敏感性来检验融资约束假说。在针对中国上市公司的研究中,章晓霞和吴冲锋(2006,以下简称“章文”)^[9]以及李金等(2007,以下简称“李文”)^[10]都采用了这一方法。虽然两篇文章设定的

^{*} 本文系中山大学文科青年教师科研基金项目“中国上市公司投资效率研究”(3171913);中国博士后科学基金项目“投资者决策黑箱与证券价格波动机理研究”(20070410539);国家自然科学基金项目“基于市场摩擦的广义有效市场假说”(70573040)的阶段性成果。

实证模型和分组标准都非常相似,但得到的结论却并不一致。“章文”针对 2000-2004 年全部非金融类 A 股上市公司,共计 3936 个样本观察值的实证研究表明,融资约束和非融资约束公司的现金-现金流敏感性并没有显著的差异。因此,他们认为其结论并不能有效支持融资约束假说。“李文”则以 2002-2004 年的 3050 个样本观察值为研究对象,发现只有面临融资约束的公司才表现出显著为正的现金-现金流敏感性。因此,其研究结果支持融资约束假说。然而,笔者发现,“李文”中提供的经验证据并不足以支持其研究结论。按照“李文”表 2 的分组标准,归属于“存在融资约束”的观察值占样本总数的比例不足 3% (64/3050),所以,该文的实证结果事实上与“章文”的估计结果是一致的,即所有公司都表现出显著的现金-现金流敏感性。而“李文”表 3 的估计结果(将样本观察值依据每股派现额高低分成了 5 个子样本组)则进一步表明,不同融资约束程度的公司表现出的现金-现金流敏感性并无显著差异。因此,从“章文”和“李文”的研究结果来看,融资约束似乎并不会影响上市公司的现金持有政策。换言之,融资约束假说在中国上市公司中并未得到实证支持。

那么,融资约束是否会影响中国上市公司的现金持有行为? 现金-现金流敏感性是否能作为检验融资约束假说的依据呢? 本文从模型设定偏误、衡量偏误以及内生性偏误 3 个角度对这一问题进行了更为深入的研究。笔者发现上述两篇文章在模型估计过程中没有考虑现金流和投资机会的内生性问题,使得其参数估计有偏,进而影响了结论的合理性。具体而言,由于公司的现金持有行为往往与投资行为同时决定,而投资行为在很大程度上决定于投资机会 (Hayashi, 1982)^[11],但在他们的模型中,现金流和 Tobin's Q 分别反映了近期投资机会和远期投资机会,这导致模型中的解释变量(现金流和 Tobin's Q)与干扰项相关,从而存在严重的内生性问题。更为重要的是,这种内生性偏误同时存在于融资约束公司和非融资约束公司,从而导致两个样本组中的现金-现金流敏感性并不存在显著差异(如“章文”表 3 至表 6,以及“李文”表 3 所示)。

为了克服内生性问题,本文采用广义矩估计法 (GMM)重新估计了“章文”和“李文”中设定的实证模型。结果表明,融资约束对中国上市公司的现金

持有行为有显著的影响:融资约束公司(小规模、低股利)表现出显著的现金-现金流敏感性,而非融资约束公司(大规模、高股利)则没有表现出这种特征。换言之,面临融资约束的公司会出于预防性动机将更多的现金流以现金或现金等价物的形式留存在公司内部。因此,笔者的研究结果支持融资约束假说。

后文结构安排如下:第 2 部分介绍研究方法;第 3 部分对样本和指标的构造进行说明;第 4 部分呈现研究结果;最后做出总结。

二、研究设计

为了保证与“章文”和“李文”的可比性,本文亦以 Almeida 等 (2004)^[8]模型为基础。Almeida 等 (2004)^[8]的理论分析表明,由于面临融资约束的公司需要储备现金以保证后续投资项目的实施,而非融资约束公司则没有这种需求。因此,融资约束公司将表现出强烈的现金-现金流敏感性,而非融资约束公司的现金持有政策则不受现金流量多寡的影响,也就不会表现出现金-现金流敏感性。为此,他们设定了如下基准模型来检验这一理论预期:

$$\Delta CASH = \alpha_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Q_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\Delta CASH_{it}$ 表示公司 i 在第 t 个会计年度现金持有量的变动, CF 为现金流量, Q 为投资机会,采用 Tobin's Q 衡量, $SIZE$ 为公司规模, η_i 和 λ_t 分别为反映个体效应和时间效应的虚拟变量, ε_{it} 为干扰项。显然,对于融资约束公司而言, β_1 应显著为正,而对于非融资约束公司, β_1 应不显著。Almeida 等 (2004)^[8]采用了多种指标来衡量融资约束程度,结果都支持上述理论预期。

为了保证检验结果的稳健性,Almeida 等 (2004)^[8]从以下 3 个角度进一步检验并证实了上述结论:模型设定偏误、Tobin's Q 的衡量偏误以及内生性偏误。但是,“章文”和“李文”则仅仅针对 Almeida 等 (2004)^[8]设定的基准模型 (1)进行了分组检验。因此,二者结果的不一致性便有 3 种可能的来源,依次进行分析。

(一)模型设定偏误

考虑到影响公司现金持有行为的因素不仅仅是投资机会和公司规模,Almeida 等 (2004)^[8]还进一步参考前期与现金持有相关的文献设定了如下扩展模型:

$$\Delta CASH = \alpha_0 + \beta_1 CF_u + \beta_2 Q_u + \beta_3 SIZE_u + \beta_4 EXPEN_u + \beta_5 \Delta NWC_u + \beta_6 \Delta SD_u + \eta_i + \lambda_i + \epsilon_u \quad (2)$$

其中, *EXPEN* 为资本支出, ΔNWC 为非现金净营运资本的变动, ΔSD 为短期债务的变动。由于资本支出的增加会降低公司的现金持有, 而 ΔNWC 和 ΔSD 都与现金持有存在替代关系(现金可视为负的债务), 因此 β_4, β_5 和 β_6 的理论预期符号均为负。加入这 3 个变量, 事实上进一步控制了其他因素对现金持有行为的影响, 从而使现金流 CF_u 的系数能够更准确地反映出融资约束对现金持有行为的影响。

为此, 本文分别估计模型(1)和模型(2), 如果二者的估计结果存在显著差异, 就表明“章文”和“李文”的结论可能受到模型设定偏误的影响。因为, 模型(1)嵌套(nested)于模型(2), 当二者的估计结果存在显著差异时, 表明模型(1)存在遗漏变量的偏误, 此时“章文”和“李文”中的所有参数估计都将是有偏的。

(二) Tobin's Q 的衡量偏误

在模型(1)中, 现金流 CF_u 和投资机会 Tobin's Q 正相关, 二者可能分别反映了当前投资机会和远期投资机会(Gomes, 2001; Alti, 2003)^{[5][12]}。因此, 当 Tobin's Q 存在衡量偏误时, 即使现金流对现金持有行为没有任何影响, 但其系数 β_1 仍然可能高度显著, 这是模型中部分变量存在衡量偏误时的一个基本特征。巧合的是, 中国资本市场的发育状况使得 Tobin's Q 很可能存在衡量偏误。一方面, 根据传统 Q 模型, 能够合理衡量投资机会的是边际 Q, 而非 Tobin's Q(平均 Q), 二者等价的一个重要条件是股市强势有效^[11]。然而, 一系列研究表明中国股市仅接近甚至尚未达到弱势有效^[13]。另一方面, 中国上市公司中普遍存在非流通股安排, 而这部分股份的市场价值往往难以衡量, 虽然多数研究都采用每股净资产来近似估算非流通股的市场价格, 但仍然不可避免地在 Tobin's Q 的计算中引入衡量偏误。为了考察“章文”和“李文”的结果是否受 Tobin's Q 衡量偏误的影响, 本文从两个角度进行了检验。

1. 选择 Tobin's Q 的替代指标来衡量投资机会。

本文选择了两个指标来代替 Tobin's Q 以衡量投资机会。一是 Almeida 等(2004)^[8] 提出的未来-当

期投资比率, 定义为 $RFI_u = (I_{u+1} + I_{u+2})/I_u$, 其中 I_u 表示当期投资支出。该指标将未来投资机会和当前投资机会联系起来, 因此能够反映公司的投资机会。

二是连玉君和程建(2007)^[7] 构造的“基准 Q”指标。该指标以传统 Q 模型和会计信息为基础, 由于其构造过程不依赖公司的股票价格信息, 所以能够在很大程度上克服 Tobin's Q 存在的缺陷。具体而言, 由于边际 Q 等于新增一单位资本带来的所有未来边际利润的折现值, 即:

$$E[q_u | \Omega_u] = \sum_{t=0}^{\infty} \lambda^t E[\pi_{u+t} | \Omega_u] \quad (3)$$

其中, λ 为折现因子。 π_u 可由一组反映盈利能力的变量之线性组合产生, 即 $\pi_u = b'x_u$ 。 b 为常数向量, $x_u = (OI_u, S_u)'$ 为资本边际盈利能力向量, 其中 OI_u 和 S_u 分别为经营利润-资本比率和销售额-资本比率。假设 x_u 服从如下一阶平稳向量自回归(VAR)过程:

$$x_u = Ax_{u-1} + \eta_i + \gamma_i + u_u \quad (4)$$

其中, A 为系数矩阵, u_u 为随机干扰项, 假设与 x_{u-1} 不相关。若进一步假设信息集合 Ω_u 中仅包含 x_u 的滞后项以便反映信息传递的滞后性, 则由(3)式可得:

$$FQ_u = E[q_u | \Omega_u] = b'(I - \lambda A)^{-1} \lambda Ax_{u-1} \quad (5)$$

其中, 折现因子可由公式 $\lambda = (1 - \delta)/(1 + r)$ 近似估算, 取折旧率 $\delta = 15\%$, 贷款利率 $r = 6\%$, 则 $\lambda \approx 0.8$ 。面板 VAR 模型(4)可以采用 Arellano and Bover (1995)^[14] 的提出 GMM 法进行估计。

2. 变量误差(Error in variable)估计方法。

在考虑衡量偏误的情况下, 模型(1)可以用矩阵形式表示为:

$$y = X^* \beta + \epsilon, X = X^* + U \quad (6)$$

其中, X^* 表示变量的真实值, X 表示实际观测值, U 为衡量偏误。参数 β 的估计值和方差-协方差矩阵分别为:

$$\hat{\beta} = A^{-1} X' y, \text{Var}(\hat{\beta}) = \frac{(y'y - bAb')A^{-1} X' X A^{-1}}{(N - k)} \quad (7)$$

其中, $A = X'X - S$, 而 $S = \text{diag}[N(1 - r_i) s_i^2]$ 是一个对角矩阵, N 为样本数, s_i^2 为第 i 个解释变量的方差, r_i 表示第 i 个解释变量的可信度。当 $r_i = 1$ 时, 表明相应的变量不存在衡量偏误。为了考察 Tobin's Q 衡量偏误对模型(1)估计结果的影响, 分别将

Tobin's Q 的可信度 r_{Tobin} 设为 1, 0.95 和 0.85, 如果三种设定下的估计结果不存在显著差异, 就表明 Tobin's Q 的衡量偏误并不会在统计上显著影响模型(1)的估计结果。

(三) 内生性问题

本文首先采用 Durbin-Wu-Hausman 检验 (DWH test) 来检验式(1)的设定中是否存在内生性问题。该检验的原假设是 Tobin's Q 和 CF 与干扰项不相关。选用现金流 CF_{it} 的二阶和三阶滞后项, 以及 Tobin's Q 的一阶和二阶滞后项作为其工具变量, 并采用 GMM 重新估计模型(1)。这是因为, 虽然 CF_{it} 和 Tobin's Q 的当期值与干扰项可能存在相关性, 但其滞后项却不会与当期干扰项相关。为了确保工具变量的合理性, 本文进行了两方面的检验。一是采用 Anderson(1984)^[15] 提出的 LR 统计量来检验工具变量的使用是否存在识别不足问题 (under identification), 即工具变量与内生变量之间的相关性是否足够强。其原假设是工具变量矩阵与内生变量矩阵中最小的典型相关系数 (canonical correlation) 为零。如果拒绝原假设, 则表明模型设定不存在识别不足问题。二是采用 Hansen's J 统计量检验模型中是否存在过度识别问题 (over identification)。该统计量的原假设是工具变量是合理的, 即工具变量与干扰项不相关, 此时 Hansen's J 统计量服从卡方分布, 自由度为过度约束的个数。

三、样本筛选、分组方法及组间差异检验

(一) 样本和变量的描述性统计分析

本文的数据来源于 CSMAR 数据库, 样本筛选原则如下: (1) 选取 1998 年 1 月 1 日以前上市且仅发行 A 股的公司; (2) 剔除金融类和 ST/PT 类公司; (3) 剔除总负债率大于 100%, 事实上已经资不抵债的公司; (4) 为防止兼并或重组的影响, 剔除样本区间内总资产增长率或销售增长率大于 100% 的公司。考虑到公司在上市当年的现金持有量往往远高于正常水平, 本文在随后的分析中采用 1999 - 2005 年区间的观测值进行估计。最终选择了 453 家公司作为研究对象, 共计 3171 个公司年度观察值。同时, 为了克服离群值的影响, 对主要变量进行了 Winsorized 缩尾处理。表 1 列示了文中主要变量的基本统计量和计算方法。

表 1 变量的基本统计量和计算方法

(N = 453, T = 7, NT = 3171)

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	计算方法
CASH	0.139	0.095	0.003	0.469	现金及现金等价物/总资产
CF	0.052	0.076	-0.372	0.563	经营活动现金流量净额/总资产
Tobin Q	1.520	0.557	0.808	5.878	公司总市值/总资产 ^a
FQ	0.948	0.875	-0.959	9.893	见文中第二部分第二小节
SIZE	21.179	0.869	18.837	24.776	总资产的自然对数
EXPEN	0.054	0.060	-0.289	0.520	资本支出/总资产 ^b (流动资产 - 流动负债 - 现金及现金等价物)/总资产
NWC	-0.014	0.182	-0.432	0.447	
SD	0.870	0.158	0.344	1.000	短期负债/总负债

注: (1) 公司总市值 = 流通股股数 (流通股年平均股价 + 非流通股股数 (每股净资产 + 负债的账面值)); (2) 资本支出 = 经营租赁所支付的现金 + 购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金净额。

(二) 融资约束分类标准

为了保证检验结果的稳健性, 同时也便于与“章文”和“李文”的研究结果进行对比, 选择公司规模、股利支付率作为分组依据。将样本公司按照上述指标由小到大等分为 3 组, 删除中间组, 将大规模、高股利支付率公司划分为非融资约束组, 而将小规模、低股利支付率公司划分为融资约束组。

公司规模是文献中使用最为广泛的分组指标, 如“章文”、连玉君和程建(2007)^[7]。首先, 小规模公司多为民营企业和高科技企业, 由于上市时间较短, 外界对这些公司的经营和信誉记录非常有限, 从而增加了公司与银行和投资者之间的信息不对称程度。其次, 这类公司的无形资产比重通常较高, 而相对于资产总额, 其贷款抵押品价值却较低, 从而进一步增大了信息不对称程度。最后, 我国特殊的制度背景导致银行在放贷政策上对小规模公司有着明显的歧视性, 表现为优先满足国有大中型企业的贷款需求。

采用股利支付率来区分公司面临的融资约束程度最早由 Fazzari 等(1988)^[1] 引入。基本思想在于, 股利支付是公司在完成其他利润分配项目后的一个机动调整项目, 其调整成本要低于资本存量的调整成本。因此, 在外部融资成本明显高于内部融资成本的情况下, 对于一个有良好投资机会的公司来说, 支付大量的股息是不符合价值最大化原则的。在针对中国上市公司的研究中, 冯巍(1999)^[2]、“章文”和

“李文”也都采用了该指标作为分组依据。

(三)组间差异检验——Bootstrap法

如何检验融资约束组和非融资约束组的现金-现金流敏感性差异是本文的关键。“章文”和“李文”比较组间系数差异时仅仅通过简单比较不同组间系数的估计值和其显著水平进行判断,缺乏统计检验的支持。为此,本文采用“自体抽样法”(Bootstrap)来检验组间的系数差异是否显著。检验的原假设是 $H_0: d = 0$, 即组间的现金-现金流敏感性不存在显著差异。检验的统计量是采用自体抽样法计算出的实证 p 值,它表示实际观察到的组间系数差异可能出现的概率,步骤为:(1)把来自融资约束组的 n_1 家和非融资约束组的 n_2 家样本公司混合起来,得到 $n = n_1 + n_2$ 家样本公司;(2)从这 n 家样本公司中随机抽取 n_1 和 n_2 家公司,并把它们分配到融资约束组和非融资约束组;(3)分别估计两个组中的 CF_{it} 系数,并记录系数差异 d_i ;(4)将第2步和第3步反复进行 k 次(本文中, $k = 1000$),继而计算出 d_i ($i = 1, 2, \dots, k$) 大于实际系数差异 d 的百分比,即得到实证 p 值。

四、结果及分析

(一)模型设定偏误

表2给出了模型(1)和模型(2)的估计结果。类似于 Almeida 等(2004)^[8], 在下面的分析中,对模型

(1)和(2)的估计过程中,都控制了个体效应(η_i)和时间效应(λ_t),而系数的标准误均为纠正了异方差和序列相关后的 White-Huber 估计量。

从表2中针对基准模型(1)的估计结果可以看出,无论采用公司规模还是股利支付率作为分组依据,融资约束组和非融资约束组中现金流 CF_{it} 的系数都在1%水平上显著异于零,与理论预期并不相符。这与“章文”中表3、表4以及“李文”中表3呈现的结果非常相似。类似于“章文”,本文发现,在基准模型(1)的估计结果中,非融资约束公司(大规模、高股利)反而表现出较高的现金-现金流敏感性。然而,从表2最后一行的实证 p 值来看,这种差异并不显著。相对于基准模型(1)的估计结果,由扩展模型(2)估计出的现金流 CF_{it} 系数有所降低,且融资约束公司(小规模、低股利)的 CF_{it} 系数大于非融资约束公司,但实证 p 值表明,融资约束组与非融资约束组的 CF_{it} 系数仍然不存在显著差异。

上述分析表明,“章文”和“李文”的模型设定不存在严重的遗漏变量偏误。

(二)Tobin's Q 的衡量偏误

为了检验“章文”和“李文”的结果是否受到 Tobin's Q 衡量偏误的影响,本文分别采用“基准 Q”(FQ)和“未来-当期投资比率”(RFI)作为模型(1)中投资机会 Q 的衡量指标,结果见表3。

表2 按公司规模和股利支付率分组后的回归结果

	A:基准模型(1)				B:扩展模型(2)			
	小规模	大规模	低股利	高股利	小规模	大规模	低股利	高股利
CF	0.462*** (7.49)	0.495*** (7.01)	0.427*** (7.05)	0.434*** (6.53)	0.407*** (7.14)	0.317*** (5.70)	0.362*** (5.93)	0.335*** (7.96)
Tobin Q	-0.016 (-0.78)	-0.011 (-0.23)	0.010 (0.57)	-0.067 (-1.60)	-0.010 (-0.65)	0.004 (0.16)	0.020 (1.40)	-0.034 (-1.27)
SIZE	0.039* (1.66)	-0.017 (-0.72)	0.028 (1.07)	0.024 (1.06)	0.050** (2.37)	-0.031 (-1.54)	0.044* (1.95)	0.012 (0.57)
EXPEN					-0.603*** (-7.82)	-0.419*** (-7.80)	-0.627*** (-7.21)	-0.476*** (-7.06)
ΔNWC					-0.304*** (-5.63)	-0.403*** (-7.74)	-0.260*** (-4.36)	-0.420*** (-7.53)
ΔSL					-0.135*** (-3.30)	-0.176*** (-5.57)	-0.091* (-1.91)	-0.219*** (-6.32)
CONS	-0.811* (-1.72)	0.345 (0.66)	-0.636 (-1.15)	-0.464 (-0.95)	-1.000** (-2.36)	0.659 (1.50)	-0.954** (-2.02)	-0.213 (-0.49)
Adj-R ²	0.168	0.244	0.189	0.153	0.411	0.544	0.401	0.491
实证 p 值	0.812		0.903		0.451		0.897	

注:(1)***,**和*分别表示在1%,5%和10%水平上显著,括号中为 t 值;(2)实证 P 值用于检验组间 CF 系数差异的显著性,通过自体抽样(Bootstrap)1000次得到,下同。

表 3 衡量偏误检验结果:采用不同的指标衡量投资机会

	采用“基准 Q”(FQ)衡量投资机会(Q)				采用未来-当期投资比率(RFI)衡量投资机会(Q)			
	小规模	大规模	低股利	高股利	小规模	大规模	低股利	高股利
CF	0.467*** (7.49)	0.495*** (6.99)	0.427*** (7.04)	0.430*** (6.31)	0.494*** (3.28)	0.490*** (2.88)	0.372*** (2.79)	0.494*** (4.07)
Q	-0.001 (-0.24)	0.002 (0.09)	-0.001 (-0.93)	-0.004 (-1.53)	-0.003 (-0.43)	0.001 (0.95)	0.001** (2.00)	0.007*** (3.31)
SIZE	0.041* (1.70)	-0.017 (-0.73)	0.026 (0.96)	0.025 (1.11)	0.082 (1.05)	0.126** (2.22)	0.134* (1.89)	0.089* (1.71)
CONS	-0.885* (-1.77)	0.333 (0.63)	-0.572 (-1.01)	-0.586 (-1.20)	-1.725 (-1.07)	-2.837** (-2.24)	-2.837* (-1.91)	-1.956* (-1.76)
Adj-R ²	0.167	0.243	0.189	0.142	0.144	0.233	0.161	0.187
实证 p 值	0.830		0.925		0.941		0.225	

表 4 衡量偏误检验结果:采用变量误差法估计基准模型

	Tobin Q 可信度 $r_{Tobin} = 0.95$				Tobin Q 可信度 $r_{Tobin} = 0.85$			
	小规模	大规模	低股利	高股利	小规模	大规模	低股利	高股利
CF	0.461*** (10.54)	0.495*** (13.33)	0.427*** (11.54)	0.435*** (9.94)	0.458*** (10.40)	0.495*** (13.33)	0.427*** (11.54)	0.436*** (9.99)
Tobin Q	-0.019 (-1.05)	-0.012 (-0.48)	0.011 (0.77)	-0.075*** (-2.98)	-0.029 (-1.05)	-0.015 (-0.48)	0.015 (0.77)	-0.100*** (-2.99)
SIZE	0.039** (1.98)	-0.017 (-1.15)	0.028* (1.65)	0.024 (1.13)	0.038* (1.91)	-0.017 (-1.15)	0.029* (1.68)	0.023 (1.10)
CONS	0.005 (0.51)	-0.010* (-1.83)	-0.006 (-0.85)	0.007 (0.92)	0.008 (0.70)	-0.009* (-1.66)	-0.006 (-0.89)	0.012 (1.34)
Adj-R ²	0.169	0.244	0.189	0.155	0.169	0.244	0.190	0.160
实证 p 值	0.803		0.893		0.802		0.949	

由于 Q 在多数情况下都不显著,所以表 3 中的结果与表 2 并没有明显的差异。而实证 p 值也表明,融资约束组与非融资约束组间的 CF_{it} 系数并没有显著差异。这从一定程度上表明,Tobin's Q 的衡量偏误对模型(1)的估计结果并没有显著影响。表 4 中的估计结果进一步证实了这一结论。

在表 4 中,本文假设 Tobin's Q 存在衡量偏误,并给出了其可信度 r_{Tobin} 分别为 0.95 和 0.85 两种情况下的估计结果。可以把这些结果与表 2 中 A 栏的结果进行对比,因为该结果是在假设 Tobin's Q 不存在衡量偏误,即 $r_{Tobin} = 1$ 的情况下得到的。可以发现,在不同分组方法下,表 4 中呈现的 CF_{it} 系数与表 2 中 A 栏的 CF_{it} 系数并没有明显的差异。

结合表 3 和表 4 的结果来看,本文认为 Tobin's Q 的衡量偏误对模型(1)的估计结果也没有决定性的影响。因此,“章文”和“李文”结果的不一致性也并非源于 Tobin's Q 的衡量偏误问题。

(三)内生性偏误

对内生性偏误的检验和 GMM 估计结果见表 5。为了考察内生性偏误对估计结果的影响,本文首先检验了基准模型(1)和扩展模型(2)中是否存在内生

性偏误,即 Tobin's Q 和 CF_{it} 是否与干扰项相关。从表 5 中列示的 DWH 统计量来看, Durbin-Wu-Hausman 检验的原假设(Tobin Q, CF_{it} 与干扰项不相关)在所有情况下都被拒绝了。而且,在基准模型(1)中内生性问题更为严重,这从基准模型(1)估计结果中对应的 DWH 统计量的显著性可以看出。这表明,在“章文”和“李文”以及本文前面的分析中,模型(1)和模型(2)的设定都存在严重的内生性偏误。为此,本文采用 CF_{it} 的二期和三期滞后项(CF_{it-2} , CF_{it-3})以及 Tobin's Q 的一期和二期滞后项($Tobin_{it-1}$, $Tobin_{it-2}$)作为工具变量,并采用广义矩估计方法(GMM)估计了模型(1)和模型(2)。从表 5 中给出的 Aderson LR 统计量和 Hansen J 统计量来看,本文选择的工具变量是合理的,不存在识别不足(under identification)和过度识别(over identification)问题。

在使用 GMM 估计法合理控制内生性偏误后,本文发现融资约束组和非融资约束组的现金-现金流敏感性表现出明显的差异。具体而言,无论在基准模型还是扩展模型的设定下,融资约束公司(小规模、低股利)的 CF_{it} 系数都明显大于非融资约束公司(大规模、高股利),且前者均在 5% 水平上显著异于

表5 基准模型和扩展模型的内生性检验及GMM估计

	基准模型				扩展模型			
	小规模	大规模	低股利	高股利	小规模	大规模	低股利	高股利
CF	0.556** (2.31)	0.218 (1.27)	0.609** (2.29)	0.296 (1.33)	0.426** (2.18)	0.075 (0.53)	0.533*** (3.43)	0.132* (1.92)
Tobin Q	0.011 (0.19)	-0.222 (-1.07)	0.006 (0.08)	-0.076 (-1.05)	-0.010 (-0.22)	-0.122 (-1.37)	0.005 (0.10)	-0.028 (-0.63)
SIZE	0.047 (1.29)	-0.030 (-1.10)	0.040 (1.10)	0.022 (0.82)	0.051 (1.60)	-0.046* (-1.93)	0.054 (1.64)	0.017 (0.74)
EXPEN					-0.605*** (-6.93)	-0.413*** (-7.12)	-0.646*** (-5.73)	-0.468*** (-6.80)
ΔNWC					-0.302*** (-4.17)	-0.453*** (-7.14)	-0.227*** (-3.21)	-0.411*** (-7.78)
ΔSL					-0.134*** (-3.23)	-0.193*** (-5.45)	-0.082* (-1.71)	-0.218*** (-6.37)
Adj-R ²	0.158	0.060	0.156	0.152	0.411	0.455	0.372	0.484
实证 p 值		0.035**		0.042**		0.004***		0.028**
DWH test	9.77***	8.96**	10.12***	7.38**	7.93**	9.43***	6.89**	4.89*
Aderson LR	8.47**	32.15***	16.40***	16.56***	8.59**	33.82***	17.54***	17.77***
Hansen J	2.207	5.08*	1.469	2.435	3.381	4.151	2.777	2.511
工具变量	$CF_{i-2}, CF_{i-3}, Tobin_{i-1}, Tobin_{i-2}$				$CF_{i-2}, CF_{i-3}, Tobin_{i-1}, Tobin_{i-2}$			

注:(1) DWH 统计量用于检验模型的设定中是否存在内生性偏误,服从 $\chi^2(2)$ 分布;(2) Aderson LR 和 Hansen J 统计量分别用于检验模型(1)的 GMM 估计是否存在识别不足(underidentification)和过度识别(overidentification)问题,分别服从 $\chi^2(3)$ 和 $\chi^2(2)$ 分布。

零。从实证 p 值来看,二者的 CF_i 系数差异也都在 5% 水平以上显著。相比之下,这种差异在扩展模型中表现的更为明显。

因此,本文的研究结果并不支持“章文”,笔者认为融资约束对中国上市公司的现金持有行为具有重要的影响。对于面临融资约束的公司,为了保证后续投资项目的顺利实施,避免未来可能发生的融资约束,他们会在现金流增加时,抽出一定的比例以现金或现金等价物的方式留存于公司内部,即表现出预防性动机(Han and Qiu, 2007)^[16]。虽然“李文”与本文的研究结果相似,都发现融资约束公司表现出强烈的现金-现金流敏感性,但需要指出的是,“李文”并没有为此结论提供足够的经验证据。在“李文”的表 2 中,被划定为存在融资约束的样本有 2986 个(每股派现额 < 0.4),而非融资约束样本则仅有 64 个(每股派现额 ≥ 0.4)。换言之,“李文”中的融资约束公司占样本总数的 97.8% (= 2986/3050),而非融资约束公司总样本总数的比例不足 3%。因此,“李文”的结果事实上与“章文”类似,即所有公司都表现出了显著的现金-现金流敏感性,这从其表 3 可以得到进一步的证实。得到这一结果并不奇怪。正如在前文中提到的,内生性偏误同时存在于融资约束公司和非融资约束公司,从而掩盖了两个样本组中的现金-现金流敏感性差异。

(四) 稳健性检验

上述分析面临的一个潜在问题是,本文与“章文”和“李文”在样本区间上的差异是否会影响估计结果的可比性。因为本文的样本区间为 1999 - 2005 年,而“章文”和“李文”则分别是 2000 - 2004 年和 2002 - 2004 年。为此,本文进一步将样本区间限定为 2000 - 2004 年,虽然参数估计值有所变化,但上述结论并不受影响。这表明“章文”的研究结果的确受到内生性问题的影响。而对于“李文”,由于其样本区间只包含了 3 个会计年度,无法使用工具变量,本文在 2001 - 2005 年样本区间内进行了分析(相当于在“李文”样本区间的基础上前后各增加 1 年的观测值),结果同样支持上述结论。

五、结论与研究启示

本文以 Almeida 等(2004)^[8]的研究为基础,从现金-现金流敏感性角度检验了融资约束假说在中国的适用性。在考虑了模型设定偏误、Tobin's Q 的衡量偏误以及内生性偏误后,本文发现:(1)模型设定偏误和 Tobin's Q 的衡量偏误并未对“章文”和“李文”的估计结果产生显著的影响。(2)“章文”和“李文”在模型估计过程中没有考虑现金流和 Tobin's Q 存在的内生性问题,从而导致其估计结果有偏,并进而影响了其结论的可靠性。(3)虽然本文的研究结论与“李文”

一致,但“李文”提供的经验证据并不足以支持其结论。(4)融资约束对中国上市公司的现金持有行为具有重要的影响,具体表现为,面临融资约束的公司(小规模、低股利)表现出强烈的现金-现金流敏感性,而非融资约束公司(大规模、高股利)的现金持有行为则不受现金流多寡的影响。这同时也表明,现金-现金流敏感性可以作为检验融资约束假说的依据。

融资约束显著影响上市公司现金持有行为这一结论具有重要的政策含义。虽然持有较多的现金能从一定程度上缓解上市公司面临的融资约束,并提高其投资决策的灵活性,但过多的现金持有会降低资金的使用效率,并可能引发代理问题,对于公司治理机制还很不完善的中国上市公司而言,更是如此。因此,加快银行改制、培育和发展公司债券市场等有助于拓宽上市公司融资渠道的政策应当是政府和监管部门的重点。

本文研究结果也为后续研究提供了一些借鉴。其一,由于公司的各项财务决策具有很强的关联性,在实证分析过程中,有必要对内生性问题作深入的分析 and 检验,否则可能导致估计结果产生严重偏误;其二,在进行组间对比分析过程中,保证每个子样本组有足够的观测值是进行合理统计推断的基础,因此对于样本筛选问题也要给与足够的重视。

参考文献

- [1] Fazzari, S., Hubbard, G. and Peterson, B.. Financing constraints and corporate investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988 (1): 141-195.
- [2] 冯巍. 内部现金流量和企业投资[J]. *经济科学*, 1999(1): 51-57.
- [3] 郑江淮, 何旭强, 王华. 上市公司投资的融资约束: 从股权结构角度的实证分析[J]. *金融研究*, 2001(11): 92-99.
- [4] Kaplan, S. and Zingales, L.. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financial constraints? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997(112): 169-215.
- [5] Altı, A.. How sensitive is investment to cash flow when financing is frictionless? [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58: 707-722.
- [6] Cummins, J. G., Hassett, K. A. and Oliner, S. D.. Investment behavior: Observable expectations, and internal funds [J]. *American Economic Review*. 2006(96): 796-810.
- [7] 连玉君, 程建. 投资-现金流敏感性: 融资约束还是代理成本? [J]. *财经研究*, 2007(2): 37-46.
- [8] Almeida, H., Murillo, C. and Weisbach, M. S.. The cash flow sensitivity of cash [J]. *Journal of Finance*, 2004(59): 1777-1804.
- [9] 章晓霞, 吴冲锋. 融资约束影响我国上市公司的现金持有政策吗? [J]. *管理评论*, 2006(10): 59-63.
- [10] 李金, 李仕明, 严整. 融资约束与现金现金流敏感度——来自国内A股上市公司的经验证据 [J]. *管理评论*, 2007(3): 53-57.
- [11] Hayashi, F.. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation [J]. *Econometrica*, 1982(50): 224-313.
- [12] Gomes, J. F.. Financing investment. *American Economic Review*, 2001 (91): 1263-1285.
- [13] 丁志国, 赵振全, 苏治. 有效市场理论的思考 [J]. *经济学动态*, 2005 (5): 20-23.
- [14] Arellano, M. and Bover, O. Another look at instrumental variables estimation of the error components model [J]. *Journal of Econometrics*, 1995(68): 29-51.
- [15] Anderson, T. W.. *Introduction to Multivariate Statistical Analysis* [M]. New York: John Wiley & Sons, 1984.
- [16] Han, S. and Qiu, J. P.. Corporate Precautionary Cash Holdings [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2007(13): 43-57.

作者简介

连玉君,男,1978年生,河南淮阳人,2007年毕业于西安交通大学,获经济学博士学位,现为中山大学岭南学院金融系讲师,主要研究方向:计量经济学、公司金融。

苏治,男,1977年生,吉林长春人,2007年毕业于吉林大学,获数量经济学博士学位,现为清华大学经济管理学院博士后,主要研究方向:金融市场与公司金融。

丁志国,男,1968年生,吉林延吉人,2004年毕业于吉林大学,获数量经济学博士学位,现为吉林大学商学院副教授,主要研究方向:金融市场与投资。

(责任编辑:李峻浩)