

现金－现金流敏感性： 融资约束还是收入不确定？

李春霞 田利辉 张 伟*

摘要：Almeida 等(2004)、Riddick 和 Whited(2009)指出信息不对称和收入不确定性会影响到公司的现金－现金流敏感性。本文采集了 1998－2011 年沪深 A 股上市公司的微观数据,采用广义矩估计等方法,检验了信息不对称和收入不确定性理论对中国上市公司现金持有变化和现金流之间关系的影响。实证结果显示,融资约束公司现金－现金流敏感性是正的,而非融资约束公司的这一敏感性为负。本文进一步建立的动因检测模型显示,在融资约束公司中,现金流波动增加了上市公司现金持有的动机,降低了投资支出;而在非融资约束公司中,现金流波动增加了投资支出,但对现金持有影响不明显。这一结果说明融资约束公司的正现金－现金流敏感性由信息不对称所致,非融资约束公司的负现金－现金流敏感性由收入不确定性所致。

关键词：融资约束 信息不对称 收入不确定 现金－现金流敏感性

一、引言

金融危机爆发后,我国上市公司中出现了因现金流枯竭破产清算,以及因现金流充裕而过度投资(Jensen,1986)的金融现象。这种现象引起了学术界对于高额现金持有和资产流动性等问题的广泛关注(Bates, et al., 2009; 连玉君等, 2010)。那么,在我国融资约束和收入不确定性背景下,管理者现金持有变化和经营现金流之间的关系如何? 原因何在? 本文试图研究我国上市公司现金持有变化和现金流之间回归系数的问题,简称为现金－现金流敏感性^①。

现有文献主要从信息不对称和收入不确定两个角度解释现金－现金流敏感性形成的原因。Almeida 等(2004)研究了信息不对称和现金－现金流敏感性之间的关系,指出企业需要从内部现金流中增加现金储备以备后续投资所需。他们认为,可以用现金－现金流敏感性来反映公司面临的融资约束情况。其后诸多学者也持同样观点,认为现金持有变化和现金流之间呈正向关系,因为现金储备可以为公司投资或负债提供资金,避免高成本的外部融资(Acharya, et al., 2007; Bates, et al., 2009)。然而,Riddick 和 Whited(2009)用广义矩估计方法发现收入的不确定性导致了现金－现金流敏感性为负。他们的理由是,现金流的增加往往伴

* 李春霞,南开大学金融发展研究院,邮政编码:300071,电子信箱:chunxialink@163.com;田利辉、张伟,南开大学金融发展研究院,邮政编码:300071。

本文受教育部重大课题攻关项目“利率市场化背景下的金融风险研究”(项目编号:13JZD006)和国家自然科学基金面上项目“私募股权、发行上市和我国企业绩效研究”(项目编号:71272179)资助。感谢匿名评审人的宝贵建议,当然文责自负。

① 本文采用 Almeida 等(2004)的术语现金－现金流敏感性(the cash flow sensitivity of cash),Riddick 和 Whited(2009)将现金－现金流敏感性称为公司的储蓄倾向(the propensity to save out of cash flow)。

随着较高的资本生产率,资本边际产量的增加会促使公司将部分金融资产转化为物质资产,即减少现金储备并加大当期投资。

Bao 等(2012)实证得到现金-现金流敏感性存在非对称性。只有现金流为正时才支持 Riddick 和 Whited(2009)负现金-现金流敏感性的结论。而现金流为负时往往意味着公司面临较低的生产率或者公司投资了净现值为负的项目,这时公司由于面临有约束的合同、隐瞒坏消息(Kothari, et al., 2009)以及代理成本(Jensen, 1986)等原因,并不能立即终止低利润的项目而收回资金,反倒要动用大量前期的现金积累来维持这样的项目。因此,现金流负的程度越大,动用的现金积累也越大,此时现金-现金流敏感性为正。

本文以中国上市公司为研究样本,重点考察现金流为正时,现金持有变化和现金流之间的关系。由于现金流包含了公司投资机会的信息(Gomes, 2001; Alt, 2003; 连玉君等, 2008),导致模型的核心解释变量现金流和投资机会与干扰项相关,从而可能产生严重的内生性问题。我们采用广义矩估计方法克服内生性偏误后,非融资约束公司的现金-现金流敏感性为负,支持 Riddick 和 Whited(2009)、Bao 等(2012)的研究结论;而融资约束公司的现金-现金流敏感性则为正,支持 Almeida 等(2004)的研究结论。我们进一步结合预防性现金持有模型和资本投资模型进行了现金-现金流敏感性的动因检测。实证结果显示,融资约束公司现金持有变化和现金流之间呈正向关系,是由于这类公司会出于预防性的动机而增持现金水平;但非融资约束公司预防性动机并不明显,这类公司由于未来收入不确定性会在当期更多地进行资本投资,故现金-现金流敏感性为负。

本文学术贡献如下:第一,首次将收入不确定性理论用于我国现金-现金流敏感性问题的研究。第二,中国上市公司的经验证据表明现金-现金流敏感性符号与公司面临的融资约束程度密切相关,拓展和深化了 Almeida 等(2004)、Riddick 和 Whited(2009)、连玉君等(2008)、Bao 等(2012)等文献。Almeida 等(2004)研究了融资约束和现金-现金流敏感性之间的关系,没有进一步考虑收入不确定性的影响。Riddick 和 Whited(2009)、Bao 等(2012)主要研究了收入不确定性和现金-现金流敏感性之间的关系,他们的实证结果显示无论融资约束组还是非融资约束组这一敏感性均显著为负,而我们实证得到的融资约束组和非融资约束组敏感性的符号并不一致。第三,Almeida 等(2004)、Riddick 和 Whited(2009)虽然分别从融资约束和收入不确定的角度对其实证结果进行了解释,但是他们并没有就其背后的动因进行实证检验。本文结合资本投资和现金持有模型,设计收入不确定的代理变量,从实证上进行了动因检验。第四,当期投资和现金流波动之间的关系并不一定为正(Kim, et al., 1998),也不必然为负(Minton and Schrand, 1999),二者关系究竟如何,关键取决于公司面临的融资约束程度。本文不仅用实证结论对 Han 和 Qiu(2007)的理论进行了检验,而且也对 Kim 等(1998)、Minton 和 Schrand(1999)关于当期投资和现金流波动之间关系得到的相反结论进行了较好的诠释。

二、文献综述和研究设计

(一) 现金-现金流敏感性文献回顾及模型

公司财务领域, Fazzari 等(1988)开创了融资约束研究的先河,他们采用投资对现金流的系数大小来衡量融资约束的强弱,认为融资约束程度与投资-现金流敏感性正相关。虽然 Fazzari 等(1988)的研究结论得到融资约束假说的支持,同时也得到了实证研究的广泛支持,但还是受到 Kaplan 和 Zingales(1997)、Cleary(1999)、Erickson 和 Whited(2000)等学者的质疑。

投资-现金流敏感性的缺陷可能来自以下两个方面:其一,融资约束并非导致投资对现金流敏感的唯一原因,由于经理人的在职消费等原因可能导致过度投资问题的产生,这样也会产生高投资-现金流敏感性(Vogt,1994)。其二,从经济计量的角度,现金流不仅包括财务信息,也包括部分投资机会的信息,即便没有融资约束,投资和现金流之间也可能显著正相关(Hubbard,1998;Alti,2003)。

为避免上述投资-现金流敏感性研究融资约束问题出现的质疑,Almeida等(2004)提出用现金-现金流敏感性来识别融资约束强弱。他们认为在无融资摩擦时,公司持有现金的变化与现金流无关;而存在融资摩擦时,持有现金的变化与现金流会显著正相关,公司面临的融资约束越严重,其现金-现金流敏感性会越大。其实,Hubbard早在1998年就曾指出“融资约束企业会出于预防性的动机保留较多流动性资产,以供后续资本投资所需。”

然而,Riddick和Whited(2009)的研究表明,现金-现金流敏感性为负,这是由于与未来的收入不确定性相比,正向的现金流意味着当期更高的生产率,较高的生产率冲击必然会带来资本边际产量的增加,进而促使公司减少现金储备进行当期投资。此外,Bao等(2012)还进一步指出这种负现金-现金流敏感性主要存在于经营现金流为正时;当现金流为负时,公司并不会马上终止不良项目以收回相同数额的现金,而是受项目合同、保留坏消息和代理成本等因素的制约不得不动用前期现金积累以维持正在进行的不良项目,此时的现金-现金流是正的。

国内现存文献关于融资约束和现金-现金流敏感性之间关系的实证结论并不一致。章晓霞和吴冲锋(2006)基于2000-2004年中国上市公司的实证研究,指出非融资约束和融资约束公司的现金-现金流敏感性并不存在显著性差异;但连玉君等(2008)的实证研究则表明,只有融资约束的公司才表现出显著的现金-现金流敏感性,故而,可以用现金-现金流敏感性来度量企业面临的融资约束。目前,国内关于现金-现金流敏感性的探讨尚未结合收入不确定性理论展开。在我国资本市场,现金-现金流敏感性能否作为融资约束程度的识别策略,信息不对称和收入不确定性如何影响现金-现金流敏感性尚需进行深入的研究。

为便于与前期文献对比,本文亦采用Almeida等(2004)的模型展开分析,下文将模型(1)、(2)分别称为基准模型和扩展模型:

$$\Delta Cash_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 Q_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\Delta Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 Q_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 I_{it} + \beta_5 Acquisition_{it} + \beta_6 \Delta NWC_{it} + \beta_7 \Delta SD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$\Delta Cash_{it}$ 表示公司现金持有的变化, CF 表示经营现金流,二者均用总资产进行了标准化处理。 Q 表示投资机会, $Size$ 表示企业规模。扩展模型对资本支出(I)、收购($Acquisition$)、非现金净营运资本的变化(ΔNWC)和短期债务的变化(ΔSD)这四个变量进行了控制。借鉴Almeida等(2004)、Riddick和Whited(2009)的实证结果,若 CF 的系数大于零,说明随着现金流的增加,公司从现金流中提取更多的现金储备留做未来投资所用,认为信息不对称理论对其具有更强的解释力;若 CF 的系数小于零,说明随着现金流的增加,公司会减少提取现金储备,将更多的金融资产转换为物质资产进行资本投资,则认为收入不确定性理论的解释力更强。

(二) 机理分析及动因检验模型

在用现金-现金流敏感性模型实证得到现金流的符号后,我们需要进一步检验,若正的现金-现金流敏感性是由于信息不对称所导致的话,这时公司应该会有预防性现金持有的动机,并自愿降低当前的投资水平;若负向的现金-现金流敏感性是由于收入不确定性所导致的话,

这时公司可能并不会增加现金持有水平,而是增加当前的投资水平。因此,需要分别检验融资约束组和非融资约束组,收入不确定对现金持有^①和资本投资的影响。

现金持有和投资支出密切相关,研究二者关系的文献也往往交织在一起。前期文献中收入不确定性主要用现金流波动来衡量。Kim 等(1998)建立的公司最佳现金持有量和投资策略模型,认为当期投资和现金持有的最佳选择是静态权衡决定的,并没有考虑当期投资和未来投资的跨期权衡问题,指出当期投资支出与现金流波动性正相关。而 Minton 和 Schrand(1999)则认为投资与现金流波动性负相关,较高的现金流波动常常伴随着诸如资本支出、研发和广告支出的降低。Kim 等(1998)与 Minton 和 Schrand(1999)的结论截然相反,可能是由于他们的研究忽略了公司的融资约束情况所致。

Opler 等(1999)指出现金持有与现金流波动正相关,若公司所属行业平均现金流波动比较高的话,公司往往会持有更多的现金。即公司会用内部资金来预防未来现金流收入的不确定性,在现金流波动增加时增加其当期现金持有。Almeida 等(2004)的研究虽然开始关注融资约束对公司现金储备的影响,但他们假设在合理的价格水平公司可以完全避免未来的现金流风险,并未考虑未来现金流潜在的不确定性。

Han 和 Qiu(2007)对 Almeida 等(2004)的理论模型进行了拓展,他们从理论上分析认为非融资约束公司没有预防性现金持有的动机,而融资约束公司倘若不减少当前投资则会影响到其未来的投资,这类公司只有通过持有更多现金和减少当前投资,以保证在未来投资所需。不过,他们在实证部分主要按融资约束指标分组考察了现金持有和未来现金流波动之间的关系,并没有就未来现金流波动对当前投资的影响进行实证检验。

综合上述文献的理论和实证,我们借鉴 Han 和 Qiu(2007)的实证模型构造了模型(3),按融资约束指标分组检验收入不确定性和现金持有水平之间的关系。在 Fazzari 等(1988)和 Cleary 等(2007)等关于投资支出文献的基础上,借鉴 Minton 和 Schrand(1999)的投资现金流波动模型,引进收入不确定代理变量现金流波动(*SDCF*)^②构造了模型(4),并按融资约束程度分组检验未来收入不确定性和当期投资支出之间的关系。

$$Cash_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SDCF_{it-1} + \gamma_2 CF_{it} + \gamma_3 Size_{it-1} + \gamma_4 Q_{it-1} + \gamma_5 LEV_{it-1} + \gamma_6 Cash_{it-1} + \gamma_7 Cash_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$I_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 SDCF_{it-1} + \lambda_2 CF_{it} + \lambda_3 Q_{it-1} + \lambda_4 Cash_{it-1} + \lambda_5 SGR_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,*LEV*、*SGR* 分别表示长期负债率和销售增长率,其他变量前文已有介绍,具体计算方式可参见表 1。如果融资约束组中,*Cash* 与 *SDCF* 的回归系数为正,*I* 与 *SDCF* 的回归系数为负,那么可以合理推断融资约束组的正现金-现金流敏感性是由于信息不对称效应在起主导作用。同理,非融资约束组中,*Cash* 与 *SDCF* 的回归系数统计上不相关或负相关,*I* 与 *SDCF* 的回归系数为正,那么可以推断非融资约束公司的负现金-现金流敏感性是由收入不确定性所致。

三、变量与数据

(一) 样本说明

本文数据来自 CSMAR 数据库,主要采集了 1998-2011 年中国上市公司的数据作为研究

①现金持有水平和现金持有变化之间虽然存在关联,但是二者依然存在区别。高额的现金持有并不意味着现金持有的增加很大,反之亦然。

②*SDCF* 由公司过去 5 年现金流占总资产比率的标准差计算得到。

样本。我们按照以下原则对样本进行了处理:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除总资产和销售收入为负的公司;(3)剔除只有一年观测值的公司;(4)剔除核心变量 $\Delta Cash$ 、 CF 、 Q 和 $Size$ 有缺失的公司;(5)对连续变量进行了 1%~99% 水平的 winsorize 处理以克服离群值的影响。

1998-2002 年的数据只是用来计算现金流的波动性和构造滞后项,实际参与回归的是 2003-2011 年的样本,这是一个包括 14 334 个观测值的非平衡面板。表 1 列示了主要回归变量的描述统计及计算方法。其中, CF 为负值的样本数为 3 436 个,我国上市公司现金持有的变化均值为 3%,现金持有占总资产的比例大约为 18.7%,资本支出占总资产的比重为 6.1%。

表 1 变量的描述统计及计算

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	变量的计算方法
$\Delta Cash$	0.030	0.131	-0.260	0.580	现金及现金等价物净增加额/总资产
CF	0.045	0.084	-0.224	0.286	经营活动产生的现金流净额/总资产
Q	1.707	1.122	0.813	7.414	公司总市值/总资产
$Size$	21.43	1.180	18.74	24.88	总资产的自然对数
$Cash$	0.187	0.155	0.003	0.723	现金及现金等价物/总资产
I	0.061	0.061	0.000	0.293	资本支出/总资产
$Acquisition$	0.382	0.486	0.000	1.000	收购则取 1,否则为 0
NWC	-0.058	0.225	-0.732	0.449	(流动资产-流动负债-现金及现金等价物)/总资产
SD	0.411	0.203	0.042	0.888	短期债务/总资产
$SDCF$	0.075	0.495	0.000	28.10	过去 5 年现金流的标准差
LEV	0.069	0.099	0.000	0.447	长期负债/总资产
SGR	0.247	0.641	-0.786	4.712	营业收入的对数差分

(二) 融资约束标准

模型检验前需要按先验的融资约束标准进行分组,但具体如何分组文献中存在巨大争议,目前被广泛采用的是公司规模、股利支付率、 KZ 指数、公司商业票据评级以及债券评级等。其中,公司债券评级和商业票据评级在我国的使用还非常有限,相关数据也较难获取。本文在实证过程中主要采用以下四种方法进行分组。(1)公司规模,将每年公司资产规模进行升序排序,处于前三分之一(后三分之一)分别定义为融资约束(非融资约束)组。(2)股利支付率,将每个会计年度不进行分红(分红)的样本分别定义为融资约束(非融资约束)组。(3)产权归属,若最终控制人^①为国家则定义为非融资约束组,否则定义为融资约束组。(4) WW 指数^②,借鉴 White 和 Wu(2006)构建的融资约束指数进行分组,将每年公司的这一指数进行升序排序,前三分之一(后三分之一)定义为非融资约束(融资约束)组。

①之所以选择“最终控制人”为分组指标是由于我国国有企业的政治特性,导致政府会通过银行持续对企业输入资金,这类公司面临的融资约束程度较小,而民营企业外部融资时则存在诸多障碍,面临着严重的信贷约束问题,难以获得稳定的资金来源(林毅夫、李永军,2001)。

②使用 WW 指数而不选择 KZ 指数(Kaplan and Zingales,1997),是由于 KZ 指数的计算依赖于托宾 Q ,但是托宾 Q 自身本来就存在严重的衡量偏误(Erickson and Whited,2000),我们认为 White 和 Wu(2006)提出的融资约束指数更为合理。 WW 指数我们采用多元判别法计算得到,计算公式如下:

$$WWindex = \phi_1 CF + \phi_2 Divpos + \phi_3 LEN + \phi_4 Size + \phi_5 ISG + \phi_6 SGR$$

其中, CF 、 $Divpos$ 、 LEV 、 $Size$ 、 ISG 和 SGR 分别表示现金流量、是否支付股利、长期负债率、总资产的对数、行业销售增长率、销售增长率。行业划分遵循证监会 2001 年发布的《上市公司行业分类指引》,制造业取二位行业代码,其余行业取一位。

表2中A栏汇报了每种融资约束分类标准中的样本数量,如果按照公司规模分类,有4 689个融资约束样本和4 825个非融资约束样本。同时表中也列示了不同分类标准之间的关系以及差异,例如,按照公司规模被认定为融资约束公司的4 689个样本中,若按股利支付划分的话也有2 652个属于融资约束组,而有2 037个样本属于非融资约束组。大致而言,用这四种融资约束标准进行的样本分组大体呈一种正向关系(虽然并不完美)。例如,大多数大(小)规模公司进行(不进行)分红,同时,大多数大(小)规模公司WW指数较低(高)。B栏按四种融资约束标准分组汇报了Cash和I的均值,总体而言,较之于非融资约束公司,融资约束公司投资水平相对较低,以及更倾向于持有高额的现金。

表2 融资约束分组和分组样本描述统计

A 栏:融资约束指标的交叉分组								
融资约束指标	公司规模		股利支付		最终控制人		WW 指数	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
1. 公司规模								
小规模(A)	4689							
大规模(B)		4825						
2. 股利支付								
不分红(A)	2652	1294	5942					
分红(B)	2037	3531		8392				
3. 最终控制人								
非国家(A)	2772	1212	2472	3535	6007			
国家(B)	1917	3613	3470	4857		8327		
4. WW 指数								
WW 指数高(A)	3227	74	2566	1524	2179	1911	4090	
WW 指数低(B)	12	3793	1250	2839	882	3207		4089
B 栏:分组样本现金持有及投资支出								
Cash	0.215	0.154	0.138	0.221	0.225	0.159	0.160	0.143
I	0.054	0.071	0.044	0.074	0.061	0.062	0.048	0.070

注:表2中A栏列示了采用不同融资约束指标分组的结果,用字母A和B分别代表每行/列的融资约束组和非融资约束组。B栏按四种融资约束指标分组汇报了Cash和I的均值。

四、实证结果及分析

(一) 现金-现金流敏感性回归结果

表3是用中国上市公司数据复制Almeida等(2004)基准模型和扩展模型的结果。但是不同于Almeida等(2004)回归结果的是,非融资约束组和融资约束组都表现出正的现金-现金流敏感性,只是在融资约束公司中表现出更高的现金-现金流敏感性。在基准模型中按WW指数分组的结果表现出相反的结果^①。Almeida等(2004)指出扩展模型中现金流的系数应该比基准模型更大,而我们回归的结果显示扩展模型中CF的系数反倒略有下降,这与连玉君等(2008)按公司规模和股利支付率进行分组,用固定效应模型对基准模型和扩展模型回归时的结论一致。

^①Almeida等(2004)原文中,KZ指数也表现出与其他融资约束指标分组不一致的情形,本文中的WW指数计算方法有点类似于KZ指数。

表 3 中国上市公司 Almeida 模型的回归结果

$\Delta cash$	公司规模		股利支付		最终控制人		WW 指数		全样本
	小规模 (A)	大规模 (B)	不分红 (A)	分红 (B)	非国家 (A)	国家 (B)	高 WW (A)	低 WW (B)	
A:基准模型									
CF	0.405 *** (10.52)	0.374 *** (13.55)	0.405 *** (14.32)	0.386 *** (14.73)	0.404 *** (12.82)	0.389 *** (16.74)	0.360 *** (10.57)	0.382 *** (13.15)	0.393 *** (20.64)
Q	0.001 (0.36)	0.003 (1.00)	0.011 *** (7.15)	-0.002 (-1.26)	0.002 (1.33)	0.004 ** (2.33)	0.009 *** (6.14)	0.002 (0.89)	0.004 *** (3.70)
$Size$	-0.043 *** (-5.59)	0.006 *** (2.66)	0.016 *** (5.14)	-0.005 ** (-2.12)	-0.010 *** (-2.82)	0.007 *** (3.23)	0.041 *** (9.83)	0.017 *** (7.03)	0.002 (1.42)
$cons$	0.903 *** (5.75)	-0.141 *** (-2.72)	-0.370 *** (-5.55)	0.147 *** (2.70)	0.236 *** (3.24)	-0.172 *** (-3.49)	-0.866 *** (-10.12)	-0.391 *** (-7.33)	-0.047 (-1.29)
N	4689	4825	5942	8392	6007	8327	4090	4089	14334
R^2	0.382	0.304	0.352	0.376	0.353	0.24	0.309	0.326	0.313
B:扩展模型									
CF	0.312 *** (9.15)	0.225 *** (10.32)	0.291 *** (12.39)	0.208 *** (9.80)	0.232 *** (8.21)	0.301 *** (15.79)	0.277 *** (8.46)	0.293 *** (12.05)	0.275 *** (16.62)
Q	0.007 *** (4.56)	0.010 *** (3.45)	0.008 *** (5.73)	0.007 *** (4.07)	0.007 *** (4.25)	0.008 *** (4.76)	0.008 *** (5.31)	0.003 (0.98)	0.008 *** (6.59)
$Size$	0.003 (0.91)	0.007 *** (5.05)	0.008 *** (5.43)	0.005 *** (4.61)	0.006 *** (3.69)	0.009 *** (10.12)	0.021 *** (6.15)	0.015 *** (9.85)	0.008 *** (9.89)
I	-0.099 (-0.82)	-0.310 *** (-8.01)	-0.215 *** (-3.03)	-0.293 *** (-7.35)	-0.033 (-0.40)	-0.333 *** (-8.05)	-0.08 (-0.69)	-0.314 *** (-7.33)	-0.263 *** (-6.97)
$Acquisition$	0.002 (0.38)	0.002 (0.83)	0.003 (1.00)	0.004 * (1.84)	0.005 (1.41)	0.004 ** (2.04)	0.004 (0.94)	0.000 (0.06)	0.005 *** (2.65)
ΔNWC	-0.190 *** (-7.02)	-0.244 *** (-11.07)	-0.191 *** (-9.21)	-0.306 *** (-12.92)	-0.252 *** (-9.54)	-0.207 *** (-11.01)	-0.192 *** (-6.89)	-0.212 *** (-8.49)	-0.223 *** (-13.94)
ΔSD	-0.197 *** (-6.43)	-0.235 *** (-8.59)	-0.204 *** (-8.55)	-0.233 *** (-8.68)	-0.292 *** (-9.94)	-0.170 *** (-7.61)	-0.193 *** (-6.10)	-0.186 *** (-6.51)	-0.218 *** (-11.93)
$cons$	-0.091 (-1.18)	-0.142 *** (-4.77)	-0.173 *** (-5.93)	-0.098 *** (-4.04)	-0.145 *** (-4.00)	-0.206 *** (-10.22)	-0.433 *** (-6.34)	-0.337 *** (-9.75)	-0.183 *** (-10.14)
N	2094	2986	4038	3418	2292	5164	1971	2514	7456
R^2	0.188	0.167	0.193	0.212	0.212	0.193	0.175	0.216	0.199

注: 基准模型采用 OLS 估计, 控制了公司个体效应, 系数的标准误差经异方差进行了调整; 扩展模型采用工具变量法进行回归, 工具变量的设置包括了固定资本的滞后 1 期和滞后 2 期项, 收购、净营运资本和短期债务的滞后项, SIC 二分位的行业变量和销售增长的滞后 2 期项。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平显著, 括号内为 t 统计量。

由于 Bao 等(2012)指出公司在面临正、负现金流时现金 - 现金流敏感性是非对称性的。此外, 无论 Almeida 等(2004)指出的融资约束公司的正现金 - 现金流敏感性, 还是 Riddick 和 Whited(2009)得到的负现金 - 现金流敏感性, 均主要是基于正经营现金流的考虑。因此, 我们接下来重点考察现金流为正的情况。剔除现金流为负的样本后, 表 4 是采用 OLS 回归的结果, 我们发现现金 - 现金流敏感性发生了逆转, 非融资约束组反倒表现出更强的敏感性。

由于现金流 CF 包含了托宾 Q 的信息, 这可能导致严重的内生性问题。故我们选用 GMM 方法重新回归, 采用 DWH 检验考察模型是否存在内生性问题^①, 并用 Q 的一阶和二阶滞后

①原假设是 Q 、 CF 与干扰项不相关。

项,以及 CF 的二阶和三阶滞后项作为其工具变量(连玉君等,2008)。为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 Hansen J 统计量检验模型是否存在过度识别问题,二是通过第一阶段的回归结果考察工具变量与内生变量的相关性。

表 4 现金流为正的 OLS 回归结果

$\Delta cash$	公司规模		股利支付		最终控制人		WW 指数		全样本
	小规模 (A)	大规模 (B)	不分红 (A)	分红 (B)	非国家 (A)	国家 (B)	高 WW (A)	低 WW (B)	
CF	0.368 *** (6.96)	0.387 *** (10.57)	0.348 *** (8.42)	0.366 *** (10.74)	0.319 *** (6.75)	0.397 *** (14.16)	0.342 *** (7.05)	0.348 *** (10.95)	0.369 *** (14.75)
Q	-0.001 (-0.58)	-0.003 (-1.12)	0.009 *** (4.70)	-0.006 *** (-2.88)	-0.002 (-1.11)	0.001 (0.43)	0.008 *** (4.45)	-0.002 (-0.62)	0.001 (0.77)
$Size$	-0.055 *** (-5.13)	0.010 *** (3.60)	0.013 *** (2.73)	-0.003 (-0.91)	-0.009 * (-1.83)	0.007 *** (2.81)	0.036 *** (6.66)	0.017 *** (5.82)	0.002 (1.02)
$cons$	1.142 *** (5.27)	-0.234 *** (-3.62)	-0.302 *** (-2.96)	0.088 (1.41)	0.225 ** (2.26)	-0.163 *** (-2.99)	-0.754 *** (-6.90)	-0.399 *** (-5.96)	-0.039 (-0.84)
R^2	0.466	0.37	0.428	0.454	0.447	0.299	0.405	0.325	0.394

注:控制了公司个体效应,系数的标准误经异方差进行了调整。括号内为 t 统计量,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平显著。

我们在表 5 中汇报了 GMM 方法估计的结果。就全样本而言,现金流的系数由正变负,不过在统计上并不显著。我们进一步按融资约束程度分组回归后,发现非融资约束组 CF 的系数基本显著为负,融资约束组的系数依然大体为正,这一点不同于 Riddick 和 Whited(2009)^①的回归结果,他们的实证研究发现融资约束和非融资约束公司的这一敏感性均为负,并且非融资约束组负的程度要更大。综上,可以看出采用 GMM 方法克服内生性偏误后,融资约束公司现金-现金流敏感性为正,信息不对称的影响要超过收入不确定性效应,非融资约束公司现金-现金流敏感性为负,收入不确定性起主导作用。

表 5 现金流为正的 GMM 回归结果

$\Delta cash$	公司规模		股利支付		最终控制人		WW 指数		全样本
	小规模 (A)	大规模 (B)	不分红 (A)	分红 (B)	非国家 (A)	国家 (B)	高 WW (A)	低 WW (B)	
CF	0.034 (0.13)	-0.237 *** (-2.80)	0.066 (0.25)	-0.181 ** (-2.49)	0.173 ** (2.19)	-0.125 (-1.46)	-0.444 (-1.14)	-0.163 ** (-2.19)	-0.095 (-1.22)
Q	0.014 *** (3.51)	0.029 *** (5.43)	0.015 *** (3.81)	0.019 *** (6.25)	0.011 *** (4.39)	0.021 *** (4.82)	0.017 *** (3.86)	0.023 *** (5.03)	0.017 *** (6.74)
$Size$	0.010 * (1.67)	0.006 *** (3.78)	0.007 *** (3.24)	0.007 *** (5.42)	0.012 *** (6.25)	0.007 *** (5.18)	0.028 *** (6.07)	0.010 *** (6.30)	0.008 *** (7.18)
$cons$	-0.213 * (-1.80)	-0.130 *** (-3.63)	-0.169 *** (-2.93)	-0.149 *** (-4.89)	-0.269 *** (-6.12)	-0.151 *** (-5.05)	-0.545 *** (-5.63)	-0.218 *** (-6.21)	-0.177 *** (-6.94)
DWH	14.88	72.09	34.30	75.12	17.25	80.97	14.49	58.51	94.35
Hansen J	5.69	0.24	5.98	1.00	2.59	0.82	2.39	0.30	5.79
IV	$Q_{it-1}, Q_{it-2}, CF_{it-2}, CF_{it-3}$								

注:此表采用 GMM 进行估计,Hansen J 统计量用于检验 GMM 估计是否存在过度识别问题,DWH 用于检测模型是否存在内生性偏误。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平显著,括号内为 t 统计量。

①Riddick 和 Whited(2009)采用公司规模和债券评级标准进行分组。

(二) 动因检测模型的回归结果

前文实证结果得到融资约束公司的现金 - 现金流敏感性为正, 非融资约束公司的现金 - 现金流敏感性为负。我们接下来检验融资约束公司是否表现为降低当期投资支出并增加预防性现金持有, 而非融资约束公司是否会由于受收入不确定性的影响, 随着现金流的增加而提高当期投资以及降低其现金持有水平。

由于现金持有模型(3)的解释变量包括了被解释变量的滞后项, 我们采用 Arellano 和 Bond(1991)发展的 GMM 方法进行估计, 此估计分为两步: 首先是对回归方程进行一阶差分以消除公司个体效应, 然后将滞后变量作为差分方程中相应内生变量的工具变量估计差分方程。估计的一致性取决于工具变量的有效性, 而工具变量依赖于残差的高阶序列不相关。表 6 汇报了差方 GMM 的估计结果, 系数的显著性通过 Arellano 和 Bond(1991)的截面和时间序列异方差的稳健标准误计算得到。最后两行汇报了一阶和二阶序列相关的 Z 统计量, 结果表明只存在一阶序列相关, 不存在二阶序列相关^①。融资约束公司现金流波动的系数大约为 0.03, 这意味着现金流每增加一单位标准差, 现金及现金等价物占总资产的比率将会平均增加 3% 左右。我们样本中现金持有占总资产的比率大约为 0.187, 这意味着现金流波动对融资约束公司现金持有的影响在经济上是非常明显的。表 6 实证结果主要说明融资约束公司在现金流波动增加时会增加其现金持有水平, 而非融资约束公司现金持有与现金流波动之间的关系不敏感, 我们的实证结果与 Han 和 Qiu(2007)基于美国上市公司 1997 - 2002 年季度数据的研究结论一致。

表 6 融资约束、现金流风险和现金持有水平

$\Delta cash$	公司规模		股利支付		最终控制人		WW 指数		全样本
	小规模 (A)	大规模 (B)	不分红 (A)	分红 (B)	非国家 (A)	国家 (B)	高 WW (A)	低 WW (B)	
<i>L. SDCF</i>	0.029 *** (6.81)	0.041 (0.61)	0.037 *** (13.23)	0.006 (0.09)	-0.130 ** (-2.29)	0.031 *** (8.02)	0.032 *** (7.15)	0.035 (0.61)	0.030 *** (6.85)
<i>CF</i>	0.341 *** (7.62)	0.295 *** (9.73)	0.290 *** (9.45)	0.337 *** (13.70)	0.306 *** (9.26)	0.369 *** (14.06)	0.327 *** (8.98)	0.250 *** (9.46)	0.347 *** (16.03)
<i>L. Q</i>	0.000 (-0.11)	-0.003 (-0.97)	-0.001 (-0.44)	0.000 (-0.23)	-0.001 (-0.26)	-0.001 (-0.64)	-0.002 (-0.77)	-0.002 (-1.05)	-0.001 (-0.34)
<i>L. Size</i>	-0.039 ** (-2.56)	0.004 (0.92)	-0.017 ** (-2.08)	-0.002 (-0.49)	-0.005 (-0.83)	-0.001 (-0.25)	-0.012 (-1.08)	-0.004 (-1.05)	-0.002 (-0.53)
<i>L. LEV</i>	0.001 (0.02)	-0.061 *** (-2.81)	0.004 (0.13)	-0.006 (-0.26)	-0.012 (-0.58)	-0.016 (-0.53)	-0.005 (-0.08)	-0.044 ** (-2.27)	-0.013 (-0.63)
<i>L. Cash</i>	0.391 *** (5.26)	0.352 *** (5.61)	0.327 *** (5.42)	0.448 *** (9.35)	0.348 *** (5.42)	0.540 *** (10.75)	0.341 *** (5.48)	0.293 *** (4.20)	0.459 *** (11.47)
<i>L2. Cash</i>	0.028 (1.21)	-0.003 (-0.13)	0.031 (1.35)	0.003 (0.18)	0.031 (1.34)	0.011 (0.62)	0.010 (0.47)	-0.013 (-0.54)	0.017 (1.23)
<i>cons</i>	0.846 *** (2.74)	-0.009 (-0.09)	0.415 ** (2.47)	0.114 (1.18)	0.203 (1.51)	0.068 (0.63)	0.320 (1.46)	0.185 * (1.89)	0.100 (1.19)
AR(1)	-4.52	-6.77	-5.17	-8.80	-5.97	-8.60	-4.64	-5.42	-10.55
AR(2)	0.45	0.55	0.07	0.03	0.44	0.40	0.45	0.00	0.43

注: 采用差方 GMM 估计, ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平显著, 括号内为 *t* 统计量。

^①GMM 回归需要进行的另外一个检验是 Sargent 过度识别检验, 但这个检验往往存在过度拒绝问题。此外, 存在异方差时并不知道其渐进分布情况。因此, 这里并没使用 Sargent 检验。

表7汇报了现金流波动对投资支出的影响。融资约束组中投资支出和现金流波动负相关,非融资约束组投资支出和现金流波动正相关。说明非融资约束公司受到正向的现金流冲击时,确实会由于未来收入的不确定性,增加当期对资本品的投资;而融资约束组考虑更多的未来投资所需资金的融资问题,其面临的收入不确定性越大,当期的新增投资会越少。我们的融资约束公司实证结果验证了 Minton 和 Schrand(1999)关于投资和现金流波动负相关性的结论,非融资约束公司实证结果支持了 Kim 等(1998)投资和现金流波动正相关的结论。可见,他们没有考虑企业面临的融资约束情况,直接得出正相关或负相关的结论是有失偏颇的。此外,我们的实证结果为 Han 和 Qiu(2007)理论模型中指出的“非融资约束公司当前资本投资和现金流波动正相关,融资约束公司资本投资支出与现金流波动负相相关”提供了经验证据支持。

表7 融资约束、现金流风险和投资行为

<i>I</i>	公司规模		股利支付		最终控制人		WW 指数		全样本
	小规模 (A)	大规模 (B)	不分红 (A)	分红 (B)	非国家 (A)	国家 (B)	高 WW (A)	低 WW (B)	
<i>L. SDCF</i>	-0.003*** (-2.93)	0.126** (2.58)	-0.003*** (-2.79)	0.092** (2.32)	0.038 (1.22)	0.034 (0.99)	-0.003*** (-2.86)	0.092* (1.87)	-0.001 (-0.20)
<i>CF</i>	0.022 (1.21)	0.059** (2.49)	0.037** (2.27)	0.009 (0.52)	0.024 (1.24)	0.028* (1.68)	0.014 (0.71)	0.044* (1.79)	0.022* (1.85)
<i>L. Q</i>	0.000 (0.00)	-0.002 (-1.55)	0.001 (0.57)	0.000 (0.27)	0.000 (-0.09)	0.000 (0.40)	0.000 (0.28)	-0.003 (-1.38)	0.000 (0.41)
<i>L. Cash</i>	0.110*** (5.51)	0.133*** (6.01)	0.117*** (6.65)	0.093*** (6.58)	0.110*** (6.62)	0.113*** (7.64)	0.117*** (6.12)	0.153*** (6.18)	0.113*** (10.36)
<i>L. SGR</i>	0.003** (2.46)	0.001 (0.81)	0.003** (2.51)	0.003* (1.94)	0.003*** (2.74)	0.003** (2.08)	0.002** (2.04)	0.006** (2.24)	0.003*** (3.97)
<i>cons</i>	0.030*** (8.12)	0.050*** (9.73)	0.029*** (10.37)	0.051*** (12.19)	0.036*** (8.57)	0.043*** (12.14)	0.032*** (8.89)	0.049*** (9.22)	0.043*** (19.30)
<i>R</i> ²	0.585	0.546	0.534	0.555	0.593	0.502	0.587	0.519	0.504

注:控制了公司个体效应,系数的标准误经异方差进行了调整。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平显著,括号内为*t*统计量。

综上,表6和表7的回归结果表明:融资约束公司投资支出与现金流波动负相关,现金持有水平与现金流波动正相关;而非融资约束公司投资支出与现金流波动正相关,现金持有额与现金流波动在统计上并不显著。这一动因检测的结果充分诠释了“融资约束公司现金-现金流敏感性为正,而非融资约束公司现金-现金流敏感性为负”的原因,即融资约束公司信息不对称效应占主导,非融资约束公司收入不确定性效应占主导。

五、研究结论

西方信息不对称理论认为,由于外部融资成本要高于内部融资,因而企业需要从现金流中增加现金储备来保证后续投资项目的实施,故现金-现金流敏感性为正。收入不确定性理论则认为较高的现金流意味着更高的生产率,这必然会带来资本边际产量的增加,进而促使公司减少现金储备,故现金-现金流敏感性应该为负。本文在考虑现金流和托宾*Q*内生性的前提下,重新检验了中国上市公司中现金-现金流敏感性的问题。

本文采集了1998-2011年中国上市公司的微观数据,采用广义矩估计等方法,检验了信

息不对称和收入不确定理论对上市公司现金－现金流敏感性的影响。研究表明,全样本 GMM 回归中,现金－现金流敏感性为负,但是在统计上并不显著。其中,融资约束公司现金持有变化和内部现金流之间正相关,而非融资约束公司中这二者呈负向的关系。我们进一步的动因检测研究发现,融资约束公司现金持有水平与现金流波动正相关,投资支出与现金流波动负相关;而非融资约束公司现金持有与现金流波动在统计上不相关,投资支出与现金流波动正相关。

本文的研究结论某种程度上印证了 Almeida 等(2004)、Riddick 和 Whited(2009)、Bao 等(2012)的实证结果,但又略有区别。对于融资约束公司而言,信息不对称效应占主导,其考虑更多的是未来投资资金所需而持有较高的现金水平,因而表现为从正的现金流里提取更多的现金储备,故现金－现金流敏感性为正。而对于非融资约束公司而言,收入不确定性占主导,其较少考虑未来资本投资的融资问题,考虑更多的是未来现金流风险的问题,当期现金流水平愈高,意味着生产性资产的边际生产率越高,于是会从现金流里减少现金储备,甚至动用前期积累现金进行投资。

参考文献:

1. 连玉君、苏治、丁志国,2008:《现金－现金流敏感性能检验融资约束假说吗?》,《统计研究》第 10 期。
2. 连玉君、彭方平、苏治,2010:《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》第 10 期。
3. 林毅夫、李永军,2001:《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》第 1 期。
4. 章晓霞、吴冲锋,2006:《融资约束影响我国上市公司的现金持有政策吗?——来自现金－现金流敏感性的分析》,《管理评论》第 10 期。
5. Acharya, V. V., H. Almeida, and M. Campello. 2007. "Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies." *Journal of Financial Intermediation*, 16(4): 515 – 554.
6. Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach. 2004. "The Cash Flow Sensitivity of Cash." *Journal of Finance*, 59(4): 1777 – 1804.
7. Alt, A. 2003. "How Sensitive is Investment to Cash Flow when Financing is Frictionless?" *Journal of Finance*, 58(2): 707 – 722.
8. Arellano, M., and S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies*, 58(2): 277 – 297.
9. Bao, D., K. C. Chan, and W. Zhang. 2012. "Asymmetric Cash Flow Sensitivity of Cash Holdings." *Journal of Corporate Finance*, 18(4): 690 – 700.
10. Bates, T. W., K. M. Kahle, and R. M. Stulz. 2009. "Why do US Firms Hold so Much More Cash than They Used to?" *Journal of Finance*, 64(5): 1985 – 2021.
11. Cleary, S. 1999. "The Relationship between Firm Investment and Financial Status." *Journal of Finance*, 54(2): 673 – 692.
12. Cleary, S., P. Povel, and M. Raith. 2007. "The U – shaped Investment Curve: Theory and Evidence." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1): 1 – 39.
13. Erickson, T., and T. M. Whited. 2000. "Measurement Error and the Relationship between Investment and Q." *Journal of Political Economy*, 108(5): 1027 – 1057.
14. Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. 1988. "Financing Constraints and Corporate Investment." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1): 141 – 195.
15. Gomes, J. F. 2001. "Financing Investment." *American Economic Review*, 91(5): 1263 – 1285.
16. Han, S., and J. Qiu. 2007. "Corporate Precautionary Cash Holdings." *Journal of Corporate Finance*, 13(1): 43 – 57.

17. Hubbard, R. G. 1998. "Capital - Market Imperfections and Investment." *Journal of Economic Literature*, 36(1): 193 - 225.
18. Jensen, M. 1986. "Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers." *American Economic Review*, 76(2): 323 - 329.
19. Kaplan, S. N. , and L. Zingales. 1997. "Do Investment - Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, 112 (1): 169 - 215.
20. Kim, C. S. , D. C. Mauer, and A. E. Sherman. 1998. "The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(3): 335 - 359.
21. Kothari, S. P. , S. Shu, and P. D. Wysocki. 2009. "Do Managers Withhold Bad News?" *Journal of Accounting Research*, 47(1): 241 - 276.
22. Minton, B. A. , and C. Schrand. 1999. "The Impact of Cash Flow Volatility on Discretionary Investment and the Costs of Debt and Equity Financing." *Journal of Financial Economics*, 54(3): 423 - 460.
23. Opler, T. , L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson. 1999. "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings." *Journal of Financial Economics*, 52(1): 3 - 46.
24. Riddick, L. A. , and T. M. Whited. 2009. "The Corporate Propensity to Save." *Journal of Finance*, 64(4): 1729 - 1766.
25. Vogt, S. C. 1994. "The Cash Flow/Investment Relationship: Evidence from U. S. Manufacturing Firms." *Financial Managemet*, 23(2): 3 - 20.
26. Whited, T. M. , and G. Wu. 2006. "Financial Constraints Risk." *Review of Financial Studies*, 19(2): 531 - 559.

The Cash Flow Sensitivity of Cash: Financial Constraint or Income Uncertainty?

Li Chunxia, Tian Lihui and Zhang Wei

(Institute of Finance and Development, Nankai University)

Abstract: Almeida et al. (2004) and Riddick & Whited (2009) consider asymmetric information and income uncertainty may affect cash flow sensitivity of cash. This paper investigates asymmetric information and income uncertainty on how to affect simultaneously cash flow sensitivity of cash. We use GMM regression method based on Chinese Listed Companies from 1998 to 2011. The results show that the cash flow sensitivity of cash is positive for financially constrained firms, while it is negative for financially unconstrained firms. We further find cash flow volatility increases the motivation of cash holdings and decreases the investment for financially constrained firms. On the contrary, cash flow volatility increases the investment and has no significant effect on cash holdings for financially unconstrained firms. That may illustrate the positive cash flow sensitivity of cash is resulted from asymmetric information effect in the financially constrained firms, and the negative sensitivity from income uncertainty effect in the financially unconstrained firms.

Key Words: Financial Constraint; Information Asymmetric; Income Uncertainty; Cash Flow Sensitivity of Cash

JEL Classification: C812, G31, G32

(责任编辑:赵锐、彭爽)