

公司债权再融资对公司投资影响的实证分析

——以短期融资券和公司债券为例

刘耀中

(西南财经大学中国金融研究中心, 成都, 610074)

摘要:本文通过以 2007 年至 2010 年发行公司债券和短期融资券的上市公司为研究对象, 基于公司发行公司债券和短期融资券是体现公司债权再融资方式的重要假设前提下, 将公司债券和短期融资券的推行和不断发展视为中国金融发展带来的金融创新的重要表现, 进而依据学术界的金融发展与经济增长相互关系的“金融发展能够促进经济增长”的相关研究成果为理论基础, 通过设定中国上市公司的欧拉方程投资模型, 实证分析上市公司债权再融资对公司投资的影响效果。

关键词:公司债权 再融资 短期融资券 公司债券

引言

我国上市公司形成具有上述特征的资本融资结构与我国特殊的国情密不可分。伴随着我国金融体制改革不断深化, 我国企业债券市场的改革步伐从未停滞下来, 回顾中国企业债券市场发展历程可以看出: 我国债券市场起步晚, 发展缓慢。我国企业债券融资始于 20 世纪 80 年代初期, 1987 年《企业债券管理暂行条例》由国务院颁布并实施, 其后一直到 1992 年间属于我国企业债券市场发展的萌芽阶段; 1993 年, 中国宏观经济开始“过热”, 通货膨胀率居高不下, 为遏制企业债券市场乱集资和乱拆借等不良现象, 国务院修订了《企业债券管理条例》, 将企业债券发行计划修改为新增银行贷款的方式进行, 这期间我国几乎停止了企业债券这一债券品种的发行, 此后几年, 我国企业债券市场步入了市场低迷阶段。但是随着我国宏观经济发展逐渐趋于平稳, 自 1996 年开始, 我国企业债券步入了恢复和平稳发展的时期。特别值得指出的是, 2005 年 5 月中国人民银行颁布并实施了《短期融资券管理办法》, 该管理办法规定具有法人资格的非金融企业依照相应条件和程序, 能够在银行间债券市场上面向机构投资者发行企业短期融资券; 随后证监会于 2007 年 5 月 30 日颁布实施了《公司债券发行试点办法》, 该办法旨在规范公司债券的发行, 以此为标志, 中国企业债券发展进入了快速发展的快车道; 中国人民银行于 2008 年 4 月颁布了《银行间债券市场非金融企业债务融资工具管理办法》, 与《管理办法》相配套的《银行间债券市场非金融企业中期票据业务指引》规定了具有一定资质的企业, 可以发行中期票据这一债务融资品种。至此, 中国资本市场上的各种类型的债券发行非常活跃, 我国债券市场迎来了发展的良好历史机遇。从上几点可以看出, 随着短期融资券、公司债券和中期票据等相继出现, 中国上市公司通过债权方式进行融资和再融资已初具规模。

一、文献回顾和评述

基于引言部分的理论研究假设, 这里需要对金融发展和经济增长之间的相关理论做出回顾和评述。

经济学家们对金融发展和经济增长的关系的研究兴趣绝不仅仅是因为它们对经济发展的政策含义, 这也是与金融体系和金融中介在经济发展中的地位越来越重要密切相关。究竟是金融发展带来了经济增长, 还是经济增长带来了金融的发展, 二者之间的因果关系如何, 一直是文献中争执、辩论的焦点。弄明白这个问题的现实意义不言而喻, 它可以为发展中国家制定与金融发展相关的政策提供依据。

文献中研究金融发展和经济增长二者之间的相互关系可以追溯到熊彼特(1912)的工作,

他认为金融中介所提供的服务对于技术创新和经济增长有着至关重要的作用。John Hicks (1969) 认为通过便利资本的自由流动，金融中介在英国工业化道路中起到了重要的作用。之后的相关文献，无论是理论性还是实证性的研究，主要通过研究二者之间是否存在相互关系，二者因果关系的方向以及二者相互传导的机制和主要途径等来试图加深对二者之间关心的认识。

以 Goldsmith (1969)、McKinnon (1973)、Shaw (1973)、Kapur (1976)、Galbis (1977)、Fry (1978) 和 Mathieson (1980) 等人为代表的金融抑制主义的理论认为，他们强调金融自由，政府对银行体系干预过多，从而阻碍了金融发展，因此会减少经济增长；持同样观点的还有以 Greenwood & Jovanovic (1990)、Bencivenga & Smith (1991) 和 King & Levine (1993) 为代表的内生增长理论，他们通过把金融中介模型化到内生经济增长模型中，金融中介对平稳状态下的经济增长有正向的作用，政府对金融系统的干预会对经济增长率起到负面作用。沿着内生经济增长模型的研究思路下去，Benhabib 和 Spiegel (2000) 认为可以预测金融发展和全要素生产率以及投资之间存在正向的关系。Beck 等 (2000) 实证发现了金融发展对全要素生产率起到一个较大的正向的作用。然而，金融抑制理论和内生经济增长的理论中有关金融发展和经济增长的有关论述尚未得到有关实证的检验。那么，金融发展和经济增长的因果关系是什么，最早认识这个问题的是 Patrick (1966)。McKinnon (1988) 说道“尽管较高的金融增长率和经济增长率是高度正相关，然而，谁是因谁是果？金融是不是一个在经济发展的领先部门，尽管一个较高的金融增长率与真实经济增长之间存在正向的关系，然而 Patrick's (1966) 的问题仍然没有解决”。

实证研究金融发展和经济增长的文献就 Patrick's (1966) 提出的问题，从不同角度来进行实证论证。首先，“供给主导”的观点，这种理论强调金融发展对经济增长起到积极的作用。根据这个观点，金融发展通过以下两个渠道影响经济增长，其一是提高基本的聚集效率，进而提高资本的边际产出率(Goldsmith, 1969)，该理论猜想被实证文献证明了其存在性(如 Bencivenga 和 Smith, 1991; Greenwood 和 Jovanovic, 1990); 其二是通过提高储蓄率和投资率(McKinnon, 1973; Shaw, 1973), King 和 Levine (1993) 以横截面数据来研究这个问题，其结论表明了，金融发展带来了经济增长。Gregorio 和 Guidotti (1995) 使用 1960 年至 1985 年近 100 个国家的混合数据来研究金融发展和经济增长的关系。其结论表明，二者之间存在正向的关系，但是随着国家特征变化而变化；该文章结论还表明了，金融发展对经济增长的主要传输渠道是金融发展带来的效率而不是其投资的总量。Levine (1997) 认为，通过对资本的优化配置，金融中介提高了经济效率，进而促进了经济的增长。Caldero'n 和 Liu (2003) 利用 109 个发展和工业国家的 1960 年至 1994 年的数据的证据表明了金融发展带来了经济增长。Christopoulos 和 Tsionas (2004) 通过面板数据、协整分析等计量工具，通过对国家层面的数据进行研究分析，得出的结论是金融发展导致了经济增长。Hassana、Sanchezb 和 Yu (2010) 认为金融发展对经济增长起到正向的作用，对一个发展中国家而言，一个制度健全、发展良好的金融制度对一个发展中国家达到稳态的经济增长而言，是一个必要条件而不是充分条件。

其次，以 Robinson (1952) 为代表的“需求主导”的观点认为经济增长带来了金融的发展。根据这个观点，随着经济的不断扩张，社会对金融服务的需求相对增加，进而导致对这些金融服务的需求增加。随后，大量实证文献证明了这种观点的正确性。(如 Demetrides 和 Hussein, 1996; Friedman 和 Schwartz, 1963; Roubini 和 Martin, 1992; King 和 Levine, 1993)，他们认为通过对货币需求的渠道，经济增长带来了金融的发展。

第三个观点是认为金融发展和经济增长是互为因果关系的。实证文献主要有 Gupta (1984)，该文献以时间序列的方法，得出了二者是互为因果关系，然而由于作者的研究方法的种种缺陷，比如以工业产出来代理总的经济产出，未具有代表性；其次，作者的时间跨度

很短，由此导致了其结论的难以解释。尽管 Jung (1986) 借助了当时最新的计量模型 VAR，但是他的研究结论也有一定的局限性。Demetriades 和 Hussein (1996) 以欧洲 16 个国家的 27 年的混合数据来检验，他们的结论表明，并未支持金融发展导致经济增长，二者是互为因果关系，并且这种关系与一个国家的制度特征、不同的政策以及具体情况相关。Khalifa 和 Yousif(2002) 使用时间序列和面板数据以及格兰杰因果检验等计量手段，使用 30 个发展中国家的 1970 年至 1999 年的混合数据来研究金融发展和经济增长的问题。其结论表明，二者是互为因果关系，并且这种关系很强烈。Kar(2010) 利用中东和北非的 15 个国家的 1980 至 2007 年的面板数据，实证检验了二者之间的关系，其利用最新的计量工具，结论也表明了，在二者相互关系的方向上，并没有明显的一致性，这个结论与国家之间的实际特征相关。

第四个观点最早由 Lucas (1988) 提出，他认为金融发展和经济增长二者之间没有显著的因果关系。这种观点存在的原因有：文献中主要强调了金融发展和经济增长之间的相关性，然而相关性不意味着是因果性。因此，一方面，强调二者之间的因果性有助于理解这个问题；另一方面，文献中研究思路是仅仅把金融发展作为产出的一个新的变量，直接加入到生产函数之中，其问题是假定经济增长是被解释变量。因此，因果关系的方向是从金融发展到经济增长，然而，先前文献认为存在相反的因果关系。因此，这些文献存在模型设定的问题，进一步地，现有文献主要使用截面数据，而截面数据解决不了因果性问题。

从关于国外的关于金融发展和经济增长的文献可以看出，金融发展和经济增长二者之间的相互关系尚不确定，然而，这些文献为我们思考问题提供了非常重要的参考。接下来，我们评述了我国关于金融发展和经济增长的相关文献。

我国正处在经济转轨时期，对金融发展和经济增长的问题，国内也出现了大量的实证文献。对于我国金融发展与经济增长关系，谈儒勇(1999)运用普通最小二乘 (OLS) 进行线性回归后得出金融中介与经济增长之间是相互促进的关系，但是，这篇文章的判断依据仅是基于金融发展与经济增长之间的一种简单线性关系，并没有明确指出二者之间的因果关系及其方向。史永东和武志(2002) 发现我国金融发展与经济增长之间存在着双向因果关系。赵振全和薛丰慧 (2004) 以我国 1994 年第一季度至 2002 年第四季度的相关金融、经济等指标数据，采用修正后的产出增长率模型来研究我国金融发展和经济增长之间的互相关系，其研究结论发现目前我国信贷市场对经济增长的作用比较显著，而股票市场的表现并不明显。康继军等人 (2005) 研究了金融发展与经济增长之间因果关系的中外对比情况，在该篇文章中，作者分别从银行和股市的角度来衡量间接金融发展和直接金融发展等情况，并通过对中美、日本、韩国三国金融中介的发展、股市发展与 GDP 增长之间的因果关系进行跨国比较研究后发现，这三国的金融发展与 GDP 增长之间存在因果关系，但是它们在因果关系的方向上存在着显著的差异性。冉光和等人 (2006) 基于我国 1978 年至 2002 年的我国省级面板数据，采用面板数据的协整检验与误差纠正模型等多种计量经济学研究手段，对我国区域间金融发展与经济增长的长期关系与短期关系进行了比较研究后发现：我国东部和西部省份的金融发展与经济增长关系具有明显差异性；武志 (2010) 的研究结论表明，金融增长能够促进经济增长，但金融发展的内在质却只能由经济增长所引致。由此可见，文献中至今就金融发展和经济增长的关系未有一致的结论。

由以上文献我们可以看出，金融发展和经济增长之间的相互关系会因考察角度（宏观层面、区域等）的不同而出现结果的差异，为了更好地考察二者之间的关系，可以从微观层面出发，研究其与经济发展的关系，例如从金融工具与经济发展、金融机构与经济发展等等，以寻求学术上的突破，以便于总体上较好地把握金融发展与经济发展的关系(刘锡良, 2004)。

综上所述，我们总结的金融发展和经济增长的相关理论中的“金融发展单向地促进经济增长”观点的理论要点如下：金融发展促进经济增长的主要渠道是：通过金融创新，金融市场能够更好地分配“金融资源”；金融发展促进企业绩效提高的主要渠道是：金融发展能

够缓解公司面临的融资约束，从而使企业能够把握住投资机会，加大投资力度，从而推动公司绩效的提高和价值的增加（李科、徐龙炳，2011；等等）。

其次，继证明了公司融资约束存在性的 Fazzari, Hubbard 和 Petersen (1988) 文献后，学者们通过发展投资模型的各种假设来推动该领域的相关研究。根据他们三人的研究假设：企业的内部资金对投资影响的效果存在横截面上的差距性，因此在受融资约束和不受融资约束的企业的投资方程设定应不同。按照此观点，随后文献的研究则聚焦在如何区分受融资约束和不受融资约束的企业，比如一部分文献认为应该从诸如与公司信息或者约束成本等相关的企业特征来分析 (Hubbard,Kashyap 和 Whited,1995)；另一部分文献则认为应该从股权集中度、行业属性、规模、年龄、债券评级等特征入手来看待这个问题。（Hoshi,Kashyap 和 Scharfstein,1991;Devereux 和 Schiantarelli,1990;Whited,1992;Oliner 和 Rudebusch,1992; 等等）。这些关于融资约束的相关理论分析文献，加深了我们对融资约束与投资关系的理解。国内学者基于不同的时间段和样本，着眼于考察债权和股权再融资与公司投资之间的关系，检验股权再融资是否缓解了融资约束等等。如针对上市公司的投资约束等问题，郑江淮、何旭强和王华（2001）认为企业投资的融资约束程度取决于企业与其资金供给者之间的信息不对称程度，随着信息不对称状况得到不断改善，企业投资受到的外源融资约束程度逐渐降低。从股权结构的角度来看，国家股比重越低的上市公司，其没有受到明显的外源融资约束；而国家股比重越高的上市公司，明显地受到了外源融资约束。

那么，什么因素影响着上市公司的投资情况呢。魏锋和刘星（2004）的实证研究发现：我国上市公司普遍存在着融资约束的状况，并且公司融资约束与公司投资与现金流敏感性之间呈现显著正相关关系；公司特有不确定性与公司投资之间呈现显著的正相关关系，市场不确定性与公司投资之间存在着显著的负相关关系；融资约束在一定程度上减轻了外部不确定性对公司投资行为的影响。

上市公司股权再融资的市场时机对资本结构的影响大小如何，王正位、朱武祥、赵冬青（2007）通过对中国 A 股上市公司检验后发现：股权再融资中的市场时机行为非常显著：当股票市场价格处于高涨时，会有更多的公司申请股权再融资；而那些申请股权再融资成功的公司，在市场时机适合时股权融资规模更大。

潘越和戴亦一（2008）研究了“双重上市”行为对公司融资约束程度所产生的影响。其研究表明，港股公司在返回内地市场前存在着严重的融资约束，而采取“双重上市”之后，这些公司的投资对现金流的敏感度得到明显降低，从而证明了融资约束得以有效地缓解，公司从外部资本市场再融资的频率和幅度都显著增加。

而对通过股权再融资融资到的资金的使用方式是否会影响到公司绩效，宋衍衡（2008）的研究发现：投资于那些没有具体项目公司的再融资以后的经营业绩下滑幅度显著高于拥有具体投资项目公司的。也即投资于没有具体项目公司的代理成本相对高于具有具体投资项目的公司。

沈红波、寇宏和张川（2010）通过对中国制造业上市公司，就融资约束和公司投资之间的关系进行了实证分析。其结论是：中国上市公司投资和现金流高度敏感，存在着明显的融资约束现象；与国有企业相比，民营上市公司受到的融资约束比国有上市公司大，但随着我国金融发展水平的不断提高，民营上市公司的融资约束程度比国有上市公司得到更加明显的缓解。

在中国，上市公司股权再融资的数额较大，再融资的金融资产配置效率如何，祝继高和陆正飞（2011）以 1998 年至 2004 年进行配股的 A 股上市公司为研究对象后发现，与国有企业相比，民营企业发布配股预案的比率更低，实施配股的比率也更低；那些实施过配股的民营企业未来的投资增长相对较快，而实施配股行为的国有企业更有可能变更募集资金的用途。

鉴于此，本文选取 2007 年至 2011 年之间发行公司债券和短期融资券的中国上市公司为研究对象，实证研究了债权再融资对公司绩效的具体影响效果。我们发现，其一，从投资与公司现金流为显著的正向关系可以得出，我国上市公司存在着严重的融资约束，公司投资对自由现金流敏感性越强，则表明公司受到的融资约束更大；其二，在发现上市公司存在着融资约束的基础上，通过加入债权再融资方式与现金流的交叉项可以得出，在某种程度上来讲，上市公司发行公司债券和短期融资券，降低了公司投资对公司内部现金流的敏感性，缓解了公司的融资约束，这就表明了，上市公司债权再融资对能够缓解公司的融资约束。本章节的研究发现具有重要意义，首先、大量的有关金融发展和经济增长的实证文献都基于宏观国家层面和中观区域省份层面来进行考察，本研究为考察金融发展和经济增长提供了我国上市公司层面的微观证据，得出了金融发展影响经济增长的微观传导机制，即金融发展缓解了公司融资约束，提高了公司投资规模，进而促进公司绩效的提高和价值的增加；其次、该研究首次以短期融资券和公司债券为例进行研究，该研究角度新颖，文章的结论为进一步研究该领域的相关问题提供参考依据。

本章节的余下安排如下：第三部分是实证研究设计；第四部分是实证数据和实证方法；第五部分是实证结果分析；最后一部分是本章节结论和政策建议。

二、实证研究设计

（一）公司融资约束大小的存在性及其度量方式

西方经济学中较早研究融资与投资之间关系的人物是Modigliani和Miller（1958年），他们认为在完全竞争的资本市场和完全信息等基本假设下，公司投资决策和公司的融资决策是互相独立的，公司投资支出的多少取决于公司的投资机会大小，公司总能够以与内部资金相同的利息成本筹集到外部资金，进而满足投资支出的需求。Myers 和Majluf（1984）指出，受现实的经济环境中的信息不对称、交易成本以及税收等多种因素的共同影响，公司外部的融资成本要高于其内部融资成本，公司在外部资本市场上往往无法筹集到最优投资支出所需要的资金支持，因此公司必然受到融资约束，投资支出只能高度依赖于内部资金。而实证分析中最早提出检验融资约束是否存在的学者是Fazzari、Hubbard和Peterson。这三人在1988年的一篇论文中提出FHP检验融资约束的实证方法。在他们之后，有大量文献验证了融资约束的存在性。FHP方法主要通过从融资约束与企业投资与现金流敏感性之间的关系入手，在这方面做出了开创性的研究，得到了受融资约束较严重的公司的投资与现金流敏感性相对较高的结论。现在大多数文献均使用投资与现金流敏感性度量融资约束程度。因此，对于我国资本市场而言，由于其是非完美市场，在交易成本、信息不完全和税收等外部不利因素的影响下，企业正常的投资行为必然受到资金的约束，而公司融资和再融资在一定程度上能够缓解投资资金的压力。基于此，我们在下文的实证分析中也使用投资与现金流敏感性来衡量公司的融资约束大小。

（二）金融发展和公司融资约束

金融发展主要从规模和效率上影响融资约束，首先，随着金融业的不断发展，金融创新产品越来越多，不同期限和不同收益的金融创新产品，能够使得公司利用更多的金融资源，降低公司面临的金融风险，增加其融资渠道，缓解其面临的金融约束；其次，金融发展还能够降低信息不对称情况，提高投资资金分配效率，从而也能够缓解公司融资约束。

（三）金融发展和短期融资券、公司债券

根据中国人民银行 2005 年 5 月发布的《短期融资券管理办法》和 2007 年 8 月中国证监会正式颁布实施《[公司债券发行试点办法](#)》中的相关规定可以看出，推出短期融资券和公司债券的根本目的是拓宽企业直接融资渠道，是金融创新的重要体现。从这两种金融产品发行至今，已经为企业融资提供了大量的资金支持，已经成为公司融资的重要资金来源之一。

（四）研究假设的提出

从以上三个方面，我们可以得出，中国适时推出的短期融资券和公司债券，是我国金融发展进程中的大事，从这两种产品的设计特征等多方面来看，它们不仅是金融创新的重要体现，而且也是金融发展的重要体现；金融发展通过规模和效率等两个方面来影响公司面临的融资约束，金融发展能够降低信息不对称对公司投资产生的负面影响。由于公司融资约束与内部现金流有关，公司面临的融资约束效应越强，公司的投资行为对现金流的依赖性也就越大。基于此，我们认为，金融发展、金融创新能够缓解公司融资约束的效应主要通过降低投资对于公司内部现金流的敏感性上来体现。故提出如下假设：金融发展降低了公司投资对于内部现金流的敏感性（沈红波、寇宏、张川，2010）。除此之外，我们认为公司的内部特征会影响着债权再融资对公司投资的效果，这些特征有公司的产权结构、公司规模和公司行业属性等等。在论文的实证分析中，我们将通过建立计量经济学模型进行论证。

三、实证数据和实证方法

(一) 实证数据

本文选取 2007 年至 2010 年之间在沪深两市发行公司债券和短期融资券的全部 A 股上市公司为研究对象，并对样本做出如下处理：剔除 2007 年至 2010 年处于 *ST、ST 或者 PT 状态的 T 类上市公司；剔除 2007 年之后 IPO 上市的公司，这样共选取 374 个样本，其中发行公司债券的有 70 家，发行短期融资券的有 304 家。本章节样本数据的方式参照第五章节的处理标准：首先剔除掉缺失关键数据的公司样本，对于在同一年内发行超过一次公司债券或者短期融资券（或者当年这两种债券都发行）的上市公司，将其看作同一个样本；对于在不同年度发行超过一次公司债券或者短期融资券的上市公司，将其视为不同的样本。

实证分析中使用的各个变量如下：

由于我们实证检验债权再融资方式对公司投资的影响，因此，被解释变量为公司投资规模。我们用投资与资本存量比例(I/K) 来衡量投资规模，其中投资(I) 等于公司的固定资产的年度变化值，即它的本年年末余额减去上年年末余额；资本存量(K) 等于年初总资产。实证分析中如魏峰和刘星（2004）、童盼和陆正飞（2005）均使用此指标。

被解释变量有：

债权再融资方式：我们使用两个度量标准，首先，公司在 2007 年至 2010 年间是否发行公司债券，若当年发行，则取值为 1；若没有发行，则为 0；其次，公司在 2007 年至 2010 年间是否发行短期融资券，若当年发行，则取值为 1；若没有发行，则取值为 0。

公司收入变量：根据西方相关的投资理论，公司上年度的收入水平会影响着本年度公司的投资规模，因而在实证分析中，我们加入公司收入的变量。下文中我们使用公司的主营业务收入来度量公司收入这一变量。

经营活动现金净流量变量：经营活动现金流量也是影响公司投资的一个重要因素，在实证分析中，我们使用现金流量表中的“经营活动现金净流量”这一指标来度量这一变量。

控制变量有公司规模，使用公司资产的对数值来度量；公司的产权结构，使用公司第一大股东持股份额占公司总股本的比例；除此之外，我们还加入了公司年龄、行业属性和考察期年份虚拟变量，来控制它们对投资规模的影响大小。表 3-1 是实证分析中使用到的相关变量定义说明。

表 3-1 论文中使用的相关变量定义说明

变 量 类 型	变 量 名 称	变 量 符 号	变 量 含 义 及 说 明
被 解 释 变 量	公司投资规模	I/K	$I=$ 公司的固定资产的年度变化值，即它的本年年末余额减去上年年末余额； $K=$ 年初总资产
	债权再融资	C_{bond}	公司发行公司债券的虚拟变量：当年发行为 1，

解 释 变 量			否则为 0
	Sbond		公司发行短期融资券的虚拟变量：当年发行为 1，否则为 0
	公司收入	Y	公司的主营业务收入
控 制 变 量	经营活动现金净流量	CF	现金流量表中的“经营活动现金净流量”
	公司年龄	Age	公司成立至样本期间的间隔年数
	股权结构	R1	公司第一大股东持股份额占公司总股本的比例
	年份虚拟变量	Year	2007 年至 2010 年，以 2007 年为基准，选择虚拟变量
	行业虚拟变量	Industry	以制造业行业为参考标准，若为制造业为 1，否则为 0

根据表 3-1 的相关变量的定义说明，结合搜集的数据，我们首先对各个变量做出了统计描述，其结果如表 6-2 所示。按照欧拉方程投资模型的设定，这里将公司的投资绝对值、公司收入和经营活动现金净流量等数值除以公司资产 K，这样标准化后便于比较结果。从表 6-2 中可以看出，公司投资规模变量 I/K 的均值为 0.115，其标准差为 0.017；Y/K 的标准差为 0.512，CF/K 的标准差为 0.064，从这三者的标准差大小可以看出，变量 Y/K 的样本波动性最大，CF/K 变量波动次之，I/K 变量波动性相对最小。这表明，上市公司的这些变量大小存在差异性。进一步分析公司的年龄和股权结构等变量的均值和方差也可以看出，它们的波动性也较大。

表 3-2 变量统计描述

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
I/K	374	0.115	0.017	0.008	0.711
Y/K	374	0.800	0.512	0.07	2.84
CF/K	374	0.050	0.064	-0.154	0.253
Age	374	13.231	5.325	1	26
R1	374	0.47	0.34	0.009	0.795

(二) 实证模型和方法

在西方的公司投资理论中，大多数学者基于一定的前提假设，通过将现金流变量加入到投资模型，进而来检验公司的融资约束对公司投资的影响效果。具体而言，主要有两种常用的投资模型：欧拉方程投资模型和托宾 Q 模型。本文将采用欧拉方程投资模型作为我们实证研究模型。

欧拉方程投资模型：这主要由 Bond 和 Meghir (1994)、Laeven (2003) 等人发展起来的。该模型在不存在破产成本和税收等前提假设下，企业的目标是追求其当前价值的最大化，即 $\max \pi(K, L, I)$ ，其中，K, L 分别为企业的资本存量和其他投入要素向量，I 为企业的投资变量。在此基础上，通过求解企业价值最大化的欧拉方程，得到资本存量和投资等一阶方程，最后求得能够供实证检验的欧拉方程投资模型：

$$\left(\frac{I}{K}\right)_t = \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{Y}{K}\right)_{t-1} + \beta_4 \left(\frac{CF}{K}\right)_{t-1} + d_t + f_i + v_{it} \quad (3-1)$$

中， $\left(\frac{I}{K}\right)_t$ 为公司 i 在年份 t 的投资规模，方程右边加入了其滞后一期的水平变量和平方项；

$(\frac{Y}{K})_{i,t-1}$ 为滞后一期的衡量公司营业收入的变量; $(\frac{CF}{K})_{i,t-1}$ 为滞后一期的衡量公司经营活动现金净流量的变量; d_t 为控制时间因素对投资产生的影响; f_i 为控制公司因素对投资产生的影响, v_{it} 为随机扰动项。按照 Laeven (2003) 的解释, 度量公司融资约束是否存在的标准是观察 $(\frac{CF}{K})_{i,t-1}$ 前的系数 β_4 的正负性, 若 β_4 为正, 则说明公司受到融资约束, 因为在此情况下, 公司的投资资金主要来源于内部融资, 因而受到外部融资约束。

在通过检验模型 (3-1) 来验证公司是否存在融资约束的基础上, 通过将度量债权再融资方式的变量与现金流的交叉项加入到方程的右边, 来检验债权再融资对融资约束的效应。此时 (3-1) 模型变为

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_5 \left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} * Bond \\ & + d_t + f_i + v_{it} \end{aligned} \quad (3-2)$$

在模型 (3-2) 中, 通过检验系数 β_5 的正负来验证债权再融资对融资约束的效应, 若 β_5 为负, 则表明债权再融资缓解了公司的融资约束。

四、实证结果

(一) 融资约束存在性检验

表 (4-1) 中的第一列是根据模型 (3-1) 的设定, 通过对样本数据进行估计的结果, 从中我们可以发现: $(I/K)_{i,t-1}$ 、 $(I/K)_{i,t-1}^2$ 、 $(Y/K)_{i,t-1}$ 等解释变量的回归系数均在 1% 显著水平上显著, 并且符号符合预期, 滞后一期的投资规模对本期投资规模起到积极作用, 其含义比较直观, 表明公司投资具有一定延续性。 $(I/K)_{i,t-1}^2$ 为负, 表明前一期投资影响后期投资水平的效果逐渐减弱。 $(Y/K)_{i,t-1}$ 则表明公司收入水平对公司投资产生了积极显著的影响, 本期收入水平越高, 公司越有资本进行固定资产等方面的投资, 公司投资规模会逐渐提高。值得重视的是, 检验公司是否受到融资约束的标准是观察 $(CF/K)_{i,t-1}$ 变量前的估计系数, 从中可以发现, 其为 0.175, 且在 1% 显著水平上显著, 按照欧拉方程投资模型的设定可以看出, 其估计系数为正, 表明公司投资所需的资金主要来源是公司的内部现金流, 从外部较难融资, 也即公司普遍受到融资约束, 从外源融资成本相对较高。因此, 第一列估计结果证明了融资约束的存在性。

一组控制变量有公司年龄、公司股权结构、行业虚拟变量和年份虚拟变量, 限于篇幅, 行业和年份虚拟变量没有列出。从中可以发现, 公司年龄对公司投资规模符号为正向, 但是其不显著; 公司股权结构的估计系数为正的, 且在 5% 显著水平上显著, 这表明, 公司的股权越集中, 越能促进公司的投资。

(二) 债权再融资对融资约束的影响

为了检验债权再融资是否能够缓解公司融资约束, 这里我们用两个变量来度量债权再融资方式, 其一是公司发行公司债券的虚拟变量, 其二是公司发行短期融资券的虚拟变量, 按照模型 (3-2) 的设定, 我们首先分别加入这两个变量, 其估计结果如表 (4-1) 中的第二列和第三列所示。

分析第二列估计结果可以看出, $(I/K)_{i,t-1}$ 、 $(I/K)_{i,t-1}^2$ 、 $(Y/K)_{i,t-1}$ 和 $(CF/K)_{i,t-1}$ 的符号和显著性与第一列相比, 差距不大。 $(CF/K)_{i,t-1} * Cbond$ 交叉项的符号不仅符合我们的理论预期, 而且其在 10% 的显著水平上显著为负, 这就表明了, 公司通过发行公司债券, 使

得公司的投资对公司现金流敏感程度减小，进而公司对内部资金的依赖程度也有所降低，因此我们得出公司债券的确缓解了公司的融资约束，事实上，国家发行公司债券的重要目的便是拓宽公司融资渠道。

分析第三列的估计结果可以看出， $(I/K)_{i,t-1}$ 、 $(I/K)_{i,t-1}^2$ 、 $(Y/K)_{i,t-1}$ 和 $(CF/K)_{i,t-1}$ 的符号和显著性与前两列的估计系数和显著性等相比，差别不大。从 $(CF/K)_{i,t-1} * Sbond$ 的估计系数可以得出，其为-0.008，且在 10% 的显著水平上显著，这也表明了，公司发行短期融资券也能够降低公司投资对公司现金流敏感程度，使得公司对内部资金的依赖程度也有所降低。由此我们得出公司发行短期融资券缓解了公司的融资约束，这一发现与李科和徐龙炳（2011）的发现基本一致。

第四列是同时加入 $(CF/K)_{i,t-1} * Cbond$ 和 $(CF/K)_{i,t-1} * Sbond$ 这两项交叉项的估计结果，从中可以看出，各个变量的符号和显著性均符合预期。由此，从表（4-1）我们得出如下结论：公司债权再融资可以降低公司投资对公司现金流敏感程度，使得公司对内部资金的依赖程度也有所降低，从而缓解了公司的融资约束，对公司的投资行为起到了积极作用。这也从侧面验证了近年来中国推出公司债券和短期融资券等金融创新产品对公司投资行为起到了积极促进作用。

表 4-1 欧拉方程模型估计结果

被解释变量 解释变量	$(I/K)_{it}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$(I/K)_{i,t-1}$	0.671*** (15.42)	0.668*** (14.58)	0.665*** (14.30)	0.660*** (12.31)
	-0.376*** (-9.11)	-0.368*** (-9.05)	-0.359*** (-8.91)	-0.351*** (-8.65)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0.016*** (7.30)	0.015*** (7.11)	0.014*** (6.98)	0.013*** (6.24)
	0.175**** (8.64)	0.182** (2.46)	0.179** (2.31)	0.183** (2.24)
$(CF/K)_{i,t-1} * Cbond$		-0.003* (-1.97)		-0.002* (-1.86)
			-0.008* (-1.80)	-0.014* (-1.77)
Age	0.115 (1.45)	0.016 (1.53)	0.115 (1.12)	0.115 (1.32)
	0.006** (2.34)	0.002** (2.30)	0.005** (2.29)	0.003* (1.84)
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
Adj.R2	0.332	0.135	0.338	0.342
观测值	374	70	304	374
F 值	23.177	10.450	23.524	23.435

注：“***”“**”“*” 分别表示相关系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

(三) 稳健性检验

为了检验估计结果的稳健性，这里使用多种方法进行分析。首先、变更被解释变量的定义，公司的投资规模使用其相对数，即用 $\Delta(I/K)$ 来度量被解释变量（借鉴童盼和陆正飞（2011）的处理方式），在此假定下我们建立模型（6-3）重新进行回归：

$$\begin{aligned}\Delta\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = & \beta_1\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_2\left(\frac{I}{K}\right)_{it-1}^2 + \beta_3\left(\frac{Y}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_4\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} + \beta_5\left(\frac{CF}{K}\right)_{i,t-1} * Bond \\ & + d_t + f_i + v_{it} \quad (6-3)\end{aligned}\quad (4-1)$$

$\Delta(I/K)$ 的计算公式如下： $\Delta(I/K) = (I/K) - \text{行业相对投资规模}$ ，其中行业相对投资规模取各个行业内所有上市公司的 I/K 的平均值。按照此设定，样本的估计结果如表 4-2。

表 4-2 稳健性检验分析

被解释变量 解释变量	$\Delta(I/K)_{it}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$(I/K)_{i,t-1}$	0.471*** (12.36)	0.468*** (12.21)	0.467*** (11.78)	0.440*** (13.49)
	-0.154*** (-8.74)	-0.155*** (-7.91)	-0.143*** (-7.20)	-0.151*** (-8.19)
$(Y/K)_{i,t-1}$	0.008*** (6.80)	0.008*** (6.34)	0.007*** (6.51)	0.006*** (6.65)
	0.015*** (5.79)	0.012** (2.59)	0.013*** (3.01)	0.009* (1.89)
$(CF/K)_{i,t-1} * Cbond$		-0.002* (-1.80)		-0.003* (-1.87)
			-0.004* (-1.84)	-0.005 (-0.75)
Age	0.101 (1.25)	0.101 (1.30)	0.101 (1.24)	0.101 (1.28)
	0.002* (2.73)	0.001 (0.70)	0.002 (0.10)	0.001 (0.92)
行业	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制
Adj. R2	0.217	0.223	0.218	0.236
观测值	374	70	304	374
F 值	24.656	9.788	23.671	24.912

注：“***”“**”“*” 分别表示相关系数在 1%、5%、10% 水平下显著。

从表（4-2）的各列可以看出， $(I/K)_{i,t-1}$ 、 $(I/K)_{i,t-1}^2$ 、 $(Y/K)_{i,t-1}$ 和 $(CF/K)_{i,t-1}$ 的符号和显著性与表（6-3）的各列的估计系数和显著性等相比，部分变量的系数大小和显著水平

存在着一定变化，但是各个变量的符号仍然符合预期。从第二、三列的 $(CF/K)_{i,t-1} *C_{bond}$ 和 $(CF/K)_{i,t-1} *S_{bond}$ 的估计系数可以看出，尽管其在 10% 上显著，但是仍符合预期，尽管在第四列 $(CF/K)_{i,t-1} *S_{bond}$ 的交叉项不显著，但是其符号仍然具有逻辑意义，综上，稳健性检验的结果能够表明，公司债权再融资能够缓解公司融资约束。

此外，我们还使用公司发行公司债券和短期融资券的实际融资额度来代理债权再融资方式，通过将其加入到模型中，分析得出其估计结果基本一致。

五、结论和政策建议

本章节以 2007 年至 2010 年发行公司债券和短期融资券的上市公司为研究对象，基于公司发行公司债券和短期融资券是体现公司债权再融资方式的重要假设前提下，将公司债券和短期融资券的推行和不断发展视为中国金融发展带来的金融创新的重要体现，进而依据学术界的金融发展与经济增长的相互关系的“金融发展能够促进经济增长”的相关研究成果为理论基础，通过设定中国上市公司的欧拉方程投资模型，来实证分析上市公司债权再融资对公司投资的具体影响效果。本文的主要发现是：其一，从投资与公司现金流为显著的正向关系可以得出，我国上市公司存在着严重的融资约束，投资对现金流敏感性越强，则表明公司受到的融资约束更大；其二，在发现上市公司存在融资约束的基础上，通过加入债权再融资方式与现金流的交叉项可以得出，在某种程度上来讲，上市公司发行公司债券和短期融资券，降低了公司投资对公司内部现金流的敏感性，缓解了公司的融资约束，这就表明，上市公司债权再融资能够缓解公司的融资约束。

本章节的实证发现具有重要的意义。首先，基于公司发行公司债券和短期融资券视为金融创新的假设下，本章节的结论能够加深人们对金融发展促进公司投资机制的更进一步的认识，国家通过不断推出各种金融产品，拓宽公司融资渠道，减少公司外源融资成本，提高公司的投资水平，提高公司竞争力。其次，基于本章节的实证发现，我们的相关政策建议如下：其一、国家应继续深化金融领域的改革，支持中国债券市场稳定健康发展，修改有关债券发行审批制度，完善市场交易秩序，为公司融资提供制度上和市场的便利。其二、上市公司要不断提高治理水平，提高信息披露质量，降低信息不对称。通过不断完善公司内部治理情况，公司治理水平和信用水平才会不断提升，进而能够在竞争日趋激烈的资本市场上吸引较多的投资者，一旦投资者对公司进行投资，理应要发挥好监督作用，只有形成这样的良性循环，我国上市公司才会发展越来越好。

参考文献：

- [1]Jensen, M. C., Meckling, W. H. Theory of the firm: Managerial behavior, Agency Costs and Capital Structure.Journalof Financial Economics,1976(48).
- [2]Jose De Gregorio and Pablo E.Guidotti.1995.Financial Development and Economic Growth .World Development, Vol. 23, No. 3, pp. 433-448.
- [3]Kang, J. K., Y. C. Kim and R. M. Stulz. 1999. The underreaction hypothesis and the new issue puzzle: evidence from Japan.The review of financial studies 12, 519~ 534.
- [4]King, Robert, and Ross Levine, 1993b, “Finance, Entrepreneurship and Growth”, Journal of Monetary Economics, 32, 513—42.
- [5]Laeven L. 2003.Does Financial Liberalization Reduce Financing Constraints. Financial Management, (32) .
- [6]Larry Langa, Eli Ofekb, RenéM. Stulz.1996. Leverage, investment, and firm growth. Journal of Financial Economics,Volume 40, Issue 1, January 1996, Pages 3-29.
- [7]康继军、张宗益、傅蕴英：《金融发展与经济增长之因果关系——中国、日本、韩国的经验》，《金融研究》2005 年第 10 期。

- [8] 李科、徐龙炳：《融资约束、债务能力与公司业绩》，《经济研究》2011年第5期。
- [9] 李育安：《分位数回归及应用简介》，《统计与信息论坛》，2006年第5期。
- [10] 刘清江、漆鑫：《上市公司发行公司债券对股价影响的研究》，《中央财经大学学报》2009年第9期。
- [11] 刘锡良：《论金融发展与经济发展的关系—金融与经济关系的总体考察》，《“世界经济格局的变化与中国金融的发展和创新”研讨会暨第二届中国金融论坛论文集》2004年。
- [12] 刘星：《中国上市公司融资策略影响因素的实证分析》，《重庆大学学报(自然科学版)》2001年第1期。

Empirical Analysis on the Impact of Company Creditor's Right to Refinance on Corporate Investment

——taking short-term financing bond and corporate bonds as examples

Liu Yaozhong

(Chinese Financial Research Centre of Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, 610074)

Abstract: We take the issues of corporate bonds and short-term financing bills of listed companies from 2007 to 2010 as the research objects, based on the assumptions that the company to issue corporate bonds and short-term financing bills are reflected in company debt refinancing, taking the corporate bonds and short-term financing bills as an important manifestation of China's financial development, financial innovation, then based on the relationship between financial development and economic growth: "financial development can promote economic growth". By setting the Euler equation investment models of the listed companies in China, empirically analysis the effect of listed companies debt refinancing companies to investment.

Key words: company creditor's rights; refinancing; short-term financing bond; corporate bonds

收稿日期：2013-8-20

作者简介：刘耀中，西南财经大学中国金融研究中心金融学博士生，研究方向：资本市场