

IPO 审批的外部性：基于公司债务融资的研究

朱凯

上海财经大学会计学院，会计与财务研究院

万华林

上海立信会计学院 会计研究院

联系作者：朱凯

联系地址：上海市国定路 777 号上海财经大学会计学院

联系电话：86-21-6590-8981

Email: aczhuk@mail.shufe.edu.cn

IPO 审批的外部性：基于公司债务融资的研究

朱凯

上海财经大学会计学院，会计与财务研究院

万华林

上海立信会计学院，会计研究院

摘要：

本文研究了中国股票发行上市（IPO）审批对上市后公司债务融资行为的影响。本文认为，在相对统一的股票市场中，IPO 审批结果向地区分割的信贷市场传递了公司价值信号，促使信贷资源向上市公司倾斜。本文比较了上市公司和非上市公司在 IPO 前后的债务融资状况，发现国有控股上市公司 IPO 之后长期负债率明显下降，民营上市公司 IPO 前后长期负债率则下降较少或没有显著变化；这一现象在金融生态环境较差的地区更为显著。本文的研究结果表明，IPO 审批向资本市场传递了公司价值的重要信号，对银行信贷市场具有正的外部性。

关键词：IPO 审批 外部性 银行信贷

The external effect of IPO certification regulation on the bank loan decisions in China

Abstract

This paper investigates the effect of IPO verification regulation by China Stock Regulation Committee (CSRC) on the banks' loan decision in China. We argue that the IPO verification decision by CSRC signal the firm value to the local banks, especially when banks face more severe information asymmetry. Compared to non-listed firms using propensity score method, we find that listed firms lower debt financing after IPO when listed firms are controlled by government. There is no such significant drop in listed firms controlled by private sectors, especially in the under-developed area. These findings suggest there is positive external effect of IPO verification on the bank loan allocation.

Key Words: IPO verification, external effect, Bank loan

IPO 审批的外部性：基于上市公司债务融资的研究

一、引言

本文从银行信贷资源配置角度研究了中国上市公司股票发行（IPO）审批的经济后果。对公司 IPO 资格进行审批，是中国证监会实施资本市场监管的重要方式，审批监管如何影响上市公司业绩和资本市场发展，是资本市场和经济理论研究共同关注的问题，核心争议在于 IPO 监管是否提高了资本市场的运行效率。现有的理论研究结果也不尽一致，Chen 和 Yuan（2004）和 Yang（2008）发现证监会能够抑制公司机会主义再融资动机。Aharony 等（2000），李东平（2004），曾庆生（2006）则认为证监会的 IPO 审批引发了公司在业绩和股权结构方面的机会主义行为。

本文认为，分析和评价管制的经济效率和经济后果，不仅要考虑管制如何影响管制对象，还应该考虑管制如何影响除管制对象以外的其他经济主体，即管制的外部性问题。当管制政策具有外部性时，就不能完全以管制对象的成本收益作为评价标准，而有必要将受该项管制政策影响的社会整体成本和收益作为评价对象。那么，证监会对 IPO 的监管，是否会影响到其他资本市场的资源配置呢？

本文研究 IPO 审批管制对银行信贷市场资源配置的影响。在国有银行和国有控股银行为主体的信贷市场中，由于股权性质和政府隐性担保的作用，国有企业更容易获得信贷资源，民营企业则处于融资困难的境地。IPO 审批则向银行传递了民营企业内在价值的重要信息，改善了民营企业融资环境，使民营企业更容易获得银行信贷资源。

更重要的是，与股票市场不同，银行信贷市场并非统一的全国性资本市场，具有一定的区域性。各地的金融生态存在不同程度的差异（谢平和陆磊，2004；李扬等，2006，2007），导致了各地金融资产质量差异。证监会对公司 IPO 的审批，向金融生态较差地区的银行提供公司价值的相关信号，促使该地区信贷资源向上市公司倾斜，即在金融生态环境较差的地区，民营企业 IPO 以后可以获得更多的信贷资源。

本文以可能性分值（Propensity Score）为基础，选择与 IPO 前财务特征接近的非上市公司作为配对样本，分析上市公司 IPO 前后的债务融资特征的变化。

研究表明，公司股权性质和金融环境对 IPO 前后的债务融资特征具有显著影响：与非上市公司相比，国有控股公司上市后债务融资比例显著下降，而民营控股公司上市后债务融资比例则下降较少或无显著变化；随着金融生态环境的改善，股权结构特征对公司债务融资的影响有所削弱。本文结果表明，证监会对公司的 IPO 审批，发挥了鉴证功能，向银行提供了公司价值的相关信号。信贷市场信息不对称越严重，银行向上市公司提供的信贷资源越多。因此，IPO 审批监管影响了银行信贷市场的资源配置。

本研究从另一角度解释了中国公司进行 IPO 的内在需求。股票上市固然可以通过提高股权的流动性提高公司价值，但 IPO 过程中的高额成本不容忽视，股权再融资也并非完全取决于公司资金需求。那么，为什么很多非上市公司仍要选择发行上市？本文研究表明，由于银行信贷资本是我国公司再融资的主要来源，公司通过 IPO 向银行传递公司价值信号，降低银行所面临的信息不对称风险，获得更多的银行信贷资源配给。证监会对公司 IPO 的审批监管对银行信贷市场起到了鉴证的功能，具有正的外部性。因此，评价 IPO 公司审批监管的经济后果，必须考虑其对社会整体经济效率的影响。这在股票市场发行机制即将重大改革的时机，探讨这一问题具有非常重要的现实意义。

本文其余部分结构安排如下：第二部分是制度背景和理论分析；第三部分是样本选择和研究设计；第四部分是检验结果与分析，第五部分是结论。

二、制度背景与理论分析

1、制度背景：证券发行监管

自 1991 年中国股票市场成立以来，股票上市的发行监管体制历经多次变化，总体上经历了从审批制到核准制的转变，但无论是审批制还是核准制，证监会发审委的审批结果将最终决定公司能否上市。表 1 列示了 2004 年-2008 年发审委对股票发行审核的统计结果。

表 1 2004——2008 年股票发行审核情况

类型	审核公司	通过情况		未通过情况		其他情况	
		家次	占比 (%)	家次	占比 (%)	家次	占比 (%)
首发	472	350	74.15	107	22.67	15	3.18
增发	110	95	86.36	15	13.64	0	0

配股	58	41	70.69	16	27.59	1	1.72
----	----	----	-------	----	-------	---	------

数据来源：Wind 资讯

与再融资（配股和增发）相比，首发（IPO）的审核无疑更为严格。在 472 家次的审核中，122 家次公司未能通过发审委审核，占审核总数的 26%；而再融资未通过率平均为 18%。由于保荐制下保荐人资格及其推荐股票数量的限制，相当一部分有融资需求的公司未能进入发审委的审核程序，因此，尽管首发审核通过率高达 75%，但是仍然严重低估了发行管制对股票市场融资需求的影响。

发行监管对上市公司和资本市场发展影响究竟如何？现有的研究结论并不完全一致。Chen 和 Yuan（2004）认为，再融资的发行监管提高了股票市场的资源配置效率；周孝华等（2006）认为核准制下的 IPO 定价效率更高；Yang（2008）认为，证监会可以有效识别公司再融资申请过程中的机会主义倾向，这些研究结论表明证监会的发行监管提高了资本市场的经济效率。但另一些研究却发现，发行监管可能会导致公司的机会主义行为。Aharony 等（2000）以 B 股和 H 股公司为样本，发现证监会对公司 IPO 前的盈利要求诱发了盈余管理行为，特别是“财务包装”行为（Financial Packaging），导致了 IPO 以后公司财务业绩的下降。李东平（2001）发现，A 股上市公司中也存在 IPO 前的财务包装行为，并导致上市后业绩的连续下降。蒋义宏（1998），陈小悦等（2000）发现配股过程中的 ROE 要求导致了公司盈余管理行为。曾庆生（2005）的分析表明，为达到证监会的上市盈利要求，公司采用了“捆绑上市”的方式，导致了资源配置效率下降和公司治理缺陷。

2、股票发行监管与银行信贷资源配给：理论分析

上述研究都是以上市公司为研究对象，从股票市场发展的角度分析了发行监管的经济后果，得出的结论不尽一致。这就需要研究者更为全面地分析发行监管的作用，特别是发行监管的外部性。那么，股票发行监管如何影响其他资本市场，特别是银行信贷市场的资源配置呢？

与股票市场相比，银行信贷市场是我国企业再融资的主要来源，根据《中国金融统计年鉴 2004》的统计，在 1996—2003 年间，股票融资额仅占银行贷款额的 6.91%；即使在上市公司中，与股权再融资相比，银行信贷资金也是公司持续融资的主要来源。表 2 列示了 1998-2005 年上市公司不同渠道的资金来源。

在表 2 中，除了 1998 年以外，三类资金来源在总资产的比例依次为：经营现金流量（内部融资）、债务融资和外部股权融资，中国上市公司的整体融资状况与 Myers 和 Majluf（1984）的分析是一致的，在外部融资方面，债权融资仍然是上市公司的主要方式。

表 2、1998—2005 年中国上市公司各类资金来源占总资产的比重。

年度	经营现金净流量	债务融资净流量	股权融资净流量
1998	2.17%	2.48%	3.52%
1999	4.11%	3.07%	2.69%
2000	4.53%	3.53%	3.41%
2001	4.16%	3.24%	0.14%
2002	4.70%	1.72%	0.28%
2003	4.37%	3.17%	0.11%
2004	4.76%	2.06%	0.14%
2005	5.25%	0.78%	0.13%

注：经营现金流量=经营现金净流量/总资产；股权融资现金流量=（吸收权益性投资所收到的现金+子公司吸收少数股东权益所收到的现金-减少注册资本所支付的现金-支付给少数股东的现金）/总资产；债务融资净流量定义为（发行债券所收到的现金+借款所收到的现金-偿还债务所支付的现金）/总资产。该统计结果不包括当年 IPO 的公司。

在我国的金融体系中，国有及国有控股商业银行是信贷资金的主要提供者，同时也是政府影响经济资源分配的金融工具。出于优化资源配置效率的考虑和自身的业绩压力，银行应更多地选择商业化运作；但国有银行几乎没有破产的可能，同样存在预算软约束，使银行管理人员无需出于业绩压力而违背政府意愿（Kornai, 1998；田利辉，2005）。因此，地方政府可以有效地影响地区所在国有银行的资源配置。

地方政府对信贷资源配置的直接影响，表现之一是不同的股权性质的公司获得信贷资源的能力差异。由于国有企业的股东就是各级政府，国有企业与国有银行具有天然联系，或者地方政府为国有企业的银行融资提供了隐性担保，使得国有企业无需通过向银行传递信号就可以获得信贷资源（孙铮等，2007），证监会对国有企业 IPO 审核不会影响其银行融资能力。对于民营企业来说，在整体的银行信贷配置中处于劣势地位。虽然部分民营企业可以建立政治关系，在信贷市场中建立竞争优势，但一般而言，民营企业无法形成从政府获得经济支援的有效预期。因此，对民营企业，股票能否上市可以向信贷市场提供其公司价值的重要信号，

这对其获得信贷资源极具重要性。若证监会发审委批准了民营企业的上市申请，固然可以使公司通过发行股票融资增加股东权益，降低财务风险和潜在的违约风险；更重要的是，它向银行传递了公司业绩的信号，即通过证监会严格审核的民营企业，其经营风险和财务风险都会低于非上市的民营企业，这降低了银行对该类企业违约风险的预期，使银行愿意向上市民营企业提供更多贷款。因此，民营公司在 IPO 以后更容易得到银行信贷资金，增加债务融资，表现为 IPO 以后债务融资比例下降更低。由此，提出本文的研究假说 1 如下：

假说 1: 与国有控股公司相比，民营控股公司在 IPO 后负债率下降程度更低。

虽然在整体上，民营企业在信贷方面处于不利的地位，但由于我国地区间信贷市场发展程度的差异，不同地区民营企业所面临的融资约束也不尽相同。与全国统一的股票市场相比，我国银行业信贷市场存在显著的地区差异。无论是理论上和政策目标上，我国银行业信贷市场应该是一体化的，否则会出现套利性资金流动。但谢平和陆磊（2006）发现，我国各地的银行业实际上是分割的，即使股份制银行可以提供跨地区金融服务，企业的基本信贷活动仍然是集中于本地。这一点也被世界银行（2006），李扬等（2006, 2007）所提出的金融生态、王松奇（2006）的商业银行竞争力调查结果所支持。

地区间金融生态环境的差异，直接表现为各地信贷资产质量差异，即银行分配信贷资金能力的差异。若不同地区的银行具有相同的信贷资金分配能力，则所有地区的银行都会将资金借给地区内违约风险最低的企业。在现实中，地区金融生态和信贷资产质量的高度正相关，说明不同地区的银行所面临的信息环境存在显著差异，或者在相同的信息环境下，不同地区的银行处理信息的能力不同。金融市场的发展，为银行提供了关于贷款企业的可比资料，提高了银行处理信息的能力，使银行能够有效识别公司的违约风险，向违约风险低的企业提供信贷。这样，在金融生态较好的环境中，违约风险低的民营企业也能够获得信贷资金。反之，在金融生态环境较差的地区，银行在信贷决策过程中的信息不对称问题更为严重，由于国有企业借款存在政府的隐性担保（孙铮等，2007），银行更愿意将信贷资金配置给国有企业，将导致该地区民营企业整体上面临更高的信贷约束。

由于信贷市场存在地区分割，证监会发审委对 IPO 审批的结果，对民营企业融资能力的影响就会因地区而异。若民营公司注册于金融生态环境较好的地区，

无论公司是否上市，银行已经能够有效地分配信贷资源，未必需要通过公司能否上市这一信号来鉴别公司质量；换言之，在金融生态环境较好的地区，民营上市公司未必能够获得比非上市公司更多的银行信贷资金。反之，在金融生态环境较差的地区，若民营公司能通过发审委的审批，可以向当地的银行传递公司内在价值更高的信号，银行也会向该公司提供更多的信贷资金。由此提出本文的假说2如下：

假说2：金融生态环境越差，股票发行监管的信号作用越明显，民营上市公司越容易获得银行贷款，IPO以后负债率下降趋势越小。

三、样本选择和研究设计

（一）样本选择和配对样本的选取

本文研究样本包括上市公司和非上市公司数据，其中上市公司样本来自Csmar数据库，非上市公司数据来自CCER经济金融数据库的年度行业调查数据（国家统计局，1998-2005），国家统计局每年调查工业行业的财务和经营相关信息，并把它作为中国统计年鉴的数据来源。该数据库的准确性和代表性被以往研究所证实（例如，Chuang和Hsu，2004；Li等，2006，Fan，Huang和Zhu，2007）。该数据包括了中国大陆地区制造业中所有国有企业（不论其销售收入）和非国有企业中的大型企业（年销售收入超过500万元人民币）自1998年至2005年公司年度数据，每年数据自16万至27万不等，其中包括约700家公开上市公司¹。本文采用配对方法，以非上市公司作为配对样本，比较上市公司IPO前后债务融资与配对样本的差异。

为了保证配对样本选择的合理性，本文剔除了具有以下特征的非上市公司和上市公司：

1、资产合计数、净资产收益率（ROE）、负债合计、长期负债、固定资产合计小于0或缺失、长期负债占总负债比重大于1的样本。上述数据的缺失及不合理，表明数据不准确或无法用于分析研究。

2、非正常营业状态公司。鉴于非正常营业状态公司其资产负债率本就异常，本文主要研究公司正常经营下的融资能力，处于非正常营业状态的公司其资产负债状况往往也异常，可能会扭曲研究结论。

¹ 由于数据库未列示具体上市公司，本文通过将上市公司名称与非上市公司名称进行匹配的方法，找出工业企业数据库中的上市公司。

3、样本年度小于等于2的全部公司，以确保样本具有足够的时间序列作为研究对象。

4、上市公司IPO前财务数据缺失的样本，这可能是该上市公司为母公司分拆而成，其上市前报表为模拟报表，不具有可比性。

经过上述筛选过程，初步确定的样本是全部工业类企业共422,469个样本年度，其中上市公司126家，非上市公司96,455家。

在此基础上，为保证研究结论不受极端值影响，本文对所有连续变量的上下1%绝对值进行修饰(winsorize)；再采用可能性分值方法(Propensity Score, PS)选择与上市公司样本最为接近的公司。鉴于证监会在审核公司能否上市时，主要以公司业绩、资产负债率和公司规模为基础，本文以公司是否上市为因变量，以滞后一期的净资产回报率(Roe, 利润总额除以所有者权益总额²)、资产负债率(Lev, 负债总额除以总资产)和公司规模(Size, 期初资产的自然对数)为自变量，在控制年度、所处行业后，采用可能性分值模型，计算出每一公司上市的概率(可能性分值)，并将非上市样本中与上市样本可能性分值最接近的公司为配对样本。同时，以样本公司的上市年度设定为相应配对样本的事件年度，研究上市前后样本和配对样本债务融资能力的变化。本文最终确定了126家上市公司及其相应的配对样本。配对的具体方法和相关的检验结果见附注。

(二)、变量定义和度量

1、因变量及其度量

本文以长期贷款占总资产(总负债)的比例，以 Longta (Longt1) 表示，衡量公司的信贷融资能力。一方面是因为工业企业数据库中未披露短期借款数据；另一方面，在实践中，公司获得长期贷款的难度要高于短期贷款。因此，以长期贷款的变化来考察 IPO 前后公司债务融资能力变化是恰当的。

2、自变量及其选择

本文以List为上市公司哑变量，以考察上市公司与非上市公司在信贷市场的融资能力差异；同时以After哑变量以考察研究样本在IPO前后的资本结构差异。本文重点要考察的是交互变量，即List*After，以考察公司IPO前后信贷融资能力的差异。根据前述理论分析，与配对样本相比，国有企业IPO以后负债率将显

² 数据库中并没有净利润数据，因而采用了利润总额。但是，这一替代并不改变数据的排序。

著下降；而民营企业IPO以后负债融资规模增加，导致负债比例下降较少或无显著变化³。因此，本文预期，在上市的国有和民营两组样本中，List*After将存在显著差异。

3、控制变量

本文选择以下控制变量：（1）公司规模（Size），以期初资产的对数为代理变量，以控制规模因素对企业资本结构的影响。资产规模越大的公司其风险越小，也往往更具政治关系和谈判能力，因此本文预期该变量符号为正。（2）盈利能力（Roe），盈利能力越强的公司，其举债能力越强，故本文预期该变量符号为正。（3）固定资产占总资产比重（Fixratio），由于固定资产比重越高，企业越需借助长期负债解决资金来源问题，故本文预期该变量符号为正；（4）行业成长性（Indgrowth），以公司所处行业的销售增长率中位数为代理变量，以控制成长机会对企业长期负债的影响⁴。上述变量中，除行业成长性（Indgrowth）外，本文均采用滞后一期变量，以控制同期变量之间可能的内生性问题。

本文采用世界银行 2006 年度出版的《政府治理/投资环境与和谐社会：中国 120 个城市竞争力的提高》研究报告（以下简称《报告》）的“非正常支付获得贷款预期(%)”指数⁵，将企业所处地区外部融资环境按照中位数分为两类，即金融环境较好（非正常支付获得贷款预期(%)小于中位数水平）和金融环境较差（非正常支付获得贷款预期(%)大于等于中位数水平）的地区。在此基础上分组检验股权性质差异对IPO前后债务融资的差异。

（三）变量的描述性统计

表 3 列示了全部样本的变量描述性统计。由表 2 可知，长期负债/总负债（Longt1）均值为 15.7%，1%分位数和 99%分位数分别为 0 和 82.4%，标准差高达 20.7%；长期负债/总资产（Longta）平均约为 9%，1%分位数和 99%分位数分别为 0 和 62.4%，标准差高达 13%；这表明不同企业间资本结构差异极大。民营企业（Prvt）哑变量均值 50.1%，这表明本文选取的样本和配对样本约一半为民营企

³ 由于上市后股东权益总额增加，流动负债通常也增加，因此长期负债要保持增加才能使比例下降较低或没有变化。

⁴ 采用行业成长性而非滞后一期公司销售增长率为代理变量，是由于该变量可以更好地控制内生性问题，同时有助于扩大样本期间，保证能对样本时间序列变化做出充分考察。采用行业成长性均值每个公司至少要剔除 1 个年度数据，而采用滞后一期公司销售增长率则每个公司要剔除 2 个年度数据。

⁵ 鉴于《报告》中并未出现所有城市，本文将各省内城市的均值作为各该省份的替代变量。

业。企业规模 (Size) 均值为 12.654, 标准差为 0.969; 固定资产/总资产 (Fixratio) 均值为 0.338, 标准差为 0.188, 具有较大的变异度。Roe 均值为 0.200, 标准差为 0.289, 表明全部样本的盈利能力存在较大差异。行业成长性均值为 0.113, 表明样本期间行业大多处于成长期, 但行业差异显著, 1%分位数为-0.143, 而 99%分位数为 0.781。

表 3 变量描述性统计

变量英文名	变量中文名	样本量	均值	标准差	1%分位数	99%分位数
Longtl	长期负债/ 总负债	29383	0.157	0.207	0	0.824
Longta	长期负债/ 总资产	29383	0.090	0.130	0	0.624
Prvt	民营企业	29383	0.501	0.500	0	1
After	上市后哑变 量	29383	0.590	0.492	0	1
List	上市公司哑 变量	29383	0.023	0.151	0	1
List* After	上市公司* 上市后	29383	0.014	0.120	0	1
Size	资产对数	29383	12.654	0.969	7.069	13.992
Roe	利润/所有 者权益	29383	0.200	0.289	0.001	2.135
Fixratio	固定资产/ 总资产	29318	0.338	0.188	0.017	0.865
Indgrowth	行业销售增 长率中位数	29383	0.113	0.074	-0.143	0.781

四、检验结果与分析

(一) 分组回归分析

为检验国有和民营企业上市前后资本结构的变化, 本文进行了分组回归, 结果见表4。在表4中, 无论如何衡量债务融资规模, 以下结果存在: (1) List变量在国有企业中为正, 但不显著, 表明与控制样本相比, 国有企业IPO以后没有显著地增加债务融资; 而这一变量在民营企业中为正且显著, 表明与非上市的民营企业相比, 上市民营企业获得了更多的长期贷款。(2) After变量在国有和民营企业中均显著为负, 这表明无论是国有还是民营企业, 在IPO以后长期贷款比例都有所下降; 但从系数绝对值看, 国有企业样本组大于民营企业样本组, 表明国有企业事件期以后长期贷款减少更多。(3) 本文的主要考察变量, 交互变量

List*After, 在国有企业样本组中, 系数分别为-0.042和-0.0467, 这意味着与控制样本相比, 国有企业IPO后, 长期贷款占资产(总负债)的比重下降了4.22% (4.67%), 且在1%水平上显著; 在民营企业样本组中, 与其控制样本相比, 民营企业IPO以后, 长期贷款占资产(总负债)的比重下降了1.18% (3.72%), 下降幅度低于上市的国有企业, 系数差异的F检验表明, 前者在10%水平上显著。表4的结果支持了本文研究假说1, 即民营企业上市后获得了更多的长期贷款⁶。

表4 公司IPO前后资本结构变化的OLS回归结果

因变量	Longtl		Longta	
	(1) 国有	(2) 民营	(3) 国有	(4) 民营
List*After	-0.0422** (-2.156)	-0.0118 (-0.470)	-0.0467*** (-3.634)	-0.0372** (-2.461)
After	-0.0199*** (-5.256)	-0.0091*** (-2.753)	-0.0141*** (-5.671)	-0.0071*** (-3.565)
List	0.0241 (1.537)	0.0602*** (3.166)	0.0021 (0.205)	0.0329*** (2.883)
Size	0.0389*** (21.05)	0.0201*** (12.92)	0.0254*** (21.01)	0.0125*** (13.42)
Roe	-0.0029 (-0.456)	0.0087* (1.765)	0.0408*** (9.925)	0.0249*** (8.418)
Fixratio	0.3802*** (42.09)	0.2238*** (28.89)	0.2111*** (35.61)	0.1189*** (25.54)
Indgrowth	-0.1420*** (-6.098)	-0.0404* (-1.735)	-0.0874*** (-5.721)	-0.0218 (-1.558)
Constant	-0.3938*** (-16.76)	-0.2113*** (-10.87)	-0.2643*** (-17.14)	-0.1362*** (-11.66)
行业哑变量			控制	
年度哑变量			控制	
List*After 的 F 检验	F= 3.43 Prob > F = 0.0642		F = 0.54 Prob > F = 0.4605	
Observations	14654	14664	14654	14664
Adjusted R ²	0.146	0.067	0.119	0.056

注: 参数估计值下方括号内为 t 值, 参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平, 其中*, **和***分别表示参数估计值在 10%, 5%、1%水平上显著(双尾检验)。表4的结果控制了自相关和异方差。

根据研究假说2, 金融环境差异会显著影响国有公司和民营企业IPO前后的融资规模差异, 因此, 在表4的基础上, 本文根据公司注册地的金融环境特征,

⁶ 以总资产作为分母难以分离IPO过程中的股权稀释效应, 因此本文主要以总负债作为分母的回归结果作为分析基础。

分组研究金融生态差异的影响，金融生态差异的分组方法如变量设计部分所示。表 5 的第 1-4 列分别列示了在金融生态较好情况下，国有和民营企业资本结构变化。与各自的配对样本相比，国有上市公司和民营上市公司的长期负债规模的变化趋势和幅度不存在显著差异，表明在金融生态好的情况下，民营企业和国有企业资本结构变化无显著差异。在表 5 的第 5-8 列中，列示了在金融生态差的情况下，国有企业和民营企业分组回归结果。在国有样本组中，与配对样本相比，国有上市公司在 IPO 之后长期负债占总资产(总负债)的比例下降了 5.84%(6.83%)，且在 1%水平上显著。在民营样本组中，与其配对样本相比，民营上市公司在 IPO 之后长期负债占总资产(总负债)的比例降低了 2.33% (或上升了 3.24%)，上述系数差异经检验分别在 5%和 1%水平上显著。因此，表 5 的结果支持了假说 2，在金融生态差的情况下，民营企业 IPO 以后获得了更多信贷融资；在金融生态环境较好的地区，民营企业 IPO 以后并没有显著改变其信贷融资规模。

(二) 稳健性测试

为控制股权性质划分对结论的可能影响，本文将国有股权是否超过30%为标准，将控制样本分组为国有控股公司和民营控股公司，重新进行检验，主要结论仍然成立。

为控制配对样本规模对结论的可能影响，本文仍采用可能性分值方法确定配对样本，但是将配对样本减少为30个，重复本文前述回归，结论保持不变。

为控制配对样本选择方法对结论的可能影响，本文在IPO（上市）年度，按照同年度、同行业（工业类以两位数行业代码为准）、同城市为标准，以净资产收益率、资产规模，资产负债率为分组（5组）指标构造配对样本组合，选取处于同一组的样本为配对样本进行检验，主要结论保持不变。

因此，本文的研究发现不受股权性质确定标准、配对样本选择规模的影响和配对方法选择的影响。

五、结论

本文研究了股票发行上市（IPO）监管对银行信贷市场资源配置的影响。作为监管的一种方式，股票发行上市监管是证监会保证上市公司质量和资本市场良性发展的重要手段。但是股票上市发行监管的经济效率，特别是监管能否有效地

影响资源配置，在理论上和经验证据上都没有一致的结论。现有的研究重点都是以上市公司作为样本，分析发行监管对上市公司经营绩效和市场业绩的影响。但是，仅仅以管制对象作为评价监管的经济效率，而没有考虑可能的外部性，显然是不充分的。

本文分析股票发行监管对银行信贷资源配置的外部性影响。由于股权性质的原因，以国有控股银行为主的商业银行更加关注民营企业的违约风险，与国有企业相比，民营企业在银行信贷资源配置中处于劣势地位；与相对统一的股票市场不同，我国各个地区的银行信贷市场环境差异很大，直接影响了金融资产配置质量。因此，在金融生态环境相对较差的环境中，民营企业更需要向银行显示其内在价值的信号以争取更多的信贷资源，而证监会对公司 IPO 审核监管就起到了这样一种信号作用，即通过证监会发行审核监管的民营上市公司，就有可能获得更多的信贷资源。

本文研究结果表明，与配对公司相比，国有企业上市后长期负债比例显著下降；与此不同，民营企业上市后长期负债比例并没有显著下降，这一现象在金融生态环境较差的地区尤其明显。考虑到 IPO 所带来的股权融资和短期债务变化，与非上市公司相比，民营上市公司获得了更多的信贷资源配给。这表明，股票发行上市监管影响了银行的信贷配给，且在金融生态环境较差的地区，IPO 审批结果的“信号显示”在信贷配给中更为重要。

本文研究结论具有重要的政策含义。管制如何影响资源配置，特别是管制的外部性影响，是经济学研究的重要问题之一。本文以中国股票发行上市监管为研究对象，探讨了其对银行信贷市场资源配置的影响，表明股票发行上市监管的确存在正的外部性。这样，评价股票发行监管政策的有效性，不能简单地用股票市场效率作为基础，而是要全面考虑股票发行监管的社会整体经济作用。在股票市场发行机制即将重大改革的时机，探讨这一问题具有非常重要的现实意义。

表5 金融生态差异与IPO前后公司债务融资变化

因变量	金融生态好				金融生态差			
	Longtl		Longta		Longtl		Longta	
	国有	民营	国有	民营	国有	民营	国有	民营
List*After	-0.0257 (-1.014)	-0.0462 (-1.591)	-0.0496*** (-3.184)	-0.0506*** (-2.999)	-0.0683** (-2.263)	0.0324 (0.689)	-0.0584*** (-2.980)	-0.0233 (-0.813)
After	-0.0133** (-2.545)	-0.0074** (-2.013)	-0.0074** (-2.318)	-0.0054** (-2.532)	-0.0227*** (-4.206)	-0.0068 (-1.037)	-0.0166*** (-4.749)	-0.0051 (-1.269)
List	0.0431** (2.206)	0.0754*** (3.516)	0.0223* (1.858)	0.0444*** (3.569)	0.0236 (0.934)	0.0373 (1.01)	0.0109 (0.663)	0.019 (0.845)
Size	0.0441*** (16.64)	0.0287*** (15.52)	0.0339*** (20.84)	0.0212*** (19.73)	0.0426*** (15.73)	0.0223*** (6.832)	0.0366*** (20.82)	0.0198*** (9.908)
Roe	-0.0295*** (-2.790)	-0.0195*** (-3.032)	-0.0166** (-2.554)	-0.0082** (-2.194)	-0.0411*** (-4.577)	-0.0112 (-1.234)	-0.0244*** (-4.182)	0.0028 (0.501)
Fixratio	0.3699*** (30.25)	0.1788*** (20.4)	0.1913*** (25.46)	0.0888*** (17.46)	0.3726*** (28.39)	0.2775*** (18.21)	0.2068*** (24.28)	0.1433*** (15.41)
Indgrowth	-0.1810*** (-5.268)	-0.0645** (-2.408)	-0.1045*** (-4.948)	-0.0221 (-1.420)	-0.1295*** (-4.125)	-0.013 (-0.298)	-0.0785*** (-3.853)	-0.025 (-0.940)
Constant	-0.4007*** (-12.412)	-0.2216*** (-10.161)	-0.2511*** (-12.652)	-0.1294*** (-10.224)	-0.3550*** (-10.558)	-0.1682*** (-4.383)	-0.2569*** (-11.792)	-0.1251*** (-5.341)
行业哑变量	控制							
年度哑变量	控制							
List*After 的 F 检验	F= 0.83 Prob > F = 0.448		F= 0.08 Prob > F = 0.782		F= 10.83 Prob > F = 0.001		F= 4.18 Prob > F = 0.041	
Observations	7201	10118	7201	10118	7453	4546	7453	4546
Adjusted R ²	0.162	0.181	0.072	0.102	0.143	0.183	0.082	0.080

注：参数估计值下方括号内为 t 值，参数估计值上方标注的星号代表统计显著性水平，其中*，**和***分别表示参数估计值在 10%，5%、1%水平上显著（双尾检验）。表 5 的结果控制了自相关和异方差。

参考文献

1. 陈小悦, 肖星, 过晓艳, 2000: 《配股权与上市公司利润操纵》, 《经济研究》第 1 期。
2. 蒋义宏, 1998: 《一个不容回避的问题——上市公司操纵的实证研究》, 《中国证券报》3 月 19 日、20 日。
3. 李东平, 2001: 《大股东控制、盈余管理与上市公司业绩滑坡》, 上海财经大学博士学位论文。
4. 李扬, 王国刚, 刘煜辉, 2005: 《中国城市金融生态环境评价 (2005)》, 人民出版社。
5. 刘煜辉, 2007: 《中国地区金融生态环境评价》, 中国金融出版社。
6. 世界银行, 2006: 《中国政府治理、投资环境与和谐社会年中国 120 个城市竞争力的提高》, 世界银行研究报告。
7. 孙铮, 刘凤委, 李增泉, 2005: 《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构》, 《经济研究》第 5 期。
8. 田利辉, 2005: 《国有产权, 预算软约束和上市公司杠杆治理》, 《管理世界》第 7 期。
9. 王松奇, 2006: 《中国商业银行竞争力报告 (2006)》, 社会科学文献出版社。
10. 谢平, 陆磊, 2005: 《中国金融腐败的经济学分析》, 中信出版社。
11. 曾庆生, 2005: 《政府治理与公司治理: 基于洞庭水殖捆绑上市与 MBO 的案例研究》, 《管理世界》第 3 期。
12. 周孝华, 赵炜科, 刘星, 2006: 《我国股票发行审批制和核准制下 IPO 定价效率的比较研究》, 《管理世界》第 11 期。
13. Aharony, J., C. J. Lee, and T. J. Wong, 2000, "Financial Packaging of IPO Firms in China", *Journal of Accounting Research*, Vol.38, 103-125.
14. Chen, Kevin C. W., and Hongqi Yuan, 2004, "Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China's Accounting-based Regulation of Rights Issues", *Accounting Review*, Vol.79, 3, 645-665.
15. Chuang, YC, and Hsu, PF, 2004, "FDI, Trade and Spillover Efficiency: Evidence from China's Manufacturing Sector", *Applied Economics* 36, 1103-1115.
16. Kornai, J., 1998, "The Concept of the Soft Budget Constraint Syndrome in Economic Theory", *Journal of Comparative Economics*, 26, 11-17.
17. Li, Kai, H. Yue, and L. Zhao, 2006, "Ownership, Institutions, and Capital Structure: Evidence from Chinese Firms", working paper, University of British Columbia.
18. Fan, J.P.H., J. Huang, N. Zhu, 2007, "Distress without Bankruptcy: An Emerging Market Perspective", Working paper.
19. Modigliani, F., Miller, M., 1958, "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", *American Economic Review* 48, 261-297.
20. Myers, S., and N. Majluf, 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
21. Yang, Z., 2008, "Does Screening by Regulators Improve Issuer Quality? An Empirical Examination of Seasoned Equity Offerings in China", Working Paper.

附注：配对样本选择方法和统计结果

鉴于一对一配对的样本难以避免偶然性因素对研究结论的影响，本文采用了一对多配对的方法，对上述126家上市公司构造一个配对样本的组合，以分析上市对样本和配对样本事件期前后资本结构变化。

由于可能性分值配对直接采取一对多的方法无法确定事件期，因此本文采用了重复的一对一配对方法，构建配对样本组合，具体过程如下：首先，采用可能性分值配对方法找到第一批配对样本后，并确定该批配对样本的事件期。然后，在全部样本中剔除第一批配对样本的所有公司年度数据，在剩余样本中重新进行如上所示的可能性分值配对过程，找到第二批配对样本；然后，再剔除第二批配对样本对应的公司年度数据，在剩余样本中用可能性分值配对方法找到第三批配对样本……依次类推，直至找到第50批配对样本。

本文上述样本的描述性统计结果如附表1所示：

变量	样本量	均值	标准差	1%分位数	99%分位数
List	422,469	0.0003	0.0177	0	1
Roe	422,469	0.2265	0.3281	0.0005	2.1351
Size	422,469	9.9175	1.3986	7.0211	13.9918
Lev	422,469	0.5692	0.2467	0.0431	1.2233

第一次可能性分值配对的回归结果如附表2所示。在附表2中，公司能否上市与上市前Roe及公司规模正相关，与资产负债率负相关，且均在1%水平上高度显著。与证监会的规定是一致的。模型的拟合度高达25.98%。在附表2的基础上，本文按照反复配对的方法，将上述回归重复50次，得到每个IPO公司所对应的50个配对样本。

附表2 可能性分值配对回归结果（第一次配对）

因变量：List	
Roe	0.4928*** (5.767)
Size	0.4459*** (16.91)
Lev	-0.5964*** (-4.110)
Constant	-8.1647*** (-23.68)
行业	控制
年度	控制
Pseudo R2	0.2598
Observations	422,469
Prob > chi2	0.0000