

# 境外上市能放松公司的融资约束吗？ ——来自H股公司的经验证据\*

陈国进 王磊<sup>1</sup>

(厦门大学王亚南经济研究院 厦门大学金融系 361005)

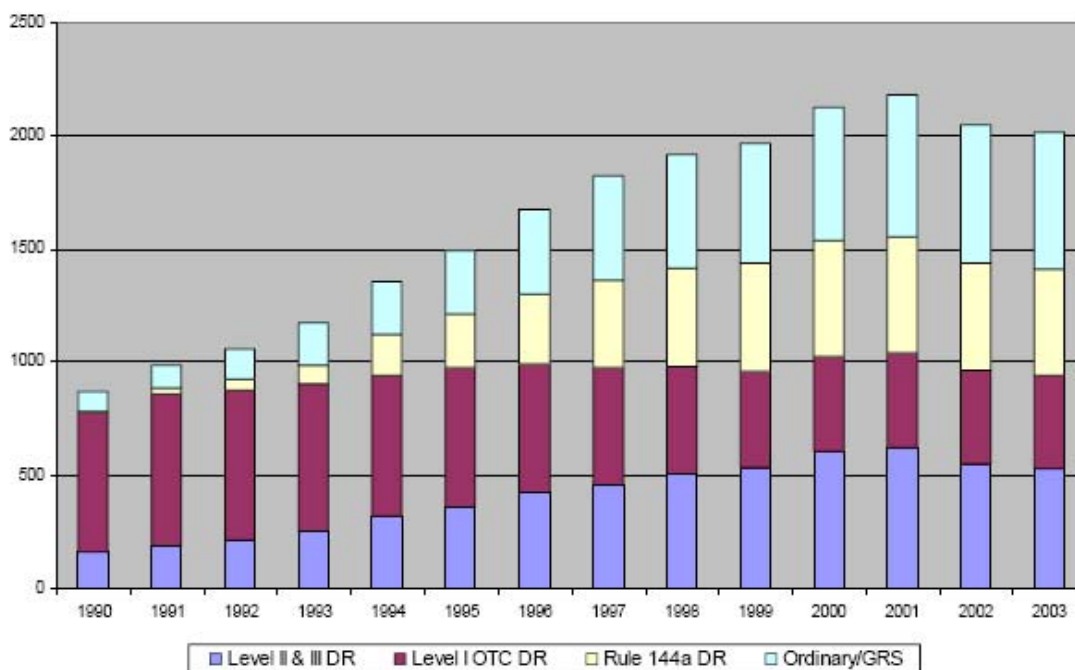
**摘要:**本文以 2000–2003 年间上市的 H 股公司为样本, 检验境外上市对公司融资约束的影响。我们发现上市后公司投资对内部现金流的敏感程度下降, 说明境外上市有利于放松公司的融资约束。A 股公司投资对内部现金流敏感性的比较分析、H 股公司上市前后财务保障比率变化的分析, 进一步支持了这一结论。

**关键词:**境外上市 公司投资 融资约束

## 一、研究背景

随着金融全球化进程的加速, 通过境外上市实现国际股权融资已经成为全球金融业界一个十分显著的现象。境外上市主要以 ADR 方式在美国交叉上市, 从图 1 可以看出, 到 2000 年, 非美国公司在美国上市的公司数量已经超过 2000 家, 是 1990 年的 2 倍多。从国别的角度看, 来自于发达国家, 如英国和日本公司数量的比重从 1990 年的 78% 下降到 2003 年 39%, 来自于新兴经济国家的比重在上升。<sup>2</sup>

图 1 非美国公司在美国上市的公司数目



资料来源: Karolyi, G. A., 2004, The World of Cross-Listings and Cross-Listings of the World: Challenging Conventional Wisdom, Ohio State University Working Paper.

近年来, 境外上市也是我国金融业界一个非常注目的现象, 由于政治、经济以及地缘文化等原因, 我国企业境外上市以在香港证券交易所发行 H 股为主。自 1993 年青岛啤酒股份有限公司第一家在香港发行 H 股以来, 我国企业境外上市的步伐越来越快, 截至 2006 年 1

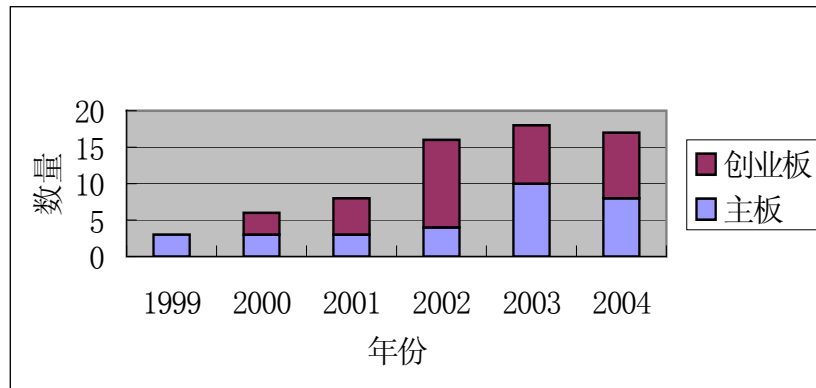
\*本文得到国家社科基金项目(04BJL026)、教育部人文社科基地重大项目(05JJD790026)和教育部“新世纪优秀人才支持计划”的资助。

<sup>1</sup> 陈国进, 厦门大学王亚南经济研究院院长助理、厦门大学金融系教授, 博士生导师, [gjchen@xmu.edu.cn](mailto:gjchen@xmu.edu.cn)。王磊, 厦门大学金融系研究生, [vipjerry1982@163.com](mailto:vipjerry1982@163.com)。

<sup>2</sup>对境外上市特别是以 ADR 方式在美国交叉上市研究的综述性论文, 请参考 Karolyi (1998, 2004)。

月，在香港上市的内地企业高达 120 家，其中 80 家在主板市场，40 家在创业板市场。从图 2 可以看出，1999-2004 年间，不论是在主板市场，还是在创业板市场上，在香港上市公司的数目基本呈递增趋势。

图 2 1999-2004 年间 H 股上市情况



资料来源：作者根据香港证券交易所网站 (<http://www.hkex.com.hk/>) 数据整理。

学术界对境外上市动因的研究可以分成两个阶段。早期的研究主要是围绕着市场分割假说<sup>1</sup>展开理论和实证分析的。市场分割假说认为，当存在国际投资壁垒时，国际资本市场是分割的，公司股票一般只被公司所在国的居民持有，由于风险不能得到有效分散，投资者会提高风险调整后的要求收益率，导致公司面临着较高的资本成本，而境外上市则可以消除投资壁垒和市场分割的负面效应，从而达到分散风险和降低资本成本的目的。此后学术界主要从股票价格的市场反应、资本成本和市场流动性三个方面对该假说进行实证检验。虽然实证分析的结果部分支持了市场分割假说，但是也受到了不少的批评，特别是市场分割假说不能解释，为什么随着金融市场的一体化，到境外上市的企业不是减少而是上升了。<sup>2</sup>

从 20 世纪 90 年代末开始，随着法与金融理论的兴起，学术界突破了传统研究思路，从境外上市的法律“约束”机制、境外上市与全球性招股、境外上市与信息环境的变化以及境外上市的溢出效应等新的视角展开了深入的研究。

虽然对境外上市动因、绩效等问题的研究已经很多，但是直接用来检验境外上市是否可以放松公司融资约束的论文并不多见。Lins, Strickland 和 Zenner(2005) (以下简称 LSZ) 研究了 1986-1996 年间以 ADR 方式在美国上市的外国公司后发现，来自于发达国家的公司，在美国交叉上市后，投资对公司内部现金流敏感性没有明显下降，但是来自于新兴市场国家公司的投资对内部现金流的敏感程度明显下降，由此认为，新兴市场国家的公司到美国交叉上市后，美国市场更为严格的信息披露要求和对中小投资者更好的法律保护，有利于放松这些公司的融资约束。

国内学术界对 H 的关注主要集中在 H 股价格 (P/E 值) 和 A 股价格 ((P/E 值) 的比较上，对于境外上市的动因、绩效，境外上市公司的治理结构、融资约束问题的研究还很少。史晋川和陶晋等 (2002) 介绍了境外上市企业国内融资机制，卢文莹 (2004) 初步研究了跨国上市对公司治理的影响。潘越 (2005) 的研究表明，H 股公司返回 A 股市场再融资后，公司投资对内部现金流的依赖程度。本文将直接检验内地公司在香港上市后，是否有利于放松公司的融资约束。

本文的结构如下：第二部分给出基本理论和实证模型；第三部分检验发行 H 股后公司投

<sup>1</sup> 该理论最早由 Stapleton 和 Subrahmanyam(1977) 提出，基于市场分割理论的研究综述，参考 Karolyi(1998)。

<sup>2</sup> Karolyi(2004) 从事件研究法的局限性、非正常收益率过低等 5 个方面归纳了市场分割假说研究所受到的批评。

资对内部现金流敏感性的变化；第四部分通过对 A 股公司的比较分析、H 股公司上市前后财务保障比率的变化等角度，深化第三部分的分析；第五部分是本文的基本结论。

## 二、理论基础和实证模型的构建

早期的投资理论假定在一个完美的资本市场中，公司内外部融资是完全替代的，两者之间不存在成本差异，所以公司的投资与资本结构无关。然而现实的资本市场存在严重的信息摩擦，由于信息不对称，外部投资者无法衡量公司投资项目的质量，股东会提高投资的预期报酬率，导致公司的权益资本成本上升，而债权人则会提高贷款利率，或者减少贷款规模。由此，信息不对称导致公司外部融资成本高于内部融资成本，当公司内部资金不能满足投资需求时，外部融资成本越高，公司投资受到融资约束就越严重。<sup>1</sup>

关于融资约束和企业投资的实证研究开始于 Fazzari, Hubbard 和 Petersen(1988)(以下简称 FHP) 的经典文献。FHP 以公司股利支付率来衡量融资约束的程度，如果公司内外部融资成本的差别不大，则公司会支付较高的股利而只保留较少的留存收益，当内部资金不足时，公司采用外部融资即可满足投资需求；如果外部融资成本明显高于内部融资成本，则公司会减少股利发放，保留大部分现金流以备新投资之需。因此，股利支付比率越高（低），公司投资的融资约束程度就越低（高）。FHP 分别基于投资理论的 Q 模型、新古典模型和加速模型进行了实证检验。<sup>2</sup> 实证模型为：

$$(I/K)_{it} = f(X/K)_{it} + g(CF/K)_{it} + u_{it} \quad (1)$$

(1) 式中  $i$  表示公司， $t$  表示年份， $I$  表示公司某会计年度在厂房和设备上的投资， $K$  表示期初的权益资本， $CF$  指公司的内部现金流， $u$  是误差项， $g$  代表投资对内部现金流可能存在的敏感性。 $f$  分别表示各投资模型中的投资函数， $X$  是其自变量，若  $f$  为 Q 模型，则  $X$  为公司的 Tobin Q；若  $f$  为加速模型，则  $X$  为公司的销售额；若  $f$  为新古典模型，则  $X$  为公司的资本成本。

FHP 实证结果表明，对于股利支付比率较低的公司，投资与内部现金流之间存在着很强的相关性，说明投资与内部现金流之间的敏感程度可以作为公司融资约束程度的一个衡量指标。

LSZ 借鉴了 FHP 对融资约束的测度方法，从改善信息不对称的角度来论述境外上市对融资约束的影响。实证模型为：

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{TA_{it-1}} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{FCF_{it}}{TA_{it-1}} + \beta_2 PostList + \beta_3 \frac{FCF_{it} * PostList}{TA_{it-1}} + \beta_4 (M/B)_{it-1} + \beta_5 \frac{Sales_{it-1}}{TA_{it-1}} \\ & + \beta_6 \frac{Cash_{it-1}}{TA_{it-1}} + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

LSZ 用总资产  $TA$  来代替式 (1) 中的  $K$ ，此外他们在模型加入了一个虚拟变量和一个交互项用以控制交叉上市对公司投资的影响。

LSZ 认为，新兴市场国家的公司在美国上市后，由于更完善的投资者法律保护 and 更高的

<sup>1</sup> 关于金融交易信息的不对称导致企业融资约束的理论分析，请参考 Myers 和 Majluf (1984) 和 Greenwald, Stiglitz 和 Weiss (1984)。

<sup>2</sup> 投资的 Q 模型强调公司资产的市场估值对投资的影响，销售加速模型认为销售或产出影响着公司投资，新古典模型则用产出和资本成本来解释投资需求。

流动性，公司经理与投资者之间的信息不对称会得到缓解，公司内外部融资成本的差异会缩小，从而融资约束得以放松，其结果是模型中交互项的系数  $\beta_3$  显著为负值。LSZ 实证结果表明，对于新兴市场国家的公司而言， $\beta_3$  显著为负，这支持了新兴市场公司在美国交叉上市能放松融资约束的观点。

本文在借鉴 LSZ 模型的基础上，建立如下的实证模型来检验内地公司到香港上市后是否有利于放松融资约束：

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{TA_{it-1}} = & \beta_0 + \beta_1 \frac{FCF_{it}}{TA_{it-1}} + \beta_2 List + \beta_3 \frac{FCF_{it} * List}{TA_{it-1}} + \beta_4 Opportunity_{it} + \beta_5 \frac{Sales_{it-1}}{TA_{it-1}} \\ & + \beta_6 \frac{Cash_{it-1}}{TA_{it-1}} + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式中各变量含义分别为：

$I_{it}$  表示公司  $i$  在第  $t$  年对厂房设备的投资，根据 Kaplan 和 Zingales(1999)的定义， $I_{it}$  为公司当年的固定资产净值增加值与当年在建工程之和。

$FCF_{it}$  表示公司  $i$  在  $t$  年度的自由现金流（或称内部现金流），公司自由现金流的定义通常为扣除非经常项目和折旧前的收入减去现金股利，由于部分数据难以收集，本文用  $t$  年度的净利润加上固定资产折旧来代替。当公司面临融资约束时，公司的投资与自由现金流之间存在较强的正相关关系，因此预计系数  $\beta_1$  为正数。

List 是虚拟变量，上市前取值为 0，上市后取值为 1，用来控制境外上市事件对公司投资的影响。在香港证券市场 IPO 后，公司无论是规模还是业务都将进一步扩大，公司的投资也会增加，List 与  $I_t$  之间应该是正相关关系，系数  $\beta_2$  的符号为正数。

$FCF_{it} * List$ ：这个交互项是我们最为关注的变量，如果系数  $\beta_3$  显著为负，则意味着在香港上市后，公司投资对自由现金流的依赖程度减少。

opportunity 表示投资机会，经典投资理论认为，如果 Tobin Q 是衡量企业投资机会的恰当指标，而且企业也根据这一指标进行投资决策，那么  $I_t$  与 Tobin Q 之间存在着正相关关系，因此预计系数  $\beta_4$  为正数。由于本文的样本公司均是在香港证券市场 IPO，在上市前没有股价的市场信息，上市前公司的 Tobin Q 无法计算，我们用公司营业额增长率作为投资机会的衡量指标。

$Sales_{it-1}$  表示公司  $i$  在  $t-1$  年度的主营业务收入，用于控制可能存在的“加速效应”，若公司上一年度的主营业务收入高，则公司本年度的投资额很可能会增加，预计  $Sales_{t-1}$  的系数为正数。

$Cash_{it-1}$  表示公司  $i$  在  $t-1$  年度的现金（包括货币资金和市场有价证券之和），公司现金

越多，受到的融资约束就可能越小， $Cash_{t-1}$  和  $I_t$  之间应存在正相关关系，预计系数  $\beta_5$  为正数，我们用公司年报中现金及等价物这一项作为 Cash 的衡量指标。

### 三、公司投资对内部现金流敏感性的实证检验

#### 1 样本选择和数据来源

本文的数据主要来自于香港证券交易所网站 (<http://www.hkex.com.hk/>) 提供的公司招股说明书和年报，招股说明书提供了公司上市之前 3 年的财务数据，上市之后的数据来自公司年报。由于该网站只提供了 1999 年后上市的 H 股公司的资料<sup>1</sup>，所以样本选择的时间区间定在 2000 年-2003 年，剔除了金融类企业后，共有 46 家 H 股公司的资料，其中 18 家在主板市场，28 家在创业板市场。在剔除因数据缺失或者出现奇异值的公司后，最终得到 36 家公司作为本文研究的样本，公司的详细情况见附录 A 的附表 1-1 和附表 1-2。

#### 2 单变量比较

由招股说明书和年报我们可以获得 36 家公司上市前后 2 年或 1 年主要变量的观察值。我们首先考察各主要变量在上市前后是否发生了变化，我们取上市前后同样年数的观察值，对于有前后各 2 年观察值的公司，取其均值，否则取前后各 1 年的观察值，上市前后主要变量中值和均值的变化见表 1-1 和表 1-2。

表 1-1 上市前后各主要变量的变化（中值）

变量	上市前 (1)	上市后 (2)	Wilcoxon Mann-Whitney 值	变化值 (2) - (1)	Wilcoxon 符号秩
I/TA	0.151	0.065	1.321	-0.046**	2.219
FCF/TA	0.204 <sup>^^</sup>	0.121	3.442	-0.053 <sup>***</sup>	4.087
Opportunity	1.577 <sup>^^</sup>	1.194	3.324	-0.171 <sup>***</sup>	4.005
Sales/TA	0.692 <sup>^</sup>	0.561	1.891	-0.110 <sup>***</sup>	3.333
Cash/TA	0.120 <sup>^^</sup>	0.330	4.276	0.135 <sup>***</sup>	4.709

注：对上市前后各主要变量的变化进行两独立样本非参数检验（Mann-Whitney 检验），<sup>^</sup>，<sup>^^</sup>，<sup>^^^</sup>分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。对上市前后各主要变量的差值（上市后减去上市前）进行 Wilcoxon 符号秩检验，\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

表 1-2 上市前后各主要变量的变化（均值）

变量	上市前 (1)	上市后 (2)	t 值	变化值 (2) - (1)	t 值
I/TA	0.324 <sup>^^</sup>	0.125	2.281	-0.199 <sup>**</sup>	-2.26
FCF/TA	0.294 <sup>^^</sup>	0.137	3.125	-0.156 <sup>***</sup>	-3.207
Opportunity	1.741 <sup>^^</sup>	1.272	3.487	-0.469 <sup>***</sup>	-3.735
Sales/TA	0.920 <sup>^</sup>	0.675	1.804	-0.245 <sup>**</sup>	-2.572
Cash/TA	0.140 <sup>^^</sup>	0.296	4.894	0.156 <sup>***</sup>	6.685

注：对上市前后各主要变量的变化进行 t 检验，<sup>^</sup>，<sup>^^</sup>，<sup>^^^</sup>分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。对上市前后各主要变量的差值（上市后减去上市前）进行 t 检验，\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

<sup>1</sup> 凑巧的是，中国证监会正好在 1999 年取消企业赴境外上市实行分批预选制，此后在香港上市的 H 股公司更多的是市场选择，而不是行政垄断决策的结果。

从表 1-1 和表 1-2 可以看出，公司投资、自由现金流、增长机会和主营业务收入这四  
项，上市后无论是中值还是均值都有不同程度的下降，而现金存量在上市后有了显著的增加。

### 3 实证证据

取上市前后各 2 年的观察值，若数据不足则作缺失处理，这样就可以得到一组非平衡面  
板数据，采用面板数据回归方法，来检验公司在香港上市投资对公司内部现金流的敏感性的  
影响。

通过 F 检验可知，在我们的面板数据中存在固定效应（见附录 B），所以采用固定效应  
模型，回归结果见表 2。

表 2 投资对自由现金流敏感性实证检验（H 股）

变量	系数	t 值	P 值
常数项	-0.514***	-12.831	0.000
FCF/TA	0.130	1.212	0.227
List	0.134***	4.103	0.000
FCF*List/TA	-0.586***	-2.842	0.006
Opportunity	0.175***	6.349	0.000
Sales/TA	0.498***	10.613	0.000
Cash/TA	0.132*	1.977	0.052
观测值		105	
调整后 $R^2$		0.989	

注：经异方差调整，\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

从表 2 可知，各个变量对公司投资影响的符号与事先预计的符号一致，其中变量 *List*、  
*Opportunity*、*Sales/TA* 和 *Cash/TA* 在不同的显著性水平上通过了检验，这表明，在香港  
上市后，公司投资增加，而公司销售额增长的越快，公司投资机会越大，公司的投资也就越  
高；另外，公司自有的现金存量也缓解了融资约束。

特别是，交互项 *FCF\*List/TA* 系数为-0.586，在 1%的显著性水平上通过了检验，这说  
明，公司在香港上市后，投资对自由现金流的依赖程度显著下降。

## 四、稳健性检验

投资对自由现金流依赖程度的下降是否是因为 IPO 所筹集的资金注入公司？还是因为  
香港市场更严格的信息披露制度、更好的外部投资者保护导致公司融资约束的放松？下面从  
两个方面来对这一问题展开分析。

### 1 A 股公司投资对自由现金流的敏感性分析

我们在 A 股市场上寻找相对应的公司，为了增强可对比性，公司的选择标准为：（1）  
两地上市日期相同或只相差 1 天，（2）只在 A 股上市，没有在其他市场交叉上市，（3）有  
上市前后年度的相关财务数据。最后我们获得了 22 家 A 股公司，按照 H 股公司同样的方法  
进行面板数据回归分析，检验这些 A 股公司投资对内部现金流依赖性是否同样下降，回归  
结果如表 3 所示。

表 3 投资对自由现金流敏感性实证检验 (A 股)

变量	系数	t 值	P 值
常数项	-0.079	0.723	0.473
FCF/TA	0.479	1.505	0.139
List	0.183***	4.632	0.000
FCF*List/TA	-0.433	-0.671	0.506
Opportunity	-0.013	-0.199	0.843
Sales/TA	-0.004	-0.056	0.956
Cash/TA	-0.030	-0.319	0.751
观测值		75	
调整后R <sup>2</sup>		0.786	

注：经异方差调整，\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

从表 3 可以看出，虽然 FCF\*List/TA 的系数为负，但 P 值超过 0.5，未能通过 10% 之内的显著性检验，不能认为公司在国内上市后，公司投资对内部现金流的敏感性显著下降，这从一个侧面反映了公司在香港上市后融资约束的放松，不可能仅仅是因为公司在 IPO 时筹集了大量的资金。

## 2 上市前后财务保障比率的变化

如果境外上市后公司投资对自由现金流敏感程度的下降是因为公司融资约束的放松和资本成本的下降，那么上市后公司会扩大筹资规模。对我们的样本中，公司上市前债务融资是唯一的融资渠道，上市后很少有在香港市场上增发和配股，因此，我们可以对上市前后公司债务比率进行比较。

资产负债率 (debt-asset ratio 简称 DA) 和权益负债率 (debt-equity ratio 简称 DE) 是衡量债务比率最常用的两个指标，但 IPO 所筹集的资金计入所有者权益后，会导致上市后公司的 DA 和 DE 下降。为了避免这个问题，我们采用经营活动现金流/总负债 (OCF/TD) 来间接衡量公司的负债比率。OCF/TD 属于财务保障指标，OCF/TD 和负债比率是互为相反，OCF/TD 越低 (高)，债务比率就越高 (低)。<sup>1</sup>

采用本文第三部分类似的数据收集方法，我们得到了 29 家公司上市前后的 OCF/TD，取其差值即获得公司上市前后 OCF/TD 的变化值，对上市前后 OCF/TD 的差值 (上市后减去上市前) 作中值检验和均值检验，表 4-1、4-2 给出了检验结果。

表 4-1 上市前后 OCF/TD 的变化 (中值)

变量	上市前 (1)	上市后 (2)	变化值 (2)-(1)	Wilcoxon 符号秩	P 值
OCF/TD	0.382	0.247	-0.095*	1.687	0.092

注：\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

表 4-2 上市前后 OCF/TD 的变化 (均值)

变量	上市前 (1)	上市后 (2)	变化值 (2)-(1)	t 值	P 值
OCF/TD	0.551	0.359	-0.192*	-1.879	0.071

注：\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。

<sup>1</sup>, Sun 和 Tong (2003)、Jia, Sun 和 Tong (2005) 采用了类似的方法来衡量上市后公司负债率的变化。

从对上市前后 OCF/TD 的差值的检验可以看出，无论中值和均值都为负，而且在 10% 的显著性水平上通过了检验，从一个侧面说明了公司在香港上市后公司的负债率在上升。

简单的中值检验或均值检验并没有控制影响 OCF/TD 的公司特征因素，参照 Jia, Sun 和 Tong (2005) 的方法，我们建立如下 OLS 回归模型：

$$\Delta\text{OCF}/\text{TD}_i = \beta_0 + \beta_1\text{FH}_i + \beta_2\text{FD}_i + \beta_3\text{SOE}_i + \beta_4\text{REG}_i + e_i \quad (4)$$

式 (4) 中被解释变量  $\Delta\text{OCF}/\text{TD}$  是公司上市前后 OCF/TD 之差（上市后减去上市前）。解释变量是代表公司特征的 4 个虚拟变量：

**FH** 表示上市后第一大股东持股比例对公司的影响程度，若 IPO 后公司第一大股东的持股比例小于 50% 则取值为 1，否则为 0；

**FD** 表示上市后公司是否聘请了外籍独立董事，若有外籍独立董事则取值为 1，否则为 0；

**SOE** 表示企业属性，公司若为国有企业则取值为 1，否则为 0；

**REG** 表示企业所属行业受管制状态，若公司所属行业为受管制行业<sup>1</sup>，则取值为 1，否则为 0。

根据式 (4)，若 OCF/TD 在上市前后有显著变化，则回归方程中的常数项显著异于 0，检验结果见表 5。

表 5 上市前后 OCF/TD 变化的 OLS 回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-0.345** [0.128]	-0.333** [0.152]	-0.331** [0.151]	-0.395** [0.153]
FH	0.368* [0.199]	0.381* [0.221]	0.265 [0.242]	-0.003 [0.294]
FD		-0.033 [0.217]	-0.092 [0.222]	-0.116 [0.217]
SOE			0.316 [0.277]	0.167 [0.288]
REG				0.464 [0.305]
观测值	29	29	29	29
调整后R <sup>2</sup>	0.079	0.045	0.055	0.103

注：\*，\*\*，\*\*\*分别代表 10%，5%和 1%的显著性水平。[ ]内的数值是标准误。

模型 (1)、(2)、(3)、(4) 中常数项均为负值，且在 5%的显著性水平上通过了检验，表明上市前后公司的 OCF/TD 有显著的变化。由此可见，平均而言，在香港上市后，公司的 OCF/TD 有了下降；由于 OCF/TD 与负债比率是互为相反方向变化的，所以我们可以推断上市后公司的负债率有了提高。

## 五、基本结论

根据上面的分析，内地公司在香港上市后，投资对内部现金流的敏感程度有了显著下降，境外上市放松了公司的融资约束。在国内 A 股上市公司投资对内部现金流依赖性的分析，对 H 股公司上市前后财务保障比率变化的分析进一步支持了这样的观点。

<sup>1</sup>受管制行业包括公用事业、能源和基础设施行业。



香港证券市场更严格的信息披露、更完善的投资者法律保护，有利于缓解上市公司与投资者之间的信息不对称，减少内外部融资成本的差异，放松公司的融资约束，我们的研究也支持了法与金融研究中通过境外上市改善外部投资者法律保护的主流观点。

本文仅以在香港上市的 H 股的数据作了分析，随着我国越来越多的公司以 ADR 的方式在美国上市，对在美国上市公司的分析有利于提供新的证据，也是我们进一步研究的方向。

## 附录 A

附表 1-1 2000-2003 年间在香港联交所主板市场上市的中国企业

公司名称	股票代码	上市日期	所属行业
中国石油天然气股份有限公司	857	07/04/2000	采掘
中国民航信息网络股份有限公司	696	07/02/2001	信息技术
浙江玻璃股份有限公司	739	10/12/2001	制造
比亚迪股份有限公司	1211	31/07/2002	制造
中国电信股份有限公司	728	15/11/2002	信息技术
海南美兰国际机场股份有限公司	357	18/11/2002	交通运输
中海油田服务股份有限公司	2883	20/11/2002	采掘
中国外运股份有限公司	598	13/02/2003	交通运输
首创置业股份有限公司	2868	19/06/2003	房地产
联华超市股份有限公司	980	27/06/2003	贸易
宝业集团股份有限公司	2355	30/06/2003	制造
魏桥纺织股份有限公司	2698	24/09/2003	制造
中国航空科技工业股份有限公司	2357	30/10/2003	制造
长城汽车股份有限公司	2333	15/12/2003	制造
紫金矿业集团股份有限公司	2899	23/12/2003	采掘

资料来源：作者根据香港证券交易所网站（<http://www.hkex.com.hk/>）数据整理。

附表 1-2 2000-2003 年间在香港联交所创业板市场上市的中国企业

公司名称	股票代码	上市日期	行业
吉林省辉南长龙生化药业股份有限公司	8049	24/05/2001	制造
牡丹汽车股份有限公司	8188	18/12/2001	制造
东北虎药业股份有限公司	8197	28/02/2002	制造
浙江浙大网新兰德科技股份有限公司	8106	03/05/2002	信息技术
常茂生物化学工程股份有限公司	8208	28/06/2002	制造
长春达兴药业股份有限公司	8067	28/06/2002	制造
上海交大慧谷信息产业股份有限公司	8205	31/07/2002	信息技术
深圳市元征科技股份有限公司	8196	07/10/2002	制造
郑州燃气股份有限公司	8099	29/10/2002	电力、煤气等
浙江永隆实业股份有限公司	8211	08/11/2002	制造
深圳市宝德科技股份有限公司	8236	12/12/2002	制造
赛迪顾问股份有限公司	8235	12/12/2002	社会服务业
深圳市东江环保股份有限公司	8230	29/01/2003	社会服务业

烟台北方安德利果汁股份有限公司	8259	22/04/2003	制造
陕西西北新技术实业股份有限公司	8258	03/07/2003	制造
深圳市研祥智能科技股份有限公司	8285	10/10/2003	制造
西安海天天科技股份有限公司	8227	05/11/2003	制造
大贺传媒股份有限公司	8243	13/11/2003	传播与文化产业
宁波屹东电子股份有限公司	8249	14/11/2003	制造
北京物美商业集团股份有限公司	8277	21/11/2003	批发和零售贸易

注：香港证券交易所没有对创业板市场的上市公司进行行业分类，中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》对公司所属行业做了如下分类：A 农、林、牧、渔业 B 采掘业 C 制造业 D 电力、煤气及水的生产和供应业 E 建筑业 F 交通运输、仓储业 G 信息技术业 H 批发和零售贸易 I 金融、保险业 J 房地产业 K 社会服务业 L 传播与文化产业 M 综合类。我们按照这一标准对所有样本公司做了行业分类。

资料来源：作者根据香港证券交易所网站 (<http://www.hkex.com.hk/>) 数据整理。

## 附录 B 固定效应的检验

在零假设  $H_0: u_1 = u_2 = \dots = u_{n-1}$  下

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \sim F(N-1, NT - N - K)$$

RRSS 是没有固定检验时候的残差平方和，URSS 是有固定效应时候的残差平方和，N 是样本个数，T 是观测的时期数，K 是回归方程中自变量的个数。在我们的例子中：RRSS=6.1661, URSS=2.2207, N=35, T=4, K=7，由  $F=5.12 > F(0.01, 34, 98)$ ，我们在 1% 的显著性水平上拒绝零假设，所以模型存在固定效应。

## 参考文献

- Fazzari, S., Hubbard, R., Petersen, B., 1988, "Financing constraints and corporate investment", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 141-195.
- Greenwald, B., Stiglitz, J.E., Weiss, A., 1984, "Information Imperfections in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review* 74(2, May):194-200.
- Jia, J., Sun, Q., Tong, W., 2005, "Privatization via Overseas Listing: Evidence from China's H-share Firms", *Financial Management*, forthcoming.
- Karolyi, G. A., 1998, "Why do Companies List Shares Abroad? A Survey of the Evidence and its Managerial Implications", *Financial Markets, Institutions and Instruments* 7, 1-60.
- Karolyi, G. A., 2004, "The World of Cross-Listings and Cross-Listings of the World: Challenging Conventional Wisdom", *Ohio State University Working Paper*.
- Lins, K., Strickland, D., Zenner, M., 2005, "Do Non-U.S. Firms Issue Equity on U.S. Exchanges to Relax Capital Constraints?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, 109-133.
- Myers, C. S., Majluf, N.S., 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, XIII, 187-221.

- Stapleton R., Subrahmanyam, M., 1977, "Market Imperfections, Capital Market Equilibrium and Corporate Finance", *Journal of Finance* 32, 307-319.
- Sun, Q., Tong, W., 2003, "China Share Issue Privatization: The Extent of its Success", *Journal of Financial Economics* 70, 183-222.
- 史晋川、陶晋等, 2002, "境外上市企业国内融资机制研究", *上证研究*, 第10期。
- 卢文莹, 2004, "跨境上市与公司治理相关性研究", *上证研究*, 第1期。
- 潘越, 2005, "中国公司双重上市的动因、市场反应与长期绩效研究", 厦门大学博士论文。