

我国公司交叉上市的溢出效应分析*

陈国进^a 王景^b

(厦门大学王亚南经济研究院 福建厦门 361005)

[摘要] 本文利用事件研究法以及相应的回归方法分析了国内公司的交叉上市行为所带来的溢出效应。研究表明, 同行业纯国内上市公司对交叉上市的反应主要体现为扩容压力的影响。交叉上市所导致的资金分流大于潜在的风险分散预期的影响。我国公司的交叉上市行为还没有形成对国内市场发展的推动力, 反而有可能陷入交叉上市—资金分流—交叉上市的恶性循环。

[关键词] 交叉上市 分流效应 风险分散

The Spillover Effect Analysis of the Cross-Listing Firms in China

Chen Guojin Wang Jing

Abstract: Based on the market reactions of domestic firms to the cross-listing, we study the spillover effect of the cross-listing on the domestic firms. We find the empirical evidence of trade diversion effect, but can not find the evidence of risk diversion effect on the domestic firms, so the overseas cross-listing in our country may result in a cross listing- diversion effect - cross listing vicious circle, not a catalyst to the domestic stock market development.

Key Words: Cross-Listing; Diversion Effect; Risk Dispersion

*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”(2005)的资助。

^a陈国进, 男, 厦门大学王亚南经济研究院、厦门大学金融系教授、博士生导师。

^b王景, 女, 厦门大学金融系博士研究生。

交叉上市 (Cross Listing) 是指同一家公司在两个或者多个证券交易所上市的行为, 通常是指同一家公司在两个不同的国家上市的情形。自 1993 年青岛啤酒拉开我国交叉上市的序幕以来, 这种上市方式在我国愈演愈烈。尤其近期受到国有商业银行股份制改革的推动, A+H 股的上市方式越来越受到推崇。不仅许多国内公司在积极争取海外上市, 许多海外上市公司也在积极谋求回国上市。截至 2006 年 7 月, 内地共有 132 家公司直接在海外上市, 其中同时在内地、香港上市的公司有 32 家, 同时在香港、美国上市的有 12 家, 同时在香港、伦敦上市的有 5 家。此外, 还有 1 家公司同时在内地、新加坡上市。因此, 本文所指的交叉上市主要是指同时在内地、香港上市。

虽然交叉上市需要承担更高的上市成本, 但主流的经验仍然相信它对促进公司融资、保护股东权利、完善治理机制等有推动作用。早期对交叉上市的研究也侧重探讨交叉上市对交叉上市公司的影响^①, 以及公司选择交叉上市的动因^②。然而随着交叉上市的发展, 人们逐渐注意到交叉上市对国内股票市场及纯国内上市公司可能造成的影响也是不容忽视的, 这就是交叉上市的溢出效应 (Spillover Effects) (Karolyi, 2004)。例如, 2006 年 7 月 5 日, 中国银行 (601988) 香港上市 35 天之后在上海证券交易所上市, 这一行为受到了国内的广泛关注。除了这一事件对我国商业银行股份制改革的意义上, 中行在国内上市对其他 A 股银行股的冲击也引起了人们的探讨。中行在沪上市当日, 开盘报价 3.99 元, 比发行价 3.08 元高出近 30%。同日其它 A 股银行股则出现较大幅度下跌。其中 G 民生跌 4.90%, G 浦发跌 4.54%, G 招行跌 4.30%, 华夏银行更是跌了 5.87%。这一情景不免使人联想到 2001 年 8 月中石化在国内上市的情景。但是另一方面, 各大证券研究机构在强调中行回国上市所带来的扩容压力的同时, 也强调中行回国上市有助于改善目前国内银行股被低估的状况。中行上市当日的市盈率为 35 倍, 然而招行、民生、浦发、华夏市盈率分别为 23.6 倍、16 倍、15.2 倍和 14.6 倍, 与此同时, 中行市净率达 4.11 倍, 沪市 4 家银行股中, 最高的招行 3.76 倍, 最低的华夏仅 1.8 倍。这一差距在一定程度上说明国内银行股存在被低估的情形, 因此, 有研究认为中行在国内上市对内地银行股的重估定价有积极的作用。

但是上述分析仅局限于中国银行, 从总体来看, 我国自 1993 年起推进的交叉上市政策, 对国内市场造成了什么样的影响? 也即是说, 我国公司的交叉上市行为究竟带来了什么样的溢出效应? 目前国内还缺乏正式的学术研究, 本文在借鉴国外研究的基础上, 立足于我国的实际, 试图对这一问题做出实证分析。

一. 文献回顾与理论分析

国外的相关研究表明, 交叉上市的溢出效应主要体现在两个方面, 分流作用 (Diversion Effect) 与风险分散作用 (Risk Dispersion) (Karolyi, 2003)。前者是指交叉上市会分散当地市场的投资流和交易流, 导致本地市场交易量缩水、上市公司和投资者减少。本地市场恶化又促使好的公司向国外转移, 形成恶性循环。因此, 虽然交叉上市的增长可以提高当地股票市场的开放度, 但是对股票市场的流动性和增长能力存在显著为负的影响 (Moel, 2001)。

造成分流的一个主要原因是交叉上市的信号示意功能, 即增长预期的影响 (Melvin &

^①基于公司水平的事件研究发现在美国上市会给上市公司带来显著为正的宣告日收益率, 平均大约为 1% (Miller, 1999); 上市当年的累计收益率约 12% 到 15% (Foerster & Karolyi, 1999)。

^②如, 市场分割假说 (Stapleton & Subrahmanyam, 1997), 流动性假说 (Amihud & Mendelson, 1986), 投资者认知假说 (Menton, 1987), 融资约束假说 (Lins, Strickland & Zenner, 2003), 信息披露假说 (Moel, 1999), 投资者法律保护假说 (Coffee, 1999, 2002), 信号假说 (Cantale, 1996; Fuerst, 1998)。国内则有卢文莹 (2003), 潘越 (2005), Sun, Tong & Wu (2005)。

Valero-Tonone, 2005)。新兴市场上的公司为了能在更为发达和完善的股票市场上市，需要接受更加严格的会计标准、信息披露和监管，从而更有助于保护投资者的利益。所以对投资者而言，公司进行交叉上市相当于发布一个信号，即，交叉上市公司比纯国内上市公司实力更强，更有能力利用好的增长机会，更具发展前景。因此，投资者会把资金转移到交叉上市公司。

Levine & Schmukler (2005) 进一步指出，分流主要通过两种渠道，一是跨境迁移渠道 (migration)，即国际公司的交易量由国内转向国外，损害了国内市场的流动性，二是国内交易转移渠道 (trade diversion)，即国内的交易由国内公司转向国际公司，进一步损害了国内公司的流动性。这两条渠道中，跨境转移渠道暗含着先内后外的交叉上市方式以及公司在国内外发行的是同一种股票。由于公司先在国内上市，再到国外上市，把本该在国内股票市场交易的股票拿到国外市场交易，从而导致国内股票交易量的分流。而我国的交叉上市却采取了截然相反的路径。在内地和香港同时上市的 32 家企业中，除了中兴通讯外，都是以先外后内的方式进行交叉上市。公司赴港上市时没有在国内上市，不存在对国内交易的分流^①。而当公司返回国内上市时，对国内股市是一种“回流”而非“分流”。再考虑到我国的外汇管制和投资限制，A股和H股不能交叉持有，由此可以推断，我国可能不存在明显的交易量跨境迁移。如果分流效应存在，则是以国内交易量转移为主。

那么从这个角度来看，我国股市对海外上市证券回国上市所带来的扩容压力的恐惧，正是分流效应的具体体现。一方面，由于交叉上市公司规模都比较大，要求的资金量比较大，会吸引市场上的资金流向交叉上市公司。特别是，由于机构投资者对于各种不同类型股票的投资具有比例要求，当他们想要购买交叉上市的股票时，需要抛售其他的股票，尤其是同行业的股票。短期内这一行为会对其他的纯国内股票产生利空的影响。另一方面，由于我国的海外上市公司以及交叉上市的公司基本都是各自行业中的佼佼者，投资者可能会推断纯国内上市公司的质量或增长前景较差。或者说，投资者有可能认为，好的公司才进行交叉上市，而留在国内上市的都是些“垃圾股”，从而引起交易的转移。这些因素都会导致国内投资由非交叉上市公司转向交叉上市的公司，必然对非交叉上市公司产生不利的影响。

然而，交叉上市并不只是带来负面的影响。交叉上市可以视为公司水平的自由化事件 (Edison & Warnock, 2004a)。如果国内外投资者都可以交易交叉上市的证券，那么该证券的风险分散能力提高。如果该证券被包括在国内的市场组合中，那么它会导致国内市场组合的风险溢价减少。国内市场现在可以借助其他的国外市场分散更多风险。从定价的角度来讲，既然国内其他证券的定价与国内的市场组合相关，那么国内市场组合的风险溢价减少，也会影响到其他证券。因此，交叉上市可以间接带来国内其他证券的风险溢价下降，均衡收益率下降，从而导致当前实际收益率上升，并且与交叉上市证券相关性越强的国内股票从中获益越多。Alexander, Eun & Janakiraman (1987)、Fernandes (2005) 等人利用资产定价模型给出了解释。如果交叉上市前，国内市场处于封闭状态，在指数效用函数假设^②下，国内证券 i 的期望收益为：

$$E[R_i^s] - r = A_D DCov(R_i, R_D)$$

其中， $E[R_i^s]$ 是在封闭的市场上，国内证券 i 的均衡期望收益率， r 是无风险收益率， A_D

^① 但实际上存在潜在分流。

^② $U(W_T^k) = -\exp(-AW_T^k)$, $A > 0$ ，即，在风险厌恶系数 A^k 为常数以及资产收益满足联合正态分布的前提下，投资者 k 最大化 $Max E(W_T^k) - \frac{A^k}{2} Var(W_T^k)$ 。其中， W_T^k 为投资者 k 的期末财富。

是国内投资者总体绝对风险厌恶系数， D 是国内市场组合的市值， R_D 是国内市场组合的收益率， $Cov(R_i, R_D)$ 是证券 i 与国内市场组合收益率的协方差。

而当某一国内证券 o 到国外上市之后，改变了国内市场的封闭状态，国内证券定价就会受到国外风险因子的影响，此时，纯国内证券 i 的期望收益为：

$$E[R_i] - r = A_D DCov(R_i, R_D) + A_W FCov^*(R_i, R_F) - (A_D - A_W) DCov^*(R_i, R_D)$$

其中， $E[R_i]$ 是交叉上市开始之后，国内证券 i 的均衡期望收益率， A_W 是世界投资者的总体绝对风险厌恶系数，且 $\frac{1}{A_W} = \frac{1}{A_D} + \frac{1}{A_F}$ ， F 是外国市场组合的市值， R_F 是外国市场的收益率， $Cov^*(R_i, R_F) = \sigma_i \sigma_F \rho_{io} \rho_{oF}$ 是证券 i 与外国市场组合收益率的协方差， $Cov^*(R_i, R_D) = \sigma_i \sigma_D \rho_{io} \rho_{oD}$ 是证券 i 与外国市场组合收益率的协方差。因此，纯国内证券可以从交叉上市中获益：

$$\Delta E[R_i] = A_W F cov^*(R_i, R_F) - (A_D - A_W) D cov^*(R_i, R_D)$$

简化为：

$$\Delta E[R_i] = \rho_{io} \frac{A_D A_F}{A_D + A_F} [A_F F \sigma_F \rho_{oF} - A_D D \sigma_D \rho_{oD}]$$

实际上，如果交叉上市能够增强国内市场的风险分散功能，那么，

$$\Delta E[R_i] < 0 \Rightarrow A_F F \sigma_F \rho_{oF} - A_D D \sigma_D \rho_{oD} < 0$$

在 $A_F F \sigma_F$ 与 $A_D D \sigma_D$ 相等的假设下，由于交叉上市证券 o 与国内市场组合的相关系数一般小于与外国市场组合的相关系数 $\rho_{oF} < \rho_{oD}$ ，因此，当一个原本分割的市场出现交叉上市的证券后，该市场上其他证券的均衡期望收益就会下降，从而资本成本下降。下降的幅度取决于该证券与交叉上市证券在交叉上市前的相关系数 ρ_{io} 。

此外，从投资者认知（Investor Recognition）的角度也可以作出解释，交叉上市可能引起人们对某些股票的注意（通常是同行业或者风险特征相近的公司）（Visibility Effect），在Merton（1987）的模型中，这种认知程度的提高也可以带来均衡收益的下降（Fernandes, 2005）。

基于这一点，交叉上市可以被视为推动当地市场发展的“催化剂”。一国交叉上市的发展促进了国内市场与国际市场的一体化，降低了当地证券的资本成本，并且给当地的股票交易所、国内的上市公司、经纪人和监管机构带来竞争压力，促进他们规范化运作，提高信息披露水平和增强交易监管的能力，从而增进当地市场的流动性、透明度及有效性。

考虑到我国的情形，交叉上市公司同时在内地和香港上市，如果国内投资组合中含有A+H股公司的股票，在一定程度上会增强风险分散的功能，这些交叉上市公司就成为连接我

国国内市场与香港市场的桥梁，有可能带动非交叉上市公司的资本成本下降。但是，由于外汇管制以及投资限制，我国国内投资者并不能自由买卖海外上市的股票，这可能会影响到这些股票分散风险的能力。

尽管负的效应存在，Fernandes (2005) 却认为，交叉上市给当地其他公司带来的净效应是正的，他利用 27 个新兴市场 1000 家公司的样本测算出，来自风险分散的收益是流动性成本的 2.5 倍。对我国而言，从上述理论分析中可以判断，这两方面的影响可能都存在。一方面 A+H 股增强了内地与香港市场的联系，内地市场可能会借助香港市场增强其分散风险的能力，从而促进纯国内上市证券的发展；但另一方面，当这些香港上市公司回国上市时，也有可能妨碍国内其他股票的流动性，对其交易量造成分流。那么，我国交叉上市的溢出效应究竟以何者为主，是分流还是分散风险？下面我们将利用我国的数据对这一问题进行实证分析。

二. 研究设计

对交叉上市溢出效应的衡量主要有两种方法 (Karolyi, 2004)，一是利用国内股票市场的流动性、开放度、发展程度等指标，采用回归方法分析交叉上市对国内股票市场发展的影响。(Foster & Karoyis, 1999; Levin & Schmukler, 2003; Moel, 2001) 二是利用事件研究法，检验交叉上市宣告日或上市日期间，纯国内上市公司的累积超额收益率，以此来确定溢出效应的方向。(Melvin & Valero-Tonone, 2005; Lee, 2003; Fernandes, 2005)。本文采用第二种方法检验我国交叉上市的溢出效应，并进一步利用回归的方法分析背后的影响因素。

首先，样本需要满足如下要求：假设公司 o 是交叉上市公司，公司 i 是与 o 同行业，且仅在国内上市的公司。这里的公司 o 是指同时在内地和香港上市的 32 家公司，公司 i 满足下列条件^①：

- (1) 仅在上海证券交易所或深圳证券交易所 A 股市场上市的公司；
- (2) 与 o 公司属于同一行业，即，所属的 Wind 行业四级行业分类代码一致^②；
- (3) 截至研究期间，仍然没有在国外上市的公司；
- (4) 在公司 o 回国上市（交叉上市）宣告日或上市日之前，至少已在国内上市 180 天的公司，以保证足够的估计窗样本；宣告日或上市日后也已经上市满 30 日，以保证足够的事件窗样本，其中，宣告日为招股公告日；

我们之所以选取同行业的纯国内上市公司进行研究，主要原因有二，一是国外的相关研究表明，交叉上市对同行业的国内公司比其他公司又更显著的影响 (Lee, 2003; Melvin & Valero-Tonone, 2005)。二是，由于我们在实证分析时用到了事件研究法，如果利用全部内地市场的公司数据会增加更多的噪音。

根据这一要求，以宣告日为事件日的样本包含 240 家公司，以上市日为事件日的样本包含 258 家公司。

^①没有剔除关联企业的原因有二，一是为了保证样本量；二是，关联企业的存在相当于是与交叉上市公司收益相关度很高的企业，有助于测量溢出效应。

^② 由于按照 Wind 行业第四级分类，属于“综合性石油天然气”的只有中国石化 (60028) 一家，但是中国石化是我国主要交叉上市公司之一，其上市时影响较大，因此，我们按照第三级行业分类代码选取其同行业纯国内上市公司。

其次，我们利用事件研究法度量交叉上市的净溢出效应。我们把事件日设为第 0 日，采用 (-180, -31) 日为估计窗，(-10, 10) 日为事件窗。在估计窗内利用市场模型法衡量股票正常收益率，市场收益率采用样本公司上市地的沪市或深市 A 股指数收益率。利用 Patell (1976) 的标准残差法 (Standardized Residual Method) 计算并检验标准超额收益率 $SAAR_i$ 与标准累积超额收益率 $SCAR_i$ 。根据前面的分析，如果我国交叉上市的溢出效应以风险分散为主，那么就会得到正的 $SCAR_i$ ，反之，如果我国交叉上市的溢出效应以分流作用为主，那么 $SCAR_i$ 应为负。

关于事件日的选择有很多争论。Melvin & Valero-Tonone (2005) 强调了三个原因造成上市效应的存在。一是辨识宣告日存在相当大的主观性，二是有一些公司在宣告之后并没有真正上市，三是风险分散化效应在没有真正交易开始之前不会真正实现。但是理性预期倾向于认为存在上市的宣告日效应 (Lau et al., 1994; Switzer, 1997; Miller, 1998)。Foerster & Karolyi (1999) 指出当投资者意识到投资障碍被消除的时候，期望收益在对障碍消除的预期期间就会变化。因此，使用宣告日可以正确的反应事件的影响。为了捕捉到宣告日效应与上市日效应，我们分别选取公司 o 回国上市 (交叉上市) 招股公告日 (宣告日) 和上市日为事件日。

利用事件研究法得到的 $SCAR_{it}$ 可以度量交叉上市带给纯国内上市公司的影响。根据前面的分析，这一影响主要依赖于交叉上市的分流作用与风险分散作用，因此，我们进一步从这两个角度分析影响 $SCAR_i$ 的因素。考虑下列模型：

$$SCAR_{it} = \alpha + b_1\rho_{io} + b_2NUM_0 / YEAR_0 + b_3MP1_o / MP2_o / MP1_1_0 + b_4PB_i + b_5TV_i + b_5Log(Mcap)_i + b_6LINE_i + \varepsilon_i$$

ρ_{io} ：根据 Alexander, Eun & Janakiraman (1987) 的模型， ρ_{io} 为交叉上市证券 o 与纯国内证券 i 的相关系数。由于预期风险分散带来的均衡期望收益的下降，将会导致现在的实际收益率上升。因此，如果风险分散是决定交叉上市溢出效应的主要因素，那么 b_1 的系数应为正，也就是说与交叉上市证券 o 相关性越强的股票，在交叉上市期间的实际的超额收益率越高。由于我国由外而内的交叉上市方式使得事前相关系数无法计算，我们利用事件日后 (31, 180) 日内的事后相关系数代替。

NUM_0 与 $YEAR_0$ ：一体化是个渐进的过程，通常认为处于一体化早期的市场从分散风险中所获得的收益越大，也就是说，随着一国交叉上市证券越来越多，国内市场从风险分散中所得到的边际收益递减 (Lee, 2003; Melvin & Valero-Tonone, 2005)^①。本文利用两个指标衡量一体化的进程， NUM_0 是指证券 i 所对应的交叉上市证券 o 是我国第几只进行交

^①例如，Melvin & Valero-Tonone (2005) 发现，对比发达国家与发展中国家，由于发达国家的市场一体化程度已经较强，因此它们从风险分散中所获得的利益要小于发展中国家。

又上市的证券， $YEAR_0$ 则是把第一只交叉上市股票上市的年份定为 1，股票 i 所对应的交叉上市股票 o 的上市年序。我们的样本从 1993 年到 2005 年，横跨 13 年。

但是，从分流作用的角度来看， NUM_0 也可以体现交易量转移的影响。随着交叉上市公司的逐渐增多，同行业纯国内上市公司的交易量下降，从而导致超额收益率下降。这两种作用都会导致 NUM_0 的系数为负。

$MP1_o / MP2_o / MP1_1_0$ ：根据前面分析，分流作用在我国的主要表现是我国股票市场扩容的恐惧。我们利用 Sun, Tong & Wu (2005) 的两个指标来衡量扩容的压力。其中， $MP1_o$ 是指股票 i 所对应的交叉上市股票 o 的 A 股 IPO 募集资金量与发行前三个月 A 股市场（包括沪市与深市）的平均市值之比。 $MP2_o$ 是指上述 IPO 募集资金量与发行当年 A 股总的融资额之比。为了能够更加精确的衡量扩容压力的影响，我们同时将 $MP1_o$ 略加修正，定义 $MP1_1_0$ 为股票 i 所对应的交叉上市股票 o 的 A 股 IPO 募集资金量与发行前三个月上市地 A 股市场（沪市或深市）的平均市值之比。这三个指标的方向是一致的，扩容压力越大，事件窗内股票 i 的累积超额收益率应该越低。

PB_i ：由于分流的另一个原因来自于对公司质量的评价，衡量公司质量最常用的指标是托宾 Q。这里，我们利用市净率代替托宾 Q。 PB_i 是指股票 i 在估计窗内的平均市净率。

TV_i 为股票 i 在估计窗内的平均换手率。 $\log(Mcap)_i$ 为股票 i 在估计窗内的平均市值。 $LINE_i$ 为股票 i 所处的行业，用虚拟变量表示。这三个指标作为流动性、规模以及行业的控制变量。

第三，由于事件研究是短期分析，为了进一步验证分流效应的存在，我们继续采用下列方法验证 (Levine & Schmukler, 2005)。

$$T_{i,t}^D = \alpha + \gamma_1 IS_t + \gamma_2 IT_{o,t}^I + \gamma_3 T_{o,t}^D + \lambda \log(Cap)_{i,t} + \beta \log(GDP)_t + \delta_1 LINE_i + \varepsilon_{j,t}$$

其中， $T_{i,t}^D = \log(1 + TV_{i,t}^D)$ ，其中， $TV_{i,t}^D$ 是纯国内上市公司 i 在 t 期的换手率，采用 t 期成交额与 t 期末市值之比计算； IS_t 是 t 年的交叉上市公司数与国内 A 股上市公司总数之比，这一指标体现了分流作用的影响。随着该比例的上升，纯国内上市公司的换手率应该下

降，投资流逐渐转向交叉上市公司； $IT_{o,t}^I = \log(1 + ITV_{o,t}^I)$ ，其中， $ITV_{o,t}^I$ 为 t 期国内所有国际化公司（包括交叉上市公司）在国际市场上的总换手率，由于数据限制，我们利用 t 期香港市场上所有H股的总换手率替代。 $IT_{o,t}^I$ 用来控制可能影响国内公司换手率变动的其他因素。由于一国越来越走向国际化或一体化时，可以吸引越来越多的投资者参与本国市场，从而带来本国市场交易量上升； $T_{o,t}^D = \log(1 + TV_{o,t}^D)$ ，其中， $TV_{o,t}^D$ 为 t 期所有交叉上市公司 o 在国内市场上的总换手率。由于经济发展水平会影响股票市场的发展，这里采用 t 期GDP的对数值控制宏观经济的变化。同时利用公司 t 期总资产的对数值 $\log(Cap)_{i,t}$ 与虚拟变量 $LINE_i$ 控制公司 i 规模行业变化。与行业。

本文所用到的数据分别来自于Wind资讯、CSMAR、中国证监会网站、上海证券交易所网站、深圳证券交易所网站以及香港联交所网站。

三. 实证研究结果及其分析

(一) 事件研究结果

1. 宣告日效应

表1与图1提供了以招股公告日为事件日时，事件窗(-10, 10)日内的标准超额收益率(SAAR)与标准累积超额收益率(SCAR)的变化。

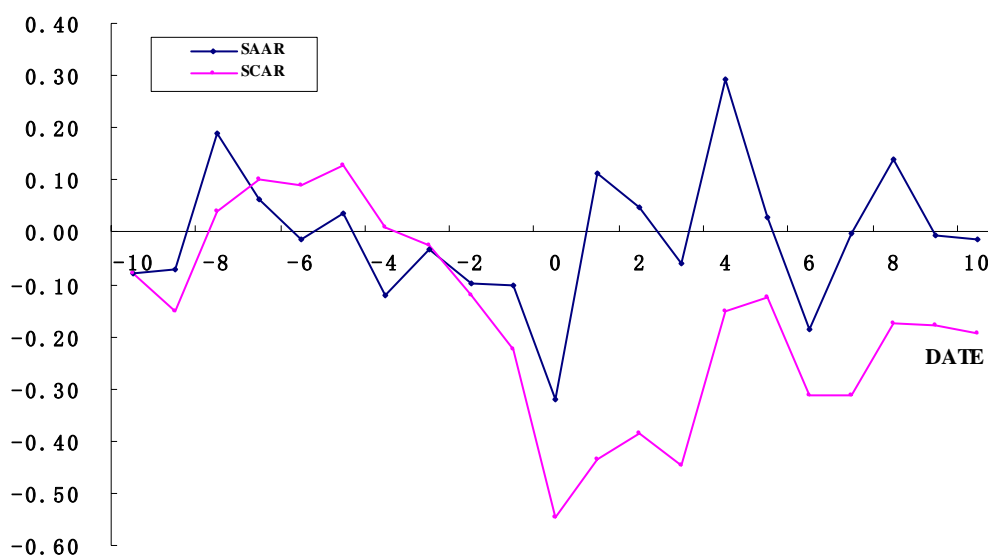
表1: 招股公告日前后10日内SAAR与SCAR的变化

DATE	SAAR	T (SAAR)	SCAR	T (SCAR)
-10	-0.0807	-1.2410	-0.0807	-1.2410
-9	-0.0712	-1.0951	-0.1518	-2.3361**8
-8	0.1898	2.9199***	0.0379	0.5838
-7	0.0647	0.9954	0.1026	1.5792*
-6	-0.0125	-0.1921	0.0902	1.3872*
-5	0.0377	0.5807	0.1279	1.9678**
-4	-0.1202	-1.8502**	0.0076	0.1176
-3	-0.0330	-0.5083	-0.0254	-0.3907
-2	-0.0975	-1.5008*	-0.1229	-1.8915**
-1	-0.1029	-1.5828*	-0.2258	-3.4742***
0	-0.3191	-4.9101***	-0.5449	-8.3843***
1	0.1114	1.7136*	-0.4335	-6.6707***
2	0.0483	0.7437	-0.3852	-5.9271***
3	-0.0613	-0.9428	-0.4465	-6.8699***

4	0.2941	4.5260**	-0.1523	-2.3439***
5	0.0270	0.4152	-0.1253	-1.9287***
6	-0.1866	-2.8719***	-0.3120	-4.8006***
7	-0.0006	-0.0093	-0.3126	-4.8098***
8	0.1394	2.1455**	-0.1732	-2.6643***
9	-0.0069	-0.1058	-0.1800	-2.7701***
10	-0.0150	-0.2306	-0.1950	-3.0008***

*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平

图1：宣告日前后10日内SAAR与SCAR变化



从表 1 和图 1 中可以看出，在交叉上市公司回国上市宣告日前 4 天左右，股票已经出现显著为负的平均超额收益率。招股公告日当天，市场反应最为强烈，平均超额收益率下降 32%，说明这些海外上市公司回国上市对国内市场是一种利空的消息。由于本文所使用的宣告日是招股公告日，在此之前，市场已经得到了证监会审核批准的消息，因此，市场可以提前为新证券招股做准备。这一现象说明，在招股公告日之前，投资者已经开始为购买交叉上市证券募集资金。交叉上市证券吸引了原来投资于同行业其他证券的资金。在宣告日前后，交叉上市引起的分流效果较强。招股公告日之后，纯国内上市公司的平均超额收益率出现正值，并进入调整阶段。由于招股公告日之后，上市证券逐渐确定了人们最为关心的价格问题。因此，市场可能会据此逐步调整对纯国内上市公司的估价。

2. 上市日效应

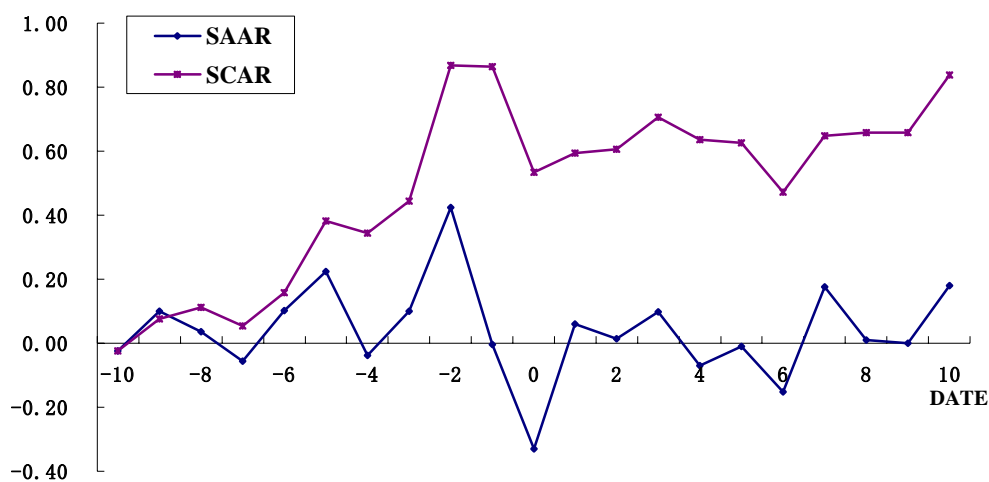
表 2 与图 2 提供了以上市日为事件日，事件窗(-10, 10)日内的标准超额收益率(SAAR)与标准累积超额收益率(SCAR)的变化。

表 2：回国上市日前后 10 日内 SAAR 与 SCAR 的变化

DATE	SAAR	T (SAAR)	SCAR	T (SCAR)
-10	-0.0233	-0.3716	-0.0233	-0.3716
-9	0.0992	1.5829*	0.0759	1.2113
-8	0.0352	0.5616	0.1111	1.7729**
-7	-0.0562	-0.8969	0.0549	0.8760
-6	0.1030	1.6424*	0.1579	2.5184***
-5	0.2242	3.5760***	0.3820	6.0944***
-4	-0.0377	-0.6008	0.3444	5.4936***
-3	0.0995	1.5875*	0.4439	7.0811***
-2	0.4234	6.7552***	0.8673	13.8363***
-1	-0.0033	-0.0526	0.8640	13.7838***
0	-0.3301	-5.2662***	0.5339	8.5176***
1	0.0595	0.9495	0.5934	9.4671***
2	0.0132	0.2112	0.6067	9.6783***
3	0.0989	1.5774*	0.7055	11.2556***
4	-0.0695	-1.1095	0.6360	10.1461***
5	-0.0109	-0.1739	0.6251	9.9722***
6	-0.1527	-2.4366***	0.4724	7.5356***
7	0.1760	2.8072***	0.6483	10.3429***
8	0.0094	0.1497	0.6577	10.4926***
9	-0.0004	-0.0059	0.6573	10.4867***
10	0.1808	2.8849***	0.8382	13.3716***

*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平

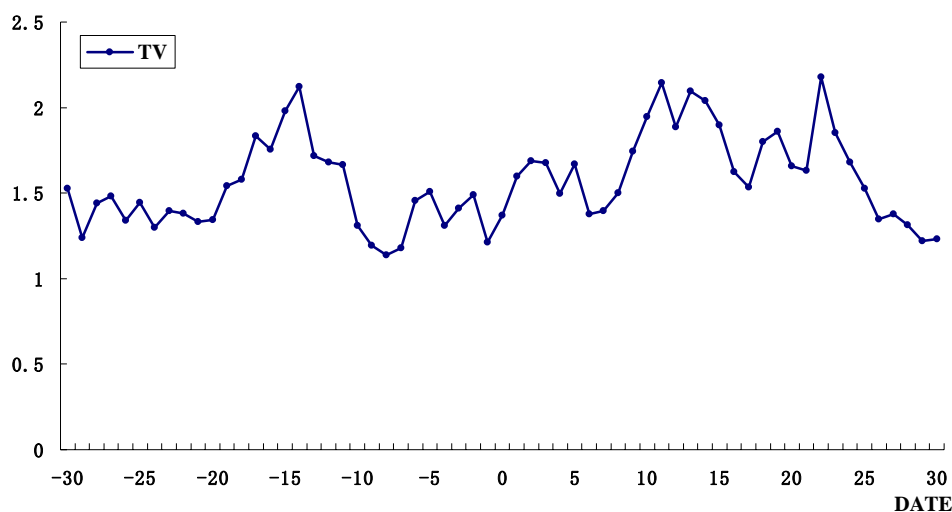
图 2：上市日前后 10 日内 SCAR 与 SAAR 的变化



从表 2 与图 2 中可以看出，交叉上市当日，同行业纯国内上市公司的超额收益率出现大幅度下降。这与我们的经验吻合。但是与宣告日不同，上市日前后，这些公司的超额收益率基本上体现了一种上升的趋势。SAAR与SCAR在上市日前 2 天达到最大值，上市日前 1 天开始变为负值，上市日大幅下降。此后，虽然存在负值，但基本上是逐步回升。这种变化可能存在几个方面的原因，一是宣告日之前存在调整过度的现象，在我们的样本中，宣告日与上市日之间平均相差 45 天，去掉两个极端值 388 天和 88 天^①，平均间隔只有 25 天。由于宣告日前有明显下降，随着交叉上市证券发行价格的确定，投资者会逐步调整预期，宣告日与上市日之间的调整趋于理性。而上市日的下降，可能主要取决于人们对扩容的担忧以及二级市场上的交易量转移。二是对于交叉上市证券市场化的定价只有在上市日才能真正实现，风险分散效应也只有交易开始时才能真正发生，因此，上市后的变化可能主要源于交叉上市证券所带来的重估定价。但是究竟是哪一种情形，我们在下面的回归分析中，将进一步探讨。

为了能够更全面的观察纯国内上市公司对交叉上市的市场反应，我们进一步从流动性角度考察。图 3 与图 4 分别描述了宣告日和上市日前后同行业纯国内上市公司的换手率变化。从图 3 中可以看出，在宣告日前大约 20 日内换手率上升，但 15 日后较大幅度的下降，随后 10 日内基本处在较低的平稳状态。这种变化与宣告日前SAAR与SCAR的变化一致，说明投资者在宣告日前 20 日左右开始为交叉上市做准备，抛售同行业的其他股票，导致这些股票交易量上升，股价下跌。随着资金的撤出，交易量大幅下降，在宣告日前后 5 日内，市场持观望态度。宣告日后上市日之前，换手率波动比较大，与投资者调整预期一致。宣告日后 25 日左右是正式上市日，结合图 4^②可以看出，上市日前后换手率也出现幅度较大的下降。

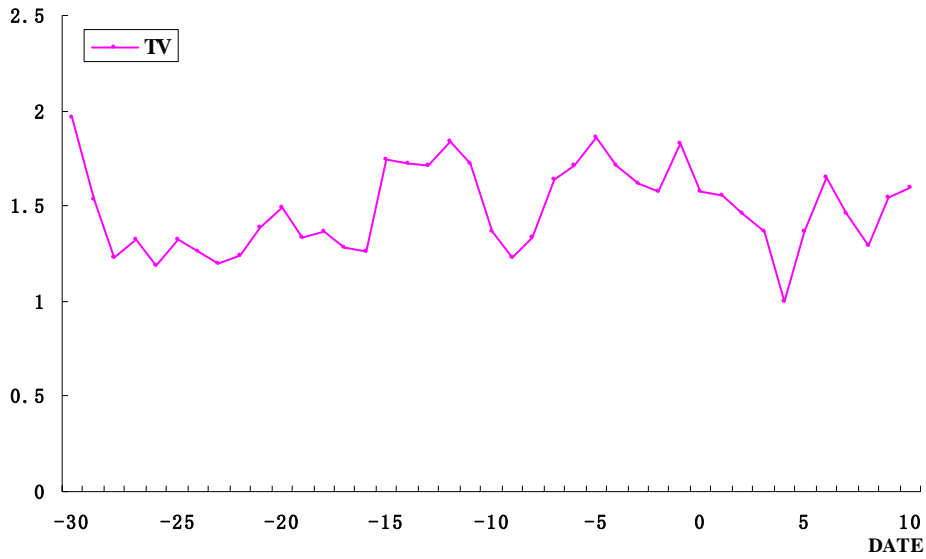
图3：宣告日前后30日内换手率变化



^① 江西铜业（600362）与仪征化纤（600871）

^② 由于截至本文完成日，中国银行（601988）回国上市未满 30 日，因此，上市日的换手率窗口为（-30，10）。

图4：上市日前后(-30, 10)日内换手率变化



(二) 稳健性检验

1. 对事件研究结果的进一步证实

从上述事件研究的结果中,我们可以判断交叉上市宣告日前以及上市日都存在短期的负效应。市场表现了对扩容压力的担忧,存在分流现象。但是对交叉上市有可能带来的风险分散的预期并没有太明显的证据。因此,我们将利用研究设计中的第二个回归模型对事件研究结果进一步证实。

首先利用宣告日样本进行分析,由于数据缺失的问题,进行回归的只有 232 家公司^①。表 3 列举了主要变量的描述性统计。样本中的纯国内上市公司与其对应的交叉上市公司的相关系数平均为 0.5213,相关程度较高。而交叉上市公司首发筹资额平均占到当年A股首发筹资额的 2.79%,最高可以占到 23.78%。

表 3: 描述性统计

变量	MEAN	VAR	MEDIAN	MAX	MIN
ρ_{io}	0.5213	0.0272	0.5385	0.8615	-0.0875
$MP1_o$	0.0008	0.0000	0.0004	0.0068	0.0000
$MP2_o$	0.0279	0.0020	0.0162	0.2378	0.0004

^① 由于截至本文完成时,中国银行(601988)回国上市未满 180 日,无法计算与其他银行股的相关系数,因此,样本中并不包括银行类上市公司。

$MP1_1_o$	0.0026	0.0000	0.0009	0.0215	0.0000
------------	--------	--------	--------	--------	--------

表 4 描述了各自变量之间的相关系数，除了 NUM_o 与 $YEAR_o$ ， $MP1_o$ 、 $MP2_o$ 与 $MP1_1_o$ 这两组相互替代的指标之外，只有 TV_i 与 NUM_o 的相关系数为 0.6197，因此可以认为共线性不是很严重。

表 4：自变量之间的相关系数

	ρ_{io}	NUM_o	$YEAR_o$	$MP1_o$	$MP2_o$	$MP1_1_o$	TV_i	PB_i	$Log(Mcap)_i$
ρ_{io}	1.0000								
NUM_o	0.0704	1.0000							
$YEAR_o$	0.0342	0.9804	1.0000						
$MP1_o$	0.0084	0.0098	0.0065	1.0000					
$MP2_o$	-0.0323	0.3319	0.3829	0.8351	1.0000				
$MP1_1_o$	0.0036	-0.2586	-0.2477	0.9098	0.7050	1.0000			
TV_i	-0.1667	-0.6197	-0.5593	-0.1502	-0.2679	-0.0025	1.0000		
PB_i	-0.1063	-0.0748	-0.0826	-0.0036	-0.1368	-0.0352	0.1008	1.0000	
$Log(Mcap)_i$	0.0745	0.4784	0.4453	0.0588	0.1107	-0.0811	-0.5169	0.0054	1.0000

我们选取宣告日前后各公司的 $SCAR_{(-10,10)}$ 、 $SCAR_{(-5,1)}$ 、 $SCAR_{(1,10)}$ 为因变量。表 5 到表 6 给出了回归结果。

表 5: 宣告日前后 $SCAR_{(-5,-1)}$ 、 $SCAR_{(-10,10)}$ 的影响因素分析						
	$SCAR_{(-5,-1)}$			$SCAR_{(-10,10)}$		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
α	2.0759 (0.17)	4.8427 (0.63)	2.0759 (0.17)	31.8779* (1.89)	8.1923 (0.75)	31.9870** (2.08)
ρ_{io}	-1.0387 (-0.68)	-1.1312 (-0.76)	-1.0640 (-0.70)	2.0218 (0.94)	1.4870 (0.71)	1.7338 (0.82)
NUM_o	-0.3634*** (-3.02)	-0.2293*** (3.66)	-0.4198** * (3.58)	-0.8302*** (-4.92)	-0.3194*** (3.59)	-0.8810*** (-5.39)
$MP1_o$	-3925.381 (-0.71)			-22339.37*** (2.88)		
$MP2_o$		-81.50439*** (-3.45)			-125.13*** (-3.73)	
$MP1_1_o$			-1484.84 (-1.30)			-5359.39*** (-3.37)
PB_i	-0.0169 (-0.29)	-0.0581 (-1.01)	-0.0285 (-0.49)	0.0901 (1.12)	0.02659 (0.33)	0.0481 (0.59)
TV_i	0.2105 (0.78)	0.2657 (1.02)	0.2130 (0.80)	-0.3782 (-1.01)	-0.2203 (-0.60)	-0.3326 (-0.89)
$Log(Mcap)_i$	0.1907 (0.60)	-0.0325 (-0.10)	0.1239 (0.38)	0.3095 (0.69)	0.0496 (0.11)	0.1098 (0.24)
$LINE_i$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
	Adj R ² : 0.1438 F: 2.84	Adj R ² : 0.1879 F: 3.53	Adj R ² : 0.1486 F: 2.91	Adj R ² : 0.2162 F: 2.74	Adj R ² : 0.2359 F: 3.07	Adj R ² : 0.1493 F: 2.92
*, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 的显著性水平。						

表 6: 宣告日后 $SCAR_{(1,10)}$ 影响因素分析			
	$SCAR_{(1,10)}$		
	Model 1	Model 2	Model 3
α	0.8548 (0.07)	14.1785* (1.65)	1.0996 (0.09)
ρ_{io}	0.7728 (-0.47)	0.9905 (0.60)	0.8914 (-0.54)
NUM_o	-0.1944 (1.50)	0.1107 (0.16)	-0.2115* (1.67)
$MP1_o$	9059.396 (-1.52)		
$MP2_o$		18.80549 (0.72)	
$MP1_1_o$			2133.037* (1.73)
PB_i	-0.1098* (-1.76)	-0.1002 (-1.57)	-0.0931 (-1.48)
TV_i	0.0614 (0.21)	0.0121 (0.04)	0.0435 (0.15)
$Log(Mcap)_i$	-0.6538* (-1.90)	-0.6436* (-1.82)	-0.5752 (-1.64)
$LINE_i$	控制	控制	控制
	Adj R ² : 0.0563 F: 1.65	Adj R ² : 0.0483 F: 1.56	Adj R ² : 0.1453 F: 1.69
*, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 的显著性水平。			

从上表中可以看出, 在各指标中, 影响最大的是衡量扩容压力的指标 $MP1_o$ 、 $MP2_o$ 与 $MP1_1_o$ 以及 NUM_i , ρ_{io} 系数不显著。特别是对 $SCAR_{(-10,10)}$ 进行回归时, 四个指标都显著。 $SCAR_{(-5,1)}$ 作为因变量时, 只有 $MP2_o$ 与 NUM_i 显著。由于 $MP2_o$ 指的是交叉上市公司 IPO 募集资金量与发行当年 A 股市场总融资额之比, 它更加精确的衡量了发行当年给市场造成的资金压力。因此, 从中可以看出, 交叉上市公司募集的资金量越大, 对同行业纯国内上市公司越不利。这一回归结果进一步确认了宣告日前后纯国内上市公司收益率的变化主要受市场面临的资金需求和扩容压力影响。 PB_i 与 $Log(Mcap)_i$ 的系数不显著, 说明市场并没有从增长预期的角度来判断交叉上市对同行业非交叉上市公司的影响。这一时期还是以调整投资比例为主。由于 ρ_{io} 不显著, NUM_i 为负, 更可能表示的是, 随着交叉上市公司的增多, 非交叉上市公司所面临的交易量分流更加严重。

宣告日后市场的调整没有呈现明显的原因。但是不再受资金需求量的影响, 甚至

$MP1_{1o}$ 的系数在 10%的水平上显著。这一结论更倾向于支持宣告日前市场对交叉上市反应过度。

我们利用 $YEAR_o$ 指标所得到的结论与前面相同，故文中不再报告结果。

其次，利用上市日样本进行回归，样本总共包括 249 家公司。利用同样的方法分析上市日前后 $SCAR_{(-10,10)}$ 、 $SCAR_{(-1,0)}$ 、 $SCAR_{(1,10)}$ 的影响因素。结果如表 7 所示。由于以 $SCAR_{(1,10)}$ 为因变量进行回归时，与其他变量之间没有显著性关系。因此，此处不再报告结果。

	$SCAR_{(-10,-10)}$			$SCAR_{(-1,0)}$		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
α	-3.0087 (0.19)	1.6235 (0.13)	8.9571 (0.57)	-4.4079 (-1.08)	-0.3959 (-0.12)	-1.1831 (-0.29)
ρ_{io}	-7.7263*** (-3.09)	-7.8645*** (-3.25)	-7.5404*** (-3.07)	-0.9150 (-1.42)	-0.7177 (-1.16)	-0.7528 (-1.19)
NUM_o	-0.1419 (-0.82)	-0.2305*** (2.18)	-0.2705 (-3.07)	-0.0351 (-0.79)	-0.0393 (1.46)	-0.0780* (-1.67)
$MP1_o$	-3330.246 (-0.49)			839.6611 (0.48)		
$MP2_o$		-34.1003 (-0.86)			-22.4648** (-2.23)	
$MP1_{1o}$			-1646.908 (-1.04)			-270.0368 (-0.66)
PB_i	-0.0034 (-0.03)	-0.0221 (-0.22)	-0.01525 (-0.15)	-0.0063 (-0.24)	-0.0172 (-0.66)	-0.0076 (-0.29)
TV_i	0.0114 (0.04)	-0.0015 (-0.01)	-0.0065 (-0.02)	-0.1403* (-1.84)	-0.1536** (-2.03)	-0.1455* (-1.90)
$Ln(MC)_i$	0.3330 (0.63)	-0.1125 (-2.42)	0.2599 (0.49)	0.2121 (1.55)	0.1448 (1.05)	0.1963 (1.42)
$LINE_i$						
	Adj R ² : 0.1105 F: 2.39	Adj R ² : 0.1125 F: 2.42	Adj R ² : 0.1931 F: 2.44	Adj R ² : 0.0822 F: 2.00	Adj R ² : 0.1011 F: 2.26	Adj R ² : 0.0830 F: 2.01

*, **, *** 分别表示 10%，5%，1% 的显著性水平。

上市首日的下降仍然主要受到扩容压力的影响。而且 $SCAR_{(-1,0)}$ 与估计窗口的换手率存在较为显著的负相关关系，即，交叉上市日前 (-180, -30) 日换手率越高的国内公司在交叉上市首日，其收益率下降的越多。也就是说，交易比较频繁、流动性强的公司在交叉上

市日时更容易被投资者抛售，以便在二级市场上购买新的证券。整个事件窗口累计超额收益率的变化则与募集资金量无关，而与相关系数负相关，不支持风险分散的假设。

这一检验证实了我们对事件研究结果的分析。交叉上市对我国市场的影响主要体现在扩容压力的影响，而并非它们分散风险的能力。这可能与我国仍然没有真正实现与香港市场一体化有关，由于外汇管制以及投资者限制，A股与H股实际上还是在不同的交易市场进行交易的股票。国内市场与国外市场之间的投资障碍并没有被消除，我国仍然缺乏与国外市场相联系的渠道。

同时，由于这些交叉上市公司通常都是规模比较大的国有企业，企业改革和发展的影响导致他们对资金的需求量比较大。Sun, Tong & Wu (2005) 提出我国海外上市的“市场顺序”(Market Order) 假说，认为海外上市有可能只是在国内市场无法承担大规模私有化的情形下，政府为了解决国有企业的财务困境所采取的办法。我们的结论也间接的证明了这一点。当这些海外上市公司回国上市时，通过国内交易量由非交叉上市公司转向交叉上市公司，对非交叉上市公司产生了不利的影响。

2. 分流效应 (Diversion Effect) 的长期检验

上述分析都是基于事件研究结果的。由于事件研究只能反映短期的情况，因而存在很大的局限性。因此，我们利用 Levine & Schmukler (2005) 采用的模型对分流效应做长期检验。为了与前面的研究一致，我们继续采用与交叉上市公司同行业的 217 家公司作为样本，时间跨度从 1993 年至 2005 年。回归结果如表 8 所示：

表 8：分流效应的长期检验结果

	系数	t
α	4.3046	11.23***
IS_t	-33.5030	-10.22***
$IT_{o,t}^I$	0.1030	3.92***
$T_{o,t}^D$	0.8855	24.37***
$\log(Cap)$	-0.0811	-8.29***
Adj R ² : 0.4377, F: 75.26		
*, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 的显著性水平。		

IS_t 的系数显著为负，与事件研究结果的回归分析一致， IS_t 与 NUM_o 的系数都说明，随着越来越多的公司去交叉上市，同行业纯国内上市公司的换手率下降，交叉上市公司对非交叉上市公司的交易量有负的影响。如果纯国内上市公司为了解决这一问题而选择去交叉上市的话，那么国内市场就很容易陷入交叉上市—分流—交叉上市的恶性循环。这对股票市场的长远发展不利。此外，回归还提供了其他一些信息，例如，国际化公司在国际市场上的换手率增加对国内市场的交易量有正的影响，也就是说，如果本国的国际化公司在国际市场上能够变得越来越活跃，同类的国内公司受关注程度也会增加。同时，交叉上市公司的换手率与非交叉上市公司的换手率呈同向变化，非交叉上市公司的换手率会受到交叉上市公司的影

响。如果交叉上市公司的换手率下降(增加)也会带来非交叉上市公司换手率的下降(增加)。但是这一影响小于 IS_t 所带来的负影响。因此, 长期内, 交叉上市的发展妨碍了同行业纯国内上市公司的流动性。

四. 结论与进一步的研究

从理论上分析, 交叉上市对国内非交叉上市公司的影响, 可能通过风险分散降低其资本成本, 也可能通过分流作用, 损害其流动性。我们首先利用事件研究法研究在交叉上市公司回国上市期间, 同行业纯国内上市公司的市场反应, 考察我国公司的交叉上市行为对国内市场的影响。结果发现, 我国纯国内上市公司对交叉上市表示了担忧, 主要原因在于这些公司回国上市所引起的资金和交易量的分流。而这种分流作用在宣告日前 4 日左右就开始发生, 并且存在反应过度的现象。上市日前后的调整比较复杂, 但主要还是受分流作用的影响。国内投资者并没有体现出对交叉上市可能带来的风险分散的预期。相关的稳健性检验也证实了事件研究的结论, 并且发现这种分流的影响并不是短期的, 长期内也存在。随着越来越多的公司进行交叉上市, 同行业纯国内上市公司的流动性遭受损害。那么对于这些国内上市公司来说, 解决这一问题的一个比较好的办法可能就是进行交叉上市, 那么这就很容易形成一国的恶性循环。虽然, 一国国际化公司在国际市场上越来越活跃有助于增强国内市场的流动性, 但是对我国而言, 这一影响的效果小于可能存在的负作用。

而我国的交叉上市没有带来明显的风险分散预期的影响, 其原因可能在于我国的股票市场还是处在一种比较严格的封闭状态。由于在国内外市场上进行交易的是两种不同种类的股票, 而且国内投资者并不能够去海外投资。这样的制度安排限制了交叉上市对国内市场发展的积极的一面。反而是每一次有海外公司回国上市, 市场都在担心扩容的问题。这显然无助于国内市场的发展。因此, 撇开交叉上市对交叉上市公司的推进作用不谈, 如何改善我国交叉上市的制度安排, 以便于发挥交叉上市所带来的积极的作用, 而不是陷入交叉上市—分流—交叉上市的不良循环则是更应该进一步思考的。

参考文献:

Bekaert, G., C. R. Harvey. Emerging Equity Market Volatility. *Journal of Financial Economics*, 1997, 43(1): 29-77.

Dahlquist, M., Pinkowitz L., Stulz, R. M., Williamson, R. Corporate Governance, and The Home Bias. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2003, 38(3): 87-110.

De Santis, G., S. Imrohoroglu. Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets. *Journal of International Money and Finance*, 1997, 16(4), 561-579.

Domowitz, G. J., Madhavan A. International Cross-listing and Order Flow Migration: Evidence From an Emerging Market. *Journal of Finance*, 1998, 53(6): 2001-2027.

Edison, H. J., Warnock, F. E. Cross-Border Listings, Capital Controls and Equity Flows to Emerging Markets. FRB International Finance Discussion Paper No.770, 2004. .

Errunza V. R., Miller D. P. Market Segmentation and the Cost of Capital in International Equity Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2000, 35(4): 577-600.

- Foerster S. R. , Karolyi G. A. . Multimarket Trading and Liquidity: A Transaction Data Analysis of Canada-US Interlistings. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 1998, 8 (3) : 393-412.
- Kang, Jun-Koo, Stulz, R. M. Why is There a Home Bias? An Analysis of Foreign Portfolio Equity Ownership in Japan. *Journal of Financial Economics*, 1997, 46 (1) : 3-28.
- Karolyi, G. A. The Role of ADRs in the Development of Emerging Equity Markets. Ohio State University Working Paper, 2003.
- Karolyi, G. A. The World of Cross-Listings and Cross-Listings of the World: Challenging Conventional Wisdom. *Review of Finance*, Forthcoming, 2006.
- Karolyi, G. A. Why do Companies List Shares Abroad?: A Survey of The Evidence and Its Managerial Implications. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 1998, 7 (1) : 1-60.
- Kim E. H. , V. Singal. Stock Market opening: Experience of Emerging Economies. *Journal of Business*, 2000, 73 (1) : 25-66.
- Lee W. , Why Does Shareholder Wealth Increase When Non-U.S. Firms Announce Their Listing in the U.S.?. University of Kentucky Working Paper, 2003.
- Levine, R. , Schmukler, S. L. . Migration, Spillovers, and Trade Diversion: The Impact of Internationalization on Domestic Stock Market Activity. *Journal of Banking and Finance*, Forthcoming, 2006.
- Michael, M. , M. Valero-Tonone. The Dark Side of International Cross-Listing: Effects on Rival Firms at Home. Arizona State University Working Paper, 2005.
- Miller, D. . The Market Reaction to International Cross-Listings: Evidence from Depositary Receipts. *Journal of Financial Economics*, 1999, 51 (1) : 103-123.
- Moel, A. The Role of ADRs in the Development of Emerging Markets. *Economia*, 2001, 2 : 209-257.
- Nuno G. F. . Market Liberalization at the Firm Level: Spillovers from ADRs and Implications for Local Markets. IESE Business School Working Paper, 2005.
- Patell, J. M. . Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests. *Journal of Accounting Research*, 1976, 14 (2) : 246-276.
- Schipper, K. , Thompson, R. . The Impact of Merger-Related Regulations on the Shareholders of Acquiring Firms. *Journal of Accounting Research*, 1983, 21 (1) : 184-221.
- Sun Qian, Wilson, H. S. Tong, Yujun Wu. The Choice of Foreign Primary Listings: China's Share-Issue Privatization Experience. Hong Kong Polytechnic University Working Paper, 2005.
- 卢文莹. 跨境上市与公司治理相关性研究. 上海证券交易所研究报告. 2003.
- 潘越. 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. 2005.