

逆向跨境上市产生信息效应吗? ——基于H股公司返回境内上市的研究

常 嵘

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘 要:跨境上市的信息效应源于境外市场更严格的信息披露规则和更高的市场信息需求。通过抑制大股东的控制权私利、提高公司在境内的信息透明度,信息效应可以给跨境上市公司带来市场价值溢价。与国外的跨境上市公司不同,中国的跨境上市公司大多先在较发达的中国香港市场发行H股上市,然后返回境内发行A股。这种逆向跨境上市行为能否产生信息效应需要进一步分析。文章的实证检验结果表明,H股公司返回境内上市后,在较发达的中国香港市场上市并没有减弱控股股东谋取控制权私利,而且公司在A股市场的信息透明度也没有提高甚至还不及仅发行A股的公司,但这类公司仍具有更高的A股市值。文章研究结论为跨境上市相关理论及揭示投资者行为在公司治理改革中的重要作用提供了经验证据。

关键词:逆向跨境上市;信息效应;控制权私利;信息透明度

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)04-0090-13

一、引 言

主流的跨境上市理论解释了在不发达的境内市场上市的公司为何能够通过境外上市提高公司价值,这些理论主要包括市场分割假说、流动性假说、投资者认知假说、约束假说和信号假说。除市场分割假说外,其他假说在分析跨境上市与公司价值的内在逻辑时都强调了跨境上市的信息效应。境外市场的监管者对公司信息披露的要求更高,而且境外投资者、分析师和媒体等市场力量具有更高的公司信息需求,由此产生的信息效应包含两层含义:一方面,在更严格的法律和市场惩罚约束下,信息披露要求和信息需求的增加将起到改善公司治理的作用,从而减少大股东的控制权私利,增加公司的现金流;另一方面,境内投资者能够获知更多的公司信息,这可以减少由信息不对称所导致的溢价,从而降低公司的权益资本成本。

与上述理论探讨的境外上市行为不同,中国的跨境上市公司大多选择的是相反路径,即先在中国香港发行H股上市,然后返回境内上市。有研究表明,与仅发行A股的公司相比,A+H上市公司的权益资本成本较低(肖珉和沈艺峰,2008),以托宾 q 衡量的公司价值较高(何丹等,2010),而且信息效应无一例外地被用来解释这种优势。但需要注意的是,权益资本成本是市场对投资某家公司股票的风险估计(Gebhardt等,2001),而托宾 q 与公司的市场价

收稿日期:2014-01-16

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(13YJC790159)

作者简介:常 嵘(1988—),女,山东曲阜人,南开大学经济学院博士研究生。

值紧密相关,因此权益资本成本与托宾 q 实际上取决于投资者的行为。也就是说,即使公司跨境上市没有提高其真实价值,境内投资者的主观意识也可以代替信息效应使跨境上市公司享有较低的权益资本成本和较高的托宾 q 。Licht(2003)就曾指出,跨境上市行为本身可能会让投资者认为公司的代理成本下降。

目前,有关跨境上市信息效应的研究大多停留在理论层面,实证研究较少,因此我们无法确定跨境上市是否产生了信息效应。同时在 A 股市场上,从中国香港市场返回的公司是否会因跨境上市而产生信息效应尤其值得思考。第一,信息效应是根据典型的“由内向外”跨境上市动机提出的,从而不能解释中国独特的“由外向内”逆向跨境上市动机。例如,丁岚和董秀良(2010)的研究表明, H 股公司返回境内上市的深层次原因是控股股东可以获取更多的控制权收益,这与传统理论中公司选择到境外发达市场上市的原因截然相反。第二, A 股投资者的成熟度还有待提高,他们很可能把双重上市这一身份与公司质量简单地划等号,而忽略了对公司信息的仔细考察。例如,潘越和戴亦一(2010)研究发现,在公司质量不存在显著差异的条件下, $A+H$ 上市公司仍能比仅发行 A 股的公司筹集到更多的权益资金。

基于上述分析,本文重点研究了 H 股公司返回境内上市后的跨境上市信息效应。通过分析传统的“由内向外”跨境上市理论中信息效应的产生条件,我们探讨了“由外向内”逆向跨境上市产生信息效应的可能性,并在此基础上构建实证模型,分别从控制权私利和境内信息透明度两个方面检验了逆向跨境上市是否产生了信息效应。需要指出的是,以往的理论大多没有分析境外信息披露对公司境内信息透明度的影响机制,而是简单地默认境外信息披露能够无条件地被境内投资者所知,本文在理论分析时弥补了这一缺陷。另外,已有的少量关于跨境上市信息效应的实证研究没有区分信息效应的两个方面,本文则区分了信息效应的两个方面。

二、理论分析

(一)逆向跨境上市对控制权私利的制约作用

在信息披露要求较低、投资者缺乏法律保护的市场上,控股股东谋取控制权私利的成本较低。此时,如果中小股东注重自我保护,即使控股股东宣称公司有很好的投资机会,投资者也会拒绝为公司提供资金,因为这样的承诺并不可信。当公司在境内进行外部融资的困难较大时,到境外发达市场上市意味着控股股东将自己主动置于更严格的法律监管(Coffee, 2002)和市场声誉约束(Siegel, 2005)下,这会减少他们对公司资源的侵占,也证明了公司投资机会的价值。因此,从不发达市场转到发达市场的跨境上市公司会给投资者带来更多的现金流。

根据上述分析,公司跨境上市减少控制权私利的一个重要条件是:当境内资本市场的正式制度不完善时,控股股东对中小股东利益的侵占损害了投资者的投资信心,增加了上市公司在境内筹集资金的难度。中小投资者保护自身利益的这种防御措施将促使控股股东在利益侵占与投资价值获取之间进行权衡,因而有很好投资机会的公司才会选择到境外发达市场上市。由于实现投资比侵占公司利益对控股股东来说更有益,而且如果控股股东继续谋取控制权私利,公司在境内外市场都难以继续筹集资金,因此境外市场严格的法律监管和声誉约束能够抑制大股东谋取控制权私利。

就返回境内上市的 H 股公司而言,其境外上市行为不再是上述倒逼机制的结果,在逆向跨境上市路径下,境外上市对控股股东谋取控制权私利的约束会发生变化。事实上,在中国香港上市的内地公司返回境内上市的一个重要原因是这类公司经营活动中的违规行为严重损害了境外投资者的利益,这种行为使其在信息透明度很高的中国香港市场上进行再融资陷入困

境。同时,境内A股市场的筹资功能日益强大,股票市盈率居高不下,公司在投资价值并不高的情况下也能获得大量融资。当境内市场可以为公司融资提供保障时,中国香港市场更严格的法律监管和声誉约束将难以抑制大股东利用控制权谋利。

(二)逆向跨境上市对公司境内信息透明度的影响

在分析跨境上市对公司信息透明度的影响时有两种方式:一是公司在跨境上市前后的纵向比较;二是与仅在境内上市公司的横向比较。跨境上市公司在境外市场递交的财务报告会披露更充分的信息。另外,跨境上市还会吸引更多的海外分析师对公司盈利进行预测,境外媒体对公司的报道也会增加(Baker等,2002)。这里需要注意的是,以往的研究大多默认跨境上市公司在境外提供的财务报告以及境外分析师的预测和媒体的报道都能直接被境内投资者所知,并由此认为跨境上市增加了公司的境内信息透明度。但该假设并不一定成立,我们需要进一步分析跨境上市如何影响公司的境内信息透明度。

根据Bushman等(2004)的分析框架,公司透明度即为公司信息的可得性,由管理层对公司信息的披露、分析师和投资者对私有信息的获取以及媒体对信息的传播三个部分组成。Lang等(2003)研究发现,在美国NYSE等交易所上市的公司在国内的会计信息质量比非跨境上市公司要高,这为跨境上市对公司境内信息透明度第一个部分的影响提供了初步证据。对于第二个部分,Morck等(2000)曾指出,投资者与分析师对私有信息的挖掘与公司治理情况密切相关,内部人通过自我交易、关联交易等方式进行利润转移会使预测公司业绩变得困难,从而抑制投资者利用私有信息套利。因此,如果跨境上市能够改善公司治理,则信息的获取成本会降低,从而激励境内的分析师和投资者收集更多有关公司的私有信息。就第三个部分信息的传播而言,公司跨境上市后可能会吸引境内媒体的更多关注;同时,如果境内媒体的国际化程度较高,则境外媒体对跨境上市公司的报道也能更迅速准确地被境内投资者所知。

综上所述,我们把跨境上市对公司境内信息透明度的影响机制概括为以下三点:第一,公司境外信息披露的数量和质量高于境内,且境内投资者能够接收并理解这些信息;第二,跨境上市能够提高公司境内的财务信息质量;第三,除财务报告外,跨境上市可以通过影响公司治理和媒体行为等为境内投资者提供更多信息。我们接下来分析在公司选择逆向跨境上市路径的情况下,上述机制是否成立。

对于第一个机制,H股公司返回境内上市后需要按照中国香港和内地的会计准则分别编制两份财务报告,并在两个市场同时披露。与境内A股市场相比,公司在中国香港递交的财务报告将披露更多的高质量信息,但以散户为主体的A股市场很可能不关注H股报告。王立彦和刘军霞(2004)指出,会计准则和公司治理因素的差异会导致A、H股双重报告在相同披露项目上存在差别,但市场对此并无特别反应,其中一个可能的原因是:在边境管理严格和信息渠道不畅通的情况下,大多数境内投资者不能同时获知两种信息。因此,逆向跨境上市公司在中国香港的信息披露很难直接改善境内A股市场上的信息不对称。

对于第二个机制,国内研究从盈余质量的角度提供了相应的经验支持。沈红波等(2009)的实证研究表明,与仅发行A股的公司相比,A+H股公司的盈余管理程度更低。辛清泉和王兵(2010)则进一步指出,双重上市会通过境外的诉讼和声誉机制改变“国际四大”的境内审计行为,而如果不考虑审计师的外部监督作用,在中国香港上市本身并不能提高境内的盈余质量。由此可知,H股公司返回境内上市后,即使境外上市没能改善公司治理,但当公司的境内财务报表是由“国际四大”审计时,公司在境内的财务信息质量仍有可能提高。

对于第三个机制,由于逆向跨境上市难以减少控股股东谋取控制权私利,公司内部人缺乏

改善公司治理的动机,境内的投资者和分析师也就不会收集更多有关这类境外上市公司的私有信息。就媒体对信息的传播而言,无论是在 A 股市场还是中国香港市场,具有双重身份的上市公司都可能吸引更多的媒体关注,而且随着国内媒体网络的发展,境内投资者获知境外报道的机会增加,所以对逆向跨境上市公司而言,媒体行为可能提高公司境内信息透明度。

三、研究方法

(一)信息效应的实证检验逻辑

跨境上市的信息效应包括控制权私利的减少和境内信息透明度的提高,因而应分别对这两项进行检验。其中,控制权私利的减少可以从以下两个方面对公司境内信息透明度产生积极影响:一是内部人操控盈余的可能性下降,盈余质量上升;二是更好的公司治理实践能够激励投资者和分析师收集更多有关公司的私有信息。因此,我们通过考察在控制权相同的情况下,在中国香港上市对信息透明度的影响来检验逆向跨境上市能否减少控制权私利。信息效应的第二个方面侧重于公司信息的整体可得性,由于财务盈余质量只是公司信息透明度的一个方面,我们通过考察当盈余质量相同时,在中国香港上市能否提高公司境内信息透明度来检验信息效应的第二层含义。

可以看出,衡量公司的信息透明度是检验信息效应的关键。然而,正如 Lang 等(2003)所指出,跨境上市的信息效应缺乏实证检验的主要原因是上市公司的信息环境难以直接度量,他们所指的信息环境等同于 Bushman 等(2004)提到的信息透明度。Lang 等(2003)使用分析师的预测人数和准确度来度量公司的信息环境;Bailey 等(2006)考察了公司跨境上市前后投资者对公司发布盈余公告的反应变化;Fernandes 和 Ferreira(2008)则检验了在美国跨境上市对股票价格中公司特质信息含量的影响。本文认为,股价信息含量最能涵盖公司信息可得性的三个方面。作为信息中介,分析师的行为只能部分反映市场所能获得的信息;投资者对盈余公告的反应不仅与公司的信息环境有关,还会受到投资者意见分歧等因素的影响;而股价信息含量反映的是投资者对公司信息的利用情况,无论是管理层对公司信息的公开披露、投资者和分析师对私有信息的获取还是媒体对信息的传播,都会影响股价信息含量。

(二)股价信息含量的度量

对资产定价模型进行回归得到的 R^2 衡量的是系统风险对股票价格的解释能力,与股票价格中的公司个体风险负相关,用 R^2 或称为股价非同步性来度量股价信息含量的做法在研究中得到了广泛应用(Morck 等,2000;Durnev 等,2003;Chan 和 Hameed,2006;Jin 和 Myers,2006;Fernandes 和 Ferreira,2008;Hutton 等,2009;Dasgupta 等,2010;朱红军等,2007;唐松等,2011;李增泉等,2011)。而对该指标的批判主要是认为资产定价模型中的残差项包含了与公司基本面无关的噪音,因此 R^2 较高可能意味着股票价格中的噪音较少,信息含量较高(Teoh 等,2007)。但 De Long 等(1990)的研究指出,噪音交易带来的风险是市场层面的,而不是作为公司特质风险反映在残差项中;Morck 等(2000)也发现,造成各国 R^2 差异的主要原因是系统风险不同,当噪音交易容易主导市场时,股票价格相关性的变动更强,系统风险增加。

噪音究竟是影响系统风险还是非系统风险,对 R^2 与股价信息含量之间的关系十分重要,但很少有人对此做专门研究。本文并不试图从理论上对此给出定论,而是根据中国资本市场的现实状况来分析这一问题。A 股市场上存在严重的投机问题已是不争的事实,当投资者普遍不注重公司的基本价值时,其投资决策就特别容易受到他人行为的影响,对不同股票未来收益的认识偏差也就具有更强的传染性。因此,对 A 股市场而言,噪音交易增大了系统风险,单

个股票价格中噪音的多少与该股票对系统风险的敏感度 β 有关。

在噪音交易增加的是系统风险的情况下,即使考虑非理性的噪音,对传统资产定价模型进行回归得到的 R^2 也与股价信息含量负相关,此时问题的关键在于确定系统风险因素,而这本身又是资产定价理论中一个悬而未决的问题(Ross等,2002)。为了尽可能地做到客观准确,本文同时采用CAPM单因素模型、Fama和French(1993)的三因素模型以及Carhart(1997)的四因素模型来计算 R^2 和公司股票对系统风险的敏感度 β :

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} r_{m,t} + \beta_{2,i} SMB_t + \beta_{3,i} HML_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} r_{m,t} + \beta_{2,i} SMB_t + \beta_{3,i} HML_t + \beta_{4,i} UMD_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $r_{i,t}$ 为股票 i 在 t 周的收益率; $r_{m,t}$ 为 t 周的市场收益率,计算时参考Durnev等(2003)的做法,在剔除被回归股票的收益率之后,将沪深两市股票的收益率按市值加权平均; SMB_t 、 HML_t 和 UMD_t 分别表示与规模、账面市值比和动能效应(momentum effect)有关的风险因素。除了上述三个基本的定价模型,本文还根据Morck等(2000)和Durnev等(2003)的研究,考虑了以下两个CAPM单因素模型的变形:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} r_{m,t} + \beta_{2,i} [r_{US,t} + e_t] + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i} r_{m,t} + \beta_{2,i} r_{1,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

式(4)考虑了国际市场的影响, $r_{US,t}$ 是同期美国股票市场的周收益率,用标准普尔500指数替代, e_t 是人民币对美元汇率的周变化率, $r_{US,t} + e_t$ 可以近似地度量美国股市的收益率(以人民币为单位)。式(5)中的 $r_{1,t}$ 表示股票 i 所在行业 I 的收益率,计算方法与Durnev等(2003)类似,是剔除被回归股票之后,按市值加权的所属行业剩余股票的周收益率。我们依据中国证监会的CSRC行业分类标准,除制造业采用二级代码外,其他行业均采用一级代码进行分类。

为了与上市公司年报的披露周期和风险因素的计算周期相匹配,上述模型的回归年度为当年的7月至下一年的6月,在每个年度使用周收益率数据对每只样本股票进行回归,从而得到各公司 R^2 和 β 的年度数据,共5组。由于 R^2 的取值在 $[0,1]$ 区间上,不适合作为回归方程的因变量,因此本文借鉴Dasgupta等(2010)的做法,用 $\ln(1-R^2)$ 来度量股价信息含量。这里还需要指出的是,除了公司特质风险,公司自身对系统风险的敏感度和公司股票收益的总体波动也会影响 R^2 ,因此有必要控制这两个因素。

(三)检验模型

本文构建了以下两个模型来检验跨境上市的信息效应:

$$Efficiency_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ConOwner_{i,t} + \beta_2 HA_{i,t} \times ConOwner_{i,t} + \beta_3 EM_{i,t} + \gamma Firm Control Variables_{i,t} + \eta Industry_i + \delta Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Efficiency_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 EM_{i,t} + \theta_2 HA_{i,t} \times EM_{i,t} + \theta_3 ConOwner_{i,t} + \gamma Firm Control Variables_{i,t} + \eta Industry_i + \delta Year_t + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, $Efficiency_{i,t}$ 表示股票 i 在 t 期的信息效率,分别用上述五组 $\ln(1-R^2)$ 来度量,这有助于提高结论的稳健性。 $HA_{i,t}$ 为虚拟解释变量,如果公司 i 在 t 期是 $A+H$ 上市公司,则 $HA_{i,t}$ 取值为1,否则为0。式(6)中, $ConOwner_{i,t}$ 是 t 期末控股股东对公司 i 的控制程度,以公司前五大股东的持股比例之和来衡量。 $ConOwner_{i,t}$ 的系数 β_1 的符号并不确定,这是因为:一方面,控股股东是最了解公司经营情况的投资者,他们的交易可以将更多的公司信息反映在股票价格中;另一方面,大股东可能会利用控制权侵占中小股东利益,这会抑制中小股东的私有

信息套利交易,从而降低股价信息含量。交乘项 $HA_{i,t} \times FirstOwner_{i,t}$ 的系数 β_2 可以衡量跨境上市对控制权私利的影响。如果 β_2 显著为正,则说明在控制权相同的情况下,跨境上市可以减少控制股东谋取控制权私利,这有助于提高公司的信息透明度,从而提高股价信息含量。式(7)中, $EM_{i,t}$ 表示公司财务盈余质量,以操纵性应计利润来刻画。我们参考 Dechow 等(1995)提出的修正 Jones 模型,首先对下式进行分年度分行业估计:

$$\frac{Accruals_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta Sales_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中, $Accruals_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期的总应计利润,即营业利润减去经营活动现金流量; $Assets_{i,t-1}$ 为公司 i 在 $t-1$ 期末的总资产; $\Delta Sales_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期与 $t-1$ 期主营业务收入的差额; $PPE_{i,t}$ 为公司 i 在 t 期末的固定资产值。将式(8)的系数估计值带入下式,可得各公司 t 期的操纵性应计利润:

$$DiscAcc_{i,t} = \frac{Accruals_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} - \left(\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_1 \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Receivables_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} \right)$$

其中, $\Delta Receivables_{i,t}$ 是公司 i 在 t 期末与 $t-1$ 期末应收账款的差额。操纵性应计利润 $DiscAcc_{i,t}$ 可正可负, Hribar 和 Nichols(2007)的研究表明,在评价盈余质量时,带符号的操控性应计利润优于其绝对值;沈红波等(2009)指出,基于会计盈余的政府管制政策导致中国上市公司的盈余管理大多是为了虚增利润,为避免计量偏差,对操控性应计利润指标不应取绝对值。因此,我们使用 $DiscAcc_{i,t}$ 的实际值来衡量 $EM_{i,t}$,数值越大说明公司的盈余质量越低,在其他条件一定的情况下,这会降低股价信息含量, θ_1 为负。交乘项 $HA_{i,t} \times EM_{i,t}$ 的系数 θ_2 衡量的是跨境上市对公司信息整体可得性的影响。如果跨境上市有助于投资者获得更多的公司信息,则投资者对盈余等单一会计信息的依赖性会下降,意味着股价信息含量受盈余管理程度的影响较小, θ_2 为正。

模型中的其他变量均为控制变量。 $Firm\ Control\ Variables_{i,t}$ 为公司特征变量,我们参照 Fernandes 和 Ferreira(2008)及 Dasgupta 等(2010)的研究,选取了公司规模 $Size_{i,t}$ (公司 i 在 t 期末总资产的自然对数)、杠杆率 $Leverage_{i,t}$ (公司 i 在 t 期末的负债总额除以总资产)、资产收益率 $ROA_{i,t}$ (公司 i 在 t 期的净利润除以期末总资产)、市价账面比 $MB\ Ratio_{i,t}$ (公司 i 在 t 期末的市值与负债账面价值之和除以总资产)、风险敏感度 $Beta_{i,t}$ (与计算 R^2 所依据的五种资产定价模型相对应)和股票收益总波动程度 $Total\ Volatility_{i,t}$ (股票 i 在 t 期周收益率标准差的自然对数)。 $Industry_i$ 为行业虚拟变量,控制行业之间的差异; $Year_t$ 为年度虚拟变量,主要控制宏观经济形势的变化。

(四)样本与数据来源

本文以 2004 年 7 月至 2010 年 6 月沪深两市 A 股上市公司为初始样本,将每年 7 月至下一年 6 月作为一个研究年度。初始样本中有 50 家是从中国香港市场返回境内上市的公司。本文进一步对初始样本做了如下处理:(1)剔除发行 B 股的上市公司;(2)剔除金融保险行业的上市公司;(3)为避免 IPO 时特殊的信息披露特征对研究结论的影响,剔除每个研究年度的 IPO 公司;(4)剔除一个研究年度内股票周收益率数据不足 30 个的上市公司;(5)剔除控制变量中关键财务数据缺失的上市公司。我们最终得到 1 509 家上市公司 6 年共 7 488 个样本观测值。另外,为避免极端值对研究结论可能产生的影响,本文对连续型变量进行了上下 1% 的 winsorize 处理。公司在中国香港的上市时间数据来自 Wind 咨询金融终端,其他数据来自 CCER 经济金融数据库。

四、实证分析

(一)描述性统计

表1报告了本文主要变量的描述性统计结果,衡量股价信息含量的5个指标分别对应于式(1)一式(5), $Efficiency = \ln(1 - R^2)$, $R^2 \in [0, 1]$,因此 $Efficiency$ 为负,大小与股价信息含量成正比。可以看到,公司股价信息含量 $Efficiency$ 的5个指标在子样本二中的均值小于在子样本一中,且至少在10%的水平上显著;除了由三因素模型和四因素模型得到的股价信息含量指标外,子样本二的 $Efficiency$ 中位数也显著小于子样本一。这说明,与仅发行A股的公司相比,返回A股市场的H股公司的股价信息含量反而较低。这只是一个初步判断,我们将在多元回归分析中做进一步比较,并通过考察信息效应来分析其中的原因。

从其他变量的差异看,与仅发行A股的公司相比,返回境内上市的H股公司的股权集中度($ConOwner$)、盈余质量(EM)和盈利能力(ROA)显著较高,规模($Size$)显著较大,市价账面比($MB\ Ratio$)和股价波动($Total\ Volatility$)显著较低,而杠杆率($Leverage$)则没有显著差别。

表1 主要变量描述性统计

变量	全样本		子样本一: 仅发行A股的公司		子样本二:返回A股 市场的H股公司		子样本二与 子样本一的差异	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
$Efficiency_1$	-0.4996	-0.4683	-0.4969	-0.4667	-0.5985	-0.5247	-0.1016***	-0.0580***
$Efficiency_2$	-0.7311	-0.7064	-0.7300	-0.7062	-0.7732	-0.7199	-0.0432**	-0.0137
$Efficiency_3$	-0.7999	-0.7764	-0.7991	-0.7765	-0.8278	-0.7699	-0.0287*	0.0066
$Efficiency_4$	-0.5271	-0.4969	-0.5243	-0.4949	-0.6258	-0.5465	-0.1015***	-0.0516***
$Efficiency_5$	-0.6913	-0.6530	-0.6880	-0.6507	-0.8105	-0.7273	-0.1225***	-0.0766***
$ConOwner$	0.5357	0.5445	0.5284	0.5394	0.7996	0.8318	0.2712***	0.2924***
EM	0.0060	0.0058	0.0063	0.0061	-0.0062	-0.0031	-0.0125**	-0.0092**
$Size$	21.4143	21.3197	21.3576	21.2864	23.4504	23.7504	2.0928***	2.4640***
$Leverage$	0.5332	0.5228	0.5331	0.5230	0.5342	0.5088	0.0011	-0.0142
ROA	0.0174	0.0252	0.0171	0.0249	0.0306	0.0344	0.0135**	0.0095***
$MB\ Ratio$	2.1739	1.6536	2.1877	1.6641	1.6786	1.4364	-0.5091***	-0.2277***
$Total\ Volatility$	-1.3749	-1.3268	-1.3708	-1.3224	-1.5221	-1.5081	-0.1513***	-0.1857***
观测值	7 488		7 285		203			

注:均值差异采用 t 检验,中位数差异采用 Wilcoxon 秩和检验。***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

(二)多元回归分析

1.逆向跨境上市与控制权私利。表2报告了分别采用股价信息含量的5个指标对式(6)的回归结果,我们重点关注 $HA \times ConOwner$ 的系数。结果显示,无论采用哪种资产定价模型提取系统风险以获得股票价格中的公司特质信息含量, $HA \times ConOwner$ 的系数均为正,但在10%的水平上均不显著。根据上文的理论分析,从发达市场转向不发达市场的逆向跨境上市体现了公司管理层的机会主义倾向,即使中国香港市场有更严格的信息披露规则,境外投资者和分析师的信息需求也更高,但H股公司返回境内上市后,大股东并没有减少谋取控制权私利,因此境外上市没有增强境内投资者和分析师收集私有信息的激励,进而没有引起境内股价信息含量的变化。

解释变量 $ConOwner$ 的系数大于0,而且除三因素模型和国际CAPM模型外,至少在5%的水平上显著,说明控股股东持股比例较高的上市公司股价信息含量也较高,这与 Piotroski 和 Roulstone(2004)的发现一致。 EM 的系数均显著小于0,说明盈余管理程度与股价信息含

量负相关,陆瑶和沈小力(2011)对此有相同的发现。

控制变量中,除了三因素模型外,公司规模 *Size* 的系数均显著为负。唐松等(2011)指出,大规模公司会吸引更多的投资者,这有助于提高股价信息含量;但同时,大规模公司更容易受到国家宏观经济政策的影响,导致其股价同步性提高。表 2 的结果显示,公司规模对股价信息含量的影响主要体现在国家宏观经济政策方面,Fernandes 和 Ferreira(2008)、Dasgupta 等(2010)、唐松等(2011)、陆瑶和沈小力(2011)均得到了相同的结论。杠杆率高,则公司的破产风险大,非系统风险上升;市价账面比高意味着市场预期公司未来有较高的增长率,而增长潜力好的公司也面临更多的不确定性,从而增加公司的非系统风险;此外,盈利能力高的公司披露更多高质量信息的意愿更强。因此,杠杆率 *Leverage*、市价账面比 *MB Ratio* 和盈利能力 *ROA* 的回归系数显著为正。另外,股票收益对系统风险的敏感度 *Beta* 以及股票收益总波动率 *Total Volatility* 的系数也十分显著,说明在用 R^2 衡量股价信息含量时有必要控制这两个变量。

表 2 逆向跨境上市与控制权私利

	<i>CAPM</i>	<i>Three-factor Model</i>	<i>Four-factor Model</i>	<i>International CAPM</i>	<i>Industrial CAPM</i>
<i>ConOwner</i>	0.0722 *** (2.53)	0.0725 (1.56)	0.1220 ** (2.07)	0.0632 ** (2.06)	0.0725 (1.45)
<i>HA</i> × <i>ConOwner</i>	0.4467 (1.46)	0.4460 (0.75)	0.3762 (0.58)	0.2840 (0.99)	0.8955 (1.27)
<i>EM</i>	-0.0523 *** (-3.36)	-0.0561 ** (-2.15)	-0.0777 ** (-2.29)	-0.0569 *** (-3.48)	-0.0793 *** (-2.89)
<i>Size</i>	-0.0203 *** (-3.67)	-0.0087 (-0.91)	-0.0417 *** (-3.56)	-0.0235 *** (-3.92)	-0.0540 *** (-5.06)
<i>Leverage</i>	0.0169 (1.09)	0.0159 (0.62)	0.0695 ** (2.00)	0.0107 (0.60)	0.0617 *** (2.60)
<i>ROA</i>	0.0607 * (1.92)	0.0463 (0.95)	0.2349 *** (3.89)	0.0714 ** (2.17)	0.1123 *** (2.49)
<i>MB Ratio</i>	0.0017 (0.86)	0.0253 *** (7.74)	0.0329 *** (8.41)	0.0022 (1.06)	0.0116 *** (3.67)
<i>Market Beta</i>	-0.8183 *** (-62.85)	-0.7804 *** (-57.73)	-0.5709 *** (-41.30)	-0.8067 *** (-60.65)	-0.6912 *** (-45.69)
<i>US Market Beta</i>				-4.0557 *** (-14.01)	
<i>Industry Beta</i>					-0.8770 *** (-50.01)
<i>SMB Beta</i>		-0.2797 *** (-36.57)	-0.1530 *** (-20.09)		
<i>HML Beta</i>		-0.0678 *** (-18.35)	-0.0545 *** (-13.06)		
<i>UMD Beta</i>			0.0863 *** (12.52)		
<i>Total Volatility</i>	0.4013 *** (42.56)	0.4466 *** (37.79)	0.3490 *** (27.13)	0.4027 *** (42.24)	0.3991 *** (33.91)
<i>Constant</i>	1.5542 *** (12.44)	1.3381 *** (6.58)	1.4271 *** (5.62)	1.5435 *** (11.65)	1.9821 *** (8.54)
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7 488	7 488	7 488	7 488	7 488

注: Hausman 检验表明应采用固定效应模型,括号内为经聚类调整后的 t 值,下表同。

2.逆向跨境上市与公司境内信息透明度。表3报告了分别采用股价信息含量的5个指标对式(7)的回归结果,我们重点关注交乘项 $HA \times EM$ 的系数。结果显示,无论采用哪种资产定价模型提取系统风险以获得股票价格中的公司特质信息含量, $HA \times EM$ 的系数均为负,而且在CAPM模型中通过了5%水平的显著性检验。也就是说,与仅发行A股的公司相比,返回境内上市的H股公司在境内的信息透明度不仅没有显著提高,甚至还不如非跨境上市公司。我们认为这一结果说明:第一,H股公司返回境内上市后在中国香港市场披露的信息以及境外媒体的报道并未被A股市场投资者所关注,同时境内媒体也可能没有因公司同时在中国香港上市而增加对其信息的发掘与传播;第二,与仅发行A股的公司相比,逆向跨境上市公司的大股东谋取控制权私利的动机未减弱甚至更强,这意味着境内投资者和分析师获取公司特质信息的动力不仅没有增强,还有可能减弱,从而对上市公司的整体信息环境产生不利影响。

解释变量EM的回归系数均显著小于零,除了国际CAPM模型,ConOwner的回归系数均显著大于零,各控制变量回归系数的符号和显著性水平也与表2基本一致。

表3 逆向跨境上市与公司境内信息透明度

	CAPM	Three-factor Model	Four-factor Model	International CAPM	Industrial CAPM
EM	-0.0494 *** (-3.14)	-0.0546 ** (-2.07)	-0.0769 ** (-2.24)	-0.0544 *** (-3.29)	-0.0768 *** (-2.79)
$HA \times EM$	-0.1592 ** (-1.95)	-0.0813 (-0.40)	-0.0450 (-0.25)	-0.1337 (-1.49)	-0.1354 (-0.53)
ConOwner	0.0743 *** (2.61)	0.0748 * (1.61)	0.1240 ** (2.10)	0.0645 ** (2.10)	0.0774 (1.54)
Size	-0.0203 *** (-3.68)	-0.0086 (-0.91)	-0.0417 *** (-3.57)	-0.0235 *** (-3.92)	-0.0539 *** (-5.09)
Leverage	0.0165 (1.06)	0.0154 (0.60)	0.0691 ** (1.99)	0.01038 (0.58)	0.0608 *** (2.57)
ROA	0.0597 * (1.89)	0.0452 (0.93)	0.2340 *** (3.89)	0.0707 ** (2.15)	0.1103 *** (2.46)
MB Ratio	0.0018 (0.90)	0.0254 *** (7.77)	0.0330 *** (8.44)	0.0022 (1.09)	0.0118 *** (3.73)
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7 488	7 488	7 488	7 488	7 488

注:限于篇幅,表中未报告股票收益总波动程度 *Total Volatility*、风险敏感度 *Beta* 和常数项的估计结果,下表同。

3.内生性问题。式(6)和式(7)中,虚拟变量 HA 可能因样本选择(*sample selection*)而存在内生性,这也是有关跨境上市经济后果的实证研究中经常面临的问题。具体来讲,H股公司是否返回境内上市的选择方程为:

$$HA_i^* = \gamma' Z_i + \eta_i; HA_i = 1 \text{ if } HA_i^* > 0; HA_i = 0 \text{ if } HA_i^* \leq 0$$

其中, Z_i 是影响公司是否返回境内上市决策的一组变量, η_i 是误差项。如果 Z_i 也影响式(6)和式(7)中的被解释变量 *Efficiency*, 或者 η_i 与 ϵ_i 相关,则 HA 具有内生性,这会导致交乘项 $HA \times ConOwner$ 和 $HA \times EM$ 的系数估计值出现选择性偏差(*selection bias*)。

我们采用 Heckman 两步法来解决这一可能的内生性问题。第一步,采用 Probit 模型估计选择方程,参照 Doidge 等(2004)、Fernandes 和 Ferreira(2008)的研究, Z_i 包括公司规模 $Size_i$ 、杠杆率 $Leverage_i$ 、资产收益率 ROA_i 、市价账面比 $MB Ratio_i$ 、销售收入增长率 $Sales$

$Growth_i$ 和对外部融资的依赖程度 $EXTFIN_i$ (资本支出与经营活动现金流量之差除以资本支出);第二步,使用估计得到的 γ 计算自选择系数 λ ,^①并将 λ 加入式(6)和式(7)中重新估计系数。表 4 和表 5 报告了 Heckman 两步法估计结果。

可以看到,Heckman 两步法下,交乘项 $HA \times ConOwner$ 和 $HA \times EM$ 的系数与表 2 和表 3 没有实质性差别。 $HA \times ConOwner$ 的系数均为正,但只在行业 CAPM 模型中通过了 10%水平的显著性检验,而当我们使用更有效率的极大似然法^②估计上述样本选择模型时,该系数不再显著。 $HA \times EM$ 的系数均为负,而且除了 CAPM 模型,在国际 CAPM 和行业 CAPM 模型中也显著。因此,上文的研究结论得到了进一步支持。

表 4 逆向跨境上市与控制权私利:Heckman 两步法

	Probit	Heckman				
	HA	CAPM	Three-factor Model	Four-factor Model	International CAPM	Industrial CAPM
ConOwner		0.0435 *** (4.08)	0.0952 *** (5.27)	0.1122 *** (5.03)	0.0368 *** (3.29)	0.0644 *** (3.49)
HA × ConOwner		0.1040 (1.25)	0.0021 (0.02)	0.0726 (0.42)	0.0431 (0.50)	0.2434 * (1.69)
EM		-0.0480 *** (-3.44)	-0.0493 ** (-2.07)	-0.0752 *** (-2.58)	-0.0546 *** (-3.73)	-0.0914 *** (-3.79)
Size	0.8317 *** (18.08)	-0.0149 *** (-7.90)	-0.0129 *** (-3.79)	0.0059 (1.40)	-0.0148 *** (-7.44)	-0.0386 *** (-11.81)
Leverage	-0.8846 *** (-3.45)	0.0159 ** (2.39)	0.0347 *** (3.04)	0.0634 *** (4.55)	0.0146 ** (2.09)	0.0614 *** (5.32)
ROA	-3.2211 *** (-4.60)	0.0056 (0.26)	0.0172 (0.46)	0.2201 *** (4.83)	0.0333 (1.48)	0.0146 (0.39)
MB Ratio	-0.0422 (-0.79)	0.0040 *** (3.34)	0.0183 *** (8.61)	0.0334 *** (12.81)	0.0042 *** (3.35)	0.0104 *** (4.99)
Sales Growth	-0.3875 *** (-3.36)					
EXTFIN	-0.0017 (-0.73)					
观测值	7 455	7 455	7 455	7 455	7 455	7 455

注:模型控制了年度效应和行业效应,括号内为经聚类调整后的 z 值,下表同。

表 5 逆向跨境上市与公司境内信息透明度:Heckman 两步法

	Probit	Heckman				
	HA	CAPM	Three-factor Model	Four-factor Model	International CAPM	Industrial CAPM
EM		-0.04212 *** (-3.00)	-0.0450 * (-1.88)	-0.0704 ** (-2.40)	-0.0484 *** (-3.28)	-0.0860 *** (-3.53)
HA × EM		-0.3183 *** (-3.42)	-0.2254 (-1.53)	-0.2592 (-1.35)	-0.3341 *** (-3.42)	-0.3030 * (-1.86)
ConOwner		0.0448 *** (4.22)	0.0952 *** (5.30)	0.1131 *** (5.10)	0.0373 *** (3.36)	0.0674 *** (3.67)
Size	0.8317 *** (18.08)	-0.0149 *** (-7.86)	-0.0128 *** (-3.75)	0.0059 (1.42)	-0.0146 *** (-7.37)	-0.0387 *** (-11.84)

①Doidge 等(2004)详细介绍了自选择系数 λ 的计算及含义。
②样本选择模型有两种基本的估计方法:极大似然估计法(MLE)和 Heckman 两步估计法(也称为 Heckit),其中 Heckit 的估计效率不如 MLE,但经常被使用。

续表 5 逆向跨境上市与公司境内信息透明度:Heckman 两步法

	Probit	Heckman				
	HA	CAPM	Three-factor Model	Four-factor Model	International CAPM	Industrial CAPM
Leverage	-0.8846 *** (-3.45)	0.0153 ** (2.30)	0.0344 *** (3.01)	0.0629 *** (4.51)	0.0140 (0.045)	0.0606 *** (5.25)
ROA	-3.2211 *** (-4.60)	0.0042 (0.19)	0.0161 (0.43)	0.2191 *** (4.81)	0.0317 (1.41)	0.0136 (0.714)
MB Ratio	-0.0422 (-0.79)	0.0041 *** (3.36)	0.0184 *** (8.63)	0.0334 *** (12.82)	0.0043 *** (3.38)	0.0104 *** (5.00)
Sales Growth	-0.3875 *** (-3.36)					
EXTFIN	-0.0017 (-0.73)					
观测值	7 455	7 455	7 455	7 455	7 455	7 455

五、结 论

经典的跨境上市理论认为,境内上市公司到更发达的境外市场上市后可以通过信息效应增加公司价值。但中国的跨境上市公司大多采取了相反路径,即先在中国香港市场发行 H 股,再回到境内发行 A 股。虽然很多研究表明,与仅发行 A 股的公司相比,A + H 双重上市降低了权益资金成本,增加了以托宾 q 衡量的公司价值,但这一优势是否来源于境外上市的信息效应仍有待考证。本文结合中国特殊的制度和市场环境,分析了逆向跨境上市产生信息效应的可能性,并进行了实证检验。结果显示,H 股公司返回境内上市后,在较发达的中国香港市场上市没有减弱控股股东谋取控制权私利,而且其在境内市场的信息透明度也没有提高甚至还不如仅发行 A 股的公司。

在不存在信息效应的情况下,逆向跨境上市的 A + H 公司仍具有更高的市场价值。这说明 A 股市场的投资者并没有认真考察公司的质量,他们只是主观认为跨境上市公司在信息披露和公司治理方面优于仅发行 A 股的公司,这种主观意识掩盖了 H 股公司返回境内上市的真实动机,也是导致境外上市未能产生信息效应的重要原因。本文的研究结论从一个侧面反映出中国资本市场目前存在的一个问题,即广大的中小投资者甚至是以公募基金为代表的机构投资者并不注重自身利益的保护,他们可能没有很好地利用已经获得和可以获得的信息,同时也缺乏参与公司治理的积极性。事实上,投资者行为对推进公司治理改革至关重要,如果投资者“只买不管”,大股东的权利就很难被制衡,公司在二级市场上的估值溢价也难以反映其真实质量。监管者应通过制度设计来鼓励 A 股市场投资者尤其是机构投资者积极参与公司治理,从长远来看,这有助于培育市场的价值投资理念,实现上市公司与投资者的双赢。

参考文献:

[1]丁岚,董秀良.境外上市公司回归 A 股市场交叉上市动因研究[J].中国工业经济,2010,(8):108—117.
[2]何丹,张力上,陈卫.交叉上市、投资者保护与企业价值[J].财经科学,2010,(3):16—22.
[3]李增泉,叶青,贺奔.企业关联、信息透明度与股价特征[J].会计研究,2011,(1):44—51.
[4]陆瑶,沈小力.股票价格的信息含量与盈余管理——基于中国股市的实证分析[J].金融研究,2011,(12):131—146.
[5]潘越,戴亦一.双重上市、信号幻觉与融资效应[J].经济管理,2010,(3):117—124.
[6]沈红波,廖冠民,廖理.境外上市、投资者监督与盈余质量[J].世界经济,2009,(3):72—81.

- [7]唐松,胡威,孙铮.政治关系、制度环境与股票价格的信息含量——来自我国民营上市公司股价同步性的经验证据[J].金融研究,2011,(7):182—195.
- [8]肖珉,沈艺峰.跨地上市公司具有较低的权益资本成本吗——基于“法与金融”的视角[J].金融研究,2008,(10):93—103.
- [9]王立彦,刘军霞.A—H股双重报告差异与公司治理[M].北京:北京大学出版社,2004.
- [10]辛清泉,王兵.交叉上市、国际四大与会计盈余质量[J].经济科学,2010,(4):96—110.
- [11]朱红军,何贤杰,陶林.中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗?——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J].金融研究,2007,(2):110—121.
- [12]Bailey W, Karolyi G A, Salva C. The economic consequences of increased disclosure:Evidence from international cross-listings[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81(1):175—213.
- [13]Baker H K, Nofsinger J R, Weaver D G. International cross-listing and visibility[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2002, 37(3):495—521.
- [14]Bushman R M, Piotroski J D, Smith A J. What determines corporate transparency? [J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42(2):207—252.
- [15]Carhart M M. On persistence in mutual fund performance[J]. Journal of Finance, 1997, 52 (1):57—82.
- [16]Chan K, Hameed A. Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 80(1):115—147.
- [17]Coffee J. Racing towards the top? The impact of cross-listings and stock market competition on international corporate governance[J]. Columbia Law Review, 2002, 102(7):1757—1831.
- [18]Dasgupta S, Gan J, Gao N. Transparency, price informativeness, and stock return synchronicity:Theory and evidence[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45(5):1189—1220.
- [19]Dechow P, Sloan R, Sweeney A. Detecting earnings management[J]. The Accounting Review, 1995, 70 (2):193—225.
- [20]De Long J B, Shleifer A, Summers L H, et al. Noise trader risk in financial markets[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(4):703—738.
- [21]Doidge C, Karolyi G A, Stulz R M. Why are foreign firms listed in the U.S. worth more? [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 71(2):205—238.
- [22]Durnev A, Morck R, Yeung B, et al. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(5):797—836.
- [23]Fama E F, French K R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1):3—56.
- [24]Fernandes N, Ferreira M A. Do international cross-listing improve the information environment[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88(2):216—244.
- [25]Gebhardt W R, Lee C, Swaminathan B. Toward an implied cost of capital[J]. Journal of Accounting Research, 2001, 39(1):135—176.
- [26]Hribar P, Nichols D. The use of unsigned earnings quality measures in tests of earnings management[J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45(5):1017—1053.
- [27]Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1):67—86.
- [28]Jin L, Myers S C. R^2 around the world:New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2):257—292.
- [29]Lang M, Raedy J M, Yetman M H. How representative are firms that are cross-listed in the United States? An analysis of accounting quality[J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(2):363—386.
- [30]Lang M, Lins K V, Miller D P. ADRs, analysts, and accuracy:Does cross listing in the United States im-

- prove a firm's information environment and increase market value? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(2):317—345.
- [31] Licht A. Cross-listing and corporate governance: Bonding or avoiding? [J]. *Chicago Journal of International Law*, 2003, 4:141—163.
- [32] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1):215—260.
- [33] Piotroski J D, Roulstone B T. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(4):1119—1151.
- [34] Ross A S, Westerfield R W, Jaffe J F. *Corporate finance* [M]. New York: McGraw-Hill Higher Education, 2002.
- [35] Siegel J. Can foreign firms bond themselves effectively by renting U.S. securities laws? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(2):319—359.
- [36] Teoh S H, Yang Y, Zhang Y. R-square: Noise or firm-specific information? [R]. Working Paper, National University of Singapore, 2007.

Does Reverse Cross-listing Lead to Information Effect? A Study Based on H-share Companies Returning to Domestic Stocks Market

CHANG Rong

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Information effect of cross-listing comes from stricter information disclosure rules and higher market information demand on overseas markets, and can bring market value premium to cross-listed companies through the suppression of private benefits of control of blockholders and the improvement of corporate information transparency in domestic market. Different from foreign cross-listed companies, the majority of Chinese cross-listed companies first issue H-share stocks in developed Hong Kong stock market, and then return to domestic A-share market. The existence of information effect of reverse cross-listing requires further analysis. It comes to the following empirical results: after H-share companies return to domestic A-share market, listing on developed Hong Kong stock market fails to weaken private benefits of control of blockholders; these companies do not have higher information transparency on A-share market or even lower information transparency than companies which only issue A-shares, but they enjoy higher A-share market values. It provides evidence for cross-listing theories, and the revelation of the important role of investor behavior in corporate governance reform.

Key words: reverse cross-listing; information effect; private benefit of control; information transparency

(责任编辑 康健)