

# 制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性

## ——基于 $R^2$ 研究的视角

游家兴 张俊生 江伟\*

**摘要** 本文承袭 Morck 等(2000)的研究方法,运用资产定价回归模型的拟合系数(即 $R^2$ )来捕捉股价波动的同步性。在引入中国证券市场制度建设过程中六个标志性事件的基础上,我们发现,伴随着制度建设的逐步推进、不断完善的历史过程,股价波动的同步性趋向减弱,股票价格所反映出的公司特质信息越来越丰富。在稳健性检验中,我们引入中国中小投资者法律保护分值作为反映制度建设进程的代理变量,发现投资者法律保护措施的加强有效抑制了股价波动的“同涨共跌”现象,再次验证了本文的研究结论。

**关键词** 制度建设, 特质信息, 同步性

### 一、引言

Morck, Yeung and Yu(以下简称 MYY, 2000)的研究证实,在世界 40 个主要经济体中,中国股票市场价格波动的同步性(synchronicity)仅次于波兰,位居第二。所谓股价波动的同步性亦即在中国通常所说的“同涨共跌”现象,即在某一时间段绝大多数股票价格同时上涨或者同时下跌。这一现象意味着公司的特质信息(firm-specific information)<sup>1</sup>较少地纳入投资者的资产定价之中,或者说对投资者的价值是较低的。这一现象的出现被认为破坏了公司信号的传递机制,弱化了证券市场通过价格来进行资源配置的效率(Wurgler, 2000; Morck et al., 2003, 2004)。<sup>2</sup>

\* 游家兴,厦门大学;张俊生,中央财经大学;江伟,暨南大学。通讯作者及地址:游家兴,厦门大学 1548 号信箱,361005;电话:(0592)2573109;E-mail: xmyou@sina.com。本文得到国家自然科学基金重点项目——公司财务管理若干基础问题研究(项目批准号:70632001)的资助。作者衷心感谢姚洋和两位匿名审稿人富有建设性的意见,感谢沈艺峰、陈国进、屈国洲、潘越、陈灯塔、肖珉、杨莎莉对本文的完善提出的修改意见,感谢厦门大学王亚南经济研究院青年学者论坛与会者、中国金融国际年会评论人袁萍对本文的有益评论,论文观点由作者本人负责。

<sup>1</sup> 根据 Roll(1988)、MYY(2000)、Jin and Myers(2006)等学者的研究,证券市场的信息分为市场层面的信息和公司层面的信息。前者是指对各个公司具有普遍影响的事件,如宏观经济变化、法律颁布等;后者是指除市场层面消息外,包括增发、配股、并购、股利发放等在内的与公司基本价值密切相关的特殊事件,即所谓的公司特质信息。

<sup>2</sup> Morck 和 Yeung 等(2003, 2004)对美国上市公司的研究表明,当股价波动反映出的公司特质信息越丰富时,股价包含的有关公司未来收益的信息越多,预示着更有效的信息市场。而且,他们还发现,在公司特质信息含量越高的行业,资本预算越接近市场价值最大化的目标。Wurgler(2000)的研究也证实,在股价波动所反映出的公司特质信息含量越高的国家中,金融市场更倾向于引导资源投入高成长性行业,进而体现出更高的资本配置效率。

既然股价波动所反映出的公司特质信息的含量<sup>3</sup>对公司资本预算乃至金融市场的资本配置效率具有重要的影响,那么为什么不同国家的股价波动同步性会有所不同呢?MYY(2000)指出各国对投资者产权保护状况的不同决定了各国股价波动同步性的不同,而Jin and Myers(以下简称JM,2006)却认为各国公司透明度的不同是导致各国股价波动同步性不同的原因。虽然MYY(2000)和JM(2005)通过国别之间的横向比较分别验证了各自的论点,然而,Fan and Wong(2002)、Bushman, Piotroski and Smith(2004)都指出,公司的透明度往往内生于国家的司法体系,因此,JM(2006)的实证结果并没有拒绝MYY(2000)的论断<sup>4</sup>,而是进一步验证了投资者保护的制度环境对股票价格行为特征的影响。同时,MYY和JM的论文只是横向比较了国别的制度差异对股价波动同步性的影响,他们没有注意到一个国家制度环境的构建本身是一个历史实践的发展过程,都要经历一个从无到有,从不规范到逐渐完善的演进过程。

由此,本文将视角转入对单一国家的研究上,所关注的问题是:一个国家证券市场制度的沿革,对股价波动的同步性产生了什么样的影响?究竟股市股价波动的同涨共跌现象因此而减少,还是没有受到太多的影响?中国股市作为新兴的证券市场,从无到有,逐步规范,经历了一条迅速发展的道路。相应地,制度建设也经历了一个从无到有,从薄弱到逐渐加强的历史实践过程,为我们提供了一个很好的研究范本。基于此,本文采用纵向研究的方法,考察随着中国证券市场的制度变迁,股价波动同步性的时间变化轨迹。

本文的研究意义在于:首先,本文从动态的视角深入剖析制度建设对金融发展所起的作用,不仅是对MYY(2000)和JM(2006)研究的进一步拓展和延伸,而且对于政策实施效果的评价乃至对今后的政策制定都将起到一个良好的启示作用;其次,越来越多的学者将研究视角转向对公司层面股票收益波动性的探讨上(如Campbell et al., 2001; Goyal and Santa-Clara, 2003; Bali et al., 2005; Wei and Zhang, 2006),然而,其中以发展中国家股票市场为研究对象的实证文章很少,而以中国股票市场为研究对象的文献更是鲜见,本文则试图填补此空白;第三,Campbell et al.(2001)的实证研究发现,在美国过去近四十年的股市发展中,相对于市场波动性,基于公司层面的收益波动性随着时间的推移有了显著的提高,即股价波动的同步性明显减弱。尽管他们意识到法律的健全和制度的完善也是可能的解释之一,然

<sup>3</sup> 在本文中,股价波动的信息含量特指股价波动所反映出的公司特质信息与市场层面信息的相对大小,以与会计盈余和股利信息含量相区别。

<sup>4</sup> JM(2006)在论述其观点时也明确指出,虽然他们的理论模型从逻辑上区分了公司透明度与投资者产权保护之间的差异,但在实践中,二者是紧密相联、无法割裂的。Chan and Hameed(2006)也强调,对于投资者法律保护水平较差的新兴市场而言,上市公司较低的信息透明度以及由此而导致的过高的信息收集成本是股价波动呈现出较强同涨共跌特征的主要原因。并且,许多关于法和金融理论的文献也都认为,加强公司信息披露、维护投资者的知情权本身就是投资者权利法律保护中一项非常重要的内容。

而，这仅仅只是未加证实的猜想而已。而本文的研究不仅获得与 Campbell et al. (2001) 类似的发现，而且更是对其猜测的一个直接验证。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分在文献回顾的基础上提出本文的核心命题；第三部分介绍本文的研究设计；实证检验的结果及相关分析在第四部分给出；最后对全文进行总结和讨论。

## 二、命题的提出

MYY (2000) 发现了不同国家的股价波动具有不同的同步性这一现象，并对其提供了理论解释。MYY (2000) 指出，一个完善的金融体制可以给予投资者较好的产权保护，这使得套利者 (arbitrageurs) 更愿意参与套利活动。由于套利活动是基于私人信息的交易活动，推动价格向实际价值接近，进而增加股票价格波动所反映的有关公司特质信息的含量 (Roll, 1988)。而在投资者产权保护较差的国家里，套利者由于面临着较高的、难以预测的政治风险，再加上金融体制不完善而导致的对投资者利益侵害事件屡有发生，由此提高了信息收集成本，使得套利者不愿意参与套利活动，从而阻碍了股票价格对公司特质信息的吸收，股价波动同涨共跌的现象趋向明显。因此，MYY (2000) 认为各国对投资者产权保护的不同是决定各国股价波动同步性不同的原因。JM (2006) 在 MYY (2000) 的研究基础上，指出股价波动的信息含量差异实际上源于公司信息透明度的差异，因为公司信息的透明程度决定了公司特有风险在公司内部人和外部投资者之间的分担。公司的透明度越低，公司内部人越有可能通过内部信息牟取私利，使得内部人承担更多的公司特有风险，减少外部投资者吸收的公司特有风险，由此最终导致股价波动所反映出的公司特质信息含量的降低。

但是，MYY (2000) 和 JM (2006) 的研究都只是在单一时点上国与国之间的横向比较，而我们认为，就一个国家而言，无论是金融体制的完善还是投资者产权保护机制的健全，都不可能一蹴而就，都是一个渐近的历史发展过程。并且，从动态历史演绎的视角来看，无论是 MYY (2000) 讨论的投资者产权保护机制的强弱，还是 JM (2006) 讨论的信息透明程度的高低，最终都可归结为一个国家制度建设演进的直接体现。就我国而言，证券市场改革是一个从无到有、逐步摸索、迂回曲折的制度创新过程。在证券市场设立初期，无论是在整体框架设计中，还是在具体的交易制度的制定中，政府都扮演着主导性的角色。对于股票价格的涨跌，政府同样有着举足轻重的影响，以至于“政策市”的说法得到了广泛的认同。然而，我们也应该看到，证券市场建设正处在中国经济转轨的大背景下，始终与以促进资源优化配置为目标的市场化改革进程相契合。在过去十多年的历史发展过程中，随着《公司法》、《证券法》等各项法律法规和相关配套制度的颁布与实施，中国证券市

场在提高上市公司信息披露和完善公司治理,从而最终保护投资者利益方面取得了长足的发展,证券市场效率随着制度建设的不断完善也逐渐得以提高(曾亚敏、张俊生,2005)。基于以上原因,本文提出以下核心命题:伴随着中国证券市场制度建设的演变进程,股价波动的同步性将趋向减弱,所反映出的公司特质信息将越来越丰富。

这一命题的提出也可以从发轫于20世纪90年代中后期的法和金融理论得到佐证,该理论强调了法律对金融发展的重要作用。作为法和金融理论的代表人物,La Porta et al. (以下简称LLSV,1997,1998,2002)认为一国的法律渊源对该国的投资者保护力度、私有财产保护强度以及金融市场的发展都具有显著的解释作用。Levin(1999)的研究也证实,一国的法律制度正是通过影响金融系统的发展而最终促进该国的经济增长的。沈艺峰等(2004,2005)对中国的研究也表明,在我国证券市场发展的历史实践中,中小投资者法律保护得以不断发展与完善,不仅有助于减少投资者对市场保护的依赖性,而且可以降低上市公司的权益资本成本。而MYY(2000)和JM(2006)的根本观点同样可以视为LLSV研究范式的一个延续和扩展,因为无论是投资者产权保护机制的健全(MYY,2000)还是公司信息透明度的提高(JM,2006),始终都离不开一个国家司法体系的完备和治理环境的完善。如果市场环境从混乱无序走向规范有序,制度建设从薄弱走向健全完善,对内部交易、操纵股价等阻滞信息反映的行为能起到越来越有效的遏制作用,那么就更有可能会增进股票价格的信息含量。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选取与数据来源

本文以1994年7月1日《公司法》的正式实施作为实证研究的起点,研究的样本包括1994年7月1日至2005年5月31日之间所有A股上市公司。本文样本公司的所有交易数据来自上海万得资讯科技有限公司开发的Wind数据库,部分缺失数据由北京色诺芬信息服务有限公司的CCER数据库补充。

#### (二) 公司特质信息的度量

我们采用Roll(1988)提出的方法,首先将股票收益分解为来自市场层面的共同收益( $r_{mt}$ )和来自公司层面的特有收益( $r_{it}$ ),通过下列简化的资产定价模型提取个股股价波动的信息含量:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中： $r_{it}$ 表示第*i*只股票*t*期的周收益率，本文采用考虑股利收入的收益率进行计算； $r_{mt}$ 表示*t*期以流通市值加权计算的市场周收益率； $\epsilon_{it}$ 表示残差，它捕捉了市场信息无法解释的收益率，也就是我们所关心的公司特质信息对股票收益的冲击。就个股而言，当公司特质信息对股票收益冲击越大，收益率离中趋势越明显，残差也越大，那么回归方程的调整拟合系数（ $R^2$ ）<sup>5</sup>越小。从而，我们就可以用  $R^2$  来度量股价波动所反映出的信息含量的比例构成。当  $R^2$  越大时，说明股票收益受市场的影响越大，股价波动所包含的特质信息越少，反之亦然。

然后，我们将所得到的个股  $R_i^2$  进行平均，从而获得关于研究期间整个市场信息构成的量化指标：

$$\bar{R}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, n), \quad (2)$$

其中： $R_i^2$ 表示第*i*只股票价格波动的信息含量； $\bar{R}^2$ 表示各只股票信息含量的均值，反映了整个市场关于公司特质信息构成的普遍水平。当  $\bar{R}^2$  越高时，说明各个公司受市场影响普遍较大，股价波动表现出跟随大盘同涨共跌的现象较为明显，从而也意味着股价所包含的异质信息较少。上述方法在 21 世纪初在许多学者（如 MYY, 2000；JM, 2005 等）的研究中得到了广泛应用。

需要说明的是，本文之所以采用周收益率，是考虑到倘若采用月收益率作为研究样本，会导致样本量过小，难以得到具有较高稳定性的估计结果；而如果采用日收益率，虽然可以取得更多的观察值，但容易受到非同步交易等市场微观结构的影响（Scholes and Williams, 1977），从而降低估计结果的准确性。

### （三）证券市场制度建设进程的阶段划分

证券市场制度建设的进程不仅体现在交易市场的技术革新上，而且更多地反映在法律、规章制度的完善上，因此，本文主要以法律事件或具有法律效力的规章条例作为阶段划分标志。自 1991 年证券市场设立以来，我国关于股票市场与上市公司的国家法律、行政法规、部委规章不断出台，数量众多，不可能一一列举，再加上相应的法律效力不同，涵盖的内容各有侧重，所产生的影响在广度和深度上具有较大差异。基于此，本文根据已有的相关学术文献以及中国实际情况，选取对中国证券市场制度建设进程具有较大推进作用的六个法律事件。从而，基于六个标志事件的选取，我们把中国股票市场的发展划分为七个时间段。选取的法律事件如表 1 所示：

<sup>5</sup> 为表述方便起见，本文  $R^2$  概指式(1)回归方程的调整拟合系数。

表1 事件的选取

时间	事件
1996年12月26日	涨跌停板制度实施
1997年12月12日	《证券交易所管理办法》发布
1999年7月1日	《证券法》实施
2001年8月16日	《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》发布
2002年6月22日	《上市公司信息披露准则》发布
2004年1月31日	《国务院关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》发布

之所以这样选取是因为：

第一，虽然从理论分析的角度看，对于证券市场涨跌停机制实施效果的讨论还存在较大分歧，然而，近来许多的实证研究，如吴林祥、徐龙炳、王新屏（2003）对中国股票市场的研究，Huang, Fu and Ke（2001）对台湾股票市场的研究，都表明涨跌停机制在消除市场过度反应、降低市场波动的同时，又可以为投资者提供重新评估新信息的机会，从而有助于证券价格的发现过程。因此，本文把1996年12月涨跌停限制定为10%当作制度建设进程中的重要事件。

第二，1997年12月重新颁布的《证券交易所管理办法》，可以视为中国证券市场自律监管迈向实质性的重要一步，它对由于证券交易所职责履行不到位所导致的市场信息披露混乱、上市公司报表公布极不规范等不良现象起到有效的遏制作用，从而有助于提高市场的信息含量和信息透明度。因此，本文把它当作重要的监管事件。

第三，1999年7月1日正式实施的《证券法》是继《公司法》颁布后，中国证券市场制度建设进程中的又一里程碑，它确立了中国证券市场法律规范的总体框架，为市场秩序的规范和投资者利益的保护提供了明确的制度保障。Stigler（1964）、Jarrell（1981）以及Simon（1989）分别对美国1933年证券法以及1934年证券交易法的研究也表明，《证券法》的颁布实施对美国股票市场具有一定的影响，尤其是对降低股票价格的波动行为作用更为显著。因此，我们把《证券法》的实施作为制度建设中重要的标志性事件。

第四，独立董事制度作为规范和完善公司治理结构的重要制度安排，在解决所有权与经营权分离所产生的代理成本问题上发挥着有效作用（Fama and Jensen, 1983; Weisbach, 1988）。虽然，目前我国学者对独立董事能否真正发挥作用尚存质疑，但我们认为《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》的出台是证监会旨在提高上市公司质量、强化公司治理机制的重要举措，在健全董事会制衡机制、保护中小投资者利益、增加公司信息透明度等方面具有深远的意义。因此，我们将它列为制度建设进程中的阶段性标志事件。

第五，会计信息质量对金融市场的影响越来越广泛地受到学者的关注。Bushman and Smith (2003)、Bushman et al. (2004) 都强调了财务会计信息对公司治理机制作用的发挥具有重要影响，Bhattacharya et al. (2003)、Yu (2005) 也指出会计信息质量的提高对消除代理成本、降低融资成本以及保护投资者利益等方面大有裨益。而 2002 年发布的《上市公司信息披露准则》其主旨正是在于提高上市公司的会计信息质量，是对我国证券市场会计信息披露制度体系的进一步完善，因此本文亦把其作为标志性事件之一。

最后，《国务院关于推进资本市场改革开放和稳定发展的若干意见》是在我国股市陷入持续低迷状态的背景下出台，它最重要的特征是，在解决资本市场各种难题的同时，强调从制度建设上规范金融市场。由此可见，它的出台将对我国证券市场制度设计与发展产生深远的影响。因此，我们也把它作为重要的标志性事件。

#### (四) 面板数据分析

虽然我们关心的是证券市场制度建设的进程对公司特质信息含量的影响，然而，制度建设本身是一个渐进式的过程，它对市场信息效率的推进作用是潜移默化的，隐含着许许多多无法观测或难以量化的影响。因此，本文采用非均衡的面板数据 (unbalanced panel data) 回归分析方法，并通过建立固定时期效应模型以捕捉不同时期制度建设的潜在作用。模型设定如下：

$$R_{it}^2 = \mu + \alpha_t + \beta_t X_{it} + u_{it}, \quad (3)$$

其中： $R_{it}^2$  为个股股价波动中公司特质信息构成的量化指标，通过式 (1) 估计得出，反映第  $i$  只股票在第  $t$  时期的股价波动同步性； $\mu$  表示截距项； $\alpha_t$  表示未被观测或不可观测的与截面个体无关的随时间  $t$  变化的因素对被解释变量的特别影响 (J. 约翰斯顿等，2002)。通过  $\alpha_t$ ，我们可以较好地捕捉到制度建设的演进过程对公司特质信息的影响，克服因解释变量难以量化而给计量分析带来的困难； $\beta_t$  表示解释变量对因变量不随个体变化的影响系数； $u_{it}$  表示随时间和截面个体同时变化的剩余误差项。

同时，为了控制其他因素对  $R_{it}^2$  的影响，本文还引入以下控制变量：

(1) 规模 (Size)，取个股研究期间周流通市值的均值，并通过自然对数进行转化。Roll (1988) 指出，规模越大的公司，它与行业或市场的关联度越高，越容易受行业环境或宏观环境的影响， $R_{it}^2$  也越高。

(2) 换手率 (Turnover)，取个股研究期间周换手率的均值，其中，换手率为成交股数与流通股本的比值。换手率不仅反映了股票的流动性，也间接反映了投资者对股票的关注程度。换手率越高，表明投资者基于私人信息对它进行套利活动的可能性越大，从而使得股价波动反映出更多的基于公司层面的信息。此外，投资者的非理性行为或者投资者情绪等因素对股价行为特征

的影响也是显而易见的<sup>6</sup>，而换手率作为投资者异质性信念波动程度较好的代理变量(张峥、刘力, 2006)，我们认为，该变量至少可以部分控制上述因素对股价波动同步性所可能带来的影响。

(3) 账面市值比(Bm)，取个股研究期间周账面市值比的均值，其中，周账面市值比为上年末每股权益与该周的周末收盘价的比值。账面市值比反映了市场 $\beta$ 值所不能捕捉到的系统性风险——财务困境成本，账面市值比越高的公司对宏观经济因素的反应越敏感(Fama and French, 1993)，从而可能导致较高的股价波动同步性。因此，我们也将将其作为控制变量纳入回归模型。

### (五) 描述性统计分析

表2列示了各个阶段 $R_{it}^2$ 的描述统计结果，表3列示了在回归估计中所使用的研究变量的描述性统计结果。从表2可以看出，中国证券市场具有明显的“同涨共跌”现象，特别是在证券市场建设初期， $R_{it}^2$ 高达0.783，说明市场收益率可以解释78.3%的个股收益率，公司特质信息较少地纳入投资者的资产定价之中，股票之间的差异严重趋同化。然而，随着时间的逐渐推移， $R_{it}^2$ 的均值和中值都表现出较为明显的下降趋势，而且它的分布特征也呈现出很大变化，从最开始的高偏倚、高峰度分布逐渐向标准的无偏、低峰的正态分布逼近。唯一出现例外的是在第(5)阶段， $R_{it}^2$ 出现反转，均值从原先的0.285攀升到0.580，但在随后的两个阶段又持续下降至0.370。

表2 各个阶段 $R_{it}^2$ 的描述统计

样本期间	样本数	均值	中值	标准差	偏度	峰度	极小值	极大值
阶段(1)	254	0.783	0.808	0.106	-1.800	4.198	0.285	0.924
阶段(2)	476	0.472	0.483	0.140	-0.413	0.098	0.011	0.778
阶段(3)	684	0.337	0.338	0.144	-0.07	-0.684	-0.013	0.681
阶段(4)	836	0.285	0.291	0.126	0.013	-0.418	-0.008	0.657
阶段(5)	1084	0.580	0.631	0.199	-0.987	0.313	-0.009	0.905
阶段(6)	1131	0.407	0.419	0.171	-0.379	-0.419	-0.018	0.808
阶段(7)	1245	0.370	0.382	0.130	-0.267	-0.124	-0.054	0.708

注：个股 $R^2$ 分别通过式(1)回归估计得出，表示第 $i$ 只股票在第 $t$ 期的股价波动同步性。如果某只股票的研究窗口少于30周，我们将它剔除以保证回归结果不受小样本估计偏误的影响。此外，为了剔除IPO对股票收益的影响，我们对新上市公司的观察从首次公开发行后的第二周开始。

表3 研究变量的描述统计

变量	样本数	均值	中值	标准差	偏度	峰度	极小值	极大值
Size	5710	20.305	20.327	0.821	0.008	3.380	16.296	23.935
Tover	5710	0.092	0.077	0.072	7.758	215.564	0.003	2.594
Bm	5710	0.246	0.218	0.148	0.618	11.088	-1.541	1.440

<sup>6</sup> 作者感谢审稿人在该问题上提出的宝贵意见。

## 四、实证结果与分析

### (一) 差异显著性检验

表 4 列示了各个阶段  $R_{it}^2$  之间差异的显著性检验结果。由于在某些阶段,  $R_{it}^2$  的分布不服从正态分布, 因此, 为了保证检验结果的可靠性, 本文分别采用正态分布假定下的  $t$  检验和非正态分布下的非参数检验 (Mann-Whitney U 检验), 研究  $R_{it}^2$  在不同阶段是否发生显著变化。

表 4 各个阶段  $R_{it}^2$  差异显著性检验

差异	(2)—(1)	(3)—(2)	(4)—(3)	(5)—(4)	(6)—(5)	(7)—(6)	(7)—(1)
	-0.311	-0.134	-0.052	0.295	-0.173	-0.037	-0.413
独立样本 $t$ 检验	-33.66 <sup>a</sup>	-15.84 <sup>a</sup>	-7.45 <sup>b</sup>	39.53 <sup>a</sup>	-21.94 <sup>a</sup>	-5.88 <sup>b</sup>	-54.25 <sup>a</sup>
Mann-Whitney U 检验	-20.45 <sup>a</sup>	-14.32 <sup>a</sup>	-7.09 <sup>a</sup>	28.47 <sup>a</sup>	-21.65 <sup>a</sup>	-6.78 <sup>a</sup>	-24.36 <sup>a</sup>

注: a, b, c 分别表示显著性水平为 1%, 5% 和 10% (双尾检验); (1)—(7) 分别表示从 (1) 到 (7) 的不同阶段。

从表 4 可以看出,  $R_{it}^2$  从最初的 0.783 下降至现在的 0.370, 说明了随着制度的演进, 中国股价波动所反映出的公司特质信息比重越来越大, 整个证券市场呈现出信息效率不断增进的过程。在阶段 (1) 至阶段 (4), 虽然  $R_{it}^2$  下降程度逐渐减小, 但各阶段之间都达到了 5% 以上的显著性水平。然而, 在阶段 (4) 和阶段 (5) 之间,  $R_{it}^2$  出现反转。需要特别指出的是, 这一阶段, 即 2001 年 8 月至 2002 年 6 月是中国股市有史以来持续时间最长、跌幅最大的熊市阶段<sup>7</sup>, 整个市场陷入恐慌, 投资者纷纷抛售套现, 噪音交易 (noise trading) 急剧上升。根据 De Long et al. (1989, 1990) 的研究, 噪音交易的增加将引起与公司特质信息无关的整个市场的股价波动, 从而掩盖了制度建设对市场效率的推进作用。不过, 这种阻碍作用随着上市公司信息披露准则等法规的出台而逐渐减弱, 我们可以看到, 在随后的阶段 (6) 和阶段 (7),  $R_{it}^2$  持续、显著下降, 一方面表明投资者投资理念重新回到理性的轨道上, 另一方面也表明了相关政策的制定对于稳定金融市场环境具有重要作用。特别是在阶段 (2), 即涨跌停板制度实施后的一段时间内,  $R_{it}^2$  有一个非常大的下降幅度, 达到 0.3114, 这表明就中国而言, 涨跌停机制实施对于投资者对公司价值的重新评估、证券价格的重新发现具有十分积极的促进作用。此外,

<sup>7</sup> 2001 年 6 月 12 日, 我国政府公布《减持国有股筹集社会保障资金暂行办法》, 6 月底, 中国股市大幅下跌, 到 10 月底该计划暂停, 上海和深圳股票市场市值分别下跌了 32% 和 37%。

在阶段(6),也就是中国证监会发布上市公司信息披露准则后, $R_{it}^2$ 也有一个较大的下降幅度,达到0.1733,这同样表明随着市场监管者对上市公司信息公开、透明、真实要求的日渐提高,随着监管力度的日趋强化,股价反映出来的信息也越充分。

## (二) 时变性研究

进一步地,为了更加清晰地看出随着时间的推移,股价波动所反映的公司特质信息含量的变化轨迹,我们对整个市场 $\bar{R}^2$ 的时变性进行了研究。我们同样选取1994年7月1日至2005年5月27日共计545周的时间区间进行研究。为了保证回归结果的可靠性和可信度,我们以60周为一个检验区间,并剔除了那些检验区间观察点个数少于30个的股票,同时为了避免IPO对股票收益的影响,我们对新上市公司的观察从首次公开发行后的第二周开始。

首先,我们观察第1—60周的样本点,仍然通过下列定价模型对每只股票进行回归以获得个股的 $R_{it}^2$ :

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

接着,对所得到的个股回归模型的 $R_{it}^2$ 进行平均,获得在第一个研究期间整个市场股价波动同步性(即 $\bar{R}_1^2$ )的估计值:

$$\bar{R}_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{i,1-60}^2. \quad (5)$$

最后,我们把将样本研究期间向前滚动一期,将第2—61周的样本点按上述方法估计出第二个研究期间的 $\bar{R}_2^2$ 。以此类推,我们将得到从 $\bar{R}_1^2$ 到 $\bar{R}_{486}^2$ ,共计486个研究期间关于市场股价波动同步性的估计值。

从图1 $\bar{R}^2$ 的运动轨迹可以看出,随着时间的推移,整个市场股价波动的同步性趋向减弱,印证了前面的发现。在1995年初, $\bar{R}^2$ 高达0.8以上,之后逐年下降,特别是1996年实施涨跌停板制度后, $\bar{R}^2$ 直线下滑至0.4—0.5。进入1997年后, $\bar{R}^2$ 进一步下降,跌落至0.4以下。随着1999年7月《证券法》的正式实施,市场制度环境进一步完善, $\bar{R}^2$ 虽略有起伏,但仍稳定在0.3左右。然而在2001年,由于股市大跌,引起了 $\bar{R}^2$ 的强烈反弹,再次攀升至0.6。此后,随着市场恐慌心理的冷却,投资者投资心态恢复正常,再加上中国政府一系列旨在加强证券市场制度建设的政策相继出台,虽然整个股市仍处于低迷状态,但股价波动的公司特质信息含量再次提高, $\bar{R}^2$ 再次大幅下降到0.4。

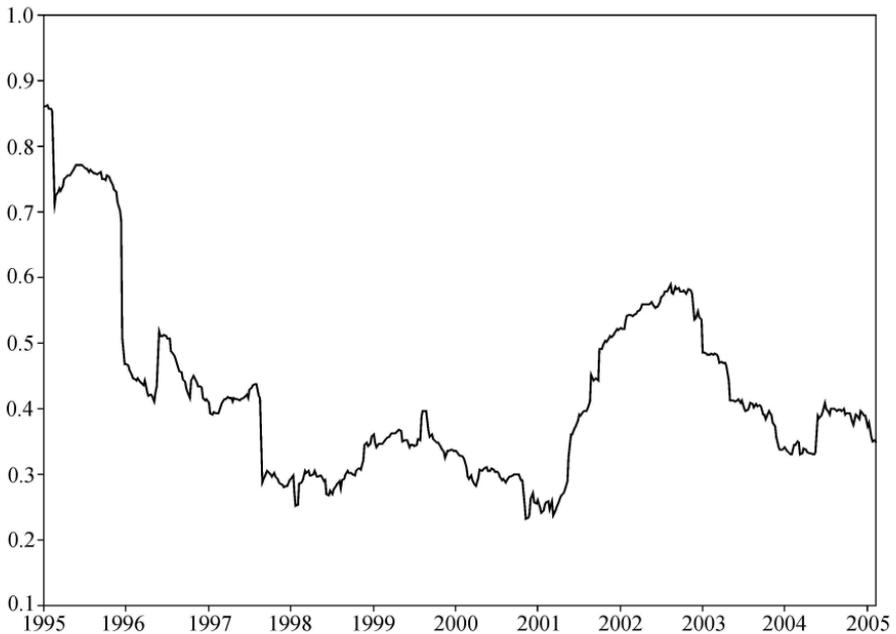


图 1 股价波动同步性时变轨迹

注：横轴表示年度，纵轴表示以  $R^2$  反映的整个市场股票价格波动的同步性。

### (三) 面板数据分析

表 5 列示了包含七个阶段共计 5710 个样本公司/时期的面板数据回归分析结果，透过  $\alpha_t$ ，我们可以十分清晰地看出制度建设对股价波动中公司特质信息含量的影响。总的来看，随着时期的推移， $\alpha_t$  呈现出较为明显的递减趋势（第 5 阶段除外），与上文的差异性检验结果相吻合，从而进一步验证了本文的命题。

表 5 面板数据回归分析

模型	截距	Size	Tover	Bm	Adj_ $R^2$	F 值	Prob > F
预测方向	?	+	-	+			
回归结果	0.721 <sup>b</sup> (2.362)	-0.013 (-0.871)	-1.161 <sup>a</sup> (-4.734)	0.225 <sup>a</sup> (2.859)	0.467	556.35	0.000
时期效应	$\alpha_1$ 0.412	$\alpha_2$ 0.151	$\alpha_3$ -0.055	$\alpha_4$ -0.103	$\alpha_5$ 0.133	$\alpha_6$ -0.059	$\alpha_7$ -0.105

注：括号内的数字为经 White(1980)异方差修正后的  $t$  统计量；a, b, c 分别表示显著性水平为 1%，5%和 10%（双尾检验）。

另外，从表 5 的检验结果也可以看到，Size 的参数估计值为负但不显著，说明规模对  $R_u^2$  只有微弱的影响；Tover 的参数估计值为负且在 1%的水平上显著，表明公司的换手率越高，股份波动的公司特质信息含量越高；Bm 的参数估计值为正且在 1%的水平上显著，表明公司账面市值比越高，公司越容易

受整个市场环境变化的影响,进而导致较高的 $R_{it}^2$ 。

#### (四) 稳健性检验

为了检验以上结果的稳健性,本文从两个方面展开:

##### 1. 固定样本研究

上述研究是全样本研究,也就是,在每个检验区间内考察满足条件的全部样本。从1994年至今,沪深两市上市的股票从最初的不超过300家增加到现在的1300多家,因此,纳入研究对象的样本数量也呈几何级增长。考虑到 $R_{it}^2$ 容易受样本量大小的影响,因为当上市公司数量逐渐增多,证券市场规模逐渐扩大,公司之间的风险分散化水平将得以提高,即便在其他因素不变的情况下,个股 $R_{it}^2$ 也会下降,进而导致整个市场 $\bar{R}^2$ 的普遍下降。因此,本文同时考察固定样本 $\bar{R}^2$ 随时间推移的变化轨迹,以期获得更加稳健的结论。研究样本为1994年7月1日之前在沪深两市上市的全部股票,共计254只。表6列示了固定样本研究下,各个阶段 $R_{it}^2$ 差异的显著性检验,结果与全样本检验类似。图2则描绘了 $\bar{R}^2$ 随时间推移的变化轨迹,其中实线和虚线分别显示了固定样本和全样本的检验结果,从中可以看出,两条线几乎重叠,对它们的相关性检验也表明二者的相关程度高达0.993,说明了本文结论对所研究的样本数量不敏感,具有良好的稳定性。

表6 各个阶段 $R_{it}^2$ 差异显著性检验

差异	(2)一(1)	(3)一(2)	(4)一(3)	(5)一(4)	(6)一(5)	(7)一(6)	(7)一(1)
$t$ 检验	-0.318	-0.153	-0.043	0.280	-0.138	-0.039	-0.411
Wilcoxon 秩检验	-28.65 <sup>a</sup>	-13.88 <sup>a</sup>	-4.57 <sup>a</sup>	23.314 <sup>a</sup>	-10.49 <sup>a</sup>	-3.35 <sup>a</sup>	-39.98 <sup>a</sup>
	-13.69 <sup>a</sup>	-10.63 <sup>a</sup>	-4.82 <sup>a</sup>	13.23 <sup>a</sup>	-8.95 <sup>a</sup>	-3.68 <sup>a</sup>	-13.79 <sup>a</sup>

注:由于表6是对固定样本的 $R^2$ 进行研究,即对不同时期一样本进行观察比较,因此,与表4的检验方法不同,表6采用配对样本检验,同样给出正态分布假定的 $t$ 检验和非正态分布假定下的Wilcoxon秩检验。a,b,c分别表示显著性水平为1%,5%和10%(双尾检验);(1)一(7)分别表示从(1)到(7)的不同阶段。

##### 2. 引入投资者法律保护分值

本文以法律事件或具有法律效力的规章条例作为阶段划分标志,但由于出台的法规众多,使得本文在事件的选取以及阶段的划分上不可避免带有主观性。而制度演进的一个集中体现表现在对中小投资者法律保护程度的高低上,因此,我们引入沈艺峰、许年行、杨熠(2004)一文所构建的我国中小投资者法律保护分值<sup>8</sup>(如表7所示),进一步考察投资者法律保护程度与股

<sup>8</sup> 沈艺峰等(2004)将1992年5月至2002年6月施行的50个法律法规与16项中小投资者法律保护条款逐一进行对照,并在所涉及的中小投资者法律保护条款上加减相应的分值,形成一套比较完整的中小投资者法律保护分值。然而,需要指出的是,该分值仅仅考虑投资者法律保护的立法问题,没有考虑到法律法规的执行问题,从而有可能削弱实证结果的可靠性。也正因为如此,本文仅将其应用于稳健性检验。



图 2 股价波动同步性时变轨迹

注：横轴表示时间，纵轴表示以  $R^2$  反映的整个市场股票价格波动的同步性。实线显示了固定样本的  $R^2$  随时间推移的变化轨迹，虚线显示了全样本的  $R^2$  随时间推移的变化轨迹。

价波动的同步性之间的关系。检验模型设定如下：

$$R_{it}^2 = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(1 + \text{Law}_t) + \beta_2 \text{Size}_{it} + \beta_3 \text{Tover}_{it} + \beta_4 \text{Bm}_{it} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中： $\text{Law}_t$  为第  $t$  时期的投资者法律保护分值，如表 7 所示；其他研究变量定义同上。

由于投资者法律保护分值与时间趋势高度相关，即便法律保护分值会对股价波动同步性具有显著的解释作用，也可能是时间趋势推进下的结果。<sup>9</sup>然而，仔细观察表 7 可以发现，虽然投资者法律保护分值沿着时间轴不断递增，但二者却不是按相同的比率变化（即相对于时间的等量变化，立法进程在不同阶段是不一样的）。从而，通过对模型（6）左右两边同时进行一阶差分，可以消除时间趋势的潜在影响，并且其直观意义在于考察投资者法律保护作用的边际增量，即一单位投资者法律保护分值的提高会带来多少个单位股价波动同步性的变化。<sup>10</sup>检验模型设定如下：

$$\Delta R_{it}^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \text{Law}_t + \gamma_2 \Delta \text{Size}_{it} + \gamma_3 \Delta \text{Tover}_{it} + \gamma_4 \Delta \text{Bm}_{it} + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

<sup>9</sup> 作者感谢审稿人在该问题上的评论。

<sup>10</sup> 该方法的思想来自于威廉·H·格林著，王明舰、王永宏等译，《经济计量分析》，第 610—615 页，中国社会科学出版社，1998 年。

其中： $\Delta$ 代表差分，表示变量在 $t$ 期与 $t-1$ 期期间的变化，其他变量定义同上。

表8、表9分别列出了全样本研究和固定样本研究下的回归分析结果，从表8可以看出，中小投资者法律保护与股价波动同步性之间存在着显著的负相关关系；而从表9可以看出，投资者法律保护对股价波动同步性具有十分显著、正向的边际作用，即当投资者法律保护程度提高得越多时，其对股价波动同步性的抑制作用越明显。因此，综合表8和表9可以得出结论：随着我国中小投资者法律保护的不断健全，股价波动同涨共跌现象趋向减弱，从而再次验证了本文的命题。

**表7 我国不同时期中小投资者法律保护分值**

时间	法律累计分值	时间	法律累计分值
1993.01.08—1993.08.15	13	1997.12.16—1998.12.10	41
1993.8.15—1994.6.23	15.5	1998.12.10—1999.7.1	46.5
1994.6.23—1995.12.21	28.5	1999.7.1—2000.5.18	47
1995.12.21—1996.7.24	31	2000.5.18—2001.3.28	52.5
1996.7.24—1997.4.1	34.5	2001.3.28—2002.6.22	57.5
1997.4.1—1997.12.16	40	2002.6.30—2004.12.31	59.5

数据来源：沈艺峰、许年行、杨熠，“我国中小投资者法律保护历史实践的实证检验”，《经济研究》，2004年第9期，第97页表3。

**表8 中小投资者法律保护不同历史阶段的回归结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	0.987*** (27.953)	1.135*** (13.130)	1.302*** (28.245)	1.182*** (13.308)
Ln(1+Law)	-0.154*** (-16.861)	-0.193*** (-15.009)	-0.237*** (-19.332)	-0.193*** (-15.009)
Size		-0.002 (-0.700)		0.002 (0.367)
Tover		-0.492*** (-4.982)		-0.270*** (-3.793)
Bm		0.372*** (22.624)		0.328*** (14.638)
样本数	7057	7057	2681	2681
Adj_R <sup>2</sup>	0.041	0.152	0.138	0.224
F值	300.620	317.735	429.183	194.023
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000

注：模型(1)和(2)为全样本的回归结果；模型(3)和(4)为固定样本的回归结果。括号内的数字为经White(1980)异方差修正后的 $t$ 统计量；\*、\*\*、\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%（双尾检验）。

表 9 中小投资者法律保护增量对股价波动同步性的边际影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	0.039*** (-7.344)	0.058*** (10.667)	0.050*** (6.584)	0.076*** (9.522)
$\Delta Law$	-0.012*** (-10.841)	-0.016*** (-14.653)	-0.016*** (-12.816)	-0.020*** (-15.255)
$\Delta Size$		-0.092*** (-8.775)		-0.063*** (-3.687)
$\Delta Tover$		-0.315*** (-4.411)		-0.090* (-1.674)
$\Delta Bm$		0.065* (1.790)		0.206*** (4.107)
样本数	5861	5861	2417	2417
Adj_ $R^2$	0.018	0.061	0.056	0.097
F 值	109.120	96.095	144.874	65.773
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000

注：模型(1)和(2)为全样本的回归结果，由于采用差分模型，使得样本量减少了 1196 个；模型(3)和(4)为固定样本的回归结果，由于采用差分模型，使得样本量减少了 264 个。括号内的数字为经 White (1980) 异方差修正后的  $t$  统计量；\*，\*\*，\*\*\* 分别表示显著性水平为 10%，5% 和 1% (双尾检验)。

## 五、结论与讨论

如果说 MYY (2000) 和 JM (2006) 的研究只是对各个国家证券市场发展状况提供一个相对静止的“快照”的话，那么本文的研究则以动态的视角、历史研究的视野对单一国家的制度变迁和股市发展作更为细致、更为深入的全景刻画。本文的出发点正是在于，我们认为制度演进集中体现在投资者法律保护机制的加强和公司信息透明度的提高，并且二者都对股价波动同步性产生深远的影响：前者通过降低投资者的信息收集成本，进而提高股票价格中的公司特质信息含量；后者通过抑制公司内部人的掏空行为来提高股票价格对公司特质信息的吸收。而本文最终的实证结果也表明：整体而言，伴随着中国证券市场制度建设的逐步推进、不断完善的历史过程，股价波动的同步性趋向减弱，股票价格所反映出的公司特质信息越来越丰富。这一结论不仅有助于我们深入了解导致不同国家股价波动同步性有所不同的原因所在，也使我们对于制度建设对经济增长促进作用的微观机理有了更加深入的理解。

根据 MYY (2000) 的研究，美国、爱尔兰、加拿大、英国、澳大利亚等成熟的股票市场  $\bar{R}^2$  非常低，都不超过 0.1。而对于中国，尽管随着立法进程的加快和制度建设的完善，股价波动所反映的特质信息含量有了很大提高，但  $\bar{R}^2$  仍然维持在 0.3—0.4 的较高水平，股市同涨共跌的现象依然明显，政策市的特征依然存在。因此，我们更应看到证券市场制度建设不可能一蹴而就、一劳永逸，在内部交易管制、投资者保护机制以及信息披露制度等方面

应进一步加强法律保障和执法力度,以期发挥更大的作用。

## 参 考 文 献

- [1] Bali, Turan G., Nusret Cakici, Xuemin Yan and Zhe Zhang, "Does Idiosyncratic Risk Really Matter?" *Journal of Finance*, 2005, 60(2), 905—929.
- [2] Bhattacharya, Utpal, Hazem Daouk and Michael Welker, "The World Price of Earnings Opacity", *The Accounting Review*, 2003, 78(3), 641—678.
- [3] Bushman, Robert, Qi Chen, Ellen Engel and Abbie Smith, "Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems", *Journal of Accounting and Economics*, 2004, 37(2), 167—201.
- [4] Bushman, Robert, Joseph Piotroski and Abbie Smith, "What Determines Corporate Transparency?" *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(2), 207—252.
- [5] Bushman, Robert and Abbie Smith, "Transparency, Financial Accounting Information, and Corporate Governance", *FRBNY Economic Policy Review*, 2003, 9(1), 65—87.
- [6] Campbell, John Y., Martin Lettau, Burton Malkiel and Yexiao Xu, "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk", *Journal of Finance*, 2001, 56(1), 1—43.
- [7] Chan, Kalok and Allaudeen Hameed, "Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets", *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(1), 115—147.
- [8] DeLong, James, Andrei Shleifer, Lawrence Summers and Robert Waldmann, "The Size and Incidence of the Losses from Noise Trading", *Journal of Finance*, 1989, 44(3), 681—696.
- [9] DeLong, James, Andrei Shleifer, Lawrence Summers and Robert Waldmann, "Noise Trader Risk in Financial Markets", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(4), 703—738.
- [10] Durnev, Artyom, Randall Morck, Bernard Yeung and Paul Zarowin, "Does Greater Firm-specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?" *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5), 797—836.
- [11] Durnev, Artyom, Randall Morck and Bernard Yeung, "Value-Enhancing Capital Budgeting and Firm-specific Stock Return Variation", *Journal of Finance*, 2004, 59(1), 65—105.
- [12] Fama, Eugene F. and Kenneth French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1), 3—56.
- [13] Fama, Eugene F. and Michael Jensen, "Agency Problems and Residual Claims", *Journal of Law and Economics*, 1983, 26(2), 301—350.
- [14] Fan, Joseph P. H. and Wong, T. J., "Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia", *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33(3), 401—425.
- [15] Goyal, Amit and Pedro Santa-Clara, "Idiosyncratic Risk Matters!", *Journal of Finance*, 2003, 58(3), 975—1008.
- [16] Huang, Yen-Sheng, Tze-Wei Fu and Mei-Chu Ke, "Daily Price Limits and Stock Price Behavior: Evidence from the Taiwan Stock Exchange", *International Review of Economics and Finance*, 2001, 10(3), 263—288.

- [17] Jarrell, Gregg A., "The Economic Effects of Federal Regulation of the Market for New Security Issues", *Journal of Law and Economics*, 1981, 24(3), 613—675.
- [18] Jin, Li and Stewart C. Myers, " $R^2$  around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2), 257—292.
- [19] J. 约翰斯顿、J. 迪纳尔多著,唐齐鸣等译,《计量经济学方法》。北京:中国经济出版社,2002 年。
- [20] La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, "Legal Determinants of External Finance", *Journal of Finance*, 1997, 52(3), 1131—1150.
- [21] La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6), 1113—1155.
- [22] La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, "Investor Protection and Corporate Valuation", *Journal of Finance* 57(3), 2002, 1147—1170.
- [23] Levine, Ross, "Law, Finance, and Economic Growth", *Journal of Financial Intermediation*, 1999, 8(1), 8—35.
- [24] Morek, Randall, Bernard Yeung and Wayne Yu, "The Information Content of Stock Markets: Why do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?" *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1—2), 215—260.
- [25] Roll, Richard, " $R^2$ ", *Journal of Finance*, 1988, 43(3), 541—566.
- [26] Scholes, Myron and Joseph Williams, "Estimating Betas from Non-Synchronous Data", *Journal of Financial Economics*, 1977, 5(3), 309—327.
- [27] 沈艺峰、肖珉、黄娟娟, "中小投资者法律保护与公司权益资本成本", 《经济研究》, 2005 年第 6 期, 第 115—124 页。
- [28] 沈艺峰、许年行、杨熠, "我国中小投资者法律保护历史实践的实证研究", 《经济研究》, 2004 年第 9 期, 第 90—100 页。
- [29] Simon, Carol J., "The Effect of the 1933 Securities Act on Investor Information and the Performance of New Issues", *American Economic Review*, 1989, 79(3), 295—318.
- [30] Stigler, George J., "Public Regulation of the Securities Markets", *Journal of Business*, 1964, 37(2), 117—122.
- [31] Wei, Steven X. and Chu Zhang, "Why did Individual Stocks Become More Volatile?" *Journal of Business*, 2006, 79(1), 259—292.
- [32] 威廉 H. 格林著,王明舰、王永宏等译,《经济计量分析》。北京:中国社会科学出版社,1998 年。
- [33] Weisbach, Michael S., "Outside Directors and CEO Turnover", *Journal of Financial Economics*, 1988, 20(1—2), 431—460.
- [34] White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 1980, 48(4), 817—838.
- [35] 吴林祥、徐龙炳、王新屏, "价格涨跌幅限制起到了助涨助跌作用吗?", 《经济研究》, 2003 年第 10 期, 第 59—65 页。
- [36] Wurgler, Jeffrey A., "Financial Markets and the Allocation of Capital", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1—2), 187—214.
- [37] Yu, Fan, "Accounting Transparency and the Term Structure of Credit Spreads", *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(1), 53—84.

- [38] 曾亚敏、张俊生,“制度建设与股票市场渐进性有效”,《中国会计评论》,2005 年第 3 卷第 1 期,第 19—28 页。
- [39] 张峥、刘力,“换手率与股票收益——流动性溢价还是投机性泡沫”,《经济学(季刊)》,2006 年第 5 卷第 3 期,第 871—892 页。

## Institution Building, Firm-specific Information and the Synchronicity of Stock Prices: A $R^2$ -Based Perspective

JIAXING YOU

(*Xiamen University*)

JUNSHENG ZHANG

(*Central University of Finance and Economics*)

WEI JIANG

(*Jinan University*)

**Abstract** Stock prices in the Chinese stock market are highly correlated. This implies that firm-specific information is not fully capitalized into stock prices. This article aims at finding out the information contents of the stock prices in the period of 1994 to 2005, paying specific attentions to the role played by institution building in enhancing the function of firm-specific information. Our empirical results show that with better institutions being introduced into the market, the information contents of stock prices have indeed been improved over time.

**JEL Classification** G12, G14, C12