

R^2 与股价中的信息含量度量^①

张永任¹, 李晓渝²

(1. 西南财经大学中国金融研究中心, 成都 610074

2. 中华联合保险控股股份有限公司资产管理部, 乌鲁木齐 830063)

摘要: 基于新古典金融经济学的分析框架, 在全面分析信息、噪声、股价波动以及波动同步性 (R^2) 相互关系的基础上, 从理论角度提出了股价中信息含量与 R^2 之间可能存在倒 U 字型关系的假说; 将机构持股比例作为股价中信息含量的代理变量, 并利用我国 A 股市场 2004 年度市场交易数据进行了标准的计量分析, 实证结果证实了上述假说. 从而表明: 在我国 A 股市场上进行公司层面的分析时, 如果用 R^2 直接作为股价中信息含量的度量, 可能会混淆信息与噪声对个股股价波动的影响, 因为较小的 R^2 既可能是由资本化进了更多的个股信息所引起的, 也可能源于更大的噪声对个股股价所产生的影响.

关键词: 股价波动同步性; 机构持股比例; 股价信息含量; 噪声理性预期均衡

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2010)05-0082-09

0 引言

学术界在考察股价中的信息含量时, 普遍将 R^2 作为信息含量的度量, 并发现了一些新颖的实证结论. 可是, 这种度量方法是否有坚实的微观基础呢? 或者说, 这样的度量方法是否合适呢? 本文利用我国 A 股市场的交易数据, 对此问题进行尝试性的理论和实证研究.

用 R^2 作为信息含量的度量的相关文献可以追溯至 Roll^[1], 他在研究 CAPM 和 APT 定价模型中, 市场因素、行业因素以及公司规模等对股票价格波动解释能力时, 实证结果发现 R^2 的值都很小, 距离能够解释股价波动的目的相去甚远. 因此, Roll 最后推测: 可能存在私人信息或者是存在与信息不相关的噪声交易影响了股价的波动. 之后, Morck 等^[2], 在国家层面上, 直接运用 R^2 来衡量股价中信息含量, 实证发现在相对贫穷的国家中, R^2 通常较大; 相反, 在相对富裕的国家中, R^2

通常较小. 并将这种现象归结为各国在公司治理水平、外部投资者以及私人产权保护程度上的差异. Durven^[3]、Piotroski 等^[4] 使用 CRSP 等的股票数据通过实证各只股票当前收益率与未来盈利能力之间的关系发现: 在市场回归模型中, R^2 较小的公司或行业的当前收益率与其未来盈利能力具有很强的相关关系, 这就间接地表明股票价格中已经资本化进了更多的关于公司未来盈利能力的信息. 尽管有这么多的肯定性证据, 国外学术界仍然存在不同的声音, Ashbaugh 等^[5] 使用同样的方法, 发现在国家间这个层面上, 有些国家比如澳大利亚, 较小的 R^2 通常意味着股票价格中含有更多的信息, 而在德国和日本却正好相反, 在法国和英国二者不存在统计上明显的关系. 因此, 他们认为: 从国家之间比较的这个角度来看, R^2 与股价中信息含量之间并不存在一致的对应关系, 进而对用 R^2 进行股价信息含量度量的有效性提出了质疑. Kelly^[6] 也认为: R^2 不是信息效率的稳健的

① 收稿日期: 2008-08-04; 修订日期: 2009-04-14.

基金项目: 西南财经大学中国金融研究中心资助重大项目 (2006JDXM 198).

作者简介: 张永任 (1977-), 男, 山东莒县人, 博士生. Email: zywuf@yaho.com.cn

度量方式。A lves 等^[7]认为,在国家层面上, R^2 作为信息含量的度量,除刻画了公司基本面信息之外,还有不知情交易。

在国内,朱红军等^[8]直接利用 R^2 作为股价中信息含量的度量对证券分析师提高资本市场效率这一问题进行了研究。陈梦根等^[9]利用 R^2 作为股价中信息含量的度量对股价信息含量与市场交易活跃程度进行了相关研究。游家兴^[10]利用 R^2 作为股价中信息含量的度量分析了我国证券市场信息效率和资源配置效率之间的因果承接关系。在上述研究中,都是直接将 R^2 作为股价中信息含量的度量,而对 R^2 作为我国股票市场上股价中信息含量度量的微观基础并没有进行直接分析。

1 理论分析及其假说的提出

采用如下的理论分析思路:为了确定 R^2 是否可以作为股价中信息含量的度量,首先厘定清楚个股收益率波动与 R^2 之间的关系;其次探讨信息不完全、信息不对称、噪声与个股收益率波动之间的关系;最后,综合讨论 R^2 与股价中信息含量之间的关系,并结合我国股票市场的特点提出本文的假说。

1.1 R^2 与股票收益率波动

根据王江^[11]和 A lves 等^[7]的相关推导,在个股的周收益率 $r_{i,w}$ 为因变量、以市场组合的周收益率 $r_{mkt,w}$ 为自变量进行简单的一元线性回归模型中,可以得到

$$R_i^2 = \frac{ESS_i}{TSS_i} = \frac{\beta_i^2 S_{mkt}^2}{\beta_i^2 S_{mkt}^2 + S_{\varepsilon_i}^2} = \frac{\beta_i^2 S_{r_{mkt}}^2}{S_{r_i}^2} \quad (1)$$

从上式中可以看出,引起 R_i^2 不同的因素有 3 一是市场收益率波动 ($S_{r_{mkt}}^2$) 的变化, Barberis 等^[12]研究个股加入或被剔除出市场指数对其个股收益波动率的影响时就已经发现它的存在;二是个股收益率波动 ($S_{r_i}^2$) 的不同;三是驱动个股的系统风险不同,即 β_i 的差异。

1.2 信息(不确定性)、噪声与股票价格波动

上一部分分析了个股波动率的变化与 R^2 之间可能存在的关系,但是要想考察股价中的信息

含量与 R^2 之间的关系,还需要厘定信息(不确定性)、噪声与个股收益率波动之间的关系。

1.2.1 简单有效市场模型解释股价波动的失效

在简单的有效市场模型中,股票价格 P_t 等于用不变贴现率对该股票未来红利 D_{t+k} 进行贴现的期望,即

$$P_t = E_t \left(\sum_{k=0}^{\infty} D_{t+k} \prod_{j=0}^k \gamma_{t+j} \right) \quad (2)$$

其中, γ_{t+j} 是第 $t+j$ 期的贴现率

据此,West^[13]推出:使用的信息集越小,那么预测误差的方差就会越大,即

$$\begin{aligned} \text{Var}[x_{I_t} - P(x_{I_t} | I_{t-1})] &\leq \\ \text{Var}[x_H - P(x_H | H_{t-1})] &\end{aligned} \quad (3)$$

其中,信息集 H 是信息集 I 的一个子集; $P(\cdot | \cdot)$ 是指条件期望; x_{I_t} 和 x_H 分别是基于信息集 I 和 H 而预测出的事后价值或精确-预见价格 (ex-post value or perfect foresight price), 即

$$\begin{aligned} x_{I_t} &= d_t + bP \left(\sum_{j=0}^{\infty} b^j d_{t+j+1} | I_t \right), \\ x_H &= d_t + bP \left(\sum_{j=0}^{\infty} b^j d_{t+j+1} | H_t \right) \end{aligned}$$

其中, d_t 表示基于一定信息集而对未来红利所作出的最佳预测, b 表示贴现率。

不过,通过对 1871—1980 年美国股票市场的实证研究,West^[13]发现,无论从数量上还是统计显著性上,这一推论都是被拒绝的。

1.2.2 不知情交易(股票供给冲击)对股价过度波动的解释

在简单有效市场模型分析中,之所以得出股价过度波动的结论,从新古典金融经济学分析框架来看,主要原因在于假定条件的苛刻,即投资者都是同质、信息完全且对称、市场参与者行为完全理性等,这些假设与现实股票市场之间存在距离。Wang^[14]的研究表明:由于存在市场参与者风险补偿要求和逆向选择问题,市场参与者之间的信息不完全和信息不对称可能会引起股价的过度波动。另外, Campbell 和 Kyle^[15]在股价行为的均衡模型中研究了噪声交易者和套利交易者之间的相互关系,发现:由于噪声交易者的存在和套利交易者的风险规避特性,使得噪声交易也能够引

起股价的过度变动,而且这一作用机理也有利于解释股市的过度波动现象。

1.2.3 噪声理性预期均衡模型中的股价波动

基于上述关于信息和噪声对股价波动的相关分析,同时参考 Lee和 Liu^[16]所提出的噪声理性预期均衡模型,接下来分析信息、噪声对股价波动的影响。

1) 模型假定^② 在噪声理性预期均衡模型中,将交易者分成了噪声交易者、不知情交易者和知情交易者 3类。噪声交易者对股票的需求是外生的,完全不取决于股票的基本面因素;知情交易者通过支付一定的信息搜集成本而获得关于股票价格的私人信息,他们对股票的需求取决于私人信息和股票价格;不知情交易者没有关于股票价格的私人信息(但他们只要愿意就可以通过支付信息成本而成为知情交易者,这是与噪声交易者的重要区别),他们对股票的需求仅取决于股票价格一个变量,但是他们能从股票价格变化中推断出部分私人信息。

另外,模型假定股票价格 P_t 由已经完全反映了 t 时刻以前所有公开信息的部分和 t 时刻以后由私人信息(不确定性)和噪声分别决定的部分共 3部分构成。因此,股价收益率波动的潜在来源也就对应于 t 时刻以前所有公开信息、 t 时刻以后由私人信息(不确定性)和噪声等 3部分。

$$Var(P_{n,t} - P_{n,t-1}) = \underbrace{[(1 - \alpha_{n,t}^0)^2 + (\alpha_{n,t}^0)^2 \sigma_{\theta,n}^2]}_{\text{由私人信息驱动}} \sigma_{\theta,n}^2 + \underbrace{\sigma_{\varepsilon,n}^2 + 2(\alpha_{n,t}^z)^2 \sigma_{z,n}^2}_{\text{由噪声驱动}} \quad (6)$$

其中, $\sigma_{\theta,n}^2$ 、 $\sigma_{\varepsilon,n}^2$ 和 $\sigma_{z,n}^2$ 分别表示风险资产 n 中知情交易者所拥有的私人信息、未来不确定性和噪声交易对股票价格波动所带来的冲击的方差; $\alpha_{n,t}^0$ 和 $\alpha_{n,t}^z$ 分别是由 $\mu_{n,t}$ 、 $\sigma_{\theta,n}^2$ 、 $\sigma_{\varepsilon,n}^2$ 和 $\alpha_{z,n}^2$ 所确定的参数; $(1 - \alpha_{n,t}^0)^2 \sigma_{\theta,n}^2$ 是指尽管存在知情交易者,但由于信息不完备而导致未来股价波动仍然不确定的部分; $(\sigma_{\theta,n}^0)^2 \sigma_{\theta,n}^2$ 是指由私人信息所引起的股价波动部分; $\sigma_{\varepsilon,n}^2 + 2(\alpha_{n,t}^z)^2 \sigma_{z,n}^2$ 是指由噪声交易所引起的股价波动部分。

4) U字型背后的经济学直觉 由于 ①随着信息搜集成本的降低,在其他条件不变的情况下,会

2) 噪声理性预期均衡 当描述任一投资者 j 的行为变量 $\{ (I_{n,t}^j X_{n,t+1}^j), n = 1, 2, \dots, N + 1, t = 0, 1, \dots, T - 1 \}$ (其中, $I_{n,t}^j$ 是一个指示变量,描述投资者 j 在时期 t 对资产 n 是否是知情投资者,若是则取值 1,反之为 0, $X_{n,t+1}^j$ 表示投资者 j 在时期 t 拥有风险资产 $n \in \{1, \dots, N, M\}$ 的数量) 和股票价格变量 $\{ P_{n,t}, n = 1, 2, \dots, N + 1, t = 0, 1, \dots, T - 1 \}$ 同时满足以下两个条件时,就定义为市场实现了噪声理性预期下的均衡。

投资者预期效用最大化条件

$$\max_{(I_{n,t}^j X_{n,t+1}^j)} E_t(-\exp(-aW_T^j | \Omega_t^j)) \quad (4)$$

其中, Ω_t^j 是投资者 j 在时期 t 可以使用的信息集; W_T^j 是投资者 j 在时期 T 的总资产, a 是绝对风险厌恶系数。

市场出清条件

$$\sum_j X_{n,t+1}^j + z_{n,t+1} = Y_n \quad t = 0, 1, \dots, T - 1; n = 1, 2, \dots, N + 1 \quad (5)$$

其中, $z_{n,t+1}$ 表示噪声交易者在时期 $t \in \{0, 1, \dots, T - 1\}$ 对风险资产 $n \in \{1, \dots, N, N + 1\}$ 的总需求; Y_n 表示风险资产 $n \in \{1, \dots, N, M\}$ 的数量。

3) 均衡下的股价波动分解 在噪声理性预期均衡模型中,风险资产 n 从第 t 期到第 $t + 1$ 期的股价波动率为

有更多的非知情交易者通过支付一定的成本变成知情交易者,即 $\mu_{n,t}$ 会增大; ②随着投资者中知情交易者比例 $\mu_{n,t}$ 的增大,在其他条件不变的情况下,知情交易者的边际收益会递减; ③股价波动中不确定性部分会随着 $\mu_{n,t}$ 的增大而减小; ④由私人信息资本化到股价中而引起的股价波动会随着 $\mu_{n,t}$ 增大而增大; ⑤由噪声驱动的股价波动部分会随着 $\mu_{n,t}$ 的增大而逐渐减小。所以,随着 $\mu_{n,t}$ 的增大,由私人信息(不确定性)和噪声所驱动的股价波动在叠加之后可能会呈现出 U 字型,即随着 $\mu_{n,t}$ 的增大,股价波动在信息(不确定性)和噪

② 由于篇幅限制,关于多期噪声理性预期均衡模型的经济环境(包括风险资产收益分布、市场参与者的效用函数形式等)假定、3类投资者的行为假定、模型的运作机理以及均衡的求解过程等请参阅 Lee, Liu, 此处主要从经济学直觉的角度进行理论阐述。

声的驱动下可能会呈现出先减小后增大的趋势。当然,从纯粹的数理理论分析的角度来看,只要参数取值合适,上述曲线也可能存在单调增加、单调减少等情况,至于是何种曲线就是实证的问题了。

1.3 假说的提出

1.3.1 我国股票市场状况

从 1978 年的公司股份制萌芽、1987 中国第一家专业证券公司——深圳特区证券公司成立、1990 年 12 月上海和深圳证券交易所成立,到 1998 年证券统一监管体系的建立,再到本文研究的样本期,广义上的股票市场在我国也不过 20 几年的历史,在飞速发展的过程中,明显地带有“新兴加转轨”的显著特征,具体表现在^[17]:

1) 新增投资者速度过快 投资者开户数从 1993 年底的 835 万户增长到 2003 年底的 7 215 万户,年度复合增长率约为 25%;

2) 充当信息搜集角色的机构投资者规模及构成不合理 截至 2004 年底,共有 161 只证券投资基金,基金总规模为 3 334 亿份,基金净值为 3 238 亿元,其中所持有的股票资产净值约占股票市场流通市值 (11 688.64 亿元) 的 13%, 占股票市场总市值 (37 055.57 亿元) 的 4.1%; 合资基金管理公司管理的基金数量为 34 只,资产规模达 705 亿元,占基金市场份额的 20%; QFII 机构 27 家,证券资产规模为 162 亿元,其中, A 股投资约为 71 亿元; 全国社保基金持有股票资产市值为 115 亿元, 保险公司直接入市金额仅为 11.75 亿元,二者一共占股票 1% 市场总市值的都不到。

股票市场交易明显带有投机色彩。2004 会计年度上海和深圳 A 股市场的平均换手率分别为 303% 和 304%, 分别是 B 股同期换手率的 6 倍和 3 倍,也远远高于成熟股票市场的换手率。这么高的换手率显然也不是因流动性需要和对未来红利增长预期的改变而引起交易需求所能解释的。

1.3.2 本文假说

从上述关于我国股票市场的统计数据可以看出,我国股票市场在飞速发展的同时,也呈现出了

投资者构成不合理、投机气氛浓厚等病态现象。因此,信息不对称和信息不完全的问题在我国 A 股市场上也就非常明显,从而比较符合噪声理性预期均衡模型中将投资者分为知情交易者、不知情交易者和噪声交易者等的相关假设条件。

基于理论分析部分对信息和噪声与股价波动的系统分析,同时,结合我国股票市场的现状分析,本文提出股价中的信息含量与股价波动同步性之间可能存在倒 U 字型关系的假说,具体内容如下:

假说

1) 机构投资者持股比例较高的股票,由于股价中被资本化进了较多的关于公司基本面的私人信息,因而,其股价波动性较大、同步性较小,即 R^2 较小;

2) 机构投资者持股比例较低甚至为 0 的股票,由于股价中的私人信息较少,未来不确定性引起的股价波动性较大,再考虑到噪声交易而引起的较大股价波动性,会使得叠加后的股价波动性更大,从而也会使得股价波动同步性较小,即 R^2 也较小;

3) 在中间状态下,由于私人信息(不确定性)和噪声交易者的市场作用均不突出,因而股价波动性较小,同步性可能较大,即 R^2 较大。

2 实证检验

本部分利用我国 A 股市场相关数据对上述假说进行实证分析,试图说明我国 A 股市场股价信息含量与股价波动同步性之间可能存在的关系,从而间接地说明用 R^2 来度量我国 A 股股价中信息含量的适用性。

2.1 数据来源与样本选取

本文所有数据均来自于国泰安 (GTA) 的 CSMAR 中国股票市场交易数据库和中国上市公司股东研究数据库。考虑到我国股票市场“新兴加转轨”、很多完善性的制度频频推出等这一复杂性,为使所研究的规律更具普适性,本文主要考

察在正常市场环境^③下股票价格中的信息含量,所选样本的期间为 2004 会计年度^④, 样本股共计 1 277 只, 去掉被特殊处理 ST 等股票 217 只, 另外, 去掉年度内的周数据观察值不足 40 个的股票 20 只, 最后, 剩余有效样本股票 1 040 只, 其中沪市 650 只, 深市 390 只。

2.2 变量选取、构造及其数据统计性描述

2.2.1 主要变量 —— R^2 和 $INFOR$

1) 股价波动同步性度量 —— R^2

本文参考 Morck 等^[2]、Dumev 等^[3] 的通常做法, 对于第 i 只个股, 利用 2004 会计年度内个股 i 的周收益率、市场周收益率以及行业^⑤周收益率数据共计 50 个观察值进行如下回归, 从而得出该只个股的 R_i^2

$$r_{i w} = \alpha_i + \beta_i \cdot r_{m k i w} + \gamma_i \cdot r_{i n d w} + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中, i 代表 1 040 只股票中的各只, w 代表 2004 年度内的各周, $r_{i w}$ 表示股票 i 第 w 周的收益率, $r_{m k i w}$ 表示市场收益率, $r_{i n d w}$ 表示股票 i 所在行业的第 w 周的行业收益率, $r_{m k i w}$ 和 $r_{i n d w}$ 均通过对全部样本进行流通市值加权平均的方式得出, 另外, 为了避免所考察股票 j 与市场 and 行业收益率之间的可疑相关问题, 在计算 $r_{m k i w}$ 和 $r_{i n d w}$ 时均剔除了所考察的个股 j 即

$$r_{m k i w} = \frac{\sum_k W_{k w} \cdot r_{k w} - W_{j w} \cdot r_{j w}}{1 - W_{j w}},$$

$$r_{i n d w} = \frac{\sum_l W_{l w} \cdot r_{l w} - W_{j w} \cdot r_{j w}}{1 - W_{j w}} \quad (8)$$

其中, k 和 l 分别取市场和所在行业的全部样本股, $W_{k w}$ 和 $W_{l w}$ 分别为第 k 和 l 只股票在第 w 周所占市场和行业总市值的权重。

2) 股价中的信息含量变量 —— 机构投资者

持股比例 $INFOR$ 。

考虑到机构投资者的专业投资知识、信息处理的规模经济和范围经济效应, 并且国内、外的相关文献也间接地实证表明确如此^⑥。因此, 本文参照 Chen 等、Lee 等^[16] 的做法, 将机构投资者的持股比例作为公司个股基本面信息被资本化到股价中的程度的代理变量。考虑到我国股票市场数据的可得性, 本文利用 GTA 的上市公司股东研究数据库中的 2004 年 12 月 31 日的统计数据 —— 前 10 大流通股东中机构投资者持股数量与公司流通股数量之比来计算

$$INFOR = \frac{\text{前 10 大流通股东中机构持股总数}}{\text{流通股总数}} \quad (9)$$

2.2.2 控制变量

由于研究的目的在于考察股价中信息 (噪声) 含量与 R^2 之间的关系, 为剔除在 R^2 和 $INFOR$ 中既非由信息又不是由噪声引起, 而是由公司本身固有的特点等因素对所研究问题的影响, 特引入以下控制变量^⑦。

1) 交易量 —— $Volume$ 从交易动机方面进行控制。投资者进行股票交易 (进而影响机构投资者持股比例) 的动因在于禀赋差异、流动性需要、偏好的相对变化、信息异质以及评估 - 看法 - 先验异质 (Barucci 2003), 有些交易量的变化是信息驱动的, 而有些却是非信息、非噪声的原因, 而本文主要研究信息 (噪声) 与股价波动的关系, 因此, 应将交易量作为控制变量以便控制非信息 (甚至是非噪声) 可能的影响。该变量数据采用 2003 年 12 月份的月度平均交易量的对数数据。

2) 波动率 —— $Std Dev$ 从信息搜集成本与收

③ A lves 等研究发现: 在股市出现大萧条或出现泡沫和泡沫破灭期间, R^2 会有不同的特征。因此, 本文参照 D u e n e v 的做法, 将研究视角定位在正常市场环境下。

④ 由于 2003 年以前, 股票市场中机构投资者所占比例太小, 而本文拟以机构持股比例作为股价中信息含量的代理变量, 为使所解释的现象更加突出、更具代表性, 所以, 样本选取从 2004 年 1 月 1 日开始。另外, 自 2005 年 9 月开始, 我国股票市场开始进行股权分置改革, 这对于信息正常的披露、搜集、扩散等均造成了较大的冲击, 因此将 2004 会计年度作为本文的研究期间。

⑤ 本文中的行业划分采用了 GTA 的划分方式, 共计 12 个行业, 其中由于制造业的样本太多, 加之制造业内各个子行业差别较大, 因此, 本文又将制造业细划为日用制品、化学石油、电子、金属非金属、生物医药和普通 6 个子制造业。

⑥ 朱红军等对我国 2004 2005 年的 A 股市场研究后发现: 证券分析师的信息搜集活动能够提高股票价格中的信息含量。P i o t r o s k i 等对证券分析师、机构投资者和内部人的交易行为进行研究后发现: 机构投资者和内部人交易行为使得股价中被资本化进了更多的公司特有信息。

⑦ 考虑到内生性和数据可得性问题, 以下控制变量的计算分别采用了 2003 或 2004 会计年度的数据。

益角度进行控制. 因为在股票价格波动率增大的情况下, 基于私人信息 (通过支付信息成本而取得, 而且在一定限度内二者之间成相关关系) 公开信息条件下的预期收益与仅仅基于公开信息条件下的预期收益之间的差别较大的概率增加, 所以, 价格波动率越大的股票, 其私人信息就会越有价值 (Jin^[18]), 从而使得本文中的信息含量代理变量 ($INFOR$) 就含有波动率而引起的成分, 为了剔除它, 特引入该控制变量. 该变量是利用 2004 年度各只股票的日收盘价格数据计算而得到的.

3) 系统风险 —— $Beta$ 从个股与市场组合之间关系的角度进行控制. 由于公司属性的不同, 样本公司之间的系统风险存在固有的差异, 这会导致机构投资者的最优投资组合的选择 (Dumev 等). 另外, 基于以上分析, 可以知道引起 R_i^2 不同的原因可能是 β_i , 而本文考察的是股价信息含量与股价间的关系, 为了剔除这种潜在的影响, 本文也将 $Beta$ 作为一个控制变量. 该变量是利用 2004 年度各只股票的周收益率数据并使用 CAPM 模型估计而得到的.

2.2.3 变量的描述性统计 (见表 1).

表 1 变量的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	R^2	$INFOR$	$Volume$	Std_Dev	$Beta$
均值	0.396198	7.8164	18.207	1.4170	1.0587
中值	0.409556	0.8250	18.080	1.0501	1.0493
最大值	0.771233	99.570	22.150	8.7327	1.9853
最小值	-0.006600	0.0000	14.450	0.2028	-0.7140
方差	0.159576	14.759	1.0847	1.0971	0.2842
偏度	-0.262636	3.1025	0.4552	2.7122	-0.1650
峰度	2.410029	14.432	3.3967	12.466	5.0999
J- B 统计量	27.03899	7.331319	42.73841	5.157673	195.792

2.3 实证过程设计与实证结果

考虑到上述控制变量对股价波动同步性度量 R^2 和初始信息含量代理变量 $INFOR$ 的影响, 为了剔除各控制变量对 R^2 和 $INFOR$ 的不利影响, 做法如下: 先将 $INFOR$ 对控制变量 $Volume$, Std_Dev , $Beta$ 进行如下的回归, 并用残差 ε_i 作为真正的信息含量代理变量 RES_INFOR

$$INFOR_i = \alpha_0 + \beta_1 \cdot Volume_i + \beta_2 \cdot Std_Dev_i + \beta_3 \cdot Beta_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

其中, i 表示 1040 只个股, ε_i 表示上述回归剩余的残差, 也就是最终需要的真正的信息含量代理变量 RES_INFOR .

得到真正的信息含量代理变量 RES_INFOR 之后, 按照由大到小的次序进行排序, 并平均分成 10 组, 每组共有 104 只样本股票. 然后, 再将各组内的各只股票的 R^2 进行简单的算术平均, 并在以组别为横坐标、各组 R^2 的算术平均值为纵坐标的坐标系内画折线图, 典型形状如图 1 所示.

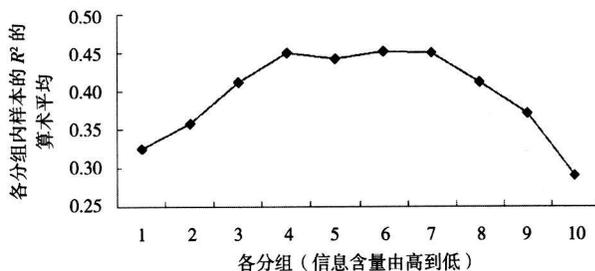


图 1 R^2 与信息含量之间的关系

Fig 1 Relationship between R^2 and informativeness

从图 1 中可以看出: 按照真正的信息含量代理变量 RES_INFOR 进行的分组中, 随着信息含量由高到低, 各分组内全部样本的 R_i^2 的算术平均值 R^2 呈现倒 U 字型的形状, 即 R^2 随着信息含量的减小呈现出先增加后减小的趋势, 而且, 信息含量较高的第 1 组和信息含量较低的第 10 组的 R^2 (分别为 0.324534, 0.291066) 的确比中间的第 4、5、6、7 分组的 R^2 (平均值为 0.448464) 要小很多, 也就是说, 信息 (不确定性) 和噪声都可能是引起 R^2 较小的原因, 甚至不确定性和噪声引起 R^2 较小的

情况更加明显 (因为第 10组的 $R^2 = 0.291066$ 小于第 1组的 $R^2 = 0.324534$)。

为了进一步检验上述关系的存在, 将全部样本分成 3 个分组 (按照股价中信息含量代理变量从大到小排序后, 分别取第 1 至 400 号为第 1 分组, 第 401 至 640 号为第 2 分组, 第 641 至 1040 号为第 3 分组, 分别表示机构持股比例高、中、低分组) 并采用如下的回归形式

$$R_i^2 = \alpha_0 + \sum_{d=1}^3 (\beta_d \cdot Group_d) + \sum_{d=1}^3 (\gamma_d \cdot Group_d \cdot RES_NFOR_i) + \varepsilon_i$$

$$s.t. \sum_{d=1}^3 \beta_d = 0 \quad (11)$$

其中, i 表示各组内的个股; $GROUP_i$ 表示 3 个虚拟变量用以表示各个分组。主要回归系数的结果如表 2 所示。

表 2 主要回归系数结果

Table 2 Main results of the regression coefficient

各分组的回归系数		γ_1	γ_2	γ_3
系数回归值		- 0.005188	- 0.041238	0.115434
Newey-West	t	- 2.158750	- 1.074984	9.388119
	p	0.0315	0.2835	0.0000

从表 2 中可以看出: 对于机构持股比例较高的第 1 分组, 回归系数 γ_1 在 5% 显著性水平下为负, 这表明: 股价波动的同步性与公司股票价格中的信息含量之间存在显著的负相关关系; 对于机构持股比例较低的第 3 分组, 回归系数 γ_3 即使在 1% 显著性水平上都为正, 这表明: 股价波动的同步性与公司股票价格中的信息含量之间存在更为显著的正相关关系; 而对于处于中间状态的第 2 分组, 回归系数为负, 但不显著, 这表明二者之间并不存在确定的相关关系。总之, 通过上述回归的方式进一步验证了股价中的信息含量与股价波动的同步性之间的倒 U 字型关系。

依据相关研究结论, 假定机构持股比例 (经控制变量调整后) 是股价中信息含量的代理变量, 因此, 对上述实证结果就可以解读为: 机构持股比例较高的第 1 分组的股价波动是由信息驱动的, 而机构持股比例较低的第 3 分组的股价波动却是由不确定性和噪声驱动的。

3 结束语

在新古典金融经济学的分析框架下, 本文

通过引入信息 - 噪声分析范式, 并将投资者区分为噪声交易者、不知情交易者和知情交易者, 在将样本公司流通股份中的机构持股比例作为信息代理变量的假设下, 运用噪声理性预期均衡模型, 将股价波动分解为由噪声引起的波动和由公司基本面信息引起的波动两部分; 同时, 结合对 R^2 与个股股价波动之间关系的分析, 提出了信息含量与 R^2 之间存在倒 U 字型关系的假说。在实证部分, 通过我国 A 股市场交易数据和上市公司股东研究数据证实了上述假说, 即在剔除了机构持股比例中非信息非噪声成分后, 机构持股比例相对较高的公司和机构持股比例相对较低的公司其股价波动的同步性程度 (R^2) 都很小, 但是, 他们背后的原因却迥然不同, 前者是由于股价中更多地反应了公司基本面信息, 而后者却是由于噪声交易而引起。因此认为: 如果用 R^2 进行信息含量的度量就可能掩盖噪声对机构持股比例较低的股票价格所引起的波动; 所以, 在我国 A 股市场的公司层面上, 如果用 R^2 作为股价中信息含量的度量, 首先应该考察信息与噪声对于股价波动的影响。

参考文献:

[1] Roll R. R^2 [J]. Journal of Finance, 1988, 43(3): 541-566
 [2] 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(1-2): 215-260
 [3] Du M, 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
- [4] Piotroski J D, Roulstone D T. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market industry, and firm-specific information in to stock prices [J]. Accounting Review, 2004, 79(4): 1119–1151.
- [5] Ashbaugh H, Gassen J, LaFond R. Does Stock Price Synchronicity Represent Firm-specific Information? [R]. The International Evidence, Working Paper, Social Science Research Network, 2006
- [6] Kelly P J. Information Efficiency and Firm-specific Return Variation [R]. Working Paper, Arizona State University, 2005
- [7] Alves P, Peasnell K, Taylor P. The R^2 Puzzle [R]. Working Paper, Lancaster University, 2006
- [8] 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.
- Zhu Hongjun, He Xianjie, Tao Lin. Can securities analysts improve the efficiency of capital market in China [J]. Journal of Financial Research, 2007, (2): 110–121 (in Chinese)
- [9] 陈梦根, 毛小元. 股价信息含量与市场交易活跃程度 [J]. 金融研究, 2007, (3): 125–139
- Chen Menggen, Mao Xiaoyuan. Stock price informativeness and the activity of market trading [J]. Journal of Financial Research, 2007, (3): 125–139 (in Chinese)
- [10] 游家兴. 市场信息效率的提高会改善资源配置效率吗? ——基于 R^2 的研究视角 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (2): 110–121.
- You Jiaxing. Can the increase in the market information efficiency improve the capital allocation efficiency [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2008, (2): 110–121 (in Chinese)
- [11] 王江. 金融经济学 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2006: 200–202
- Wang Jiang. Financial Economy [M]. Beijing: China Renmin University Press, 2006: 200–202 (in Chinese)
- [12] Barberis N, Shleifer A, Wurgler J. Comovement [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 75(2): 283–317.
- [13] West K D. Dividend innovations and stock price volatility [J]. Econometrica, 1988, 56(1): 37–61.
- [14] Wang J. A model of intertemporal asset prices under asymmetric information [J]. Review of Economic Studies, 1993, 60(2): 249–282
- [15] Campbell J Y, Kyle A S. Smart money, noise trading and stock price behavior [J]. Review of Economic Studies, 1993, 60(1): 1–34
- [16] Lee D W, Liu M H. Does More Information in Stock Price Lead to Greater or Smaller Idiosyncratic Return Volatility? [R]. Working Paper, Social Science Research Network, 2007.
- [17] 中国证券业协会. 中国证券业发展报告 (2005) [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2005.
- Securities association of China. Reports of The Development of Securities in China (2005) [M]. Beijing: China Financial & Economic Publishing House, 2005. (in Chinese)
- [18] 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

R^2 and measurement of informativeness of stock prices

ZHANG Yong-ren¹, LI Xiaoyu²

1. Chinese Finance Research Institute, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 610074, China
2. China Insurance Asset Management Department, Urumchi 830063, China

Abstract In this paper, we theoretically analyzed the relations among information, noise, the volatility of stock price and the synchronicity of stock price from the viewpoint of financial economics. We put forward a hypothesis that there is an inversely U-shaped relationship between the informativeness and the R^2 . Our empirical results show that the above hypothesis is proved to be correct by using the trading data of A-share stock market of our country in 2004, with the ratio of shares which are hold by institutional investors as the proxy of

informativeness. These results indirectly show that we could confuse the influences of information and noise on stock prices if we directly use R^2 as a measure of the informativeness in A-share market in China in the analysis of firm-level because both more information capitalized into the stock price and the larger noise may result in the less R^2 .

Key words synchronized return volatility ratio of institutional ownership informativeness of stock price noisy rational expectations equilibrium

(上接第 32 页)

Analysis of intellectual capital value contribution to firm value in different life cycle stages

CAO Yu, CHEN Xiao-hong, LIX i-hua

School of Business, Central South University, Changsha 410083, China

Abstract Based on the 2002–2007 panel data of the listed companies, we empirical analyze the relationship between intellectual capital and enterprise performance in different stages of enterprise life cycle with VAIC, correlation and panel regression. The empirical result shows that intellectual capital has a significant positive impact on enterprise performance at all stages of enterprise life cycle while different components of intellectual capital have different impacts on enterprise performance in different life cycle stages. Physical capital and human capital have a significant positive impact on enterprise performance at all stages of enterprise life cycle, while structural capital has a significant positive impact on enterprise performance only at the growth stage and a not significant even negative impact at the mature stage and decline stage. The result also shows that on the use of resources, China's listed companies mainly rely on physical capital and the use of human capital is inadequate.

Key words intellectual capital; enterprise performance; enterprise life cycle; value added; intellectual coefficient; empirical study