《数量经济技术经济研究》2008 年第 2 期

市场信息效率的提高会改善 资源配置效率吗?

-基干 R^2 的研究视角 游家兴 (厦门大学经济学院)

【摘要】本文承袭 Wurlger (2000) 的资源配置效率估算模型,以我国 2001 ~ 2005 年上市公司为研究对象,考察市场信息效率与资源配置效率之间的因果承接 关系。在以股价波动同步性作为市场信息效率衡量指标的基础上,研究发现,随着 市场信息效率的提高,资本更快地实现由低效率领域向高效率领域的转移,资源配 置效率得以有效改善。

关键词 信息效率 配置效率 同步性 R² 面板数据 中图分类号 F01 文献标识码

Can the Increase in the Market Information Efficiency **Improve the Capital Allocation Efficiency?**

Abstract: Given the synchronicity of stock price variation as the index of the market information efficiency, this paper applies the model which Wurgler (2000) develops, and examines the causality between market information efficiency and capital allocation efficiency based on Chinese listed companies for the period from 2001 to 2005. Presented empirical evidences indicate that the increase in the market information efficiency an improve the capital allocation efficiency.

Key words: Market Information Efficiency; Capital Allocation Efficiency; Synchronicity; R²; Panel Data

引

效率分析是经济理论研究中一个永恒的主题,作为现代金融理论基石之一的有效市场假 说认为,效率体现在价格对信息的反映程度上,其中的集大成者 Fama (1970) 开宗明义地 指出:"只有当价格一直、完全地反映可获得的信息时,该市场才被视为是有效的"。而按照

本文获得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的资助、编号:70632001。作者感谢 中国管理学年会(2006)和王亚南经济研究院青年学者论坛与会者提出的批评意见:感谢沈艺峰、陈灯塔、肖珉、潘越、 张俊生、李斌、刘微芳、况学文、陈舒予、黄娟娟、杨莎莉对本文提出的修改意见,论文观点由作者本人负责。

新古典经济学给出的定义,效率"意味着在资源和技术条件限制下尽可能满足人类需要的运 行状况",即一般意义上的资源配置效率。虽然有效市场理论同样源于新古典均衡分析, 描述的是理想状态下,投资者利用其边际信息获利的均衡结果,却潜在地忽略了对效率更深 层次 ——资源配置效率的探讨。

如果说市场信息效率只是从股票价格行为特征的角度,研究投资者利用价格信息套利的 可能性以及套利空间的大小,那么,市场信息效率的提高能否就理所当然地意味着资源配置 效率的改善呢?显然,这其中由此及彼的因果逻辑关系过于牵强和武断。事实上,Dow 和 Corton (1997) 不仅证伪了上述论断,而且所建立的理论模型表明,存在着市场信息有效而 资源配置无效的可能性。进一步而言,一旦忽视甚至于脱离股市的资源配置效率,片面地追 求市场信息效率的提高,不仅框限了理论研究的视野,而且背离了证券市场以优化资源配置 效率为终极目标的出发点。特别地,对于根植于我国经济转轨大背景下的证券市场制度建设 而言、它将弱化建立证券市场原始的、最根本的经济意义和政策动因。

基于此,本文承袭 Wurgler(2000)的研究思路,以我国 2001~2005 年期间所有 A 股 上市公司为研究对象,通过建立符合新古典经济学帕累托效率标准的衡量模型,从实证研究 的角度深入考察市场信息效率与资源配置效率之间的因果承接关系。

一、文献回顾与假设提出

有关市场信息效率和资源配置效率的研究文献十分庞杂,并各自形成一套相对完整的理 论分析体系。然而,对于二者的联系,学术界还存在较大的分歧与争论。本文试图在文献回 顾的基础上,从"合"与"分"两条主线对不同学者的观点进行厘清并加以评述。

1. 糅合

价格作为一种信息机制的思想最早可追溯至 Hayek (1945) 的一篇经典文献, 他强调 了竞争性市场资源配置达到帕累托最优的必要条件在于价格对信息的承载和传递。而发轫于 20 世纪 60~70 年代的信息经济学则在更严格的定义下,将价格和信息纳入新兴古典经济学 成本收益的边际分析中 。作为信息经济学的巨擘肯尼迪 ·阿罗更是对此做出巨大贡献。他 认为,在一个不确定性的经济世界中,价格在资源配置过程中的信息作用尤为重要,因为它 不仅有助于消除或缓解因信息不对称而产生的对经济效率的抑制作用,如"逆向选择"、"败 德行为"等等,而且,生产者(或消费者)能够依据价格信号做出合乎其价值(或效用)最 大化的投资(或消费)决策,从而最终促使资源投入到最有价值的使用中。因此,无论是 从新兴古典经济学的发展脉络来看,还是从作为新兴古典经济学分支之一的信息经济学来 看,作为信息载体的价格不仅是资源配置效率实现过程中至关重要的核心概念,而且在此基 础上形成的价格分析也成为了一般经济均衡分析中不可或缺的研究工具。

而有效市场理论同样强调了新古典经济学的均衡分析和价格分析,所不同的是,它讨论 的是价格和信息之间的关系,关注的是价格对信息的反映程度,并将均衡分析广泛运用于对 投资者信息套利的分析上,其隐含的思想在于:金融资源能否得到有效配置取决于资本市场

约翰·伊特韦尔等编:《新帕尔格雷夫经济学大词典(第二卷)》,第 114 页,经济科学出版社,1996。

在信息经济学家看来,将信息作为一种经济物品加以分析既是可能的,也是可取的。因此,与使用其他商品一 样,经济个体在使用信息时同样面临着成本与收益孰大孰小的权衡问题。

肯尼迪·阿罗著:《信息经济学》,何宝玉等译,北京经济学院出版社,1989。

是否具有一个有效的定价机制 ,即将市场信息效率的提高视为资源配置效率改善的充要 条件。具体而言,如果证券市场信息是充分、有效、及时、准确的,那么,作为稀缺资源 的支配者,上市公司能够根据股票价格做出正确的融资和投资决策,从而实现资源配置的帕 累托最优。而一旦证券市场股票价格没有准确反映其内在价值,市场对相关信息反应过度或 反应不足,那么将说明市场信息流通不畅,金融资源的配置必定是低效率的或者是无效 率的。

2. 争辩

然而,有效市场理论的追随者将市场信息效率与资源配置效率两个概念划为等号的观点 受到诸多学者的置疑,并从最开始的、强调概念上的厘清拓展到对其内在逻辑的批判 (Tobin, 1984; Allen 和 Gale, 1995; Dow 和 Gorton, 1997; Campbell 等, 1998; Copeland 和 Weston, 2002)。早在 1965 年, Samuelson 就认为应该从概念上对市场的信息有效性和资源 配置有效性做出区分。Allen 和 Gale (1995) 和 Campbell 等 (1998) 同样强调了上述观点, Tobin (1984) 则对此做了进一步的延伸。Tobin 认为,有效市场假说之所以重要,不仅仅 因为该假说揭示了股票价格和信息之间的关系,更重要的是它为分析微观资本配置效率创造 了研究的空间,但是许多有关股票市场效率的研究却忽视了对资源配置效率的研究。因此, 他提出功能效率 (Functional Efficiency) 概念 ——即金融市场对经济发展的推进功能,认 为只有当股票价格能低成本地、有效地配置资本时,信息有效市场才能视为功能有效市场。 换言之,市场信息效率与功能效率之间存在递进的关系,二者并不是平行的。

Dow 和 Gorton (1997) 则对市场信息效率与资源配置效率二者内在逻辑的合理性提出 批评。他们认为,对于一般商品而言,供求关系决定价格。当商品及生产要素的供求关系失 去平衡时,价格也随之发生波动,而伴随价格波动而来的必定是资源在不同部门之间的重新 配置。相比而言,证券市场股票价格反映的是投资者对于公司未来收益的预期,这种特殊性 决定了其价格波动所引起的首先是投资者预期的变化,而不是资源配置的变化。因此,正因 为与一般商品市场价格相比,股票价格的形成基础、信息结构和作用机制截然不同,股价变 动对资源配置的影响不仅间接而且微弱,存在着市场信息有效而资源配置无效的可能性。 Copeland 和 Weston (2002) 也明确指出,即便股票价格完全反映所有现存的相关信息,但 由于交易成本的存在、不完全竞争的出现,某些行业的公司依然能够通过阻止其他企业进入 而获得超额利润,产品市场的配置效率仍有可能失效。

3. 简要评述与假设提出

根据新古典经济学理论,最佳的效率位于边际成本与边际收益相等的均衡点上。同属于 经济学范畴的有效市场理论同样运用了上述均衡分析方法,并将经济学孜孜不倦所研究的资 源配置效率内生为对市场信息效率的探讨上,形成合乎其研究需要的逻辑起点。在这种分析 框架下,对资源配置效率的探讨被置于相对次要的地位,资源配置效率的帕累托有效仅仅作 为市场信息效率实现的等价物,而价格在资源配置中的信号引导作用则被过滤为单纯的价格 对信息的包容程度,从而大大简化了分析。如果说市场信息效率只是效率达成的部分目标, 甚至于无助于资源配置效率的实现,那么,有效市场理论的研究者局限于对资本市场定价效 率研究的狭隘视野需要进一步拓宽。基于以上分析,我们提出下列待检验的研究假设:

例如, Fama (1976) 明确指出:"一个富有效率的资本市场能够无摩擦地实现其资源配置功能,证券的价格必须 是其价值的最好指示器。"

研究假设,在其他条件一定的情况下市场信息效率水平越高,资源配置效率水平也越高。

二、研究设计

1. 样本选取与数据来源

本文的研究样本为我国 2001~2005 年在沪深证券交易所上市的 A 股公司。基于研究设计的需要,我们对样本作了公司和行业的双重筛选。在公司层面上,为了避免 IPO 对个股收益进而对股价波动同步性的影响,本文剔除了当年度新上市的公司。并且,本文还剔除了财务数据或交易缺失的公司。由于金融行业的特殊性,我们也将其排除在外,最后得到1197 家公司,前后 5 年共计 4976 个样本观察点。在行业 层面上,为了保证估计模型不受小样本估计偏误的影响,本文去除了样本公司个数偏少的木材家具行业,最后得到 20 个行业前后 5 年共计 100 个的面板数据。

本文除了多元化指标的数据来自华泰证券聚源数据分析系统外,其余财务与交易数据均来自上海万得资讯科技有限公司开发的 Wind 数据库。

2. 市场信息效率的衡量

对于股票价格信息效率,本文以股价波动的同步性(Synchronicity)作为衡量指标,其原因在于:第一,股价波动同步性与公司特质信息含量紧密联系在一起,较高水平的股价波动同步性意味着,公司特质信息较少纳入投资者的资产定价之中或者说对投资者的价值较低。Fama(1970)正是依照股价信息内涵的大小——过去历史信息、所有公开信息和私人信息,区分了三种不同效率的市场态势:弱式有效市场、半强式有效市场和强式有效市场。从中我们可以清晰地看出,市场效率逐步增强的演进过程伴随着信息集的渐趋完备和公司特质信息的逐渐丰富。因此,从这个意义上说,股价波动同步性可以作为市场信息效率的检验尺度;第二,Morck等(2000,2003,2004);Wurgler(2000);Jin 和 Myers(2006);游家兴等(2006,2007)等诸多学者的实证研究都表明,股价波动的同步性不仅使得公司之间的个性化差异缩小,直接导致了在中国通常所说的"同涨共跌"现象,而且削弱了股票价格对公司价值的甄别、筛选和反馈功能,极大破坏了公司信号的传递机制,从而预示着一个较低的市场信息效率。

根据 French 和 Roll(1986)以及 Roll(1988)的研究,我们通过下列简化的资产定价模型的拟合系数(即 R^2)来衡量股票价格的同步性:

$$r_{i,t} = 0 + 1 r_{M,t} + i_{i,t}$$
 (1)

其中 $r_{i,i}$ 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; $r_{i,i}$ 表示 t 期以流通市值加权计算的市场周收益。根据统计学原理, R^2 的经济意义可以理解为公司股价波动被市场波动所解释的部分。因此, R^2 越大,表明股价波动的同步性越强,股价波动表现出跟随大盘同涨共跌的现象越为明显,或者说股票价格具有较低的信息含量。

Durnev 等(2003, 2004) 在上述模型中进一步引入行业收益率,不仅考虑了个股与市场大盘之间的同步性,而且也考虑了个股与行业之间的同步性,其直观意义在于:如果行业

在进行行业划分时,本文依据中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》进行分类,除工业类因行业内差异显著而按二级代码分类外,其余行业按一级代码分类进行计算,共计 22 个行业。

内各个公司股价波动同步性趋向一致,那么,股票价格在甄别行业内公司间的价值差异上同 样失去作用。因此,本文还同时考察加入行业因素的同步性指标:

$$r_{i,t} = 0 + 1 r_{M,t} + 2 r_{K,t} + i,t$$
 (2)

其中 r_{κ_t} 表示 t 期以流通市值加权计算的行业周收益率,其他变量定义同上。

考虑到 R^2 的取值区间为 [0,1],不符合计量经济学中最小二乘法的回归要求,我们 对 R² 进行如下的对数转换:

$$Syn = Ln \ (\frac{R^2}{1 - R^2}) \tag{3}$$

3. 资源配置效率的衡量

资源配置效率反映的是一个公司在价格既定情况下,以最优的比例使用各投入要素或者 决定产出的程度。从产业角度看,在高资本回报率的行业(项目)内继续追加投资,在低资 本回报率的行业(项目)内及时削减资本投入,意味着资源配置效率的改善。在此思路下, Wurgler (2000) 建立了符合帕累托效率标准的衡量模型 ——投资反应系数的估计模型,其 模型设定如下:

$$Ln\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} = {}_{0} + Coef \times Ln\frac{V_{i,t-1}}{V_{i,t-1}} + {}_{i,t}$$
 (4)

$$\mathbb{D}, \qquad LnI_{i,t} = {}_{0} + Coef \times LnV_{i,t} + {}_{i,t} \qquad (5)$$

其中, 为差分:1为资本投入,本文采用固定资产净值与存货净值之和进行度量:V 为资本产出,为了研究的稳健性,本文分别采用销售净利率、销售毛利率和主营业务利润率 进行度量: Coef 为弹性指标,即投资反应系数,表明资金的追加(或撤出)对盈利能力变 化的弹性水平。通过 Coef. 我们可以较好地衡量资源配置效率水平的高低。 Coef 为正. 且 数值越大时,表明投资增减对效益变动的反应越灵敏,意味着一个较高的资源配置效率。上 述方法获得了学术界的认可,并见诸于许多文献的实证研究中(Beck 等,2002:Almeida 等,2005;潘文卿等,2003;方军雄,2006)。

4. 检验模型

为了检验本文所提出的研究假设,我们采用两种检验模型分别考察市场信息效率与资源 配置效率二者之间的关系。由于研究样本(行业或公司)为跨年度的截面数据,本文采用面 板数据回归分析方法,通过建立固定时期效应模型(Period-Fixed Effects Model)以控制年 份影响。同时,为了避免因变量与解释变量之间可能存在的内生性问题,本文对解释变量采 用滞后一期的数值。

(1) 行业投资反应系数检验模型。我们借鉴 Wurgler (2000) 等学者的研究方法,通过 考察股价波动同步性对行业投资反应系数的边际影响来对本文的研究假设进行检验。我们首 先按年度分行业对式(5)进行OSL估计、获得各个行业的投资反应系数 Coef。接着、我 们将股价波动同步性作为解释变量,以考察其对行业投资反应系数的影响作用,检验模型设 定如下:

$$Coef_{i,t} = {}_{0} + {}_{1}Syn_{i,t-1} + {}_{j=1}^{6} {}_{1+j}C_{j,t-1} + (fix_effects) + {}_{i}$$
 (6)

(2) 交乘效应检验模型。受中国证券市场规模较小、行业个数有限影响,上述检验方法 容易受到小样本回归估计偏误的影响。为了保证回归结果的稳健性,本文在 Wurgler (2000) 资源配置效率衡量模型的基础上引入交乘项,进一步考察本文的研究假设,检验模 型如下:

$$LnI_{i,t} = {}_{0} + {}_{1} LnV_{i,t} + {}_{2} LnV_{i,t} \times Syn_{i,t-1} + {}_{j=1}^{0} {}_{2+j} LnV_{i,t} \times C_{j,t-1} + (fix_effects) + {}_{i}$$
(7)

- ,为公司投资反应系数。当 ,为正,且显著性水平越高时,说明公司投资增减对其效 益变动更加灵敏。根据本文的研究假设,如果股价波动同步性损害了公司在资源配置上的效 率,那么其交乘项 的参数估计应该为负。
- (3) 控制变量。在一定的经济发展水平下,上市公司(或行业)资源配置效率可能同时 受到公司(或行业)其他因素的影响。为了正确检验股价波动同步性对公司投资反应系数的 边际影响,本文借鉴 Teoh 等 (1998)、Wurgler (2000)、Durnev 等 (2004) 的研究成果, 在上述两个检验模型中分别加入其他可能对二者关系产生影响的控制变量,如公司规模 (Size)、财务杠杆(Lev)、多元化水平(Mult)、行业集中度(Conc)、保护性行业哑变量 (Shel)、行业态势的哑变量(Decl)。对各控制变量的计算如表 1 所示。

控制变量的定义

变量	变量定义
公司规模(Size)	公司当年年末总资产的自然对数
财务杠杆 (Lev)	公司当年年末的总负债/ 当年年末总资产
多元化水平 (Mult)	公司前三大主营业务收入的赫芬达尔指数
行业集中度 (Conc)	各公司主营业务收入所占行业比例的平方和
保护性行业(Shel)	哑变量:农林、能源、原材料和基础设施行业设定为保护性行业取 1, 其他行业取 0
行业态势 (Decl)	哑变量: 当年行业销售利润少于上一年的行业取 1, 其他行业取 0

5. 描述性统计分析

表 2 和表 3 给出本文样本公司主要变量在 2001 ~ 2005 年间的描述性统计数据。从表 2 可以看出,各行业之间的投资反应系数差异较大,以采用销售净利率计算的投资反应系数为 例,最大的达到了 0.465,最小的仅为 -0.199。而 R^2 的行业分布差异同样显著,以通过模 型 (1) 计算的 R^2 为例,最大的达到了 0.656,最小的仅为 0.265。从表 3 可以看出,中国 上市公司股价波动性水平较高,平均达到了 0.430 (或 0.466),并且公司之间存在较大的差 异,最高的达到了0.889 (或0.958),最小的则接近于零。

行业投资反应系数检验模型和交乘效应检验模型都是针对本文研究假设而设计的检验模型,由于模型设定不同, 再加上考察的对象也有所区分(前者从行业出发,后者从公司层面出发),因此,在控制变量的计算上略有不同:前者除 了保护性行业、行业态势两个变量采用一样的虚拟变量外,其他变量都是通过计算行业平均值获得。

表 2		主要研究变量的描述性统计 (行业)								
	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值				
Coef ₁	100	- 0. 007	- 0. 011	0. 087	- 0. 199	0. 465				
$Coef_2$	100	- 0. 008	0. 078	0. 242	- 1. 237	0. 496				
Coef ₃	100	- 0. 019	0. 001	0. 225	- 1. 175	0. 490				
\mathbb{R}^2_1	100	0. 427	0. 435	0. 100	0. 265	0. 656				
\mathbb{R}^2_2	100	0. 464	0. 472	0. 094	0. 286	0. 685				
Size	100	21. 086	21. 002	0. 308	20. 633	21. 967				
Lev	100	0. 508	0. 487	0. 105	0. 354	0. 854				
Mult	100	0. 693	0. 709	0. 089	0. 478	0. 841				
Conc	100	0. 114	0. 063	0. 148	0. 022	0. 801				

注:Coef₁、Coef₂、Coef₃ 分别为采用销售净利率、销售毛利率和主营业务利润率计算得出的行业投资 反应系数; R_1^2 和 R_2^2 分别通过式 (1) 和式 (2) 计算得出,其中市场和行业周收益均采用流通市值加权计 算获得,下同。

=	_
忢	- '4

主要研究变量的描述性统计 (公司)

	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
R_1^2	4976	0. 430	0. 431	0. 187	0. 000	0. 889
\mathbb{R}_2^2	4976	0. 466	0. 464	0. 205	0. 003	0. 958
Size	4976	21. 063	20. 995	0. 760	26. 658	17. 770
Lev	4976	0. 504	0. 481	0. 415	0. 008	3. 755
Mul	4976	0. 711	0. 723	0. 237	0. 111	1

三、实证结果与分析

1. 单变量分析

为了获得对股价波动性与行业投资反应系数之间关系的直观认识,我们采用分组方法进 行单变量比较分析。首先,我们依照 R^2 的大小,将 20 个行业分年度按 30 %、40 %和 30 % 的比例分成高、中、低三组:然后,将三个组合5个年份的行业投资反应系数进行简单算术 平均,获得各个组合行业投资反应系数的平均水平。图1列示了各个组合之间行业投资反应 系数的直观比较。可以看出,随着股价波动同步性的提高,行业投资反应系数呈十分明显的 下降趋势,说明了当股价中所包含的个性化信息越多时,价格信号传递机制的作用将得以强 化、使得资本更加便利、有效地转移、促使了资本配置效率的改善。

2. 行业投资反应系数检验结果

为了控制其他变量对资本配置效率的影响,我们进一步进行多变量回归分析。表 4 列示 了行业投资反应系数检验模型的回归结果,其中模型(1)和(4)、模型(2)和(5)、模型 (3) 和(6) 分别以采用销售利润率、销售毛利率和主营业务利润率计算获得的行业投资反 应系数作为被解释变量。从回归结果可以看出, Syn 的回归系数为负, 并且都达到了 10 % 以上的显著性水平,说明股价波动同涨共跌程度越低的行业,其投资反应系数越大。由于股

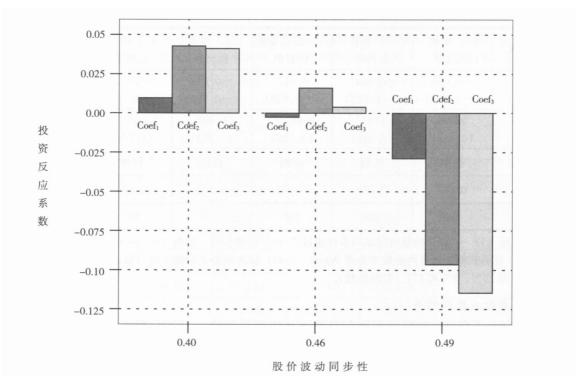


图 1 股价波动同步性与投资反应系数

注:横轴为以式(1)计算的股价波动同步性;纵轴为行业投资反应系数。本文还同时以式(2)计算的股价波动同步性作为组合的划分标准,比较不同组合之间投资反应系数的差异,检验结果保持一致。

价波动的同步性反映了股票价格对公司特质信息的吸收程度,预示着信息效率程度的高低, 因此,上述检验结果表明,伴随着市场信息效率的增进,证券市场价格在上市公司资本转移 上具有十分积极的正向效应,有效改善了资源配置效率,以上证据支持了本文的原假设。

ᆍ	4
ᅏ	4

多变量回归分析结果 (一)

回归模型	(1) 销售	(2) 销售	(3) 主营业务	(4) 销售	(5) 销售	(6) 主营业务
	利润率	毛利率	利润率	利润率	毛利率	利润率
常数项	- 0. 083	- 0. 278 * * *	- 0. 413 * * *	- 0. 060	- 0. 260 * * *	- 0. 305 * * *
	(- 1. 015)	(- 3. 914)	(- 4. 019)	(- 0. 735)	(- 2. 796)	(- 3. 772)
Syn	- 0. 085 * * *	- 0. 324 *	- 0. 229 * *	- 0. 059 * * *	- 0. 207 *	- 0. 231 *
	(- 7. 396)	(- 1. 966)	(- 2. 141)	(- 13. 131)	(- 1. 683)	(- 1. 967)
Size	- 0. 023	- 0. 016	- 0. 032	- 0. 037 *	- 0. 010	- 0. 024
	(- 1. 006)	(- 1. 258)	(- 0. 887)	(- 1. 645)	(- 0. 578)	(- 0. 687)
Lev	0. 024	0. 014	0. 017	0. 036	0. 019	0. 018
	(0. 778)	(0. 633)	(0. 532)	(0. 897)	(0. 573)	(0. 498)
Mult	0. 059 (0. 536)	0. 359 * * (2. 452)	0. 535 * * * (3. 181)	0. 054 (0. 603)	0. 315 * * (2. 521)	0. 500 * * * * (3. 312)
Conc	0. 156 *	- 0. 171	- 0. 158	0. 171 * *	- 0. 116	- 0. 124
	(1. 870)	(- 1. 169)	(- 1. 516)	(2. 123)	(- 0. 907)	(- 1. 037)

(续)

回归模型	(1) 销售 利润率	(2) 销售 毛利率	(3) 主营业务 利润率	(4) 销售 利润率	(5) 销售 毛利率	(6) 主营业务 利润率
Shel	- 0. 015 (- 0. 766)	- 0. 064 * (- 1. 812)	- 0. 047 * * (- 2. 038)	- 0. 013 (- 0. 793)	- 0. 062 * (- 1. 793)	- 0. 070 * * (- 2. 312)
Decl	0. 004 (0. 295)	0. 113 * * * (2. 845)	0. 071 * * (2. 592)	0. 002 (0. 273)	0. 105 * * * (2. 734)	0. 063 * * (2. 312)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合度	0. 141	0. 056	0. 073	0. 137	0. 070	0. 067
样本量	100	100	100	100	100	100

注:模型(1)~(3)的股价波动同步性通过式(1)计算获得,模型(4)~(6)的股价波动同步性 通过式(2)计算获得。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)。

3. 交乘效应检验结果

表 5 列示了交乘效应模型的回归结果,从中可以看出, LnV_{Li} 的参数估计值为正,并 且显著为正,说明平均而言,中国上市公司投资增减对公司效益变动较为敏感,反映出上市 公司在资源配置效率上的有效性。而 $LnV_{i,i}$ ×S yn 的参数估计值为负,并达到了 10 %以上 的显著性水平,说明股价波动同步性削弱了公司投资支出对效益变动的敏感性,上述证据进 一步支持了本文提出的原假设。

此外,从控制变量的回归结果来看,其参数估计符号在上述两种检验模型中表现出较高 的一致性。Size 的回归系数为负,说明规模越大的公司(或行业),其投资决策对效益变动 较为不敏感:Shel 的回归系数为负,说明了与受国家政策保护的行业相比,在不受保护的 行业中,公司投资增减对行业效益变动更加灵敏:Decl 的回归系数为正,说明了在发展态 势较差的行业中,公司的投资增减对效益变动更加灵敏;Multi 的回归系数为正,说明了多 元化程度较高的行业(或公司),投资增减对效益变动更加灵敏;而 Lev 和 Conc 回归系数 则大多不显著。

表 5

多变量回归分析结果 (二)

回归模型	(1) 销售 利润率	(2) 销售 利润率	(3) 销售 毛利率	(4) 销售 毛利率	(5) 主营业务	(6) 主营业务 利润率
0	0. 031 * * * (3. 712)	0. 023 * * (2. 849)	0. 114 * * * (4. 839)	0. 171 * * * (5. 439)	0. 108 * * * (4. 331)	0. 110 * * * (4. 019)
$LnV_{i,t}$	0. 004 * (1. 820)	0. 003 * (1. 713)	0. 007 * * (2. 037)	0. 065 * (1. 807)	0. 012 * * (2. 325)	0. 020 * * (2. 012)
$LnV_{i,t} \times Syn$		- 0. 023 * * (- 1. 829)		- 0. 029 * (- 1. 666)		- 0. 037 * * * (- 2. 715)
$LnV_{i,t} \times Size$		- 0. 019 * (1. 839)		- 0. 020 * * (2. 100)		- 0. 019 * * (1. 987)
$LnV_{i,t} \times Lev$		0. 518 (0. 524)		0. 428 (0. 511)		0. 564 (0. 501)

(续)

回归模型	(1) 销售 利润率	(2) 销售 利润率	(3) 销售 毛利率	(4) 销售 毛利率	(5) 主营业务 利润率	(6) 主营业务 利润率
$LnV_{i,t} \times Multi$		0. 324 * (1. 743)		0. 317 * * (1. 884)		0. 401 * * * (1. 903)
$LnV_{i,t} \times Conc$		0. 743 (0. 242)		0. 725 (0. 231)		0. 774 (0. 221)
$LnV_{i,t} \times Shel$		- 0. 037 * * (2. 125)		- 0. 032 * (1. 825)	^	- 0. 057 * * * (3. 931)
$LnV_{i,t} \times Decl$		0. 026 * * * (3. 996)	1	0. 031 * * * (4. 157)	net	0. 022 * (1. 768)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合度	0. 109	0. 154	0. 142	0. 178	0. 135	0. 166
样本量	4976	4976	4976	4976	4976	4976

注:表中的股价波动同步性通过式(1)计算得出,其中市场周收益采用流通市值加权计算获得;本文 还以式 (2) 计算的股价波动同步性进行回归分析,检验结果保持一致 (未在表中列示)。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)。

4. 稳健性检验

为了检验上述研究结果的稳健性,本文进行如下的敏感性分析。首先,采用日收益率代 替周收益率来估计股价波动同步性,其优点在于可以获得更多的观测点,但缺点在于容易受 非同步交易等市场微观结构的影响 (Scholes 和 Williams, 1977); 其次,采用市场回报的不 同计算方法来估计股价波动同步性。对市场回报的不同计算方法将直接影响到对股价波动同 步性的捕捉,考虑到我国非流通股比重十分高的股权结构,我们还以考虑非流通因素的总市 值为权重计算的市场收益率重新度量股价波动同步性。其总市值的计算公式如下:

总市值 = A 股收盘价 ×A 股流通股股数 + 每股净资产 ×非流通股股数

回归结果表明,上述敏感性分析不会对本文结论产生实质性影响,说明本文的结论具有 较好的稳健性。为了表述的简约起见,本文没有将上述结果列示出来。

四、结论与启示

新古典经济学和有效市场理论都是在一般均衡理论的研究框架下表述问题,并广泛运用 价格分析工具展开讨论,但其分歧也是明显的:前者直接探讨市场均衡价格与资源配置效率 之间的因果逻辑关系,后者则把研究重点集中在股票价格对信息的反映程度上,将资本市场 定价效率的达到视为资源配置效率实现帕累托最优的充要条件。从而,上述争执最终可归结 为证实或证伪的实证问题。

正是基于以上研究背景,本文以我国 2001~2005 年在沪深证券交易所上市的 A 股公司 为研究对象,考察市场信息效率与资源配置效率之间的因果承接关系。在以股价波动同步性 作为市场信息效率衡量指标的基础上,研究发现股价波动同步性越低的行业(或公司),在 更加真实、及时的股票价格信号的引导下,投资增减对效益变动更加灵敏,即资本更快地实现由低效率领域向高效率领域的转移,显示出更高水平的资源配置效率。这一结论有助于我们对市场信息效率对资源配置效率推进作用的微观机理有了更加深入的理解。

根据 Morck、Yueng 和 Yu(2000)和 Jin 和 Myers(2006)的研究,美国、英国等成熟的证券市场股价波动同步性都非常低,而对于中国,同步性仍然维持在较高水平,股市同涨共跌的现象依然明显。与此同时,上市公司从低效行业撤资、往高效领域增资的投资弹性系数依然偏低,证券市场在优化资源配置效率的功能方面还十分薄弱。我们应继续推进证券市场制度建设,在内部交易管制、投资者保护机制以及信息披露等方面进一步加强法律保障和执法力度,最终推动资源优化配置目标的实现。

参考文献

- [1] Almeida H. and Wolfenzon D., 2005, The effect of external finance on the equilibrium allocation of capital [J], Journal of Financial Economics, 75, 133 ~ 164.
- [2] Allen, F. and Gale, D., 1995, A welf are comparison of intermediaries and financial markets in Germany and the U. S. [J], European Economic Review, 39, 179 ~ 209.
- [3] Beck T. and Levine R., 2002, Industry growth and capital allocation: does having a market or bank-based system matter? [J], Journal of Financial Economics, 64, 147 ~ 180.
- [4] Dow J., Gorton G, 1997, Stock market efficiency and economic efficiency: is there a connection? [J], Journal of Finance, 52, $1087 \sim 1129$.
- [5] Durnev A., Morck R., Yeung B., and Zarowin P., 2003, Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? [J], Journal of Accounting Research, 41, 797 ~ 836.
- [6] Durnev A., Morck R., and Yeung B., 2004, Value Enhancing Capital Budgeting and Firm-specific Stock Return Variation [J], Journal of Finance, 59, 65 ~ 105.
- [7] Fama, E. F., 1970, Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work [J], Journal of Finance, 25, $383 \sim 417$.
 - [8] Fama, E.F., 1976, Foundations of Finance (Basic books, Inc., Publishers, New York).
- [9] French, K. R. and Roll, R., 1986, Stock return variances: the arrival of information and the reaction of traders [J], Journal of Financial Economics, 17, 5 ~ 26.
- [10] Hayek, F. A., 1945, The use of knowledge in society [J], American Economic Review, $4,519 \sim 530$.
- [11] Jin Li and Myers, S. C., 2006, R^2 around the World: New Theory and New Tests [J], Journal of Financial Economics, 79, 257 ~ 292.
- [12] Morck R., Yeung B., and Yu W., 2000, The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J], Journal of Financial Economics, 58, $215 \sim 260$.
 - [13] Roll R , R^2 [J], 1988, Journal of Finance, 43, 541 ~ 566.
- [14] Samuelson, P. A. 1965, Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly [J], Industrial Management Review, 6, $41 \sim 49$.
 - [15] Scholes, M. and Williams J., 1977, Estimating Betas from Non-Synchronous Data [J], Journal

在 Morck 等(2000)的研究中,中国的 R^2 仅次于波兰,位居第二;在 Jin 和 Myers(2006)所考察的 40 个国家中, R^2 达到 0.40 以上的只有中国(0.47)、土耳其(0.42)和委内瑞拉(0.41)。在游家兴等(2006)的研究中,尽管随着证券市场制度建设的推进, R^2 呈明显的下降趋势,但仍维持在 0.40 的平均水平。而在 Wurgler(2000)的研究中,65 个国家制造业投资反应系数平均达到了 0.34,远远超过我国上市公司各行业的平均水平。

- of Financial Economics, 5, 309 ~ 327.
- [16] Tobin, J., 1984, On the efficiency of the financial system [J], Lioyds Bank Review, 153, $1 \sim 15$.
- [17] Wurgler, J., 2000, Financial markets and the allocation of capital [J], Journal of Financial Economics, 58, $187 \sim 214$.
 - [18] 方军雄:《市场化进程与资本配置效率的改善》[J],《经济研究》2006年第5期。
- [19] 坎贝尔、罗、麦金雷:《金融市场计量经济学》[M],朱平芳、刘弘主译,上海财经大学出版社, 2003。
 - [20] 肯尼迪·阿罗:《信息经济学》[M],何宝玉、姜忠孝、刘永强译,北京经济学院出版社,1989。
 - [21] 科普兰、威斯顿:《财务理论与公司政策》[M],宋献中主译,东北财经大学出版社,2003。
 - [22] 潘文卿、张伟:《中国资本配置效率与金融发展相关性研究》[J],《管理世界》2003 年第 8 期。
- [23] 游家兴、张俊生、江伟:《制度建设、公司特质信息与股价波动同步性》[J],《经济学季刊》 2006 年第 6 卷第 1 期。
- [24] 游家兴、江伟、李斌:《中国上市公司透明度与股价波动同步性的实证分析》[J],《中山大学管理研究》2007年第1期。
- [25] 约翰·伊特韦尔、默里·米尔盖特、彼得·纽曼:《新帕尔格雷夫经济学大词典》(第二卷) [M],经济科学出版社,1996。

(责任编辑:朱长虹;校对:吕小玲)

(上接第 109 页)

- [4] 张军、施少华:《中国经济全要素生产率变动 1952~1998》[J],《世界经济文汇》2003 年第 2 期。
- [5] 郭庆旺、贾俊雪:《中国全要素生产率的估算: 1979~2004》[J],《经济研究》2005年第6期。
- [6] 肖正林、杨飞、张翼:《全要素生产率研究方法的相对优缺点》[J],《商场现代化》2006年9月。
- [7] 汤兵勇、宋家第:《solow 增长速度模型中参数 、 的动态辨识》[J],《黑龙江大学自然科学学报》1988 年第 4 期。
- [8] 金锡万、陈世菊:《技术进步的动态度量与分析探讨》[J],《华东冶金学院学报》1991 年第 8 卷 第 2 期。
- [9] 王曦、舒元、才国伟:《我国国有经济双重目标与 TFP 核算的微观基础》, 2005 年中国经济年会论文。
 - [10] 陈璋、陈国栋、刘霞辉:《西方经济理论与实证方法论》[M],北京大学出版社,1993。
- [11] 国家统计局国民经济核算司:《中国国内生产总值核算历史资料: 1952~1995》[M], 东北财经大学出版社, 1997。
- [12] 国家统计局国民经济核算司:《中国国内生产总值核算历史资料: 1996~2002》[M],中国统计出版社,2004。
 - [13] 高铁梅:《计量经济分析方法与建模 EViews 应用及实例》[M],清华大学出版社,2006。
- [14] Harvey. Andrew C: Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter [M], Cambridge University Press, 1989, $100 \sim 167_{\circ}$
- [15] PK Watson, St. Augustine: Kalman Filtering as an Alternative to Ordinary Least Squares Some Theoretical Considerations and Empirical Results [J], Empirical Economics, 1983, Vol. 8, 71~85.

(责任编辑:彭 战;校对:曹 宇)