

# 管理者能力能够提高资本市场信息效率吗?

## ——基于股价同步性的分析

李秉成, 郑珊珊

(中南财经政法大学 会计学院, 湖北 武汉 430073)

**[摘要]** 针对我国证券市场股票价格“同涨同跌”的现象,研究了管理者能力对资本市场信息效率的影响及其传导机制。选取2007—2016年沪深上市公司的数据,研究发现管理者能力越高,更多公司层面信息融入股票价格,公司的股价同步性越低,资本市场信息效率得以提升;同时,当上市公司的财务状况更好以及市场竞争力更强时,其发挥的作用更大。在此基础上,进一步分析了管理者能力影响股价同步性的传导路径,基于中介效应模型的检验结果表明,管理者能力的提高通过吸引更多的分析师关注、提高分析师预测的准确性以及降低分析师预测分歧度来降低股价同步性,从而提高了资本市场信息效率。

**[关键词]** 管理者能力; 股价同步性; 信息效率; 中介效应模型; 分析师关注; 分析师预测; 资本市场信息效率

**[中图分类号]** F275      **[文献标识码]** A      **[文章编号]** 1004-4833(2019)03-0087-11

### 一、引言

股价同步性是指公司股票收益的变动与整个市场股票收益平均变动之间的关联性,即资本市场普遍存在的“同涨同跌”现象。Morck等对全球40个国家进行考察,研究发现中国的股价同步性位居第二,截至2010年中国资本市场的股价同步性仍然位于研究所涉及的47个市场之首<sup>[1-2]</sup>。过高的股价同步性表明公司特质信息较少通过交易融入股价中,导致投资者无法通过股价变动准确甄别出不同资质的公司,而管理层则无法从股价中得到有效的信息反馈,从而破坏了上市公司的信号传递机制,损害了资本市场资源的配置效率。因此,寻求降低股价同步性的途径,降低投资者与管理层之间的信息不对称,对我国资本市场信息效率的提升至关重要。

股价同步性是公司信息不透明引起的结果,而信息不透明在很大程度上是公司管理层没有充分和及时地向外部投资者披露公司的真实信息导致的<sup>[3]</sup>。由此可以看出,管理者是影响公司股价同步性的重要因素,目前的研究主要从独立董事行业专长、董事会秘书、管理层权力角度来考虑管理者的背景特征对股价同步性的影响<sup>[4-6]</sup>,鲜有文献将管理者自身能力的差异与公司股价同步性结合起来进行研究。基于此,本文将管理者能力这一角度作为切入点,基于股价同步性视角,利用2007—2016年沪深A股上市公司的数据,实证检验管理者能力提升对公司股价同步性的影响及其传导机制。

本文的边际贡献为:第一,已有文献从管理层行业专长、董事会秘书、管理层权力等管理者的背景特征角度来研究公司股价同步性,本文突破以往的代理理论研究框架,基于管理者能力视角,丰富了股价同步性影响因素方面的文献。第二,本文为管理者能力影响股价同步性提供了一条可能的传导路径,即管理者能力主要通过分析师关注、分析师预测误差以及分析师预测分歧度等机制来影响股价同步性。

### 二、文献综述

#### (一) 股价同步性相关文献回顾

自Morck等首次提出用 $R^2$ 来度量股价同步性并以此研究资本市场信息效率以来<sup>[1]</sup>,如何有效降低股价同步性进而提升我国资本市场的信息效率引起了学术界的广泛关注。总体来讲,国内外学者主要从公司内外部治理和管理者特征两个方面来进行研究。第一,公司内外部治理层面,主要探讨了信息披露环境、分析师跟踪和机构

[收稿日期] 2018-09-01

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目(14YJA790019);“中南财经政法大学研究生教育创新计划”资助项目(2018Y1127)

[作者简介] 李秉成(1964—),男,湖南邵阳人,中南财经政法大学会计学院教授,博士生导师,从事公司财务研究;郑珊珊(1987—),女,河南洛阳人,讲师,中南财经政法大学会计学院博士研究生,从事公司财务研究, E-mail: zsszncj@163.com。

投资者持股比例与上市公司股价同步性之间的关系。完善制度建设、提高媒体关注度、实施XBRL财务报告以及开放资本市场等信息披露环境的改善可以使更多的公司层面特质信息反映在股价中,缓解公司管理层与外界投资者之间的信息不对称,提高信息透明度,从而降低股价同步性<sup>[7-10]</sup>。进一步地,朱红军等研究发现随着分析师跟踪人数的增加,分析师搜寻信息的活动能够使公司层面的特质信息更多地融入股价中,从而使股价同步性有所降低<sup>[11]</sup>。An和Zhang发现随着机构投资者持股比例的提高,股票市场的“同涨同跌”现象有所减弱,从而降低了公司的股价同步性<sup>[12]</sup>。然而,许年行等指出由于中国市场的机构投资者存在“真羊群行为”,往往忽略个人的私有信息,使其掌握的私有信息融入股价的程度下降,从而提高股价变动的同步性,降低了资本市场的信息效率<sup>[13]</sup>。第二,管理者特征层面,主要是基于管理者的背景特征进行研究。张斌研究发现具有行业专长的独立董事有助于促进公司特质信息的释放,提高了公司特质信息的传递效率<sup>[4]</sup>。勤勉尽职的金牌董秘由于完善了公司的信息披露,提升了信息透明度,会显著提高公司的股价同步性<sup>[5]</sup>。李小荣研究发现随着权力的提高,管理层的寻租动机更强烈,会增加投资者的信息搜寻成本,从而提高公司的股价同步性<sup>[6]</sup>。

## (二) 管理者能力相关文献回顾

自Demerjian等开创性地运用数据包络分析法(DEA)将管理者对企业效率的影响从企业全效率中分离出来计算其管理者能力,并证明该测算方法比高管薪酬、高管任期等间接度量指标更优以来<sup>[14]</sup>,这种新方法在财务会计领域获得大量的运用。Demerjian等采用这种方法验证了管理者能力与盈余质量之间存在正相关关系<sup>[15]</sup>。张铁铸和沙曼研究发现管理者能力越高,越重视自己的职业声誉,其在职消费的行为就越少<sup>[16]</sup>。张敦力等研究发现管理者的能力越强,披露业绩预告的可能性越高,更有动机通过准确的业绩预告向市场传达其对行业和公司的了解程度,从而降低公司与外界的信息不对称程度,有效改善公司的资本投资效率<sup>[17]</sup>。此外,还有研究管理者能力与企业审计收费等其他经营决策的内容<sup>[18]</sup>。

综合上述文献,目前关于股价同步性影响因素的研究更多探讨了信息披露环境、分析师跟踪以及机构投资者等内外部治理层面的影响,也有文献开始涉及诸如管理者的行业专长、管理层权力等背景特征对股价同步性的影响,但是鲜有文献考虑管理者的自身能力差异与公司股价同步性两者之间的关系。为此,本文借鉴Demerjian等提出的度量管理者能力方法,实证检验管理者能力对公司股价同步性的影响<sup>[14]</sup>。

## 三、理论分析与研究假设

管理者是现代企业持续发展的关键力量,而管理者能力通常被视为企业最有价值的无形资产。能力越强的管理者越有动机将公司信息更有效地传递给资本市场,由此影响到投资者的信息获取,从而降低股价同步性。这主要有以下两个方面的原因:第一,管理层能够缓解代理问题,降低公司与外界投资者之间的信息不对称,提高信息透明度。信息不透明导致外部投资者不能正确解读信息,在很大程度上是公司管理层没有充分和及时地向外部投资者披露公司的真实信息导致的。作为公司信息的发布者,管理层负有向外部投资者披露信息的义务,但在法律许可范围内,其拥有一定的信息披露内容和披露时机选择权<sup>[19]</sup>。出于自身利益最大化的考虑,管理层往往会隐藏对公司股价不利的信息,但Andreou等指出,管理者能力与企业投资者之间的信息不对称程度负相关,原因在于高能力的管理者更愿意向外界披露公司信息,提高信息披露质量,从而降低公司与外界的信息不对称<sup>[20]</sup>。这样,管理者能力可以通过缓解信息不对称问题从而降低公司股价同步性。第二,基于职业经理人市场和声誉理论,管理者劳动力市场中的未来价值与个人声誉正相关。如果管理者隐藏对公司股价不利的信息,一旦负面信息累积引发股价崩盘,将会玷污他们在股票市场上的个人声誉,从而影响他们在劳动力市场中的未来价值。而管理者的职业声誉与能力又密不可分,职业声誉较好的管理者,其管理者能力往往也较强<sup>[21]</sup>。出于对自己职业声誉的担忧,管理者的能力越高,越能够可靠地向外界传递他们所在公司的内在价值,增强股票价格的信息含量,并实现公司和外部投资者之间的美好沟通<sup>[22]</sup>。当股票市场的投资者意识到这一点时,管理者能力越高,声誉越好,投资者就越愿意和能够找到他们,因此管理者将更加有效地减轻公司与股票市场之间的信息不对称。在这一过程中,企业特质信息得以充分挖掘并有效传递,外部投资者能够通过股价信息差异正确甄别出不同资质的公司,从而提高整个资本市场的信息效率。基于以上分析,本文提出如下假设。

假设H<sub>1</sub>:当其他条件不变时,公司的管理者能力提升,其股价同步性下降。

如果说管理者能力能够降低股价同步性,那么接下来我们需要考虑的一个问题是:管理者能力是通过什么

传导机制来作用于股价同步性并进一步影响资本市场信息效率的?

首先,信息传递的过程大致为信息发布者(如管理层)—信息媒介(如分析师)—信息接收者(如投资者)。在这个过程中,基于行为金融理论,投资者的有限关注使其不能充分吸收和处理可得信息。而分析师作为连接管理层与投资者之间的纽带,通过对信息进行解读、整合并传递,能够及时和客观地将公司的应计项目和现金流信息等特定信息反映在股价中,降低管理层与投资者之间的信息不对称,使投资者对公司的前景充满信心。此外,管理层发布的信息具有一定的专业性,分析师利用专业知识进行解读和预测,提高了信息的透明度,降低了非专业投资者获取公司层面信息的难度和成本,使公司层面的特质信息及时反映到股价中,提高股价信息含量。总之,分析师搜寻信息的活动能够将公司层面的特质信息更多地融入股价中,从而使股价同步性有所降低<sup>[11]</sup>。因此,我们预期分析师跟踪与股价同步性负相关。其次,管理者能力本身就是一种信号,当管理者能力越强时,其发布的信息质量就越好,外界对其的认可程度就越高。尤其是管理层发布的业绩预告等相关信息作为分析师进行盈余预测的重要信息来源时,管理者能力越高,其发布的业绩预告等相关信息越契合分析师预测的需要,越会受到分析师的跟踪和追捧,因此可以降低分析师搜寻信息的成本,从而提高分析师预测的准确性。因此,我们预期管理者能力与分析师跟踪正相关。基于此,我们预期管理者能力会对股价同步性产生影响,这种影响主要是通过分析师跟踪这一中间机制实现,提出如下假设。

H<sub>2</sub>: 分析师跟踪在管理者能力影响股价同步性中发挥重要的中介作用。

#### 四、研究设计

##### (一) 样本选择与数据来源

本文选取中国沪深A股非金融类上市公司作为初始研究样本,样本区间为2007-2016年,对数据进行如下处理:(1)为更可靠的度量股价同步性,剔除当年IPO新上市及年交易日少于30周的公司;(2)剔除净资产为负值且无法获得管理者能力、财务和公司治理数据的公司,最终本研究获得了8850个样本公司数据。本文所使用的主要财务数据来源于CSMAR数据库,机构投资者的数据来源于Wind数据库。除此之外,对本文涉及的主要连续变量,在1%和99%的水平上进行Winsorize处理,以消除极端值的影响。

##### (二) 变量测度

###### 1. 股价同步性(SYNCH)

本文借鉴已有文献<sup>[3,8]</sup>,运用式(1)估计个股的年度R<sup>2</sup>;由于R<sup>2</sup>的取值范围是[0,1],本文在式(2)中采用Logistic变换使R<sup>2</sup>接近正态分布,计算得到股价同步性的度量指标:SYNCH。

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times MARET_t + \beta_2 \times INDRET_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$SYNCH_i = Ln \left[ \frac{R_i^2}{1 - R_i^2} \right] \quad (2)$$

式(1)中,RET<sub>it</sub>表示第i个公司第t周的股票收益率,MARET<sub>t</sub>和INDRET<sub>jt</sub>分别为第t周市场股票收益率和第t周流通市值加权计算的公司所在行业j的收益率;R<sub>i</sub><sup>2</sup>为式(1)中的年度回归拟合优度值,表示公司的个股收益中被市场收益所解释的部分。

###### 2. 管理者能力(MA)

借鉴Dermerjian等的做法<sup>[14]</sup>,采用数据包络分析(DEA)方法分两阶段来计算管理者能力。计算过程如下:

第一步,使用数据包络分析法(DEA)建立模型,分行业分年度测算行业内企业的全要素生产率(θ)。

$$\max_{\theta} (\theta) = \frac{Sale}{v_1 Cg + v_2 SgA + v_3 Fa + v_4 Ina + v_5 Gw + v_6 RD} \quad (3)$$

式(3)中,Sale用来表示营业收入,作为产出变量;Cg用来表示营业成本,Sg&A用来表示销售及管理费用,Fa用来表示固定资产净值,Ina用来表示无形资产净值,Gw用来表示商誉,R&D用来表示开发支出,这六项指标共同作为投入变量。其中,固定资产净额、无形资产净额、商誉和开发支出使用上期期末数,营业收入、营业成本和销售及管理费用使用本期期间数。

第二步,公司的效率值既受公司因素的影响,又受管理者特质的影响,为了计算管理者特质的影响,需要剔除公司的特有因素对效率值的影响。由于式(3)中计算出来的效率值取值在0-1之间,本文在式(3)的基础上,利用式(4)构建Tobit回归模型,得到的残差即为管理者特征对公司效率的影响,即管理者能力。

$$\theta = \alpha_0 + \alpha_1 Size + \alpha_2 Ms + \alpha_3 Fcf + \alpha_4 Lisyear + \alpha_5 Div + Year + e \quad (4)$$

式(4)中, *Size*、*Ms*、*Fcf*、*Listyear*、*Div* 分别表示公司规模、公司市场份额、自由现金流、上市年限、多元化程度; *Year* 反映年度固定效应;模型回归得到的残差 *e* 就是管理者能力(*MA*)。

### 3. 控制变量

本文参考已有研究,选择影响股价同步性的控制变量,包括产权性质(*State*)、资产规模(*Size*)、负债水平(*Leverage*)、第一大股东持股比例(*Lholding*)、机构投资者持股比例(*Inholding*)、资产收益率(*Roa*)、公司成长性(*Growth*),并控制行业(*IND*)和年度(*YEAR*)效应。各变量定义见表1。

#### (三) 回归模型设定

为了检验管理者能力对股价同步性的影响,本文将股价同步性作为被解释变量,管理者能力作为解释变量,设定了如下基本模型:

$$SYNCH_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 MA_{it} + \lambda_2 State_{it} + \gamma_3 Size_{it} + \gamma_4 Leverage_{it} + \gamma_5 Lholding_{it} + \gamma_6 Inholding_{it} + \gamma_7 Roa_{it} + \gamma_8 Growth_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

如果  $\gamma_1$  的系数显著为负,表明随着管理者能力的提高,股价同步性随之下降,假设1得到验证。为控制样本中不随时间变化的个体效应,本文选择面板数据固定效应模型进行回归,并控制行业和年度固定效应。

## 五、实证结果分析与讨论

### (一) 描述性统计

表2对研究中的主要变量进行描述性统计。可以看出,股价同步性(*SYNCH*)均值是-0.095,比史永和张龙平计算的均值(-0.075)略小<sup>[9]</sup>,表明我国资本市场股票同步性的总体水平近年来有所下降,而最小值为-4.824,最大值为2.443,标准差为0.810,表明上市公司间的股价同步性存在较大差异;管理者能力(*MA*)均值为-0.002,最小值为-1.110,最大值为0.371,表明大部分上市公司之间的管理者能力普遍较低,且公司之间差异较大;产权性质(*State*)均值为0.504,表明本研究所筛选的样本中国有持股和非国有持股公司的比例基本相当;公司规模(*Size*)均值为22.221,最小值为18.266,最大值为28.509,标准差为1.236,表明公司间差异较大;公司负债水平(*Leverage*)均值为0.465,最小值为0.059,最大值为0.867,标准差为0.201,这不仅表明上市公司之间的负债水平差异巨大,而且有些公司的债务比例达到0.86以上,财务风险较大;第一大股东持股比例(*Lholding*)均值为0.376,表明我国上市公司“一股独大”的现象仍然比较严重;机构投资者的平均持股比例(*Inholding*)为0.427,表明我国机构投资者近些年发展较快;资产收益率(*Roa*)均值为0.046,最小值和最大值分别为-0.115和0.198,标准差为0.048;公司成长性(*Growth*)均值为0.413,最小值和最大值分别为-0.651和9.601,标准差为1.289,表明上市公司有着较好的成长性,但公司之间也存在着较大差异。

### (二) 相关系数分析

从表3的Pearson相关系数可以看出,股价同步性(*SYNCH*)与管理者能力(*MA*)在0.01的水平上显著负相关;除了机构投资者和公司增长性与股价同步性在0.05的水平上显著相关外,其余的控制变量与股价同步性都在0.01的水平上显著相关,基本符合预期。与此同时,其他控制变量之间的相关系数最大值为0.438,几乎都远小于0.5,表明回归模型中不存在严重的多重共线性问题。此外,本文通过计算各变量的方差膨胀因子(VIF值)来

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	定义
股价同步性	<i>SYNCH</i>	根据式(1)和式(2)计算得出
管理者能力	<i>MA</i>	参照Demerjian <sup>[14]</sup> ,采用DEA分阶段计算
产权性质	<i>State</i>	若公司最终控制人为政府,则取值为1,否则为0
资产规模	<i>Size</i>	公司资产总额的自然对数
负债水平	<i>Leverage</i>	公司负债总额与资产总额的比率
第一大股东持股比例	<i>Lholding</i>	第一大股东持股数与公司总股本数的比率
机构投资者持股比例	<i>Inholding</i>	机构投资者持股合计数与公司总股本数的比率
资产收益率	<i>Roa</i>	净利润与资产总额的比率
公司成长性	<i>Growth</i>	上市公司主营业务收入增长率
行业	<i>IND</i>	行业固定效应
年份	<i>YEAR</i>	年份固定效应

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	分位点		
						25%	50%	75%
<i>SYNCH</i>	8850	-0.095	0.810	-4.824	2.443	-0.587	-0.038	0.459
<i>MA</i>	8850	-0.002	0.168	-1.110	0.371	-0.120	-0.005	0.120
<i>State</i>	8850	0.504	0.500	0	1	0	1	1
<i>Size</i>	8850	22.221	1.236	18.266	28.509	21.343	22.056	22.945
<i>Leverage</i>	8850	0.465	0.201	0.059	0.867	0.312	0.470	0.625
<i>Lholding</i>	8850	0.376	0.156	0.036	0.894	0.250	0.361	0.488
<i>Inholding</i>	8850	0.427	0.234	0.000	0.985	0.239	0.440	0.611
<i>Roa</i>	8850	0.046	0.048	-0.115	0.198	0.019	0.040	0.070
<i>Growth</i>	8850	0.413	1.289	-0.651	9.601	-0.051	0.111	0.380

判断各解释变量之间是否存在多重共线性问题,结果显示,各变量的VIF值都远小于10,进一步说明解释变量之间不存在多重共线性问题。

(三) 回归结果与分析

1. 管理者能力对股价同步性影响的基准回归结果分析

表4报告了管理者能力对股价同步性的回归结果,从(1)列和(2)列可以看出,管理者能力(MA)的系数均为负值,且在1%的水平上显著,这表明管理者能力与股价同步性之间呈显著负相关关系,意味着管理者能力的提升有利于降低股价同步性。这是因为管理者能力的提高会使更多的公司层面信息融入股价中,从而降低了公司的股价同步性。因此,基准回归结果初步验证了本文的假设1。控制变量的回归显示:产权性质(State)的系数为0.126,在1%的水平上显著,即对于国有上市公司,其股价包含了更多的非公司层面信息,与股价同步性显著正相关;公司规模(Size)的系数为0.113,在1%的水平上显著为正,说明规模越大的上市公司,其股价同步性越高;负债水平(Leverage)的系数为-0.402,在1%的水平上显著为负,即公司的负债水平上升,股价同步性下降;第一大股东持股比例(Lholding)的系数为-0.330,在5%的水平上显著为负,表明第一大股东持股比例和股价同步性显著负相关;机构投资者持股比例(Inholding)的系数-0.257,在1%的水平上显著为负,这说明

增加机构投资者持股比例会使更多的公司特质信息融入股价中,进一步降低股价同步性;资产收益率(Roa)的系数为-0.781,在1%的水平上显著为负;公司成长性(Growth)的系数为负值-0.009,但不显著。

2. 管理者能力对股价同步性影响的进一步考察:上市公司财务状况对比分析

直观地说,能力更高的管理者预期能更好地理解技术和行业发展趋势,更可靠地预测产品需求,从而更有效地产生收入。但是上市公司的财务状况千差万别,有的公司经营情况良好,而有些公司却陷入财务困境。那么对于财务状况不同的公司来讲,管理者能力对股价同步性的影响一样吗?是否存在显著差异?

为了衡量企业是否陷入财务困境,本文基于Altman的Z指数模型来进行计算,其公式为: $Z=1.2 \times [(流动资产-流动负债)/资产总额]+1.4 \times (留存收益/资产总额)+3.3 \times (息税前利润/资产总额)+0.6 \times (股票市场价值/负债账面价值)+0.999 \times (营业收入/资产总额)$ 。根据Altman的大量实证研究,得出陷入财务困境公司的Z值平均值都低于1.8,为此本文借鉴姜付秀等的做法,以1.8为临界值来判断企业的财务状况,如果Z指数大于1.8,本文认为上市公司财务状况较好;Z指数小于1.8,本文认为上市公司财务状况较差,并以此将上市公司分为两组<sup>[23]</sup>。

研究结果如表4所示,在财务状况较高组,管理者能力(MA)与股价同步性(SYNCH)的回归系数为-0.287,在

表3 变量的Pearson相关系数

	SYNCH	MA	State	Size	Leverage	Lholding	Inholding	Roa	Growth
SYNCH	1								
MA	-0.064***	1							
State	0.178***	0.026**	1						
Size	0.181***	-0.024**	0.315***	1					
Leverage	0.079***	0.036***	0.271***	0.406***	1				
Lholding	0.040***	0.087***	0.179***	0.260***	0.075***	1			
Inholding	-0.002**	0.059***	0.264***	0.367***	0.159***	0.318***	1		
Roa	-0.047***	0.203***	-0.127***	-0.099***	-0.438***	0.059***	0.131***	1	
Growth	-0.007**	0.062***	0.011	0.049***	0.119***	0.040***	0.019**	0.005**	1

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表4 管理者能力对股价同步性的回归结果

变量	基准回归结果		财务状况对比分析		市场竞争力对比分析	
	(1)	(2)	财务状况较好	财务状况较差	高程度组	低程度组
MA	-0.219*** (-2.83)	-0.198*** (-3.62)	-0.287*** (-2.93)	-0.217 (-1.00)	-0.397*** (-2.86)	-0.059 (-0.54)
State		0.126*** (7.83)	0.101 (1.10)	0.272 (0.84)	-0.018 (-0.16)	0.354*** (2.68)
Size		0.113*** (4.34)	0.087*** (2.92)	0.106 (1.27)	0.116*** (2.71)	0.118*** (2.97)
Leverage		-0.402*** (-4.12)	-0.356*** (-3.21)	-1.059*** (-2.78)	-0.474*** (-3.34)	-0.394*** (-2.60)
Lholding		-0.330*** (-2.13)	0.536*** (2.96)	-0.442 (-1.05)	0.280 (1.12)	0.167 (0.71)
Inholding		-0.257*** (-5.09)	-0.257*** (-4.54)	-0.340** (-2.47)	-0.296*** (-4.03)	-0.205*** (-2.66)
Roa		-0.781*** (-3.97)	-1.282*** (-4.11)	0.226 (0.29)	-1.634 (-3.90)	-0.949** (-2.44)
Growth		-0.009 (-1.26)	-0.033*** (-3.37)	0.014 (0.97)	-0.037** (-2.16)	-0.003 (-0.31)
con	0.954*** (4.04)	-1.405** (-2.32)	-0.964 (-1.41)	-0.123 (-0.06)	-1.593* (-1.76)	-1.745** (-2.00)
经验p值				0.047**		0.000***
IND	控制	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8850	8850	6967	1883	4403	4447
R <sup>2</sup>	0.2994	0.3071	0.3243	0.2736	0.3513	0.2818
F	110.32***	90.76***	74.01***	15.13***	62.06***	34.94***

注:括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

1%统计水平上显著;而在财务状况较差组,回归系数虽然为-0.217,但是并不显著。采用Bootstrap法重复抽样1000次,得到经验 $p$ 值0.047,在5%水平上显著,进一步证实了两组回归系数之间差异的显著性。这表明在财务状况较好组,能力较高的管理者更愿意向外界披露公司的信息,降低公司与外界投资者之间的信息不对称程度,从而降低了股价同步性;同时,财务状况较好组的公司本身就是能力强的管理者经营的结果。

### 3. 管理者能力对股价同步性影响的进一步考察:上市公司市场竞争力对比分析

在产品市场竞争日益激烈的今天,除了考虑上市公司内部的财务状况外,作为一种外部治理机制的公司竞争环境也是必须要考虑的一个因素。当产品市场竞争程度不一样时,管理者能力对股价同步性的影响是否有显著差异?这也是本文需要进一步考虑的问题。

本文利用赫芬达尔-赫希曼指数( $HHI$ )来衡量产品市场竞争程度,并利用其中位数,将样本组分为高市场竞争程度组和低市场竞争程度组进行了分组回归。当 $HHI$ 低于中位数时,上市公司为高竞争程度组;当 $HHI$ 高于其中位数时,上市公司为低竞争程度组。研究结论如表4所示,在竞争程度高组,管理者能力( $MA$ )的回归系数为-0.397,在1%水平上显著;在竞争程度低组,管理者能力( $MA$ )的回归系数为-0.059,但不显著。采用Bootstrap法重复抽样1000次,得到经验 $p$ 值0.000,在1%水平上显著,进一步证实了两组回归系数之间差异的显著性。这表明产品市场竞争能够使能力高的管理者更加努力工作,提高财务报表准确性,缓解管理层和外部投资者之间的信息不对称,从而降低股价同步性。

#### (四) 稳健性检验结果与分析

##### 1. 考察管理者能力样本分布的影响

为检验基准回归结论是否会受到管理者能力样本分布的影响,本文参考吴育辉等的做法,将管理者能力划分为五等分重新进行估计,研究管理者能力与股价同步性之间的关系<sup>[24]</sup>。

##### 2. 考虑上市公司财务状况的度量指标

本文用净资产收益率的标准差重新计算上市公司的财务状况,并以净资产收益率标准差的中位数为标准,将净资产收益率标准差小于中位数的公司认定为财务状况较好的一组,净资产收益率标准差大于中位数的公司认定为财务状况较差的一组,并分组进行回归。

##### 3. 考虑市场竞争力的度量指标

本文采用行业内上市公司的数量重新计算市场竞争力,并根据上市公司数量的中位数将上市公司分为市场竞争高低两组,当行业内上市公司的数量大于中位数时,将公司认定为市场竞争程度高的一组;当行业内上市公司的数量小于中位数时,将公司认定为市场竞争程度较低的一组,并分组进行回归。

如表5所示,将管理者能力五等分后,列(1)中不考虑其余控制变量,管理者能力( $MA$ )的系数为-0.023,在1%的水平上显著;列(2)中在增加一系列控制变量后,管理者能力( $MA$ )的系数是-0.018,在1%的水平上仍然显著。表明随着管理者能力的提高,股价同步性越低,管理者能力与股价同步性之间呈现显著的负相关关系。该回归结果也说明了管理者能力越高,股票价格中就会融入越来越多的公司特质信息,股价同步性随之下降。上述回归结果与前述研究结论基本一致,可见结果依然稳健。

从财务状况对比分析来看,在财务状况较高组,管理者能力( $MA$ )与股价同步性

表5 稳健性检验回归结果

变量	将管理者能力五等分		财务状况对比分析		市场竞争力对比分析	
	(1)	(2)	财务状况较好	财务状况较差	高程度组	低程度组
$MA$	-0.023*** (-2.68)	-0.018*** (-2.74)	-0.278*** (-3.49)	-0.124 (-0.80)	-0.272** (-1.98)	-0.033 (-0.31)
$State$		0.126 (1.51)	0.343*** (2.60)	-0.015 (-0.12)	-0.041 (-0.25)	0.345*** (2.57)
$Size$		0.113*** (4.34)	0.156*** (3.77)	0.099** (2.51)	0.111** (2.42)	0.122*** (2.89)
$Leverage$		-0.402*** (-4.12)	-0.320** (-2.09)	-0.510*** (-3.31)	-0.490*** (-2.80)	-0.321** (-2.07)
$Lholding$		0.330** (2.13)	0.005 (-0.02)	0.679*** (2.90)	0.539** (1.96)	0.181 (0.73)
$Inholding$		-0.257*** (-5.09)	-0.189** (-2.48)	-0.415*** (-5.20)	-0.331*** (-3.80)	-0.260*** (-3.39)
$Roa$		-1.145*** (-4.37)	-1.309*** (-2.95)	-1.524*** (-3.49)	-1.224** (-2.41)	-0.904** (-2.20)
$Growth$		-0.009 (-1.25)	-0.016 (-1.56)	-0.006 (-0.48)	-0.011 (-0.62)	-0.0001 (-0.01)
$con$	1.029*** (4.34)	-1.368** (-2.26)	-2.382** (-2.39)	-1.002 (-1.10)	-1.517 (-1.54)	-1.866** (-2.00)
经验 $p$ 值				0.076*		0.008***
$IND$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$YEAR$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	8850	8850	4364	4486	4713	4137
$R^2$	0.2998	0.3071	0.3073	0.3134	0.3554	0.2701
$F$	111.13***	90.78***	40.07***	45.72***	85.03***	37.08***

注:括号内为 $t$ 值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

(*SYNCH*)的回归系数为-0.278,且在1%的统计水平上显著;而在财务状况较差组,虽然回归系数仍为-0.124,但是并不显著。采用Bootstrap法重复抽样1000次,经验 $p$ 值等于0.076,在10%水平上显著,进一步证实了两组回归系数之间差异的显著性。从市场竞争力对比分析来看,在上市公司竞争程度较高的一组,管理者能力(*MA*)与股价同步性(*SYNCH*)的回归系数为-0.272,并在5%的水平上显著负相关;在上市公司竞争程度较低的一组,管理者能力(*MA*)与股价同步性(*SYNCH*)的回归系数虽然仍是-0.033,但是统计上并不显著。采用Bootstrap法重复抽样1000次,经验 $p$ 值等于0.008,在1%水平上显著,进一步证实了两组回归系数之间差异的显著性。上述回归结果与前述研究结论相比没有明显变化,表明本文结论是稳健的。

(五) 内生性检验结果与分析

1. 采用两阶段工具变量法(2SLS)消除互为因果的内生性问题

上述研究表明随着管理者能力的提高,更多的公司层面信息融入股票价格中,股价同步性降低。然而,股价同步性低的公司,其管理者能力也可能越高,由此两者之间互为因果关系,模型可能存在严重的内生性。为消除这一内生性问题,本文选择同行业其他公司管理者能力均值(*MA\_mean*)作为管理者能力(*MA*)的工具变量,理由是所在同一行业的公司面临着相似的行业特征和经营风险,故满足相关性要求;同行业其他公司的管理层能力无法直接影响本公司的股价同步性,故满足外生性要求。

本文使用两阶段工具变量法(2SLS)进行内生性检验,Anderson LM 统计量为1614.75, $p$ 值为0.000,拒绝了“工具变量不可识别”的原假设;Cragg-Donald Wald F 统计量为2091.04, $p$ 值为0.000,拒绝了“存在弱工具变量”的原假设。故上述检验结果表明本文工具变量的选择是合理的。内生性检验的回归结果如表6所示:第一阶段回归显示,同行业其他公司管理者能力均值(*MA\_mean*)与本公司管理者能力(*MA*)之间显著正相关(回归系数为0.920,在1%水平上显著);第二阶段回归结果显示,管理层能力(*MA*)的拟合值与公司股价同步性(*SYNCH*)在1%的水平上仍然显著负相关(回归系数为-0.881,在1%水平上显著),进一步验证了本文的结论。

表6 内生性检验回归结果

解释变量	第一阶段	两阶段工具变量法(2SLS)		Heckman 两阶段模型		一阶差分模型	
	被解释变量( <i>MA</i> )	解释变量	被解释变量( <i>SYNCH</i> )	解释变量	被解释变量( <i>SYNCH</i> )	解释变量	被解释变量( $\Delta$ <i>SYNCH</i> )
<i>MA_mean</i>	0.920*** (45.73)	<i>MA</i> 拟合值	-0.881*** (-7.25)	<i>MA</i>	-0.289*** (-5.56)	$\Delta$ <i>MA</i>	-0.212* (-1.74)
<i>State</i>	-0.006* (-1.70)	<i>State</i>	0.263 (14.35)	<i>State</i>	0.256*** (14.16)	<i>State</i>	0.023 (0.14)
<i>Size</i>	-0.020*** (-10.57)	<i>Size</i>	0.110*** (12.55)	<i>Size</i>	0.121*** (14.04)	$\Delta$ <i>Size</i>	0.136** (2.13)
<i>Leverage</i>	0.123*** (10.93)	<i>Leverage</i>	-0.060*** (-1.00)	<i>Leverage</i>	-0.157*** (-2.86)	$\Delta$ <i>Leverage</i>	-0.149 (-0.80)
<i>Lholding</i>	0.094*** (8.85)	<i>Lholding</i>	0.070 (1.18)	<i>Lholding</i>	0.018 (0.31)	$\Delta$ <i>Lholding</i>	0.167 (0.52)
<i>Inholding</i>	-0.008** (-1.03)	<i>Inholding</i>	-0.334*** (-7.99)	<i>Inholding</i>	-0.339*** (-8.37)	$\Delta$ <i>Inholding</i>	-0.340*** (-4.31)
<i>Roa</i>	0.793*** (18.77)	<i>Roa</i>	0.469** (2.17)	<i>Roa</i>	-0.017 (-0.10)	$\Delta$ <i>Roa</i>	-0.541 (-1.50)
<i>Growth</i>	0.003*** (2.61)	<i>Growth</i>	-0.002 (-0.29)	<i>Growth</i>	-0.005 (-0.78)	$\Delta$ <i>Growth</i>	-0.010 (-1.02)
<i>con</i>	0.313*** (8.29)	<i>con</i>	-2.546*** (-14.82)	<i>con</i>	0.287*** (3.24)	<i>con</i>	-0.158 (-0.28)
Anderson LM	1614.75 [0.000]				1.397** (-2.30)		
Cragg-Donald Wald F	2091.04 [0.000]						
<i>IND</i>	控制	<i>IND</i>	控制	<i>IND</i>	控制	<i>IND</i>	控制
<i>YEAR</i>	控制	<i>YEAR</i>	控制	<i>YEAR</i>	控制	<i>YEAR</i>	控制
N	8840	<i>N</i>	8840	<i>N</i>	8840	<i>N</i>	6393
R <sup>2</sup>	0.2539	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0489	<i>R</i> <sup>2</sup>		<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2632
F	375.69	<i>F</i>	90.51	<i>F</i>		<i>F</i>	53.27

注:括号内为 $t$ 值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,方括号中对应的是 $p$ 值。

2. 采用 Heckman 两阶段模型解决自选择问题

进一步地,考虑到公司历史业绩等公司特征较好的企业倾向于选择能力更高的管理者,本文的结论可能存在自选择问题。本文采用 Heckman 两阶段模型来缓解这一内生性问题。在第一阶段,借鉴在两阶段工具变量法(2SLS)时使用的同行业其他公司管理者能力均值( $MA\_mean$ )作为工具变量放入回归,在第二阶段,我们将第一阶段估计的逆米尔斯比率( $IMR$ )加入模型中重新进行估计。研究结论如表6所示,逆米尔斯比率( $IMR$ )的回归系数显著为正(系数为0.287,且在1%的水平上显著),表明模型的确存在自选择问题;而管理者能力( $MA$ )的回归系数为-0.289,且在1%的水平上显著,表明在考虑了自选择问题后,我们的结论依然成立。

3. 采用一阶差分模型解决遗漏变量问题

为了检验公司管理者能力的变动是否影响公司股价同步性的变动,本文采用一阶差分模型进行回归分析。除了产权性质外,其余变量都采用前后年数据进行计算。回归结果如表6所示:一阶差分被解释变量( $\Delta SYNCH$ )与一阶差分解释变量( $\Delta MA$ )显著负相关,表明本文假设1的回归结论仍然成立。

六、基于中介效应模型的传导机制检验

为确定分析师跟踪是否确实是管理能力影响股价同步性的传导机制,本文使用分析师跟踪数量、分析师预测误差以及分析师预测分歧度三个指标进行检验。

(一) 指标设计

1. 分析师跟踪数量( $Numest$ )

用预测年度内对上市公司发布盈余预测的机构总数表示,跟踪上市公司的预测机构越多表明对上市公司进行分析的分析师数量越多。计算时分析师跟踪数量加1后取自然对数,预期管理者能力与其正向相关。

2. 分析师预测误差( $Forerr$ )

用分析师的平均每股收益估计与实际每股收益的绝对差额与每股股价的比率表示。

$$Forerr_{it} = \frac{|MEPS_{it} - AEPS_{it}|}{TA_{it}} \quad (6)$$

式(6)中, $MEPS_{it}$ 是公司*i*在第*t*年中所有分析师每股盈余预测的中位数(所有分析师在第*t*年的最后一次每股收益估计的中位数); $AEPS_{it}$ 是公司*i*在第*t*年的实际每股收益; $TA_{it}$ 为公司*i*在第*t*年的收盘股价。显然,分析师预测误差( $Forerr_{it}$ )越大,表明分析师预测准确度越低。本文预期管理者能力与其负向相关。

3. 分析师预测分歧度( $Dispers$ )

用分析师预测的标准偏差与股票价格之比表示。

$$Dispers_{it} = \frac{SD(FEPS_{it})}{TA_{it}} \quad (7)$$

式(7)中, $SD(FEPS_{it})$ 为同一家上市公司的所有分析师最后一次每股盈余预测的标准差。根据式(7)计算可知,分析师预测分歧度( $Dispers_{it}$ )越大,分析师预测的离散程度就越大。本文预期管理者能力与其负向相关。

(二) 实证检验结果与分析

1. 单变量差异检验结果与分析

根据管理者能力的中位数将上市公司分为两组:位于管理者能力中位数以上的上市公司,位于管理者能力中位数以下的上市公司。本文将两组分析师跟踪数量( $Numest$ )、分析师预测误差( $Forerr$ )及分析师预测分歧度( $Dispers$ )做基本的对比分析。

如表7所示,位于管理者能力中位数以上的公司具有更多的分析师跟踪数量(2.450>2.407)、较小的预测误差(0.030<0.043)和较小的预测分歧度(0.028<0.031),且这些差异在1%水平上都有显著的统计学意义。

表7 回归结果

变量	位于管理者能力中位数以下	位于管理者能力中位数以上	均值差异检验
$Numest$	2.407	2.450	0.043***(3.213)
$Forerr$	0.043	0.030	-0.013***(-6.147)
$Dispers$	0.031	0.028	-0.003***(-5.288)

注:括号内为*t*值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

2. 中介效应检验结果与分析

为了检验管理者能力影响股价同步性的传导机制,本文参考权小锋等的Sobel中介因子检验方法<sup>[25]</sup>,以分析

师跟踪数量为例,检验分析师跟踪数量是否在管理者能力与股价同步性之间的关系中具有中介效应,本文从以下三个步骤展开研究。第一步,在基本回归模型(5)中不添加分析师跟踪数量(*Numest*)这个指标的基础上,检验管理者能力(*MA*)对股价同步性(*SYNCH*)的影响,观察路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$ ;第二步,检验管理者能力(*MA*)对分析师跟踪数量(*Numest*)的影响,观察路径模型 Path b 的回归系数  $\lambda_1$ ;第三步,同时分析管理者能力(*MA*)与分析师跟踪数量(*Numest*)对股价同步性(*SYNCH*)的影响,观察路径模型 Path c 的回归系数  $\eta_1$  和  $\eta_2$ 。判断标准为:(1)当路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$  显著,路径模型 Path b 的回归系数  $\lambda_1$  显著,路径模型 Path c 的回归系数  $\eta_2$  显著时,Path c 的回归系数  $\eta_1$  不再显著,且 Sobel Z 值统计上显著,则分析师的跟踪数量(*Numest*)具有完全的中介效应。(2)当路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$  显著,路径模型 Path b 的回归系数  $\lambda_1$  显著,路径模型 Path c 的回归系数  $\eta_1$  和  $\eta_2$  都显著时,但 Path c 的回归系数  $\eta_1$  显著低于路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$ ,且 Sobel Z 值统计上显著,则分析师的跟踪数量(*Numest*)具有部分的中介效应。

设定路径模型 Path a、Path b、Path c 如下:

$$SYNCH_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 MA_{it} + \lambda_2 State_{it} + \gamma_3 Size_{it} + \gamma_4 Leverage_{it} + \gamma_5 Lholding_{it} + \gamma_6 Inholding_{it} + \gamma_7 Roa_{it} + \gamma_8 Growth_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (Path a)$$

$$Numest_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 MA_{it} + \lambda_2 State_{it} + \lambda_3 Size_{it} + \lambda_4 Leverage_{it} + \lambda_5 Lholding_{it} + \lambda_6 Inholding_{it} + \lambda_7 Roa_{it} + \lambda_8 Growth_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (Path b)$$

$$SYNCH_{it} = \eta_0 + \eta_1 MA_{it} + \eta_2 Numest_{it} + \eta_3 State_{it} + \eta_4 Size_{it} + \eta_5 Leverage_{it} + \eta_6 Lholding_{it} + \eta_7 Inholding_{it} + \eta_8 Roa_{it} + \eta_8 Growth_{it} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (Path c)$$

接下来,本文依次用分析师预测误差(*Forerr*)、分析师预测分歧度(*Dispers*)来替代分析师跟踪数量(*Numest*)进行回归检验,研究结果如下:

表8 分析师跟踪数量作为中介因子

解释变量	Path a(不含中介因子)		Path b(中介因子检验)		Path c(包含中介因子)	
	被解释变量	被解释变量	解释变量	被解释变量	解释变量	被解释变量
	( <i>SYNCH</i> )	( <i>SYNCH</i> )	( <i>Numest</i> )	( <i>Numest</i> )	( <i>SYNCH</i> )	( <i>SYNCH</i> )
<i>MA</i>	-0.198*** (-3.62)		<i>MA</i>	0.868*** (7.55)	<i>MA</i>	-0.096* (-1.84)
					<i>Numest</i>	-0.072*** (-3.47)
<i>CV</i>	控制		<i>CV</i>	控制	<i>CV</i>	控制
<i>con</i>	0.954*** (4.04)		<i>con</i>	-9.300*** (-8.44)	<i>con</i>	-1.746*** (-1.43)
<i>IND</i>	控制		<i>IND</i>	控制	<i>IND</i>	控制
<i>YEAR</i>	控制		<i>YEAR</i>	控制	<i>YEAR</i>	控制
<i>N</i>	8850		<i>N</i>	8850	<i>N</i>	8850
F对应的P值	0.000		F对应的P值	0.000	F对应的P值	0.000
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2994		<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1860	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2339

如表8所示,路径模型 Path a 的

回归系数  $\gamma_1$  显著为-0.198,路径模型 Path b 的回归系数  $\lambda_1$  显著为0.868,路径模型 Path c 的回归系数  $\eta_2$  显著为-0.072,回归系数  $\eta_1$  显著为-0.096,且 Path c 的回归系数  $\eta_1$  显著低于路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$ ,可以看出分析师的跟踪数量(*Numest*)具有部分的中介效应,表明管理者能力的提高会吸引更多的分析师关注,进一步降低了股价同步性。

注:括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

如表9所示,路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$  显著为-0.198,路径模型 Path b 的回归系数  $\lambda_1$  显著为-0.021,路径模型 Path c 的回归系数  $\eta_2$  显著为1.195,回归系数  $\eta_1$  为-0.048,但不显著,可见分析师预测误差(*Forerr*)具有完全的中介效应,管理者能力的提高会显著降低分析师的预测误差,进一步降低了股价同步性。

如表10所示,路径模型 Path a 的回归系数  $\gamma_1$  显著为-0.198,路径模型 Path b 的回归系数  $\lambda_1$  显著为-0.009,路径模型 Path c 的回归系数  $\eta_2$  显著为5.560,回归系数  $\eta_1$  为0.075,但不显著,可见分析师预测分歧度(*Dispers*)具有完全的中介效应,管理者能力的提高会降低分析师的预测分歧度,进一步降低了股价同步性。

综上,本文的研究结果表明,管理者能力的确通过吸引更多的分析师关注、提高分析师预测准确性以及降低分析师预测分歧度来影响股价同步性,分析师跟踪在管理者能力影响股价同步性中发挥了中介作用,支持了假设2。

## 七、结论与启示

本文基于股价同步性的视角,利用2007-2016年的沪深A股上市公司数据,考察了管理者能力对资本市场

信息效率的影响,并探讨了管理者能力影响股价同步性的传导路径。研究发现管理者能力与股价同步性之间负相关,且这种负相关关系在财务状况更好以及市场竞争力更强的上市公司更加显著。进一步地,基于中介效应的检验结果表明,能力更高、信誉更好的管理者通过吸引了更多的分析师关注、提高分析师预测的准确性以及降低分析师预测分歧度的途径降低股价同步性,从而提高了资本市场信息效率。

本文研究对上市公司、分析师和证券监管部门都有一定的启示:(1)作为公司信息的发布者,管理者能力是一个不容忽视的重要因素。上市公司应该和地方政府密切合作,大力引进和留住高能力的管理者,以此提高公司的整体竞争力。(2)分析师作为非有效市场的重要补充,通过对信息进行解读、整合并传递,能够及时和客观地将这些特定信息反映在股价中,提高资本市场效率。但是由于我国分析师行业发展时间相对较短,分析师受制于各种利益冲突,向市场传递信息时存在着严重的选择性偏差,研究内容同质化严重,尤其倾向于发布乐观的盈余预测;同时受职业环境中各种利益关系的影响,分析师的独立中介地位已受到严重的干扰,分析师的职业道德已成为监管层重点关注内容。因此,加强证券分析师廉洁从业建设,促进证券研究业务专业化发展任重而道远,还需要监管部门和整个社会的共同努力。

当然,本研究也存在一定的局限性。关于股价同步性与股价信息含量的关系,目前的观点基本有两种:一是股价同步性越高表示噪音越多,资本市场效率越低;二是股价同步性越低,信息含量越大,资本市场效率越高,这也是本文所呈现出来的观点。不管哪一种都表明股价同步性与资本市场效率之间呈现的是线性关系,但是信息含量或者噪音含量的多少是有条件的,取决于产权保护制度或者市场的完善程度等内容,因此股价同步性与资本市场效率之间随着条件的变化,有可能不存在单调的线性关系。这是未来值得进一步探讨的方向。

参考文献:

[1]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.  
 [2]Eun C S, Wang L, Xiao S C. Culture and R<sup>2</sup> [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(2):283-303.  
 [3]Jin L, Myers S C. R<sup>2</sup> around the world: New theory and new tests [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2):257-292.  
 [4]张斌.行业专家型独立董事与公司特质信息的解读[J].财经科学,2015(10):64-73.  
 [5]罗进辉,向元高,金思静.董事会秘书能够提高资本市场效率吗——基于股价同步性的经验证据[J].山西财经大学学报,2015,37(12):80-90.  
 [6]李小荣.国有企业高管权力与股价同步性[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2018(2):85-95.

表9 分析师预测误差作为中介因子

Path a(不含中介因子)		Path b(中介因子检验)		Path c(包含中介因子)	
解释变量	被解释变量 (SYNCH)	解释变量	被解释变量 (Forerr)	解释变量	被解释变量 (SYNCH)
MA	-0.198*** (-3.62)	MA	-0.021** (-2.51)	MA	-0.048 (-0.35)
CV	控制	CV	控制	Forerr	1.195*** (4.01)
con	0.954*** (4.04)	con	0.147** (1.98)	CV	控制
IND	控制	IND	控制	con	-1.323 (-1.10)
YEAR	控制	YEAR	控制	IND	控制
N	8850	N	4197	YEAR	控制
F对应的P值	0.000	F对应的P值	0.000	N	4197
R <sup>2</sup>	0.2994	R <sup>2</sup>	0.3221	F对应的P值	0.000

注:括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表10 分析师预测分歧度作为中介因子

Path a(不含中介因子)		Path b(中介因子检验)		Path c(包含中介因子)	
解释变量	被解释变量 (SYNCH)	解释变量	被解释变量 (Forerr)	解释变量	被解释变量 (SYNCH)
MA	-0.198*** (-3.62)	MA	-0.009*** (-2.95)	MA	0.075 (0.55)
CV	控制	CV	控制	Dispers	5.560*** (7.14)
con	0.954*** (4.04)	con	0.100*** (3.54)	CV	控制
IND	控制	IND	控制	con	-1.702 (-1.42)
YEAR	控制	YEAR	控制	IND	控制
N	8850	N	4197	YEAR	控制
F对应的P值	0.000	F对应的P值	0.000	N	4197
R <sup>2</sup>	0.2994	R <sup>2</sup>	0.3103	F对应的P值	0.000

注:括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

- [7]游家兴,张俊生,江伟.制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于R<sup>2</sup>研究的视角[J].经济学(季刊),2007(1):189-206.
- [8]黄俊,郭照蕊.新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J].管理世界,2014(5):121-130.
- [9]史永,张龙平.XBRL财务报告实施效果研究——基于股价同步性的视角[J].会计研究,2014(3):3-10,95.
- [10]钟覃琳,陆正飞.资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于“沪港通”效应的实证检验[J].管理世界,2018(1):169-179.
- [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]An H, Zhang T. Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors[J]. Journal of Corporate Finance, 2013, 21(1):1-15.
- [13]许年行,于上尧,伊志宏.机构投资者羊群行为与股价崩盘风险[J].管理世界,2013(7):31-43.
- [14]Demerjian P, Mcvay S. Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests[J]. Management Science, 2012, 58(7):1229-1248.
- [15]Demerjian P R, Lewis-Western M F, Lev B, Iet al. Managerial ability and earnings quality[J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, 88(2):463-498.
- [16]张铁铸,沙曼.管理层能力、权力与在职消费研究[J].南开管理评论,2014(5):63-72.
- [17]张敦力,江新峰.管理者能力与企业投资羊群行为:基于薪酬公平的调节作用[J].会计研究,2015(8):41-48,96.
- [18]Krishnan G V, Wang C. The relation between managerial ability and audit fees and going concern opinions[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 34(3):139-160.
- [19]潘越,戴亦一,林超群.信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J].金融研究,2011(9):138-151.
- [20]Andreou P C, Ehrlich D, Karasamanil I, et al. Managerial ability and firm performance: Evidence from the global financial crisis [D]. Working paper, 2015.
- [21]何威风,刘巍,黄凯莉.管理者能力与企业风险承担[J].中国软科学,2016(5):107-118.
- [22]Chemmanur T J, Paeglis I, Simonyan K. Management quality, financial and investment policies, and asymmetric information[J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2009, 44(5):1045-1079.
- [23]姜付秀,张敏,陆正飞,等.管理者过度自信、企业扩张与财务困境[J].经济研究,2009(1):131-143.
- [24]吴育辉,吴世农,魏志华.管理层能力、信息披露质量与企业信用评级[J].经济管理,2017(1):165-180.
- [25]权小锋,吴世农,尹洪英.企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?[J].经济研究,2015(11):49-64.

## Can Managerial Ability Improve the Capital Market Efficiency? —Analysis from the Perspective of Stock Price Synchronicity

LI Bingcheng, ZHENG Shanshan

(School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Abstract:** In view of the phenomenon of stock price rising and falling in China's stock market, this paper examines the influence and transmission mechanism of managerial ability on information efficiency in capital market. Using the data of 2007-2016 years of listed companies, it is found that with the improvement of managerial ability and the integration of more corporate information into the stock price, the synchronization of stock price has decreased and the information efficiency of the capital market is improved; at the same time, when the financial situation of listed companies is better and the market competitiveness is stronger, the role of listed companies is greater. On this basis, this paper further analyses the transmission path of managerial ability affecting stock price synchronicity, the test results based on the mediation effect model show that by attracting more analysts' attention, improving the accuracy of analysts' forecasts and reducing the dispersion of analysts' forecasts, the improvement of managerial ability can reduce the synchronization of stock price, thus improving the information efficiency of the capital market.

**Key words:** managerial ability; stock price synchronicity; information efficiency; mediation effect model; analyst coverage; analyst forecast; capital market information efficiency