分析师关注的治理功能悖论：中国的逻辑
——基于A股上市公司的经验证据

叶云龙[1]，江诗松[2]，鞠芳辉[3]

（1. 浙江大学宁波理工学院，浙江 宁波 315100；2. 武汉大学经济与管理学院，湖北 武汉 430072；3. 浙江大学管理学院，浙江 杭州 310058）

摘 要：大量研究表明，证券分析师对发达资本市场发挥着有效的治理功能。与此不同，囿于转轨经济和新兴市场的制度特征，分析师治理功能的有效性推论不完全适用于中国资本市场，其治理功能存在中国悖论。分析师关注降低企业与投资者及债权人之间的信息不对称，增加管理者可支配的现金流量，但是，制度制定及其执行效率的缺陷对分析师和管理者个体的“不当”行为后果难以部分或全部内生化，从而造成分析师关注对管理者机会主义行为的监督缺失，进而加剧企业与管理者之间的代理问题即是题中之义。以2003～2014年A股上市公司为研究对象的实证检验表明，分析师关注程度越高，企业与管理者之间的代理成本越大。进一步检验发现，分析师关注缓解的融资约束、增加的企业自由现金流量以及分析师的乐观预测倾向均扩大管理者代理成本，而当前不完善的法律制度无法显著抑制分析师关注对管理者代理成本的负面效应。

关键词：分析师关注；治理功能；代理成本

中图分类号：F275.5 **文献标识码**：A **文章编号**：1004－4892(2019)06－0053－10

一、引 言

证券分析师是资本市场的“信息供应者”与“守护者”，通过剖析与挖掘上市公司信息，发布各类研究报告对上市公司实施外部治理功能。国外大量文献以分析师关注对资本市场治理功能的有效性作为逻辑前提，研究其对企业行为的影响及其经济后果[1][2][3][4][5]。国内学者也沿着此“有效性”的逻辑展开研究，得出分析师关注有助于提升资本市场效果的相关结论[6][7][8][9]。

然而，中国资本市场处于转轨经济和新兴市场的特定制度背景，借鉴与应用发达资本市场证券分析师治理机制的理论逻辑还须谨慎对待与小心求证。探究国内分析师关注的运行机制及其在国内资本市场的独特内涵仍是值得研究的一个重要命题，也更加需要从理论与实证两个层面进行深入探讨。例如，分析师关注对发达资本市场治理功能的理论逻辑是否适用于中国情景？转轨经济和新兴市场国家中，其治理功能是否有不同之处？是否存在中国独特的理论逻辑，抑或是分析师治理机制存在中国悖论？本文认为，囿于转轨经济和新兴市场国家中法律制度制定及其执行效率的缺失，分

收稿日期：2018－10－18

基金项目：浙江省自然科学基金资助项目(LY18G020001)；国家自然科学基金资助项目(71572131；71672130)；深圳市哲学社会科学规划课题(SZ2018B010)

作者简介：叶云龙(1973－)，男，浙江慈溪人，浙江大学宁波理工学院讲师，博士；江诗松(1981－)，男，江西上饶人，武汉大学经济与管理学院副教授，博士；鞠芳辉(1969－)，男，黑龙江齐齐哈尔人，浙江大学管理学院教授，博士。

析师及管理者个体涉及制度“空隙”、违规或违法等不当行为受到的惩戒力度有所不足，其行为后果难以部分或全部内生化，国内分析师关注治理功能有其自身的运行逻辑。具体来说，分析师关注通过降低企业与投资者及债权人之间的信息不对称，缓解融资约束，增加管理者可支配的现金流量，却对监督管理者的机会主义行为可能存有缺失，从而加剧企业与管理者之间的代理问题即是题中之义。

本文的理论贡献主要表现为以下两方面：第一，与国外大量文献不同，本文以证券分析师治理功能在特定情景下的“部分有效性”作为逻辑前提，探究分析师关注对国内资本市场的治理功能得失，从而构建与西方发达资本市场不同的分析师治理机制理论框架。这为探索中国情景下证券分析师治理功能提供理论分析框架，进而为证券分析师治理功能的中国悖论提供理论框架与直接的经验证据。第二，既往文献涉及分析师关注“隐暗面”的有限讨论大多局限于西方情景[1][4][10]，普遍忽视对发展中国家资本市场的探究。本文基于中国逻辑分析并检验转轨经济和新兴市场国家分析师关注治理功能的部分缺失及其对管理者代理成本的负面效应，从而补充了中国情景中分析师关注“隐暗面”经济后果的直接经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)证券分析师及其治理功能

证券分析师通过向资本市场提供基于专业判断与价值判断相结合的研究报告来实现其治理功能。一般来说，分析师具有会计和金融的专业技能，聚焦特定行业，持续跟踪所关注的企业，并配合参加行业会议、投资者见面会等多种形式的调研手段，因而能够较为完整地揭示公司的运营现状与发展前景。值得注意的是，证券分析师及其所在券商可能存在的利益冲突而影响其独立性[11]，以及分析师倾向于发布乐观预测报告以获取企业私有信息[12]，但是，受分析师个人声誉、所在券商、行业协会、机构投资者监督等因素制约以及掌握私有信息的可能性，其研究报告总体上还是较为客观地反映企业实际状况，可以为投资者提供不同程度的决策参考信息，进而实现分析师关注的治理功能。

作为一项外部治理机制，分析师对公司的治理功能主要表现为信息揭示及业绩压力两大职能。就信息揭示功能而言，分析师关注可以缓解股东与管理者之间、企业与投资者及债权人之间的信息不对称，提升资本市场运行效率或企业价值，即所谓的“信息假说”。既有研究表明，分析师关注有助于提升资本市场整体运行效率[6]、抑制管理者盈余操纵等自利行为[2][5][9][13]、降低企业融资成本[14]、减少公司股价崩盘的风险[8]、提升企业创新水平[15]等，不一而足。就业绩压力功能而言，管理者为迎合分析师预测目标而给企业带来业绩压力，导致管理者的短视决策行为，从而损害企业绩效或企业价值，即所谓“业绩压力假说”。既往研究认为，分析师关注降低企业投资水平[1][16]、抑制企业创新[4]，进而损害企业长期利益或价值[10][17]等，不一而足。遗憾的是，国内相关研究也延续与遵循此逻辑，还需进一步拓展与深化中国特定制度情景下的相关文献。

(二)假设提出

信息假说认为，证券分析师的专业审查提高企业信息披露质量，减少投资者及债权人与企业之间的信息不对称，缓解融资约束，增加管理者可支配现金流量或企业自由现金流量。分析师关注减少导致企业财务报告信息披露质量下降[18]，进而影响企业融资机会及融资成本。就权益融资而言，分析师关注提高企业权益资本融资机会，并使企业获取更低的资本成本[19]。就债务融资而言，信贷资金主要供应者——银行构建其系统内运行的评价体系，实施调查企业资信状况与信贷风险控制，其中涉及的信用等级评定通常又是其资金投放与否的刚性指标。事实上，资金是否投放及其投放标准需建立预测企业未来的经营模型，尤其是未来现金流量状况。研究表明，在企业债务评级模

型构建中，专业信贷评级机构甚至可能纳入意见一致的分析师盈利预测报告[20]。基于此，银行可以借鉴分析师报告相关内容，或者将其与已掌握信息相互比对、佐证，从多个维度进一步解析企业状况，从而更加合理地评估信贷资金投放与否、投放规模大小或利率水平高低。就此而言，分析师关注可以增加企业债务融资机会以及使企业取得相对更低的融资成本。实证结果也表明，分析师关注减少导致企业债务成本的上升[3]。毋庸置疑，融资机会增加或融资成本下降均在一定程度上增加了管理者可支配现金流量或企业自由现金流量。研究表明，分析师关注减少会降低企业内部现金流量[2]。然而，相对于其他资产，管理者对现金流具有更大的自由裁量权，更容易引发其机会主义行为等代理问题[21][22][23][24]。

信息假说还认为，分析师信息揭示功能可以发现管理者对企业资源的不当利用[25]，有助于抑制管理者机会主义行为，缓解企业与管理者之间的代理问题。然而，此运行机制在国内资本市场却存在一定的缺失，具有中国的理论逻辑。国内资本市场具有转轨经济与新兴市场国家的特定情景，区域经济发展水平很不均衡，市场配置资源的效率较低，金融市场发展还不完善。与此同时，公司治理结构也呈现一定程度的差异性，例如，国内上市公司股权较为集中，董事会运行机制仍有欠缺，独立董事制度、监事会制度的运行效果还值得商榷，董事、监事或管理者的兼任现象均较为普遍，国内经理人市场还不完善。但是，转轨经济下制度的及时供应与经济发展进程的衔接性要求较高，从而造成部分制度的供应缺失，尤其是投资者的法律保护机制较弱[26]，与此相关的立法水平及法律执行效率均较低[27]。因此，分析师及管理者个体的涉及制度“空隙”、违规或违法等不当行为受到的法律惩戒力度可能存有不足，其行为后果难以部分或全部内生化。基于此，立足于企业所披露信息，分析师对管理者实施外部的间接监督功能，而管理者机会主义行为具有隐蔽性、动态变化性特征，且又嵌于企业日常运行之中，最终容易导致分析师关注治理功能的监督缺失。经验证据表明，即使在国外发达资本市场，分析师关注也无法替代良好的公司治理机制监督管理者机会主义行为[18]，股票价值提升甚至是通过获取投资者认同，而非监督管理者行为[28]。

此外，中国情景下的分析师及其所在券商存在的利益诉求[11]，以及为获取公司私有资源支持而更倾向于发布乐观预测报告[12]，均可能“扩大”企业乐观信息、“缩减”负面信息。这不仅减弱甚至消除分析师关注对管理者的监督功能，而且容易导致管理层忽视分析师报告的评价内容。事实上，监督缺失更可能造成管理者追求销售收入最大化的过度投资[23]，收购兼并以建立企业帝国[29]，投资于提升短期业绩之需而净现值为负项目[24]，投资于低回报项目[30]甚至是净现值为负项目[31]。也正因如此，本文认为，总体上分析师盈利预测目标不会给管理者造成业绩压力。根据上述这些分析，提出如下假设：

假设：给定其他情形，分析师关注程度越高，企业与管理者之间的代理成本越大。

三、研究设计

（一）样本与数据

本文以 CSMAR 数据库中的 2003～2014 年中国上市公司作为初始样本，执行如下程序以剔除非观察值样本：（1）剔除金融类上市公司样本；（2）剔除 B 股公司样本；（3）剔除 PT、ST 公司及当年度上市公司样本；（4）剔除变量存有缺失值样本。最终获得有效公司样本 2 371 家、观察值 14 141 个。为尽可能消除极端值噪音，所有连续型变量均做上下 1% Winsorize 截尾处理，并做公司层面的聚类（cluster）调整。

（二）模型与变量

为了验证研究假设，设定如下检验模型：

$$AC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Analyst_\ Coverage_{i,t-1} + \sum ControlVaribles_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (I)$$

AC 表征管理者代理成本。借鉴相关文献设定管理者代理成本代理变量[32]，即以经管费用率反映股东与管理者之间的代理问题，体现管理者机会主义行为，定义为营业费用和管理费用之和与总资产之比。考虑到管理者在职消费的隐性化，以及营业收入易被“人为操纵”的可能性，以平均总资产作平滑。此外，以管理者代理成本做年度行业的中位数调整作为替代变量[33] 进一步做稳健性测试。

Analyst_ Coverage 为解释变量分析师关注的替代变量，并用两个代理变量（*LnAnalyst*，*Ranalyst*）表征。（1）公司当年度所关注的分析师人数加 1 取自然对数[4][9] 作为分析师关注的代理变量，以 *LnAnalyst* 表示；（2）分析师关注程度受企业规模、收入增长率、外部融资以及业务流动性影响，排除这些因素后的残差净值是分析师关注程度的净项因素[5]。基于此，借鉴 Yu（2008）[5] 估算方法建立模型（II），以其回归残差值作为解释变量的另一测度变量，以 *Ranalyst* 表示。

$$Analyst_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lnsize_{i,t-1} + \beta_2 ROA_{i,t-1} + \beta_3 Growth_{i,t-1} + \beta_4 Lev_{i,t-1} + \beta_5 CashFlow_{i,t-1} + \beta_5 Ins_\ Stk_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (II)$$

其中，*Lnsize* 表示企业规模，*ROA* 表示盈利能力，*Growth* 表示企业销售增长率，*Lev* 表示财务杠杆，*CashFlow* 表示现金流量，*Ins_ Stk* 表示机构投资者，*Year* 表示年度，*Industry* 表示行业。

Control_ Variables 为控制变量，其中：企业特征因素 —— 财务杠杆（*Lev*）以资产负债率表征，企业年龄（*Fage*）定义为考察年度减企业上市年度之差加 1 后取自然对数；企业规模（*Size*）等于总资产取自然对数，盈利能力（*ROA*）即净资产收益率；公司治理因素 —— 第一大股东持股比例（*Fir_ Stk*），机构投资者持股比例（*Ins_ Stk*），董事会规模（*Board*）即董事会人数，领导权结构（*Duality*）定义为虚拟变量，若董事长与总经理两职合一取值1，否则取值0。此外，还引入 *Industry* 和 *Year* 变量以控制行业和年度影响，其中，*Industry* 为虚拟变量，制造业取 3 位行业代码，其他行业取 1 位。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计特征。可以发现，管理者代理成本代理变量 *AC* 的均值、中位数为 0.087、0.071，其最大值、最小值为 0.378、0.006，表明不同样本之间差异性较大。分析师关注人数的代理变量 *LnAnalyst* 均值为 1.592，中位数为 1.609，标准差为 1.450，且其最大值（2.833）及最小值（0）差异表现较大；分析师关注净项的代理变量 *Ranalyst* 均值为 0.056，中位数为 0.055，两者数值接近，标准差为 1.061，其最大值为 2.381，最小值为 -2.130，存有较大差异。

表 1　主要变量描述性统计特征

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	p25	p50	p75
AC	14 141	0.087	0.069	0.006	0.378	0.04	0.071	0.111
LnAnalyst	14 141	1.592	1.450	0	4.575	0	1.609	2.833
Ranalyst	14 141	0.056	1.061	-2.130	2.381	-0.77	0.055	0.843
Lev	14 141	0.467	0.207	0.049	0.902	0.31	0.479	0.626
Fage	14 141	2.048	0.726	0	3.045	1.609	2.303	2.639
Size	14 141	21.73	1.197	19.46	25.52	20.87	21.57	22.38
ROA	14 141	0.04	0.051	-0.156	0.2	0.014	0.036	0.064
Fir_ Stk	14 141	0.371	0.155	0.091	0.75	0.246	0.355	0.488
Ins_ Stk	14 141	0.062	0.098	0	0.571	0.005	0.028	0.078
Board	14 141	9.131	1.845	5	15	8	9	9
Duality	14 141	0.189	0.392	0	1	0	0	0

(二)基本回归分析

表2报告了分析师关注与管理者代理成本的逐步回归结果。Model 11、Model 21是仅对分析师关注单个变量进行的初始回归分析。回归结果显示，*AC*与*LnAnalyst*及*Ranalyst*均在1%显著性水平下正相关。之后，模型中放入企业特征控制变量(Model 12、Model 22)及公司治理特征控制变量(Model 13、Model 23)。可以发现，*AC*与*LnAnalyst*及*Ranalyst*的回归结果均表明分析师关注与管理者代理成本呈1%显著性水平的正相关，研究假设得到初步验证。

表2　分析师关注与代理成本的回归结果

变量	Model 11	Model 12	Model 13	Model 21	Model 22	Model 23
Constant	0.072***	0.286***	0.281***	0.073***	0.201***	0.206***
	(10.146)	(11.902)	(11.36)	(10.177)	(8.8369)	(8.708)
LnAnalyst	0.005***	0.009***	0.008***			
	(5.650)	(9.534)	(9.006)			
Ranalyst				0.008***	0.008***	0.008***
				(8.330)	(9.234)	(9.236)
Lev		0.016***	0.016***		0.010	0.010*
		(2.610)	(2.605)		(1.637)	(1.719)
Fage		0.008***	0.008***		0.007***	0.007***
		(4.929)	(4.849)		(4.480)	(4.359)
Size		−0.011***	−0.012***		−0.007***	−0.008***
		(−9.648)	(−9.196)		(−6.418)	(−6.534)
ROA		0.079***	0.080***		0.125***	0.118***
		(3.797)	(3.844)		(5.936)	(5.672)
FirstStock			−0.002			−0.002
			(−0.264)			(−0.320)
Institution			0.014			0.032***
			(1.254)			(2.806)
Board			0.001*			0.001*
			(1.729)			(1.794)
Duality			0.0040			0.004
			(1.499)			(1.5065)
Year/Industry	√	√	√	√	√	√
N	14 141	14 141	14 141	14 141	14 141	14 141
R-squared	0.328	0.351	0.352	0.334	0.350	0.353

注：***、**、*分别表示在1%、5%与10%的水平上显著，双尾检验；括弧内数字为t值，t值运用公司维群进行修正。下同。

(三)进一步检验

1. 分析师关注、融资约束与代理成本

分析师关注有助于缓解企业与投资者及债权人之间的信息不对称及融资约束，但由于其对管理者机会主义行为存在监督缺失，反而加剧股东与管理者之间的代理问题。基于此，进一步检验融资约束对分析师关注与代理成本间的作用机制。其中，融资约束(*Fin_ Cnstr*)以经典的SA指数衡量。SA指数系根据Hadlock和Pierce(2010)[34]的融资约束模型确定，即：

$$SA = -0.737 \times Lnsize + 0.043 \times Lnsize^2 - 0.040 \times Fage \quad (III)$$

式中，*Lnsize*为期末总资产(按CPI指数调整至2014年)取自然对数，*Age*是考察年度减去企业上市年度之差；SA数值越大，意味着企业受融资约束程度越小。之后，构建融资约束虚拟变量(*Fin_ Cnstr*)，即：若SA数值大于总体样本均值赋值为1，否则赋值为0，并作滞后一期处理。由此，本文建立融资约束(*Fin_ Contr*)与分析师关注(*LnAnalyst*及*Ranalyst*)的交互项，以检验分析师关注缓解融资约束后

的管理者代理问题。

表 3 模型 A11、模型 A21 中，管理者代理成本（*AC*）与分析师关注人数交互项的回归系数为 0.003（$p < 0.01$），与分析师关注净项交互项的回归结果为（$\beta = 0.002$，$p < 0.10$），这意味着分析师关注在缓解融资约束的同时恶化了股东与管理者之间的代理问题。

表 3　分析师关注与代理成本：融资约束、自由现金流、乐观预测倾向的调节效应①

变量	融资约束		自由现金量		乐观预测倾向	
	Model A11	Model A21	Model B11	Model B21	Model C11	Model C21
Constant	0.246***	0.184***	0.293***	0.214***	0.308***	0.313***
	(10.275)	(8.019)	(11.379)	(8.595)	(12.399)	(10.282)
LnAnalyst	0.005***		0.0051***		−0.002*	
	(5.797)		(5.642)		(−1.677)	
Ranalyst		0.006***		0.005***		−0.005**
		(6.136)		(5.700)		(−2.177)
Modifer	−0.008***	−0.004*	0.006***	0.016***	0.003*	0.016***
	(−3.382)	(−1.949)	(4.101)	(12.685)	(1.828)	(4.244)
LnAnalyst × Modifer	0.003***		0.006***		0.004***	
	(2.683)		(6.498)		(5.167)	
Ranalyst × Modifer		0.002*		0.007***		0.002**
		(1.718)		(5.803)		(2.062)
Control_ Variables	√	√	√	√	√	√
Year/Industry	√	√	√	√	√	√
N	13 947	13 947	12 159	12 159	14 141	14 141
R-squared	0.386	0.386	0.378	0.378	0.362	0.359

2. 分析师关注、自由现金流量与代理成本

分析师关注缓解信息不对称，为企业降低融资成本与拓展融资渠道提供了有效途径，从而增加企业自由现金流量，但受制于国内分析师外部治功能的部分缺失，更容易导致管理者代理问题。基于此，进一步引入自由现金流量变量（*Free_ Cash*）。根据 Jensen（1986）[35] 的界定，自由现金流量计算公式设定为：自由现金流量 = 经营活动现金流量净额–固定资产折旧及无形资产摊销–新增投资支出②，所有数值均以平均总资产作平滑。同时构建自由现金流量虚拟变量（*Free_ Cash*），若其数值高于总样本均值，赋值为 1，否则为 0，并做滞后一期处理。

回归分析结果如表 3 第 4、5 列所示。模型 B11、模型 B21 的回归结果显示，管理者代理成本（*AC*）与分析师关注交互项均显著正相关。这说明，分析师关注增加企业自由现金流量却进一步恶化管理者代理问题。

3. 分析师关注、乐观预测倾向与代理成本

分析师乐观预测倾向更容易引起投资者及债权人对企业未来发展前景的想象，促使投资者更愿意投资企业或以更低成本向企业借贷资金，从而增加企业自由现金流量。然而，制度缺失情景下分析师及管理者个体的不当行为后果无法部分或全部内生化，致使分析师关注对管理者机会主义行为的约束受限。因此，分析师乐观预测倾向扩大了分析师关注对管理者代理成本的负面效应。

基于此，引入分析师乐观预测（*Opt*）及其与分析师关注交互项做进一步验证。分析师乐观预测倾向是按分析师盈利预测评级报告来构建分析师乐观指数。借鉴赵良玉等（2013）[12] 的研究，将股票评级为“买入”“增持”的报告标记为“乐观”，而把“卖出”“减持”“中性”的报告标记为“非乐观”。考虑到“乐观”与“非乐观”对投资者行为的不同影响程度以及一家公司可能同时具

① 代理成本做年度行业中位数调整（*AC_ adj*）的回归结果与此相一致。因篇幅限制，未予列示，作者备索。下同。

② “新增投资支出”系借鉴 Richardson（2006）[36]、陈运森和谢德仁（2011）[37] 的相关模型构建。不再赘述。

有“乐观”和“非乐观”两种预测倾向的情形，将每个报告按乐观与否赋予不同权重，其中“乐观”赋予0.7权重，“非乐观”赋予0.3权重①，按年度加权汇总的数值即为乐观指数，最后，做加1取自然对数处理。其指数值越大，意味着分析师乐观预测倾向越明显。表3第6、第7列报告了回归结果。显然，*AC*与分析师关注交互项的回归结果均显著正相关。这说明，分析师乐观预测倾向进一步恶化股东与管理者之间的代理问题。

4. 分析师关注、法律制度缺失与代理成本

证券分析师发挥着降低信息不对称、缓解融资约束、增加企业自由现金流量等治理功能，但因转轨经济中法律制度制定及其执行效率的缺陷，当前法律制度无法显著抑制分析师关注对管理者代理成本的负面效应。为检验其作用机理，对模型(I)按法律制度代理变量数值大小进行分组回归检验。

缘于法律制度有效性直接测量的难度，借鉴以往研究[38][39]，法律制度以“市场中介组织的发育和法律制度环境”进行衡量，以*Law*表示，数据来源于中国市场化指数[40]。分组标准是总样本25%、50%、75%百分位所对应的*Law*数值作为临界值，由此将总样本按大小顺序分成四组，依次对应*m*1、*m*2、*m*3、*m*4；*m*1组为法律制度缺失程度最强子组，以此类推，*m*4组为法律制度缺失程度最弱子组。分组回归结果如表4所示。管理者代理成本(*AC*)与分析师关注(*LnAnalyst*，*Ranalyst*)的分组回归结果表明，*AC*与*LnAnalyst*、*Ranalyst*的回归系数均显著正相关，且其系数值随法律制度缺失程度的减弱呈下降趋势。这说明，随着法律制度的完善，分析师关注加剧代理问题的作用有所减弱，分析师关注加剧代理问题在制度缺失程度高的地区更为严重②。

表4　分析师关注、法律制度效率与代理成本回归结果

变量	MD11	MD12	MD13	MD14	MD21	MD22	MD23	MD24
	m1	m2	m3	m4	m1	m2	m3	m4
Constant	0.396***	0.320***	0.239***	0.371***	0.274***	0.190***	0.165***	0.278***
	(7.872)	(6.852)	(5.219)	(10.266)	(7.110)	(4.419)	(3.809)	(8.447)
LnAnalyst	0.010***	0.009***	0.008***	0.007***				
	(4.642)	(5.307)	(5.236)	(6.563)				
Ranalyst					0.009***	0.008***	0.008***	0.007***
					(4.815)	(5.136)	(5.371)	(6.480)
Control_ Variables	√	√	√	√	√	√	√	√
Year/Industry	√	√	√	√	√	√	√	√
N	3 604	3 689	3 873	2 975	3 604	3 689	3 873	2 975
R-squared	0.280	0.265	0.378	0.287	0.436	0.378	0.379	0.369

(四)稳健性检验

1. 内生性检验

可能存在影响分析师关注与管理者代理成本之间的不可观察变量或遗漏变量，从而对检验模型的实证结果产生偏误或因果倒置，因此，分析师关注与管理者代理成本之间可能存在内生性问题。本文采用2SLS工具变量方法试图予以解决。借鉴以往研究[4][5][9]构建工具变量进行内生性检验。工具变量的设定说明如下：

$$ExpectedAnalyst_{i,j,t} = \frac{Analystsize_{j,t}}{Analystsize_{j,0}} \times Analyst_{i,j,0} \quad (1)$$

$$ExpectedAnalyst_{i,t} = \sum_{j=1}^{n} ExpectedAnalyst_{i,j,t} \quad (2)$$

① “乐观”赋予0.4权重，“非乐观”赋予0.6权重构建乐观倾向指数，回归结果与上述实证结果一致。

② 代理成本做年度行业中位数调整(*AC_ adj*)的回归结果与此相一致。

$ExpectedAnalyst_{i,j,t}$ 表示第 t 年 j 券商的分析师对第 i 家公司的预期关注倾向，$Analystsize_{j,t}$ 和 $Analystsize_{j,0}$ 分别表示第 t 年及第 0 年[①] j 券商拥有的分析师人数，$Analyst_{i,j,0}$ 表示第 0 年 j 券商关注 i 公司的分析师人数，$ExpectedAnalyst_{i,t}$ 表示第 t 年第 i 家公司的预期关注倾向。显然，$ExpectedAnalyst_{i,t}$ 是 $ExpectedAnalyst_{i,j,t}$ 的年度汇总数，但对管理者代理成本而言是外生的。本文将其加 1 取自然对数作为分析师关注的工具变量。

此外，尚有文献按上市公司是否属于某股票指数成份股为标准构建虚拟变量，作为分析师关注的工具变量[5][9]。基于此，借鉴李春涛等(2014)[9] 做法，以样本企业是否属于沪深 300 指数成份股来设定工具变量(*Index*300)。

2SLS 工具变量方法说明如下：在第一阶段，用内生性变量(*LnAnalyst* 及 *Ranalyst*) 对工具变量和基本模型中的控制变量进行回归，得到内生性变量的预测变量。在第二阶段，用管理者代理成本变量(*AC*) 对分析师关注代理变量(*LnAnalyst*, *Ranalyst*) 的预测变量进行回归。内生性处理结果如表 5 所示。容易发现，两个工具变量(*ExpectedAnalyst* 及 *Index*300) 与 *AC* 均显著正相关[②]。同时，识别不足检验和弱识别检验统计量的值都比较大，说明选取的工具变量拒绝了识别不足和弱识别假设。

表 5　内生性处理结果：2LSL 工具变量

变量	工具变量：ExpectedAnalyst		工具变量：Index300	
	Model 11	Model 12	Model 21	Model 22
Constant	0.315 ***(11.974)	0.207 ***(8.728)	0.570 ***(3.406)	0.237 ***(8.672)
LnAnalyst	0.011 ***(9.041)		0.035 **(2.196)	
Ranalyst		0.009 ***(9.002)		0.032 **(2.218)
Control_ Variables	√	√	√	√
Year/Industry	√	√	√	√
N	14 141	14 141	14 141	14 141
R-squared	0.350	0.353	0.204	0.241
弱识别检验	6623.716	2.1e+04	25.930	33.040
识别不足检验	1122.647	1429.492	24.842	31.629

2. 其他稳健性检验

采用怀特检验及加权平均最小二乘法，对回归模型(I)进行异方差检验；管理者代理成本的衡量指标作年度行业内中位数调整[33]、以总资产周转率[41]和投资指标[42]作为管理者代理成本的衡量变量进行回归分析；以分析师发布的盈利预测报告数量[9][43]、关注企业的券商数量[9][43]及企业是否受分析师关注作为分析师关注的替代变量做回归检验。以上回归结果均支持假设预期。

五、结　语

与国外发达资本市场不同，中国情景下的分析师关注治理功能具有独特的理论逻辑，存在中国悖论。以 2003～2014 年中国上市公司为研究对象的实证研究表明，分析师关注恶化管理者代理问题。经过 2SLS 工具变量法的内生性处理及其他的稳健性检验后，研究结论稳健成立。进一步检验还发现，融资约束缓解、企业自由现金流量增加以及分析师的乐观预测倾向均增强分析师关注对管理者代理成本的负面效应，而当前不完善的法律制度无法显著抑制分析师关注所产生的管理者代理问题。

这些结论的政策启示在于：(1)证券分析师治理功能监督缺失的研究发现为现阶段中国资本市场的制度完善提供新的视角。构建与执行涉及证券分析师个体及其所在券商的利益保障与责任义务

① 将 2007 年设定为第 0 年是基于 2002 ～ 2006 年国内券商市场较为动荡的考量。期间，中国证监会曾较大规模地整顿了一批券商。

② 以代理成本年度行业调整数作为替代变量所进行的内生性检验结果与上述实证结果一致。

的制度体系，健全证券行业规范系统，建设与完善以市场机制决定资源配置的中国资本市场，“加快完善社会主义市场经济体制”。(2)为优化与创新上市公司信息披露制度提供一定的微观基础。从程序到实体全方位健全信息披露机制，拓展披露信息的实质内涵与合理边界，强制信息披露的阶段性时间规则，务实资本市场健康发展的信息供应基础。

参考文献：

[1] Asker John, Farre-Mensa Joan and Ljungqvist Alexander. Comparing the Investment Behavior of Public and Private Firms [Z]. Social Science Electronic Publishing, 2011.

[2] Chen Tao, Harford Jarrad and Lin Chen. Do Analysts Matter for Governance? Evidence from Natural Experiments [J]. Journal of Financial Economics, 2015, Vol. 115, No. 2: 383 - 410.

[3] Derrien François, Kecskes Ambrus and Mansi Sattar. Information Asymmetry, the Cost of Debt, and Credit Events [Z]. SSRN, 2012.

[4] He Jie and Tian Xuan. The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013, Vol. 109, No. 3: 856 - 878.

[5] Yu Fang. Analyst Coverage and Earnings Management [J]. Journal of Financial Economics, 2008, Vol. 88, No. 2: 245 - 271.

[6] 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.

[7] 储一昀，仓勇涛．财务分析师预测的价格可信吗？——来自中国证券市场的经验证据 [J]. 管理世界，2008，(3)：58 - 69.

[8] 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.

[9] 李春涛，宋敏，张璇．分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据 [J]. 金融研究，2014，(7)：124 - 139.

[10] Fuller Joseph and Jensen Michael C. Just Say No to Wall Street: Putting a Stop to the Earnings Game [J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2010, Vol. 22, No. 1: 59 - 63.

[11] 曹胜，朱红军．王婆贩瓜：券商自营业务与分析师乐观性 [J]. 管理世界，2011，(7)：20 - 30.

[12] 赵良玉，李增泉，刘军霞．管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取 [J]. 管理世界，2013，(4)：33 - 47.

[13] 罗乐，李超凡，王生年．分析师现金流预测如何影响应计异象？[J]. 管理评论，2018，(1)：154 - 165.

[14] Derrien François and Kecskés Ambrus. The Real Effects of Financial Shocks: Evidence from Exogenous Changes in Analyst Coverage [J]. Journal of Finance, 2013, Vol. 68, No. 4: 1407 - 1440.

[15] 陈钦源，马黎珺，伊志宏．分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑 [J]. 南开管理评论，2017，(3)：15 - 27.

[16] Michenaud Sébastien. Corporate Investment and Analyst Pressure [Z]. SSRN, 2008.

[17] Graham John R., Harvey Campbell R. and Rajgopal Shiva. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, Vol. 40, No. 1 - 3: 3 - 73.

[18] Irani Rustom M. and Oesch David. Monitoring and Corporate Disclosure: Evidence from a Natural Experiment [J]. Journal of Financial Economics, 2013, Vol. 109, No. 2: 398 - 418.

[19] Kelly Bryan and Ljungqvist Alexander. Testing Asymmetric-Information Asset Pricing Models [J]. The Review of Financial Studies, 2012, Vol. 25, No. 5: 1366 - 1413.

[20] Fong Kingsley Y. L., Hong Harrison G. and Kacperczyk Marcin T., et al. Do Security Analysts Discipline Credit Rating Agencies? [Z]. SSRN, 2012.

[21] Harford Jarrad, Mansi Sattar A. and Maxwell William F. Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US [J]. Journal of Financial Economics, 2008, Vol. 87, No. 3: 535 - 555.

[22] Jung Boochun, Sun Kevin Jialin and Yang Yanhua Sunny. Do Financial Analysts Add Value by Facilitating More Effective Monitoring of Firms' Activities? [J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2012, Vol. 27, No. 1: 61 - 99.

[23] Jensen Michael C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. American Economic Review, 1986, Vol. 76, No. 2: 323 - 329.

[24] Myers Stewart C. and Rajan Raghuram G. The Paradox Of Liquidity [J]. Social Science Electronic Publishing, 1998, Vol. 113, No. 3: 733.

[25] Lang Mark H., Lins Karl V. and Miller Darius P. Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors are Protected Least? [J]. Journal of Accounting Research, 2004, Vol. 42, No. 3: 589 - 623.

[26] 王鹏．投资者保护、代理成本与公司绩效 [J]. 经济研究，2008，(2)：68 - 82.

[27] Allen Franklin, Qian Jun and Qian Meijun. Law, Finance, and Economic Growth in China [Z]. Social Science Electronic Publishing, 2005.

[28] Li Kevin K. and You Haifeng. What is the Value of Sell-side Analysts? Evidence from Coverage Initiations and Terminations [J]. Journal of Accounting and Economics, 2015, Vol. 60, No. 2 - 3: 141 - 160.
[29] Opler Tim, Pinkowitz Lee and Stulz René, et al. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings [J]. Journal of Financial Economics, 1999, Vol. 52, No. 1: 3 - 46.
[30] Dechow Patricia M., Richardson Scott A. and Sloan Richard G. The Persistence and Pricing of the Cash Component of Earnings [J]. Journal of Accounting Research, 2008, Vol. 46, No. 3: 537 - 566.
[31] Frésard Laurent and Salva Carolina. The Value of Excess Cash and Corporate Governance: Evidence from US Cross-listings [J]. Journal of Financial Economics, 2010, Vol. 98, No. 2: 359 - 384.
[32] 戴亦一, 肖金利, 潘越. "乡音" 能否降低公司代理成本? ——基于方言视角的研究 [J]. 经济研究, 2016, (12): 147 - 160, 186.
[33] 罗炜, 朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露 [J]. 经济研究, 2010, (10): 143 - 155.
[34] Hadlock Charles J. and Pierce Joshua R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010, Vol. 23, No. 5: 1909 - 1940.
[35] Jensen Michael C. Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance [J]. American Economic Review, 1986, Vol. 76, No. 2: 323 - 329.
[36] Richardson Scott. Over-Investment of Free Cash Flew [J]. Review of Accounting Studies, 2006, vol. 11, No. 2: 159 - 189.
[37] 陈运森, 谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率 [J]. 管理世界, 2011, (7): 113 - 127.
[38] 陈德球, 魏刚, 肖泽忠. 法律制度效率、金融深化与家族控制权偏好 [J]. 经济研究, 2013, (10): 55 - 68.
[39] Djankov Simeon, Qian Yingyi and Roland Gérard, et al. Entrepreneurship in China and Russia Compared [Z]. Social Science Electronic Publishing, 2006.
[40] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2011 年度报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2012.
[41] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率 [J]. 经济研究, 2007, (1): 102 - 113.
[42] 田利辉. 国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理 [J]. 管理世界, 2005, (7): 123 - 128.
[43] 周开国, 应千伟, 陈晓娴. 媒体关注度、分析师关注度与盈余预测准确度 [J]. 金融研究, 2014, (2): 139 - 152.

The Paradox of the Governance Function of Analyst Coverage: The Logic of China ——Empirical Evidence from A Shares Listed Companies in China

YE Yunlong[1], JIANG Shisong[2], JU Fanghui[3]
(1. Ningbo Institute of Technology, Zhejiang University, Ningbo 315100, China; 2. Economics and Management School of Wuhan University, Wuhan 430072, China; 3. School of Management, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract: Many studies have shown that securities analysts play an effective governance function in the developed capital markets. However, the inference of validity of analysts governance function is not entirely applicable to China's capital market because of the institutional characteristics of the transitional economy and the emerging market, and its governance function has Chinese paradox. Analysts coverage reduces information asymmetry between enterprises and investors and creditors, which increases the cash flow that can be used by the management. But the defects in the system making and the efficiency of its implementation make it difficult for the consequences of the "improper" behavior of an analyst and a managerto be partially or entirely endogenous, thus leading to the lack of supervision by analysts over the opportunism behaviors of managers. The empirical studies of A-shares listed companies in China from 2003 to 2014 finds that the higher the analyst coverage degreeis, the higher the agency cost between the enterprises and managers. Further research also shows that the mitigated financing constraintsand the increased free cash flow as a result of the analyst coverage, and analysts' optimistic forecasts tendency will enlarge managerial agency costs, but the currently imperfect legal system can not significantly inhibit the negative effects of the analysts coverage on the agency cost.

Key words: Analyst Coverage; Governance Function; Agency Cost

(责任编辑: 原 蕴)