

内部人交易的信息动机和制衡因素

董新兴 李 丹^①

【摘要】 本研究采用沪市 A 股 2007-2012 年数据, 以上市公司发布的管理层盈利预测报告为基础, 从内部人交易与管理者盈利预测属性及时机的关系以及对管理者盈利预测误差的影响等角度分析中国资本市场内部人交易的信息交易动机。结果发现: (1) 内部人交易与盈利预测择机之间具有较为显著的关系。通常内部人在好消息披露前增持本公司股份, 而在坏消息披露前减持本公司股份。(2) 内部人交易与管理者盈利预测误差存在一定的相关性。(3) 公司治理和市场因素能够部分影响内部人交易的交易动机。

【关键词】 内部人交易 管理层盈利预测 信息动机 公司治理

The Information Motivation and Limiting Factors of Insider Trading

Dong Xin-xing Li Dan

Abstract: The information motivation of insider trading means the directors, supervisors, managers and major shareholders of listing corporations acquire profits and avoid losses by utilizing their information advantages, based on the judgments of influence of these information on the company's stock price. Base on the reports of manager's profit forecast issued by listing corporations and the stock data of Shanghai Stock Exchange from 2007 to 2012, this paper analyzes the information trading motivation of insider trading from the perspectives of the relationship of insider trading and the attributions and timing of manager's profit forecast, also their impacts on the forecast errors of managers' profit forecast. The results of empirical study shows: 1. there exists significant relationship between the insider trading and the timing of profits forecasts. Insider usually buy (sell) their corporations stock before the disclosure of good (bad) news. 2. There is correlation between the insider trading and the error of managers' profit forecast. 3. The corporate governance and market elements can partially affect the motivation of insider trading.

Keywords: Insider Trading managers' Profit Forecast Information Motivation Corporation Government

一、前言

内部人交易的信息动机是指上市公司董事、监事、其他高管以及大股东等利用自身信息

^① [作者简介] 董新兴 (1965-), 男, 济南大学金融研究院教授, 硕士生导师;
李 丹 (1978-), 女, 上海证券交易所发展研究中心研究员, 经济学博士。

优势，并基于对该信息影响公司股价的分析，通过二级市场获取利益或者规避损失的行为。内部人交易的信息交易动机是公司内部人作为“经济人”，在现代公司“所有权与经营权分离”的情况下，利用其拥有的信息优势追求自身利益最大化的必然结果。

2006 年，中国实行的新《公司法》和新《证券法》开始允许公司内部人在二级市场买卖自己公司的股票。伴随着股权分置改革的完成，内部人交易在全流通的股票市场上快速发展起来，目前已颇具规模。考虑到中国对内部人违规处罚力度较低的制度背景，以及个人投资者众多，存在盲目跟风、追涨杀跌等羊群效应，某些机构投资者唯利是图、疯狂炒作等市场信用缺失、投机氛围浓厚的市场环境，内部人利用其信息优势进行交易也就成了客观的必然。

现有国内外实证研究结果证实：一方面，公司内部人可以利用管理者盈利预测披露时机，选择交易时机。Penman（1982；1985）与 Typo（1994）分别以 1968-1973 及 1982-1987 年披露管理者盈利预测的美国上市公司为样本，发现内部人交易与管理者盈利预测之间存在显著关系。Noe（1999）基于 1979-1987 年披露管理者盈利预测的公司样本，证明内部人交易在盈利预测后更加频繁。另一方面，内部人还可以通过改变管理者盈利预测披露特征，例如披露频率、管理者盈余预测误差等获利。Rogers（2008）的研究结果发现，公司信息披露质量会受到内部人交易的影响，内部人要增（减）持本公司股份时，公司偏好披露低（高）质量的盈利预测信息。Rogers 和 Stocken（2005）进一步分析了公司信息不对称程度对内部人交易与公司盈利预测误差关系的影响。Cheng 和 Lo（2006）的研究结果表明，当内部人增持本公司股份时，倾向于更为频繁地披露坏的盈利预测消息；而当内部人减持公司股份时，由于诉讼风险的存在，限制公司披露好的盈利预测消息。此外，针对美国资本市场的研究还表明，诉讼及监管风险对限制内部人交易的信息动机具有重要的遏制作用。

在此背景下，本文主要以管理者盈利预测信息报告为基础，讨论内部人交易的信息交易动机以及公司治理结构、外部市场环境等制衡因素可能对其产生的影响，以期对内部人交易行为有更加系统深入的理解，并为进一步加强和完善对其监管提供政策建议。

二、信息变量的选择

本文以管理层盈利预测信息为信息变量进行研究，这样做的原因主要有四个：首先，在资本市场中，盈余信息是影响公司股价的最重要信息之一。其次，作为公司主要的经营管理者，内部人通常能够提前获知盈余信息等影响公司价值的重要信息。再次，由于中国各证券监督管理条例中对非定期披露前后内部人交易禁止期的规定相对较松，相较于定期报告等强制性披露，市场对自愿性质信息披露的预测能力有限。最后，由于尚缺乏统一数据库，我们很难获得其他影响公司内部人获利的信息。且更为重要的是，对这些信息的时点属性和好坏属性的判断往往过于依赖研究人员的主观判断，使得这些信息的分类难以保证客观性。

经过二十多年的发展，目前中国资本市场已经建立起由盈利预测、业绩预告和业绩快报

制度共同组成的预测体系。其中，盈利预测是指预测主体在合理的预测假设和基准下，对未来会计期间的利润总额、净利润、每股收益等重要财务事项做出的预计和测算。2006 年 5 月发布的《股票上市规则》中规定，除上市公司预计年度经营业绩净利润为负值，净利润与上年同期相比上升或下降 50% 以上，实现扭亏为盈等情形须在会计年度结束后一个月内进行业绩预告外，其他任何形式的业绩预告均不再属于强制性披露范围之内，从而标志着中国预测性盈利信息的披露制度正在向自愿性披露制度迈进。

三、假设检验

首先，本文探讨股票市场是否会对盈利预测产生明显的反应，这是研究内部人信息交易动机的前提和基础。只有市场对盈余预告的“好（坏）消息”能够产生显著反应，内部人才有可能利用这样的市场变化而进行交易。反之，内部人利用盈利预测信息就没有实际意义。因此，得到本文的第一个假设：

假设 1：上市公司盈余预告“好消息”（“坏消息”）所引起的股票市场反应为正（负）。

如果能够确定市场会对上市公司的盈利预测产生显著反应，那么理性的公司内部人可能采取利用其信息优势的行动主要有两类：首先，内部人将选择对其最有利的交易时机进行交易。其次，内部人还有可能操纵盈利预测信息的准确性，来配合其交易行为。由此，我们可得：

假设 2：内部人将根据盈利预测来选择交易时机，通常内部人倾向于在好消息披露前或坏消息披露后，偏好增持本公司股份；而在坏消息披露前或好消息披露后，偏好减持本公司股份。同时，管理者还将根据内部人交易选择披露盈余预测的时机。当内部人减持股份时，管理者通常在内部人减持前（后）偏好披露好（坏）消息；当内部人增持股份时，管理者通常在内部人增持前（后）偏好披露坏（好）消息。

市场较为容易识别上市公司操纵盈利预测时机的行为，而对于盈利预测误差的判断却较为困难。因此，当内部人利用其信息优势进行交易时，更有可能偏好于选择隐蔽性的盈利预测操纵方式，即操纵盈利预测误差来达到其相应的目的。当然，上述推断的得出首先取决于市场对盈利预测误差的识别能力。如果投资者不能够识别盈利预测误差，那么内部人才有可能操控或利用预测误差获取交易超额收益。鉴于中国证券市场的现实，本文有理由推测：

假设 3：市场投资者不能够识别盈利预测误差；无论内部人增持还是减持，内部人交易与公司盈利预测误差均存在显著相关性。

由于信息不对称的存在，公司的股东出于维护自己的利益的需要，会制定一些内部管理制度，通过有效的公司治理来规范和约束内部人交易。我们认为一个好的公司治理可以从公司政策的中观层面规范内部人交易，成为制约和减少公司内部人信息获利动机的重要因素。公司治理水平越好的公司，越重视对中小股东利益的保护，其对内部人的制约也越多，因而内部人利用私有信息进行交易的可能性越低。在现有的实证研究中，通常采用的代表公司治

理水平的变量主要包括：机构投资者持股比例；大股东持股比例以及独立董事占董事会的比例等。为此，我们提出本章的第4个假设：

假设4：内部人信息获利动机随着公司治理水平的提高而降低。机构投资者持股比例越高，大股东持股比例越高，董事会中独立董事比例越高，内部人利用私有信息进行交易的程度越低。

除了公司治理外，市场外部环境等因素也会对内部人交易的信息获利动机产生重要的影响。本文选取市场化指数来衡量宏观外部环境。樊纲等（2006）^①的研究成果中通过对中国各省（自治区、直辖市）的调查，从政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境等五个方面建立市场化指数综合评价各地区的市场化相对进程。该指标为相对得分，在0-10分之间取值，得分越高，表明地区市场化程度越高。本文认为，在中国目前的制度背景下，一个地区的市场化程度越高，其受行政干预的可能性越低，公司经营行为越公开透明，从而内部人利用信息获利的动机越低。另一方面，市场化程度高的地区，投资者通常拥有较高的法治化水平，对公司的监督能力和监督意愿也越强。因此，我们得到假设5：

假设5：市场化指数与内部人利用私有信息进行交易的动机之间呈现负向关系。

四、数据来源和样本选择

本文选取了沪市上市公司2006年年报至2012年第三季报间的管理层盈利预测数据。经过本文统计，本文研究期间共有843家公司披露了4015次公司管理层盈利预测，然而有部分公司披露的当期预测在上一次定期报告公布之前，因此本文剔除这部分数据，共得到800家公司3915次盈利预测数据。按照预告类型统计，公布扭亏、预增、略增、续盈等利好消息的公司为731家，共2768次；公布首亏、续亏、预减、略减等利空消息的公司有474家公司，共1146次；公布不确定消息的公司有1家。按照预告发布频率统计，发布次数最多的公司为维科精华（600152），共18次；按照公司所处行业统计，属于制造业、房地产业、批发零售业等行业的公司发布的盈余公告较多。

与之对应的内部人交易数据区间为2007年初至2012年底，期间共有764家公司披露了9610次内部人交易，其中涉及626家公司的大股东交易4454次，457家公司的管理层交易5156次。在此基础上，本文参考曾庆生（2007）提出的“公司日”概念，即将一个公司的大股东或者管理层在同一交易日内的交易按照增持、减持合并计算得到净值作为一个样本进行处理，同时剔除处理后公司日交易净值为零的数据，并据此计算内部人交易比例。该比例是基于“公司日”内部人交易的净股票数量来计算的。当公司内部人是净卖出股票时，该比例为公司内部人卖出股数占其变动前股数的份额，符号为负；当公司内部人是净买入股票时，该比例为公司内部人买入股数占其变动后股数的份额，符号为正。通过整理后，本文共

^① 樊纲、王小鲁，朱恒鹏，《中国市场化指数——各地市场化相对进程2006年报告》

得到 449 家公司 2851 笔高管交易以及 620 家公司 2968 笔大股东内部人交易。数据全部来自于 Wind 数据库。

接着本文对内部人交易与盈利预测的数据进行匹配，匹配规则如图 1 所示。首先，我们在盈利预测报告的基础上整理数据，如果在由预测报告前后两期定期报告构成的区间里，没有内部人交易，则该样本为不匹配样本；而如果在该区间内有内部人交易，则该样本为匹配样本。具体匹配规则如图 5-1 所示。

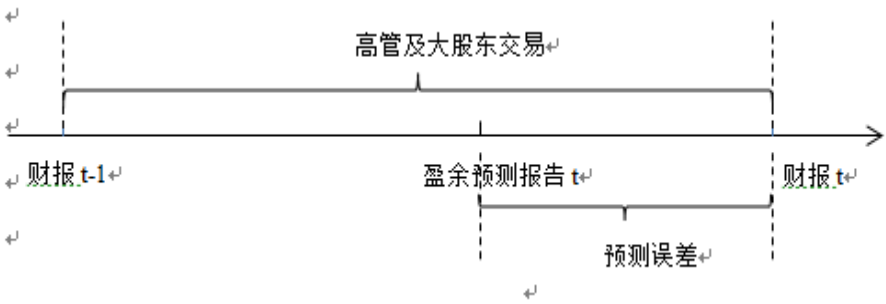


图 1 样本匹配规则

根据该规则整理数据后得到的统计结果，如表 1 所示。共有 374 家公司的 790 笔盈利预测数据可以与内部人交易数据相匹配。其中，共有 251 笔预测数据，其前后两次定期报告之间发生了 795 次“公司日”管理层内部人交易；有 439 笔业绩预测数据，其前后两次定期报告之间发生了 708 次“公司日”大股东内部人交易。从而可知，20.18%的盈利预测前后伴随着内部人交易；25.83%的内部人交易前后伴随着公司的盈利预测。考虑到盈利预测只是公司各种定期、非定期公告种类之一，因此内部人交易与盈利预测相匹配的比例仍是较高的。

表 1 样本匹配结果

		公司数		笔数	
预测盈余		843	4015		
剔除预测盈余跨越定期报告披露日		800	3915		
内部人交易		764	9610		
		高管		大股东	
		公司数	笔数	公司数	笔数
		457	5156	626	4454
公司日内部人交易		449	2851	620	2968
数据匹配		高管		大股东	
不匹配	预测盈余	788	3564	787	3476
	内部人交易		2056		2260
匹配	预测盈余	182	351	287	439
	内部人交易		795		708

随后，本文将盈利预测误差定义为：预测误差 = 预告中公司净利润同比增长率 - 实际

公司净利润同比增长率。当净利润增长率为正时，预测误差小于零表示低估，而大于零则表示高估；当净利润增长率为负时，预测误差小于零表示高估，而大于零则表示低估。为了分析时更加方便和统一，本文对上述公式进行了调整，当预告和实际的净利润增长率均为负值时，我们定义预测误差为：预测误差=实际公司净利润同比增长率-预告中公司净利润同比增长率，从而使得预测误差小于零表示低估，而预测误差大于零表示高估。同时，为了提高本文分析结果的准确性，在实证分析时我们剔除异常值（outliers），即预测误差大于 100% 的样本，最终得到 3486 笔盈利预测观测值样本。

五、实证分析结果

（一）盈利预测报告的市场反应

首先，本文采用事件研究法，通过计算盈利预测公告日及公告日前一交易日及后一交易日该股票的累计超额收益来检测市场是否对公司的盈利预测有所反应，即市场是否相信公司盈利预测报告中包含着重要信息。在衡量每股超额收益时，本文先通过 CAPM 市场模型来估计股票的正常收益，然后将每股收益减去正常收益，得到超额收益。

考虑到市场对坏消息的反应可能有所不同，本文将略减、首亏、续亏以及预减的盈利预测样本定义为“坏消息”样本，略增、扭亏、预增及续盈的盈利预测样本定义为“好消息”样本来分别进行分析，结果如表 2 所示。占总样本 70%，共 2421 笔业绩预告为“好消息”；在公告日前一日、当日及后一日该公司的平均超额收益率分别为 0.5604、0.8256 及 -0.1227，且均在至少 5% 的显著程度下统计显著；3 个交易日的累计超额收益达到 1.2633，在 1% 的显著程度下统计显著。与之对应，共有 1065 笔业绩预告为“坏消息”；在公告日前一日、当日及后一日该公司的平均超额收益率分别为 0.1977、-1.0637 及 -0.3906，且均在至少 5% 的显著程度下统计显著；3 个交易日的累计超额收益达到 -1.2566，在 1% 的显著程度下统计显著。

表 2 市场对管理层盈利预测公告的反应

	样本数	\overline{AR}_{-1}	\overline{AR}_0	\overline{AR}_1	CAR[-1,1]
好消息	2421	0.5604*** [8.6398]	0.8256*** [12.1696]	-0.1227** [-2.0371]	1.2633*** [11.2170]
坏消息	1065	0.1977** [2.2962]	-1.0637*** [-11.2410]	-0.3906*** [-4.3439]	-1.2566** [-7.5069] *

说明：***，**，* 分别表示在 1%，5% 以及 10% 的显著水平之下统计显著，括号内数值为 t 值

以上结果说明公司业绩预测消息的属性会对市场产生显著影响。当公司发布利好的盈利预测时，市场累计超额收益率为正；而公司发布利空的盈利预测时，市场累计超额收益为负。投资者的反应在公告日当日最大，说明业绩公告的消息在公告之前并没有泄露。这基本符合本章假设 1 所提出的假设。

（二）内部人交易择机与管理者盈利预测择机

本文将考察内部人交易择机与管理者盈利预测择机之间的相互关系，从而可以更好地验证上市公司内部人是否能够利用自身的信息优势来选择交易时机，以及能否利用自身的职务便利影响管理者信息披露的时机。

已有文献研究结果表明，盈利预测发布前后，内部人的交易行为可能存在明显差异（Penman, 1982; Noe, 1999 等）。因此，当两次定期报告期间既有内部人交易，又有盈利预测时，本文首先以每次盈利预测披露日为标准，将两次定期报告区间划分为盈利预测前期和后期，并分别汇总前期和后期的交易金额；并将前期汇总后的交易金额、后期汇总后的交易金额分别与该次盈利预测匹配，作为两个样本观测值来进行下一步分析。

表 3 为公司盈利预测前后内部人交易的基本统计情况。分析可知，在盈利预测前发生的管理层“公司日”内部人交易次数远多于预测后发生的管理层内部人交易次数。盈利预测前共发生管理层“公司日”内部人交易 490 笔，其中发生 1 次交易的样本数最多，为 127 笔，占比将近 26%。；在盈利预测后发生管理层“公司日”交易 230 笔，其中发生 1 次交易的样本数最多，为 92 笔，占比将近 40%。在盈利预测前发生的管理层“公司日”内部人交易平均距离业绩预告日 42.63 个交易日；而在预测后发生的管理层“公司日”内部人交易平均距离业绩预告日 32.94 个交易日，均符合中国政策法规的要求。

与之类似，在盈利预测前发生的大股东“公司日”内部人交易次数也多于业绩预测后发生的大股东内部人交易次数。在盈利预测前共发生大股东“公司日”内部人交易 382 笔，其中发生 1 次交易的样本数最多，为 175 笔，占比将近 45.8%。；在盈利预测后发生大股东“公司日”交易 214 笔，其中发生 1 次交易的样本数最多，为 123 笔，占比将近 57.4%。在盈利预测前发生的大股东“公司日”内部人交易平均距离业绩预告日 44.03 个交易日；而在盈利预测后发生的大股东“公司日”内部人交易平均距离业绩预告日 32.09 个交易日。

表 3 公司业绩预测前后内部人交易统计结果

	业绩预测前	业绩预测后	业绩预测前	业绩预测后
次数	高管		大股东	
1	127(127 笔)	92(92 笔)	175(175 笔)	123(123 笔)
2	43(86 笔)	21(42 笔)	48(96 笔)	26(52 笔)
3	11(33 笔)	12(36 笔)	15(45 笔)	6(18 笔)
4	8(32 笔)	4(16 笔)	6(24 笔)	2(8 笔)
5	6(30 笔)	1(5 笔)	3(15 笔)	0(0 笔)

6次及以上	18(182 笔)	4(39 笔)	4(27 笔)	2(13 笔)
合计	490 笔	230 笔	382 笔	214 笔
时间（单位：天）	高管		大股东	
1	37.02	44.91	40.27	39.43
2	40.59	27.62	45.13	32.75
3	42.24	41.00	47.04	39.33
4	48.00	32.00	48.38	34.38
5	45.70	17.40	39.93	0
6次及以上	42.25	34.72	43.44	46.64
平均值	42.63 天	32.94 天	44.03 天	32.09 天

本文对样本进行统计分析的结果如表 4 所示。从内部人交易频率的角度出发：首先，本文的样本期间与股权分置改革完成的时间段相重合，因此由于股权分置改革所引发的“大小非”减持等使得中国股市内部人减持现象较为突出，其统计结果体现为无论是管理层交易还是大股东交易，无论在业绩预告发布前还是后，无论公告是好消息还是坏消息，减持交易的频率均高于增持频率。其次，当业绩预告为好消息时，在预告之前发生的管理层（大股东）增持交易笔数为预告之后发生增持交易笔数的 3 倍（1.38 倍）之多；而当业绩预告为坏消息时，在预告之前发生的管理层（大股东）减持交易笔数为预告之后发生减持交易笔数的 2.09 倍（1.85 倍）。

从交易数量、比率和市值的角度出发：首先，管理层内部人交易倾向于在好的盈利预测消息公布前增持而在坏的盈利预测消息公布前减持；同时，在好的盈利预测消息公布后减持，这一表现与上文中假设基本一致。其次，由于股权分置改革完成导致的“大小非”减持现象对大股东影响更为显著，因此无论那种情况之下，大股东交易的减持比率均高于增持的比率。

表 4 高管及大股东交易择机与盈利预测择机之间的关系

	盈利预测前				盈利预测后			
	好消息		坏消息		好消息		坏消息	
交易次数	增持	减持	增持	减持	增持	减持	增持	减持
管理层	162	215	25	88	55	115	18	42
大股东	47	211	24	100	34	116	10	54
交易比率	好消息		坏消息		好消息		坏消息	
管理层	0.272	-0.192	0.197	-0.299	0.129	-0.197	0.047	-0.216
大股东	0.893	-3.525	1.284	-4.673	1.049	-3.093	2.243	-2.533
交易数量 (万股)	好消息		坏消息		好消息		坏消息	
管理层	56.38	-48.92	124.34	-73.31	41.13	-45.52	14.24	-44.38

大股东	677.91	-1611.79	1275.90	-1625.79	525.22	-1229.39	311.64	-875.07
交易市值 (万元)	好消息		坏消息		好消息		坏消息	
管理层	1492.46	-690.38	1703.71	-558.31	601.91	-1347.43	140.72	-600.85
大股东	5947.60	-23815.15	6984.22	-17977.50	7738.24	-25520.92	1874.72	-9738.57

由此可见，中国证券市场的内部人交易择机与盈利预测择机之间具有较为显著的关系，基本符合本章假设 2 中提出的假设。

（三）内部人交易与管理者盈利预测误差的关系

本文首先通过横断面回归来判断市场是否具有辨别盈利预测误差的能力。回归模型如公式（1）所示：

$$CAR = c_0 + c_1 Error + \sum_i c_i Control_i + \varepsilon \quad (1)$$

其中， CAR 为盈利预测公告日前一日、当日及后一日的累计超额收益； $Error$ 为上文定义过的盈利预测误差； $Control_i$ 为控制变量，包括公司规模（ MV ）、市值与账面价值的比值（ M/B ）、市场风险（ $Volatility$ ）、盈利预测消息属性（ $News$ ）、发布盈余预告的日期距离年报实际公布日期的天数（ $Days$ ）、公司所属行业虚拟变量（ Ind_dummy ）、机构投资者持股比例（ $Institute$ ）等，具体定义如表 5 所示。

表 5 变量定义

变量	定义
MV	公司规模，以盈利预测公告前一季度定期报告中的总资产自然对数表示
M/B	市值与账面价值的比值，以盈利预测公告前一季定期报告中的市净率表示
$Volatility$	市场风险，以盈利预测公告前一季度公司股票收益的标准差表示
$News$	消息类型，好消息时为 1，坏消息为 0
$Days$	发布盈余预告的日期距离下一个定期公告实际公布日期的天数
Ind_dummy	行业哑变量，以控制行业因素的影响，按照证监会标准共采用 12 个哑变量。

回归结果列于表 6，回归显著的系数包括 $News$ 和 $Days$ ，它们均在至少 5% 的显著程度下显著。 $News$ 的回归系数显著为正，说明投资者对利好和利空的预测消息会做出不同反应，当盈利预测好（坏）消息时，投资者给予正（负）向反应； $Days$ 的回归系数显著为负，说明预测期限越长，管理层盈利预测所引发的累计超额收益越小。盈利预测误差（ $Error$ ）回归系数为 -0.0013，且不显著，说明投资者并不能识别盈利预测误差。因此，符合本章假设 3 中所述，由于市场难以辨别盈利预测误差，因此内部人能够通过影响盈利预测误差，从而获取交易超额收益。

表 6 市场是否识别管理者盈利预测误差的检验

自变量	C	Error	BM	MV	VOLATILITY
系数	-1.4343***	-0.0013	-0.0005	0.0000	0.0031
t 值	[-4.8224]	[-0.3925]	[-1.0160]	[-1.4377]	[0.7308]
	News	Days	Ind_dummy		
系数	2.5495***	-0.0066**	控制	F 检验	31.7054
t 值	[12.5325]	[-1.9802]	控制	调整 R ²	0.0422

说明：***，**，*分别表示在 1%，5%以及 10%的显著水平之下统计显著

当盈利预测报告分别预测好、坏消息时，其误差水平可能呈现不同的情况。因此，本文分别统计全部样本、“坏消息”样本及“好消息”样本的均值、中位数及方差，并使用 t 检验及 Wilcoxon 秩和检验，验证三类样本的预测误差是否存在显著差异，结果列于表 7 的 panel A 部分。分析可知，无论业绩预测消息是好还是坏，均存在对业绩的低估，且 t 检验与 Wilcoxon 秩和检验的结果均不显著，证明各类型的预测误差无显著差异。

表 7 各种分类情形下盈利预测误差统计

		公司数	笔数	均值	中位数	方差
Panel A: 不同预测类型下的盈利预测误差						
总体	全样本	781	3486	-8.6635	-4.9872	27.6612
	坏消息	459	1065	-8.7129	-3.6576	22.4362
	好消息	698	2421	-8.6417	-5.6147	29.6742
		全部-坏消息	全部-好消息	全部-坏消息		
	t 检验	0.0531 [0.9576]	-0.0288 [0.9770]	0.0699 [0.9443]		
	Wilcoxon 秩和检验	0.8393 [0.4013]	0.4886 [0.6251]	1.1507 [0.2498]		
Panel B: 内部人交易样本的盈利预测误差						
管理层 内部人交易	全样本	164	313	-6.5089	-3.3100	28.8998
	坏消息	63	76	-8.7380	-2.8089	29.2732
	好消息	132	237	-5.7941	-3.3396	28.8049
		高管好消息- 高管坏消息	好消息- 高管好消息	坏消息- 高管坏消息		
	t 检验	0.7722 [0.4406]	1.4136 [0.1576]	0.0092 [0.9927]		

	Wilcoxon 秩和检验	0.1129 [0.9101]	1.7000* [0.0891]	0.9658 [0.3341]		
大股东内 部人交易	全样本	258	381	-5.5409	-3.6890	26.5922
	坏消息	96	113	-7.6436	-3.6654	20.5219
	好消息	185	268	-4.6543	-3.7745	28.7594
		大股东好消息-大股东坏消息	好消息-大股东好消息	坏消息-大股东坏消息	高管好消息-大股东好消息	高管坏消息-大股东坏消息
	t 检验	1.0022 [0.3169]	-2.0936** [0.0364]	-0.4855 [0.6274]	-0.4441 [0.6571]	0.3022 [0.7628]
	Wilcoxon 秩和检验	0.7073 [0.4794]	2.0643** [0.0390]	0.2561 [0.7979]	0.1595 [0.8733]	0.6020 [0.5472]

括号内为 P 值；***，**，*分别表示在 1%，5%以及 10%的显著水平之下统计显著

在此基础上，本文进一步统计并使用 t 检验及 Wilcoxon 秩和检验，验证有、无内部人交易的公司其业绩预测误差是否存在显著差异，结果见表 7 panel B。两次定期报告期间有高管及大股东内部人交易公司的盈利预测误差均值分别为-6.5089 及-5.5409，说明其预测存在低估倾向，并均小于全样本的预测误差-8.6635。当预测类型为好消息时，高管及大股东预测误差均值分别为-5.7941 及-4.6543，均小于全样本的预测误差-8.6417，且两者差异的 Wilcoxon 秩和检验值在至少 10%及 5%的显著程度下显著，说明随着中国对内部人交易监管的不断加强和细化，以及违规成本的增高，相较于普通样本，当有内部人交易时，公司业绩预测误差较小，公司更倾向于高估业绩表现。而当预测类型为坏消息时，高管及大股东业绩预测误差均值分别为-8.7129 及-7.6436，与全样本预测误差差异的 t 检验和 Wilcoxon 秩和检验值均不显著，说明它们之间没有显著差别。

本文进一步考察盈利预测公告时机、类型以及内部人交易属性与盈利预测误差之间的关系，结果如表 7 所示。分析可知：首先，当内部人增持本公司股票之后，相较于减持本公司股票的情形，公司倾向于当发布好的盈利预测报告时调高预告值，而发布坏的盈余报告时调低预告值；而当内部人减持本公司股票后，相较于增持本公司股票的情形，盈利预测报告的精确度与交易以及消息属性之间的关系并不明晰。其次，如果公司公布好的盈余预告后内部人要减持本公司股票，相较于增持本公司股票的情形，公司盈利预测报告会调高预告值，甚至高估利好消息；而如果公司公布坏的盈余预告后内部人要增持本公司股票，相较于减持本公司股票的情形，公司会调高预告值，即高估损失的程度。

表 7 高管及大股东交易择机与盈利预测误差之间的关系

	盈利预测前	盈利预测后
--	-------	-------

	好消息		坏消息		好消息		坏消息	
预测误差	增持	减持	增持	减持	增持	减持	增持	减持
管理层	-2.6162	-6.4544	-15.3669	-10.1907	-10.2502	-1.0362	-1.5093	-13.6384
大股东	-5.2920	-8.1788	-8.2933	-9.8044	-20.3554	1.8612	-6.9593	-9.9156

（四）公司治理与市场环境对内部人交易动机的影响

本节通过建立回归模型进行分析来建议公司治理及市场环境与内部人交易及公司盈利预测误差之间的相关性。回归模型如公式 5-5 所示：

$$ABSError = c_0 + c_1 Traper + \sum_i c_i Control_i + \sum_j c_j Govern_j + \sum_\rho c_\rho Market_\rho + \varepsilon \quad (2)$$

其中， $ABSError$ 为上文定义过的盈利预测误差的绝对值； $Traper$ 为上文定义过的内部人交易比率； $Control_i$ 为控制变量，包括公司规模（MV）、市值与账面价值的比值（B/M）、市场风险（Volatility）、盈利预测消息属性（News）、发布盈余预告的日期距离年报实际公布日期的天数（Days）、内部人交易方向（Direct）、公司所属行业虚拟变量（Ind_dummy）等变量； $Govern_j$ 为公司治理变量，包括机构投资者持股比率（Institute）、大股东持股比率（First5）、独立董事在董事会占比（IndDir）等； $Market_\rho$ 为市场变量，包括市场化指数指标（Maket1）以及分析师人数（Analysis）。具体定义如表 8 所示。

表 8 变量定义

变量	定义
控制变量	
MV	公司规模，以盈利预测公告前一季度定期报告中的总资产自然对数表示
B/M	账面与市场价值的比值，以盈利预测公告前一季定期报告中的市净率表示
Volatility	市场风险，以盈利预测公告前一季度公司股票收益的标准差表示
News	消息类型，好消息时为 1，坏消息为 0
Days	发布盈余预告的日期距离下一个定期公告实际公布日期的天数
Direct	内部人交易方向，增持时为 1，减持时为 0
Ind_dummy	行业哑变量，以控制行业因素的影响，按照证监会标准共采用 12 个哑变量。
公司治理变量和市场变量	
Institute	盈余预告公告前一季该公司机构投资者持股比率
First5	盈余预告公告前一季公司前 5 大股东的持股比例之和
IndDir	盈余预告公告前一季公司董事会中独立董事的比例
Market1	根据樊纲（2009）等对各省(自治区、直辖市) 市场化指数得分整理，该指数在 0-10 间取值，得分越高，说明该地区市场化程度越高

回归结果如表 9 所示。从结果来看，Traper 的系数为正，且在大股东交易的样本中统计显著，从而说明内部人交易与上市公司管理层的盈利预测之间存在显著的正向关系，符合本章假设 3 的假设，内部人交易比率越高，盈利预测的误差越大。控制变量的回归结果中，公司规模（MV）、市值与账面价值的比值（B/M）、市场风险（Volatility）、盈利预测消息属性（News）、发布盈余预告的日期距离年报实际公布日期的天数（Days）等变量的回归系数均为正值。其中，Volatility 和 Days 的系数均统计显著，说明预测期限越长，市场波动越大，管理层对未来盈余预测的精确度越低。内部人交易方向（Direct）回归系数为负，但回归结果并不显著。

在控制了公司基本面和盈余不确定性因素后，我们分析公司治理变量的影响。由结果可知，本文采用的公司治理变量中，仅在管理层样本回归时，大股东持股比率（First5）显著为负，代表了大股东对管理层的制约作用。而其他变量回归结果均不显著，从而说明总体而言，在本研究当中公司治理并没有对内部人交易以及管理层盈利预测的误差起到制约作用。

在市场影响因素中，分析师数量（Analysts）的系数在管理层样本回归中为 0.4934，在大股东样本回归中为-0.3562，两者均在至少 1%的显著水平之下显著。说明了分析师越多，管理层越倾向于披露高精度的盈利预测。市场化程度（Market1）的系数在管理层样本回归中为-1.2810，在大股东样本回归中为-0.2302，两者均在至少 5%的显著水平之下显著。从而说明，一个地区的市场化程度越高，其受行政干预的可能性越低，公司经营行为越公开透明，从而内部人利用信息获利的动机越低。另一方面，市场化程度高的地区，投资者通常拥有较高的法治化水平，对公司的监督能力和监督意愿也越强，制约了内部人交易对管理层预测的操纵。

表 9 多变量回归结果

	管理层		大股东	
	系数	T 值	系数	T 值
C	18.5342***	2.0549	10.5000	1.4795
Traper	0.7432	0.5095	0.3575*	1.7340
控制变量				
MV	0.0001	0.5502	0.0001	0.4564
B/M	12.4838***	2.1196	4.2713	0.8995
Volatility	0.1223*	1.7068	0.0259	0.3555
News	2.2837	0.8319	6.3975***	2.8631
Days	0.0541*	1.7330	0.0632***	2.4521
Direct	-2.5365	-1.0128	-0.5990	-0.2016
Ind_dummy	控制	控制	控制	控制

公司治理变量				
Institute	0.0543	0.8851	-0.0306	-0.5897
First5	-0.3046*	-1.8742	0.4575	1.6759
IndDir	0.0291	0.7224	0.0698	0.9832
市场化指标				
Market1	-1.2810***	-2.3060	-0.2302**	2.0313
Analysts	-0.4934***	-2.1887	-0.3562***	-2.2020
整体模型解释力				
Adjusted R-squared	0.0661		0.0581	
F-statistic	2.3763***		2.7433***	
Prob(F-statistic)	0.0074		0.0040	

***, **, *分别表示在 1%, 5%以及 10%的显著水平之下统计显著

六、结论

本章以上市公司发布的管理层盈利预测报告为基础,从内部人交易与管理者盈利预测属性及时机的关系以及对管理者盈利预测误差的影响的角度分析中国资本市场内部人交易的信息交易动机,并在此基础上探讨了公司治理及市场化因素对内部人信息获利动机的影响。我们得到以下结论:

1. 市场能够根据公司盈利预测的消息属性做出不同的反应,即当盈利预测好(坏)消息时给予正(负)向反应;同时,市场并不能识别盈利预测报告中的预测误差。

2. 中国证券市场的内部人交易择机与盈利预测择机之间具有较为显著的关系。具体表现为内部人将根据盈利预测信息选择交易时机,通常内部人在好(坏)信息披露前增持(减持)本公司股份。同时,管理者盈利预测将根据内部人交易选择披露时机。当内部人减持(增持)股份时,管理者通常在内部人减持(增持)后偏好披露坏(好)消息。

3. 内部人交易与管理者盈利预测误差存在一定的相关性。具体地,当内部人增持本公司股票之后,相较于减持本公司股票的情形,公司倾向于当发布好的盈利预测报告时调高预告值,而发布坏的盈余报告时调低预告值。其次,如果公司公布好(坏)的盈余预告后内部人要减持(增持)本公司股票,相较于增持(减持)本公司股票的情形,公司盈利预测报告会调高预告值,甚至高估利好(损失)消息。

4. 公司治理和市场因素能够部分对内部人交易与管理者盈利预测误差产生影响。实证结果说明总体而言,在本研究当中公司治理并没有对内部人交易以及管理层盈利预测的误差起到明显的制约作用;而市场影响因素中,市场化程度以及分析师数量均显著制约了内部人对盈利预测准确度的操纵。

（济南大学金融研究院，山东济南，250002；上海证券交易所发展研究中心，上海，200120）

参考文献

- [1] Penman S H. An empirical investigation of the voluntary disclosure of corporate earnings forecasts [J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18(1): 132-160.
- [2] Typpo E. W. An empirical investigation of the relationship between insider trading and management earnings forecasts [D]. Tallahassee: The Florida State University, 1994.
- [3] Noe C F. Voluntary disclosures and insider transactions[J]. Journal of Accounting and Economics, 1999, 27(3): 305-326.
- [4] Rogers J L. Disclosure quality and management trading incentives[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(5): 1265-1296.
- [5] Rogers J L, Stocken P C. Credibility of management forecasts[J]. The Accounting Review, 2005, 80(4): 1233-1260.
- [6] Cheng Q, Lo K. Insider trading and voluntary disclosures[J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(5): 815-848.
- [7] 廉鹏，内部人交易与公司信息披露研究，吉林大学博士论文，2009.
- [8] 高垚，内部人交易、信息获利动机及制衡因素，复旦大学博士论文，2008.
- [9] 胡威，管理层盈利预测精确度影响因素及其经济后果研究——来自中国 A 股市场的经验证据[J]，财经问题研究，2011.