

证券分析师盈利预测的锚定效应研究

——来自中国 A 股上市公司的经验证据

宋 常,陈 茜

摘 要: 锚定效应普遍存在于人们的决策过程中。证券分析师盈利预测是否存在锚定效应以及预测误差和锚定偏差之间的关系问题成为探索其预测模式的重点,以沪、深证券市场 2008—2011 年 A 股上市公司为样本进行实证分析,结果表明: 证券分析师的盈利预测存在显著的锚定效应,且锚定值为公司上季(年)的实际盈利以及前期证券分析师一致性预测均值; 证券分析师锚定偏差对其预测误差有显著影响,分析师根据动态锚不断调整修正盈利预测后,静态锚的影响逐渐减弱。

关键词: 分析师; 盈利预测; 锚定效应; 静态锚; 动态锚

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

文章编号: 1001-5019(2014)01-0147-10

基金项目: 中国人民大学科学研究基金(13XNH157)

作者简介: 宋常,中国人民大学商学院教授,博士生导师; 陈茜,中国人民大学商学院博士研究生(北京 100872)。

证券分析师的盈利预测广泛应用于评估企业价值、解释股价波动性以及检验市场有效性等研究领域。近年来,随着资本市场的发展,市场相关利益群体对盈利预测信息的关注度显著提高,由于公司自身发布盈利预测信息具有不确定性,可能存在虚假披露的情况(蒋尧明,2011),对于投资者来说,及时准确的分析师盈利预测信息在帮助其了解市场未来走向,把握经济发展态势,掌握上市公司未来盈利能力等方面,显得至关重要。

目前,国内外有关分析师盈利预测的研究,主要集中在分析师盈利预测本身的特性(Cragg et al,1968; Schipper,1991; 白晓宇等,2007; 朱红军等,2007)、盈利结果偏差(Butler et al,1991; Ivković et al,2004)、影响分析师盈利预测的因素(Stickel,1992; Mikhail et al,2004; 姜国华,2004; 石柱峰等,2007)等领域,但大多数针对分析师盈利预测的研究都是基于分析师完全理性的假设,并未考虑证券分析师作为非完全理性的资本市场主体,其预测行为可能会受到心理因素以及客观环境的制约,从而偏离实际盈利结果。

自 2002 年心理学家 Daniel Kahneman 获得诺贝尔经济学奖以来,将行为科学与金融学相结合,运用心理学相关概念研究金融市场微观个体判断和决策行为引起了广泛的关注。越来越多的学者在解释、研究和预

测金融市场发展的过程中引入了人类心理因素变量,有效补充了主流金融理论无法解释部分市场异象方面的欠缺。如大量学者的研究表明,证券分析师对上市公司的盈利预测带有乐观性倾向(Dowen,1989; Butler et al,1991; Dugar et al,1995),在预测中存在反应过度 and 反应不足的现象(De Bondt et al,1990; Abarbanell et al,1992),分析过程中存在羊群效应(Bikhchandani et al,1992)。锚定效应作为典型的心理学效应,广泛存在于各种经济现象中,在解释金融市场中人们对于未确定事件反应的各种异象方面有着不俗的表现,如 Baker 和 Nofsinger(2002)研究了投资者对于道琼斯平均工业指数预测过程的锚定效应,Shah 等(2008)研究了锚定效应对人们行为决策的影响,但对于分析师这一庞大市场预测主体的预测行为是否存在锚定效应关注不够。因此,寻找分析师预测过程中有研究价值的现象,从是否存在锚定效应研究的角度加以分析,有利于其他市场主体深入理解其进行预测的方式。

本文以沪、深证券市场 2008—2011 年 A 股上市公司为研究样本,从分析师盈利预测是否存在锚定效应以及预测误差和锚定偏差之间的关系两个方面,系统分析、检验和解释“锚值”在分析师盈利预测中的重要影响。

一、文献综述和研究假设

锚定效应(Anchoring Effect),又称“沉锚效应”,是指人们在对某事做出判断时,过于依赖旧信息而对新信息反应不足的一种现象。旧信息就像沉入海底的锚一样禁锢了人的思维,使得人在其后的决策中做出非充分调整,变动范围受限于锚值。最早发现锚定效应现象的心理学家 Tversky 和 Kahneman(1973)指出,人们面对事件时通常受到明显存在的证据影响,对事实产生误解,进而影响判断决策。1974年又进一步证明,当初始值存在差异时,实验组针对同一对象的估计值也有较大偏差。因此,他们将人们在初始值基础上根据获得的新信息进行判断和决策的模式称为锚定与调整后发法(Anchoring and Adjustment Heuristic),而初始值对最终判断和决策的显著影响称为锚定效应。此后,很多学者在其他研究领域中也不断发现和证实了这种现象的存在,提出了不同类型的锚定效应以及锚定效应作为心理现象的内在作用机制。如 Joyce 和 Biddle(1981)发现注册会计师在审计过程中具有明显的锚定效应,Kristensen 和 Garling(2000)通过实验证明购买者在估计销售价格时受锚定效应的影响,杨明增等(2007)通过实验发现我国注册会计师在审计判断中对以前年度审计信息产生了锚定效应,许年行等(2007)通过研究股改公司的相关资料得出锚定效应是股权分置改革中对价的制定和对价的重要影响因素。

Chapman 和 Johnson(2002)认为,锚定效应是普遍存在的,当人做出行为决策时,如果锚值能够引起足够的关注,并且与目标值同属一个数量级,锚定效应便会发生。分析师作为盈利预测的主体,具有非理性的心理特征,盈利预测本身属于判断和分析行为,满足产生锚定效应的条件。自 De Bondt 和 Thaler(1990)首次将行为科学思想引入证券分析师盈利预测领域以来,大量学者研究了分析师盈利预测受心理影响表现出的各种特征,如 Abarbanell 和 Bernard(1992)检验了证券分析师是否对以前披露的盈利信息存在反应不足或过度反应以及这种反应是否能够解释股票价格异常波动,其研究结果表明分析师盈利预测对近期盈利反应不足,而且这种反应不足在解释股价波动时效力也并不强,最多只能部分解释股价对于盈利信息披露的反应不足,却无法解释股价对盈利消息的过度反应现象。Ehrbeck 和 Waldmann(1996)指出,分析师理性的前提是不成立的,其结论暗含了分析师非理性的结论。Porta(1996)发现分析师会以过去的盈余变化作为锚值来做预测,导致其预期低盈余成长的公司股价会出现上升,而预期高盈余成长的公司股价则会出现下跌。结合中国实际,考虑到锚定效应发生的条件,本文认为,

正如其他预测主体做出判断时可能受到锚值影响一样,分析师的盈利预测也不可避免地会受到锚定效应的制约,因此提出第一个研究假设:

H1: 中国证券分析师对 A 股上市公司发布的新信息反应不充分,其盈利预测存在锚定效应。

在现有文献中,学者往往先对锚值进行分类,并在此基础上研究不同锚值对行为主体的不同影响。根据锚定值来源不同,可以把它们分为外部锚和自发锚两种(Epley et al, 2001)。外部锚(experimenter-provided anchors)是指情境中外界条件直接提供的参照值,是预测主体不能控制的;而自发锚(self-generated anchors)则是个体根据自己以往经验及获得的信息线索在内心自行产生的比较标准,具有主观性。结合本文研究的问题,考虑到分析师盈利预测的重点是每股收益,而每股收益是上市公司年报的重要组成部分,可以推断分析师在预测过程中极有可能以前年度上市公司实际发布的每股收益作为外部锚进行预测;又因为分析师在整个会计年度会不断更新预测,不同时段会对同一家上市公司预测多次,且每次预测都不尽相同,因此笔者还推测分析师可能依赖于自身前期预测,以此为内部锚对本期预测做出不充分调整。

此外,关于锚定效应对人们行为决策的正负向影响,学术界从不同角度得出了不同的结论。Shah 和 Oppenheimer(2008)提出了一个新的认知架构,认为锚定效应有助于降低人们在面对复杂任务时的工作量和努力程度,对判断决策可以起到一定的积极作用。但更多的学者发现锚定效应会给人们的决策带来负面影响,使得人们的决策出现判断偏差。如 Epley 等(2004)发现锚定效应会使个体产生自我中心偏差,进而造成行为结果的偏差;Jiang 等(2005)指出锚定效应会影响人们的各种消费和商业决策。有关分析师预测对于市场的影响,Campbell 和 Sharpe(2009)曾经观察过其对宏观经济指标的研究,指出分析师对于月度经济数据的一致性预测与此前公布的经济数据之间存在显著的锚定效应。分析师的预测值与以前的经济数据存在系统偏差,这种偏差在一定程度上导致了可预知的预测错误。为了调查市场参与者的期望值是否被这种偏差所影响,他们还检测了国债利率在经济事件公布前后的反应,最终发现国债利率只对市场不可预知事件而非锚定效应引起的部分有反应,这种检验说明市场参与者预见到了这种包含在专家预测中的锚定偏差。但是他们的研究多基于国家宏观层面,为检验分析师对于微观公司层面的盈利预测是否会受到锚定偏差的影响及具体的影响路径,本文根据选取锚值的不同,分别提出以下假设:

H2: 分析师盈利预测以公司上季(年)度分析师一

致性盈利预测均值为锚时,锚定偏差对盈利预测误差有正面影响,锚定偏差越大,分析师的盈利预测误差越大。

H3: 分析师盈利预测以公司上年度的实际盈利为锚时,锚定偏差对盈利预测误差有正面影响,锚定偏差越大,分析师的盈利预测误差越大。

在现实中,分析师盈利预测行为具有非固定性,即不断调整预测结果,且过程贯穿整个会计年度;加上自上市公司发布上年度公司盈利公告后至下年度出具盈利报告之前,同一分析师对同一家上市公司的盈利预测在不同时段也会存在差异,导致其预测呈现出多变性的特征。笔者推测这是由于上市公司会在全年不断发布新的有关公司经营管理方面的信息,以及并购重组等重大经济事件造成对个别公司盈利状况的冲击,分析师在预测过程中会吸收新的有用信息不断修正自身所作的预测,进而达到预测的更新,提高预测精度;同时,在分析师修正盈利预测的过程中,若依据过去年度的实际每股收益作为锚定值进行预测,那么随着新信息的不断加入,其对分析师盈利预测的影响也会增大,分析师对之前锚定值的依赖将会减弱。考虑到这种情况,我们借鉴许年行等(2007)研究股改对价时采用的方法,将锚值按照修正后的盈利预测和未经修正的盈利预测划分为动态锚和静态锚,提出以下假设:

H4: 随着时间的推移,分析师会对之前的盈利预测做出修正,其对动态锚的依赖较之静态锚更大。

基于以上4个假设,本文建立一系列线性回归模型,以期通过实证分析,得出支持原假设的结论。

二、研究设计

(一) 样本选取

本文的研究样本为沪深证券市场2008—2011年间的全部A股上市公司。根据已有研究,对样本进行如下筛选:(1)剔除金融类上市公司样本。(2)剔除缺失2005—2011年盈利数据的样本公司。本文衡量样本公司盈余波动性时需考虑预测年度之前3年的盈利数据,故此剔除。(3)仅保留分析师预测所在年度的盈利预测数据。分析师会同时对同一家上市公司的未来多个年度进行盈利预测,由于间隔时间较长,参考价值较小,故予以剔除。按照以上标准对原始数据进行筛选后,得到有效样本公司575家,2008—2011年4年有效观测值共1066个。本研究使用的数据均来自Wind数据库和CSMAR数据库。

(二) 变量与模型

1. 分析师盈利预测的信息反应。

Mullineaux(1978)早期研究发现,分析师对宏观经济数据的一致预测值(分析师预测的算术平均)与实际

值具有一定程度的线性关系。在这种研究中使用到的最基本的假设是 $A_t = \alpha + \beta_1 F_t + \varepsilon_t$,其中 A_t 为宏观经济指标实际值, F_t 为分析师一致性预测。Aggarwal等(1995)和Schirm(2003)在此基础上运用这种线性关系检验MMS数据库所提供的预测数据时发现 β_1 显著大于1,说明理性人假设不成立,分析师未能及时吸收市场的新信息,其预测不能反映真实的宏观经济状况。Campbell和Sharpe(2009)进一步提出,若分析师对新的信息反应不敏感,他们倾向以之前年度的实际数据为锚,在对这种锚定效应进行检验的过程中,得到了支持其判断的结论。

本文将盈利预测误差定义为分析师盈利预测数据与目标公司当年实际盈利之间的差额,即 $SE_{it} = FE_{it} - AE_{it}$;将锚定偏差定义为锚定值与实际盈利之差: $SA_{it} = ME_{it} - AE_{it}$,其中 FE_{it} 为分析师对上市公司的一致性盈利预测, AE_{it} 为上市公司当年的实际预测数据, ME_{it} 为锚定值, i 表示不同公司, t 为样本年份。

本文研究的主要内容是分析师的锚定效应,首先通过研究分析师是否对市场信息进行了充分反应判定其预测是否存在锚定效应,如果分析师对新信息反应不足,则说明存在锚定效应。在这部分的研究中,采用的是Dreman和Berry(1995)以及郑方镛(2009)使用的分析师预测经典模型,以此检验分析师一致性盈利预测误差的大小:

$$FE_{it} = \alpha + \beta AE_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

当分析师对市场信息反应灵敏,其预测效率较高,应有 $\alpha = 0, \beta = 1$;若 $\beta \neq 1$,表明分析师的预测存在误差;若 $\beta < 1$,说明分析师反应不足。造成分析师反应不足的原因是过于依赖初始的锚定值,不能充分调整自身预测。

2. 分析师盈利预测的预测误差和锚定偏差。

锚定偏差为分析师预测过程中因存在锚定效应而产生的误差。本文根据分析师进行预测时选定锚值的不同,将锚1界定为分析师上期一致性盈利预测均值,锚2界定为上季(年)度公司实际盈利,分别考虑两种锚值对分析师预测行为的影响,研究分析师根据何种锚值调整自身盈利预测。同时,考虑随着信息的不断完善,锚值也会不断更新,本文进一步将锚值细分为静态锚和动态锚。按照预测期不同,静态锚为公司上年度实际盈利以及分析师在上年年报公布后第二季度所作的一致性盈利预测均值;动态锚则为每季度上期公司季(年)报公布的实际盈利和分析师一致性盈利预测均值。

此外,随着时间的推移,分析师会根据新出的季报和自身前期预测不断调整下次预测,因此本文拟将盈利预测按照季度分组,考察分析师修正预测前后锚定

效应的强弱。由于二、三两个季度所作预测距离上年年报发布时间较为接近,推测其可能受到静态锚值影响较大,因此定义为未修正组;将当年第四季度和来年第一季度分析师盈利预测定义为修正组。为研究分析师因锚定而产生误差对实际预测误差的影响程度,本文拟采用如下线性模型,分别以不同锚定偏差对未修正组以及修正组的盈利预测误差进行回归,以检验这种影响的强度及变化趋势。

静态锚未修正组的回归方程:

$$USEm = \alpha + \beta_1 USAi1 + \beta_2 Num + \beta_3 Scale + \beta_4 PC + \beta_5 EV + \beta_6 Growth + \beta_7 RC + \beta_8 EM + \beta_9 Year + \varepsilon_i \quad (2)$$

静态锚修正组的回归方程:

$$RSEm = \alpha + \beta_1 RSAi1 + \beta_2 Num + \beta_3 Scale + \beta_4 PC + \beta_5 EV + \beta_6 Growth + \beta_7 RC + \beta_8 EM + \beta_9 Year + \varepsilon_i \quad (3)$$

动态锚未修正组的回归方程:

$$USEm = \alpha + \beta_1 USAim + \beta_2 Num + \beta_3 Scale + \beta_4 PC + \beta_5 EV + \beta_6 Growth + \beta_7 RC + \beta_8 EM + \beta_9 Year + \varepsilon_i \quad (4)$$

动态锚修正组的回归方程:

$$RSEm = \alpha + \beta_1 RSAim + \beta_2 Num + \beta_3 Scale + \beta_4 PC + \beta_5 EV + \beta_6 Growth + \beta_7 RC + \beta_8 EM + \beta_9 Year + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中 $i = 1, 2$ 。当 $i = 1$ 时,锚定值为分析师上期一致性盈利预测均值; $i = 2$ 时,锚定值为公司上季(年)度实际盈利。 $m = 1, 2$; 分别代表随时间推移的不同季度。

此外,为保证预测准确,本文还根据已有文献对影响盈利预测误差的重要变量进行控制,包括分析师跟进人数、上市公司规模、盈余的可预测性、盈余波动性、收益特征和公司成长性等,以求提高模型拟合度,降低不相关误差对分析结果的影响。变量描述见表1。

表1 变量名称与定义

	变量	变量名称	变量定义
DV	USE	未修正盈利预测误差	第二季度盈利预测误差为 USE1, 第三季度为 USE2
	RSE	修正盈利预测误差	第四季度盈利预测误差为 RSE1, 第二年第一季度为 RSE2
IV	USA	未修正静态锚定偏差	分析师一致性盈利预测与静态锚值之间的差额。锚值固定为分析师在上年度年报公布后的第二季度一致性盈利预测均值时,该值为 USA11; 当锚值固定为样本公司上年度实际盈利值时,该值为 USA21
		未修正动态锚定偏差	分析师一致性盈利预测与二、三季度动态锚值之间的差额。当锚为分析师上季度一致性盈利预测均值时,该值为 USA1i; 当锚为上季(年)度实际盈利时,该值为 USA2i。其中 $i = 1, 2$
	RSA	修正动态锚定偏差	分析师一致性盈利预测与一、四季度动态锚值之间的差额。当锚为分析师上季度一致性盈利预测均值时,该值为 RSA1i, 当锚为上季(年)度实际盈利时,该值为 RSA2i。其中 $i = 1, 2$
CONTROL	Num	分析师跟进人数	对单个公司跟踪预测的分析师个数
	Scale	公司规模	公司上年度总资产的自然对数
	PC	可预测性	非营业利润与利润总额比率的绝对值
	EV	盈余波动性	过去3年每股收益的标准差
	Growth	公司成长性	公司股本增长比率 = (当年股本 - 上年股本) / 上年股本
	Year	年度	分析师预测年度, 设置哑变量
	RC	收益特征	公司被预测年度的实际收益小于上年的实际收益时取值为1, 否则为0
	EM	盈余管理动机	当公司表现为巨亏或微利水平时, 该变量等于1, 否则为0

三、实证结果

(一) 描述性统计

表2为回归方程(1)的变量描述性统计。如表2所示,分析师一致性预测均值在各季度都高于公司当年实际盈利值,说明分析师的预测存在乐观倾向,但这

种倾向随着临近年报公布日而逐渐消失,分析师回归理性,因此其预测值越来越接近真实值,呈现出逐渐向真实值靠拢的趋势。这一结果说明分析师盈利预测受自身主观因素影响较大,具有非理性的特点,为其具有锚定效应奠定了基础。

表 2 回归方程(1)的变量描述性统计

	变量	平均值	标准差	最小值	最大值
DV	<i>FE1</i>	0.771	0.539	0.075	3.061
	<i>FE2</i>	0.693	0.483	0.066	2.763
	<i>FE3</i>	0.643	0.477	0.000	2.664
	<i>FE4</i>	0.753	0.538	0.029	3.033
IV	<i>AE</i>	0.595	0.485	-0.311	2.513

注: *FE1*, *FE2*, *FE3*, *FE4* 代表分析师在年报公布前四个季度所作的一致性盈利预测; *AE* 为样本公司当年实际盈利。

表 3 为回归方程(2~5)的各变量的描述性统计结果。从表中可以看出,随时间推移,分析师盈利预测的误差逐渐减小,标准差也在逐步缩减,说明分析师在不断修正自身盈利预测的过程中,预测准确性不断提高,波动性降低,预测结果趋于稳定。此外,对不同公司跟踪预测的分析师数量存在较大差异,人数分布较为分

散,说明我国证券市场尚不完善,分析师预测大多集中于个别公司,而对另外一些公司缺乏关注;样本公司的规模、成长性及盈余波动性指标也存在较大差异,说明本研究的样本类型比较全面,涵盖了市场上大部分的公司类型,不存在样本选择问题造成的可能误差,提高了检验结果的可信度。

表 3 回归方程(2~5)的变量描述性统计

	变量	平均值	标准差	最小值	最大值
DV	<i>USE1</i>	0.181	0.331	-0.656	1.462
	<i>USE2</i>	0.103	0.225	-0.503	0.985
	<i>RSE1</i>	0.054	0.143	-0.398	0.698
	<i>RSE2</i>	0.165	0.307	-0.534	1.454
IV	<i>USA11</i>	0.032	0.452	-1.386	1.466
	<i>USA12</i>	0.183	0.333	-0.658	1.468
	<i>USA21</i>	-0.011	0.404	-1.334	1.323
	<i>USA22</i>	-0.452	0.398	-2.136	0.384
	<i>RSA11</i>	0.103	0.225	-0.506	0.982
	<i>RSA12</i>	0.059	0.146	-0.393	0.694
	<i>RSA21</i>	-0.296	0.302	-1.614	0.363
	<i>RSA22</i>	-0.155	0.198	-0.896	0.398
CONTROL	<i>Scale</i>	9.708	0.593	8.697	11.452
	<i>PC</i>	0.123	0.204	0.000	1.309
	<i>Num</i>	2.766	3.362	1.000	21.000
	<i>Growth</i>	0.272	0.393	0.000	1.670
	<i>EV</i>	0.228	0.234	0.010	1.333

(二) 回归结果

本文首先按照不同季度盈利预测的分组数据对回

1. 分析师预测特性。

归方程(1)进行 OLS 回归检验,结果如表 4 所示。

表 4 分析师对市场信息的反应

Variables	<i>FE1</i>	<i>FE2</i>	<i>FE3</i>	<i>FE4</i>
<i>AE</i>	0.852*** (0.0178)	0.881*** (0.0123)	0.949*** (0.0103)	0.878*** (0.0147)
<i>Year</i>	control	control	control	control
Constant	0.339*** (0.0272)	0.263*** (0.0188)	0.136*** (0.0157)	0.119*** (0.0224)
Observations	1 066	1 066	1 066	1 066
R-squared	0.695	0.833	0.891	0.779

注: *AE* 为分析师预测当年公司年报公布的实际盈利。

由表4可以看出,分析师盈利预测与公司当年的实际盈余之间存在明显的线性关系。分析师盈利预测随时间推移,回归系数不断增大,说明样本公司年度实际盈利值对分析师预测的影响显著增加,但系数都小于1,说明分析师对新信息总体反应不足,支持了假设1。造成这种现象的原因可能是锚定效应的存在导致分析师不能及时根据新信息调整预测。但这种反应不足会不断得到修正和调整,说明在更新自身预测的过程中,新信息的影响逐渐加大,分析师逐渐回归理性,其预测精确度得到提升。在靠近年报公布期的预测表现出高估倾向,这一刻意提高对公司盈利预期的行为可能是分析师考虑到年报公布前有粉饰报表、增

加盈利的动机,因此放宽了预测区间,表现为高于实际盈利值。

2. 分析师预测的锚定效应。

盈利预测初期,分析师对新信息反应不足,其盈利预测值未能充分反映市场有效信息,造成这种现象的原因可能是分析师盈利预测存在锚定效应,其依据的锚定值应为上年公司发布的实际盈利值,并会围绕该盈利值进行调整。此外,由于分析师的盈利预测具有可持续性,分析师修正自身预测时也许还会以前期所作预测为锚进行调整。为检验锚定效应存在与否以及若存在时相应锚值的存在形式,笔者采用Stata软件对盈利误差是否为0进行T检验,检验结果如表5。

表5 分析师盈利预测锚定效应检验结果

分析师预测时间	T 检验: 锚定误差均值是否显著为 0	
	锚为 AE_{it-1}	锚为 FE_{it-1}
第一季度	0.5303	0.2011
第二季度	1.4474	0.8900
第三季度	0.4914	-1.1707
第四季度	-2.7490***	-5.0075***

由表5可以看出,前三个季度预测结果都表明,分析师的锚定误差均值不显著区别于0,说明分析师盈利预测过程中存在显著的锚定效应,且锚定值为样本公司上年度盈利预测值 AE_{it-1} 以及前期分析师一致性盈利预测均值 FE_{it-1} ,分析师会基于两者做出预测,并围绕其进行不充分调整,初步证实了在前三季度假设2与假设3成立;但第四季度的检验结果则得到了相反的结论,即锚定误差显著区别于0,说明分析师在第四季度不再以 AE_{it-1} 及 FE_{it-1} 为锚调整其盈利预测值。造成这种结果的原因可能是随着公司发布当年实际盈利时间临近,分析师掌握了越来越多的有效信息,对初始锚值的依赖降低,锚定效应减弱。因此我们得出结论,分析

师盈利预测是存在锚定效应的,但这种锚定效应对分析师的影响会随时间推移而逐渐降低,初步支持了假设4。

3. 锚定偏差与预测误差。

前文的实证结果表明,分析师盈利预测存在一定的锚定效应,那么由此造成的锚定误差是否会影响分析师的盈利预测呢?本文将分析师盈利预测数据按照预测时间分为未修正组和修正组,并按照不同锚值将锚分为静态锚和动态锚,旨在通过对不同组别盈利预测误差与锚定偏差进行实证分析,得到两者是否相关的结论。当锚值为分析师一致性盈利预测均值时,盈利预测误差与锚定偏差的回归结果如表6所示。

表6 锚值为分析师一致性盈利预测均值时盈利预测误差与锚定偏差回归结果

Variables	静态锚				动态锚			
	未修正组		修正组		未修正组		修正组	
	USE1	USE2	RSE1	RSE2	USE1	USE2	RSE1	RSE2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
USA11	0.384*** (0.0185)	0.213*** (0.0144)	0.0999*** (0.0109)	0.296*** (0.0157)	0.384*** (0.0185)			
USA12						0.508*** (0.0158)		
RSA11							0.463*** (0.0166)	
RSA12								0.677*** (0.0449)
Scale	-0.00730 (0.0123)	-0.00715 (0.00960)	-0.00764 (0.00722)	-0.0477*** (0.0104)	-0.00730 (0.0123)	-0.00366 (0.00751)	-0.00434 (0.00570)	-0.0452*** (0.0109)

续表 6

<i>Num</i>	0.00542*** (0.00203)	0.00246 (0.00158)	0.000536 (0.00119)	0.00101 (0.00172)	0.00542*** (0.00203)	-0.000300 (0.00124)	-0.000605 (0.000939)	0.000478 (0.00180)
<i>Growth</i>	0.127*** (0.0205)	0.0112 (0.0160)	-0.0505*** (0.0120)	0.120*** (0.0173)	0.127*** (0.0205)	-0.0473*** (0.0126)	-0.0553*** (0.00913)	0.229*** (0.0173)
<i>EM</i>	0.195*** (0.0598)	0.295*** (0.0466)	0.137*** (0.0351)	0.116** (0.0506)	0.195*** (0.0598)	0.205*** (0.0365)	0.00117 (0.0281)	0.139*** (0.0531)
<i>EV</i>	0.219*** (0.0324)	0.111*** (0.0252)	0.0633*** (0.0190)	0.154*** (0.0274)	0.219*** (0.0324)	-0.000419 (0.0200)	0.0121 (0.0151)	0.110*** (0.0288)
<i>PC</i>	0.0476 (0.0364)	-0.0263 (0.0283)	0.0162 (0.0213)	0.0249 (0.0307)	0.0476 (0.0364)	-0.0500** (0.0222)	0.0285* (0.0168)	0.0193 (0.0323)
<i>RC</i>	-0.0889*** (0.0186)	-0.0796*** (0.0145)	-0.0572*** (0.0109)	-0.0953*** (0.0157)	-0.0889*** (0.0186)	-0.0422*** (0.0111)	-0.0208** (0.00833)	-0.151*** (0.0157)
<i>Year</i>	control	control	control	control	control	control	control	control
Cons- tant	0.117 (0.123)	0.198** (0.0957)	0.177** (0.0719)	0.380*** (0.104)	0.117 (0.123)	0.150** (0.0747)	0.0862 (0.0568)	0.393*** (0.109)
Obser- vations	1066	1066	1066	1066	1066	1066	1066	1066
R-squared	0.514	0.403	0.254	0.491	0.514	0.635	0.536	0.440

注: * * *、* *、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。此外,检验发现 VIF 均小于 2,说明各变量之间不存在多重共线性。

由表 6 的 R-squared 可看出,回归方程拟合程度较好,说明模型较为合理,能真实反映现实问题。从锚定偏差对盈利预测误差的回归结果看,其系数都显著为正,说明锚定偏差对分析师的盈利预测误差有显著正面影响,即分析师预测的锚定偏差越大,其整体盈利预测误差越大,支持了假设 2 中锚值为分析师上期一致性盈利预测的结论,即分析师会围绕上期的盈利预测作不充分调整,证实了锚值的存在。同时,对比未修正组和修正组的自变量系数可发现,与未修正组相同,

将锚定误差对盈利预测误差进行回归时,修正组的系数也显著为正,说明锚定误差对分析师盈利预测误差的正面影响贯穿整个会计年度,在不同时段假设 2 都是成立的。随时间推移,静态锚对分析师的盈利预测影响逐渐减弱,但动态锚对分析师的预测影响并未发生太大变化,说明分析师在预测过程中不断根据动态锚值调整自己的预测,对静态锚的关注度降低,其盈利预测受锚定偏差的影响较大,支持了假设 4。

表 7 锚值为公司上季(年)度实际盈利值时盈利预测误差与锚定偏差回归结果

Variables	静态锚				动态锚			
	未修正组		修正组		未修正组		修正组	
	USE1	USE2	RSE1	RSE2	USE1	USE2	RSE1	RSE2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
USA21	0.446*** (0.0226)	0.203*** (0.0180)	0.0636*** (0.0134)	0.293*** (0.0198)	0.446*** (0.0226)			
USA22						0.131*** (0.0161)		
RSA21							0.126*** (0.0145)	
RSA22								0.318*** (0.0370)
Scale	-0.00348 (0.0125)	-0.00585 (0.00997)	-0.00761 (0.00743)	-0.0457*** (0.0110)	-0.00348 (0.0125)	-0.00434 (0.00570)	-0.00697 (0.00725)	-0.0506*** (0.0116)
Num	0.00389* (0.00206)	0.00174 (0.00164)	0.000285 (0.00122)	-3.06e-05 (0.00181)	0.00389* (0.00206)	-0.000605 (0.000939)	0.000865 (0.00120)	0.00194 (0.00192)

续表 7

<i>Growth</i>	0.109*** (0.0211)	0.0155 (0.0169)	-0.0383*** (0.0125)	0.122*** (0.0185)	0.109*** (0.0211)	-0.0553*** (0.00913)	-0.0322*** (0.0116)	0.209*** (0.0185)
<i>EM</i>	0.224*** (0.0605)	0.328*** (0.0483)	0.164*** (0.0360)	0.157*** (0.0531)	0.224*** (0.0605)	0.00117 (0.0281)	0.126*** (0.0355)	0.174*** (0.0569)
<i>EV</i>	0.223*** (0.0328)	0.112*** (0.0262)	0.0636*** (0.0195)	0.156*** (0.0288)	0.223*** (0.0328)	0.0121 (0.0151)	0.107*** (0.0197)	0.195*** (0.0310)
<i>PC</i>	0.0794** (0.0369)	-0.0109 (0.0294)	0.0218 (0.0219)	0.0468 (0.0324)	0.0794** (0.0369)	0.0285* (0.0168)	-0.00452 (0.0216)	-0.00537 (0.0347)
<i>RC</i>	-0.0385* (0.0202)	-0.0726*** (0.0161)	-0.0687*** (0.0120)	-0.0802*** (0.0178)	-0.0385* (0.0202)	-0.0208** (0.00833)	-0.0684*** (0.0106)	-0.173*** (0.0169)
<i>Year</i>	control	control	control	control	control	control	control	control
Constant	0.202 (0.124)	0.260*** (0.0991)	0.216*** (0.0738)	0.462*** (0.109)	0.202 (0.124)	0.0862 (0.0568)	0.232*** (0.0719)	0.548*** (0.116)
Observations	1066	1066	1066	1066	1066	1066	1066	1066
R-squared	0.500	0.356	0.211	0.436	0.500	0.536	0.248	0.363

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。此外,检验发现 VIF 均小于 2,说明各变量之间不存在多重共线性。

由表 7 的回归结果可看出,与表 6 相同,当锚值为公司上季(年)度实际盈利值时,无论在未修正组还是修正组,锚定偏差对盈利预测误差的影响都表现出正向的显著关系,说明分析师在盈利预测过程中会以公司上季(年)度实际盈利值为锚值调整自身预测,假设 3 始终成立。同时,通过观察可知,相对于未修正组,修正组对于静态锚的依赖程度较低,对动态锚的依赖较强,说明分析师在盈利预测中围绕动态锚作了不充分的调整,进一步证明了假设 4,即分析师更容易根据动态锚调整自身预期,对市场信息有一定的接受和消化作用。

对比两表可以发现,锚 1 比锚 2 对分析师盈利预测的影响更大,表现为锚定偏差与分析师盈利预测误差的线性关系更强,说明分析师在预测过程中,对于公司公布的信息(如季报)虽然关注,却比不上对自身及同行预期的依赖。这一现象也说明分析师的盈利预测不仅存在锚定效应,还可能存在羊群效应,并非完全理性。同时还发现,在最靠近年报公布的来年第一季度,分析师的盈利预测反而更加偏离实际值,锚定偏差对盈利预测误差的影响更大。造成这一现象的原因可能是分析师对上市公司临近年报公布日时的盈余管理动机的预期,因此刻意在前期预期和季报的基础上调高预测值,由于本文中使用的指标为分析师一致性盈利预测,因此表现为市场全体的乐观倾向,进一步说明了分析师群体的非理性。

除了锚定偏差外,还有其他因素会对分析师的盈利预测误差产生影响。从回归结果看,对于高成长性

的公司,分析师的盈利预测误差较大,这是由于高成长公司通常扩张速度较快,其盈利情况波动较大,分析师可能受此影响而造成预测精确度下降;盈余管理动机对分析师的盈利预测误差有显著的正向影响,说明当上市公司管理者存在盈余管理动机时,管理者会通过发布不实消息或者粉饰公司财务状况等方法混淆视听,干扰分析师的预测和判断,造成分析师的盈利预测误差显著增大。此外,上市公司的盈余波动性对分析师盈利预测也存在显著影响,这是因为盈余波动较大的公司通常经营状况不稳定,财务状况在不同时期存在较大差异,导致分析师进行预测的难度增加,预测误差增大。最后,公司的收益特征也会影响分析师的预测精度,但是与已有研究不同,本文实证结果显示,当公司出现亏损和收益下滑时,分析师的预测可能会更加谨慎,误差反而会降低。

与以上不同,上市公司规模、盈利可预测性和跟踪的分析师数量对分析师盈利预测误差的影响并不显著,说明样本公司本身的规模和受关注程度并不会影响分析师预测。造成这一现象的原因可能是本文选取的样本公司皆为上市数年(2005—2012 年)、经营状况较好的公司,因此公司规模和分析师跟进人数对盈利误差的影响较小。

(三) 稳健性测试

本文选取的分析师盈利预测均值的样本为全市场样本,即市场所有分析师的一致性盈利预测均值。但目前对中国 A 股市场上市公司进行盈利预测的证券分析师机构数量较多,分析师水平良莠不齐,可能对盈利误

差均值造成影响,因此本文还根据《新财富》分析师排名上榜次数^①,将在《新财富》排名上榜的分析师所作的预测进行算术平均,作为分析师一致性预测均值进行回归,结果发现分析师的锚定偏差对预测误差仍存在显著的正向影响。此外,为检验实证结果的可靠性,作者按照相同的筛选原则又加入 2007 年度的分析师预测数据再次进行回归,仍得到了分析师预测存在锚定效应的结论,支持了前文提出的假设。

四、结 论

本文研究了中国证券分析师对 A 股上市公司的盈利预测是否存在锚定效应以及由于锚定造成的误差是否影响分析师盈利预测误差等问题,得出以下结论:(1) 分析师对新信息反应不足,其原因是分析师对 A 股上市公司的盈利预测存在锚定效应,分析师会围绕初始锚作不充分调整以得出其预测值。(2) 分析师盈利预测的锚定值为分析师前期一致性盈利预测均值或公司上期实际盈利值,且更依赖前者。(3) 锚定偏差对分

析师盈利预测误差有显著的正向影响,随着分析师不断吸收新信息修正自身预测,对静态锚依赖逐渐减弱,但对动态锚的依赖未发生显著变化。(4) 除分析师的锚定偏差外,上市公司的收益特征、前期盈余的波动性、公司本身成长性以及公司管理层的盈余管理动机均对分析师的盈利预测有不同影响,这些因素共同制约着分析师的预测精确度。

基于上述结论可知,证券分析师在进行盈利预测时倾向于依赖初始锚值,不能及时有效吸收市场其他新信息以充分调整其预测,说明证券分析师行业的总体水平尚待提高;随着时间的推移,证券分析师静态锚定效应呈减弱趋势,但对动态锚仍然存在较强的依赖,说明新锚值对分析师的影响更大,分析师更可能依靠动态锚来调整自身的预测,从而降低预测误差。总体来说,中国证券分析师的盈利预测虽因锚定心理而有一定的偏差,但随着预测的推进和自身经验的积累,会不断提高预测的精度,从而为市场投资者提供有效的盈利预测数据。

参考文献:

- 白晓宇,钟震,宋常. 2007. 分析师盈利预测之于股价的影响研究 [J]. 审计研究(1): 91-96.
- 姜国华. 2004. 关于证券分析师对中国上市公司会计收益预测的实证研究 [J]. 经济科学(6): 72-79.
- 蒋尧明. 2011. 上市公司财务预测信息的真实性与虚假陈述研究 [J]. 当代财经(4): 119-129.
- 石桂峰,苏力勇,齐伟山. 2007. 财务分析师盈余预测精确度决定因素的实证分析 [J]. 财经研究(5): 62-71.
- 许年行,吴世农. 2007. 我国上市公司股权分置改革中的锚定效应研究 [J]. 经济研究,1(1): 114-125.
- 杨明增,张继勋. 2007. 审计判断中的锚定效应研究 [J]. 审计研究(4): 43-47.
- 郑方镛. 2009. 中国证券分析师行业研究: 效率、行为与治理 [D]. 厦门: 厦门大学.
- 朱红军,何贤杰,陶林. 2007. 中国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(2): 110-121.
- ABARBANEL J S, BERNARD V L. 1992. Tests of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior [J]. The Journal of Finance, 47(3): 1181-1207.
- AGGARWAL R, MOHANTY S, SONG F. 1995. Are Survey Forecasts of Macroeconomic Variables Rational? [J]. Journal of Business, 68(1): 99-119.
- BAKER H K, NOFSINGER J R. 2002. Psychological Biases of Investors [J]. Financial Services Review, 11(2): 97-116.
- BIKHCHANDANI S, HIRSHLEIFER D, WELCH I. 1992. A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades [J]. The Journal of Political Economy, 100(5): 992-1026.
- BUTLER K C, LANG L H P. 1991. The Forecast Accuracy of Individual Analysts: Evidence of Systematic Optimism and Pessimism [J]. Journal of Accounting Research, 29(1): 150-156.
- CHAPMAN G B, JOHNSON E. 2002. Incorporating the Irrelevant: Anchors in Judgments of Belief and Value [M] // GILOVICH T, et al. Heuristics and Biases: The Psychology of Intuitive Judgment. Cambridge: Cambridge University Press: 120-138.

^① 从 2003 年起《新财富》每年由机构投资者评选出各行业业绩优秀的“最佳分析师”。目前,这一评判标准已经成为评定分析师和所在证券分析机构预测质量的重要指标。

- CAMPBELL S D, SHARPE S A. 2009. Anchoring Bias in Consensus Forecasts and Its Effect on Market Prices [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44(2): 369.
- CRAGG J G, MALKIEL B G. 1968. The Consensus and Accuracy of Some Predictions of the Growth of Corporate Earnings [J]. The Journal of Finance, 23(1): 67-84.
- DE BOND T W F M, THALER R H. 1990. Do Security Analysts Overreact? [J]. The American Economic Review, 80(2): 52-57.
- DOWEN R J. 1989. The Relation of Firm Size, Security Analyst Bias, and Neglect [J]. Applied Economics, 21(1): 19-23.
- DREMAN D N, BERRY M A. 1995. Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis [J]. Financial Analysts Journal, 51(3): 30-41.
- DUGAR A, NATHAN S. 1995. The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations [J]. Contemporary Accounting Research, 12(1): 131-160.
- EHRBECK T, WALDMANN R. 1996. Why Are Professional Forecasters Biased? Agency Versus Behavioral Explanations [J]. The Quarterly Journal of Economics, 111(1): 21-40.
- EPLEY N, KEYSAR B, et al. 2004. Perspective Taking as Egocentric Anchoring and Adjustment [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 87(3): 327.
- EPLEY N, GILOVICH T. 2001. Putting Adjustment Back in the Anchoring and Adjustment Heuristic: Differential Processing of Self-generated and Experimenter-provided Anchors [J]. Psychological Science, 12(5): 391-396.
- IVKOVIĆ Z, JEGADEESH N. 2004. The Timing and Value of Forecast and Recommendation Revisions [J]. Journal of Financial Economics, 73(3): 433-463.
- JIANG Y, COULTER R, RATNESHWAR S. 2005. Consumption Decisions Involving Goal Tradeoffs: The Impact of One Choice on Another [J]. Advances in Consumer Research, 32(1): 206.
- JOYCE E J, BIDDLE G C. 1981. Are Auditors' Judgments Sufficiently Regressive? [J]. Journal of Accounting Research, 19(2): 323-349.
- KRISTENSEN H, GARLING T. 2000. Anchor Points, Reference Points, and Counteroffers in Negotiations [J]. Group Decision and Negotiation, 9(6): 493-505.
- MIKHAIL M B, WALTHER B R, WILLIS R H. 2004. Do Security Analysts Exhibit Persistent Differences in Stock Picking Ability? [J]. Journal of Financial Economics, 74(1): 67-91.
- MULLINEAUX D J. 1978. On Testing for Rationality: Another Look at the Livingston Price Expectations Data [J]. The Journal of Political Economy, 86(2): 329-336.
- PORTA R. 1996. Expectations and the Cross-section of Stock Returns [J]. The Journal of Finance, 51(5): 1715-1742.
- SCHIPPER K. 1991. Analysts' Forecasts [J]. Accounting Horizons, 5(4): 105-121.
- SCHIRM D C. 2003. A Comparative Analysis of the Rationality of Consensus Forecasts of US Economic Indicators [J]. The Journal of Business, 76(4): 547-561.
- SHAH A K, OPPENHEIMER D M. 2008. Heuristics Made Easy: An Effort Reduction Framework [J]. Psychological Bulletin, 134(2): 27-222.
- STICKEL S E. 1992. Reputation and Performance Among Security Analysts [J]. The Journal of Finance, 47(5): 1811-1836.
- TVERSKY A, KAHNEMAN D. 1973. Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability [J]. Cognitive psychology, 5(2): 207-232.

责任编辑: 张朝胜