

审计质量对资本市场定价偏差抑制效应研究

李 涛¹ 陈素云²

(1. 外交学院 国际经济学院 北京 100091; 2. 河南农业大学 经济与管理学院 河南 郑州 450000)

[摘 要]以 2007—2017 年 A 股上市公司为样本,探讨审计质量与资本市场定价偏差的关系。研究发现:审计质量对资本市场定价偏差有显著的抑制作用,审计质量越高,资本市场定价偏差越小;其作用机制为降低盈余管理和增加投资者关注。进一步研究表明,该抑制效应主要体现在股票价格高估和流动性较差的公司中。研究结果从资本市场定价效率的角度丰富了审计质量价值的文献,并对资本市场监管具有一定的意义。

[关键词]审计质量;资本市场;定价偏差;抑制效应;盈余公积;投资者关注

[中图分类号]F239.0 [文献标志码]A [文章编号]2096-3114(2021)05-0035-09

一、引言

资本市场定价偏差是指股票价格与其内在价值的偏差,该偏差可能导致公司投资和融资决策错误,甚至股市动荡和资本配置效率损失。由此,资本市场定价偏差的成因以及如何抑制偏差成为学界关注的热点问题。已有研究循着两条路径探寻资本市场定价偏差的机理:传统财务文献关注资本市场不完备对资本市场定价偏差的影响,而行为财务研究认为投资者非理性行为造成资本市场错误定价^[1]。基于上述机理,学者们从卖空机制、管理层股权激励等视角探讨抑制资本市场定价偏差的机制^[2],审计作为缓解信息不对称和代理问题的重要机制能否抑制资本市场定价偏差?

在信息理论框架下,审计是一种降低信息风险的活动。信息系统观认为审计的本质在于改善财务信息质量,提升会计信息的可信性和决策有用性;信号传递观认为审计能够向市场传递有效配置财务资源的信号,增进财务信息价值^[3]。基于此,我们构建如下分析框架:高质量审计改善会计信息质量—减少企业盈余管理—降低资本市场定价偏差;高质量审计区别不同质量公司—增加投资者关注—降低资本市场定价偏差。以 2007—2017 年 A 股上市公司作为样本,考察审计质量对资本市场定价偏差的抑制效用,探析审计质量抑制资本市场定价偏差的具体机制,并区分股票价格高估和低估以及股票流动性进行异质性分析。

本文可能的研究贡献主要体现在以下三个方面:(1)拓展了审计质量经济后果的研究。以往的研究主要集中在审计质量对企业绩效的影响方面,如缓解融资约束、降低债务资本成本、抑制盈余管理等^[4]。有关审计质量与股票定价的研究主要探讨审计质量对 IPO 抑价的影响,少量文献分析了审计质量对抑制股票系统性风险的影响^[5],本研究则直接检验审计质量对抑制资本市场定价偏差的影响,证实了审计质量在提高资本市场定价效率方面的作用。(2)丰富了资本市场定价偏差影响因素方面的研究。已有文献从会计信息质量^[6-9]、卖空机制^[10]、投资者有限关注^[11]、投资者情绪^[12]等层面探究资本市场定价偏差的因素,较少关注外部审计的作用,本研究拟探究审计质量影响资本市场定价偏差的机制。(3)本文验证不同类型公司中审计质量对资本市场定价偏差作用具有异质性,这为资本市场分类监管提供政策依据。

[收稿日期]2021-04-18

[基金项目]国家自然科学基金项目(71503072);国家社会科学基金项目(18XJY020);河南省软科学项目(182400410628)

[作者简介]李涛(1990—),男,安徽六安人,外交学院国际经济学院讲师,主要研究方向为财务会计与审计;陈素云(1975—),女,河南辉县人,河南农业大学经济与管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为内部控制,通讯作者,邮箱:chensuyun1975@163.com。

二、文献回顾

审计质量对资本市场影响的研究主要从信息系统观和信号传递观两个维度展开。信息系统观假定相关利益者将财务信息作为投资决策依据,但他们不具有判断财务报告是否真实和公允的能力,由此聘请审计师进行鉴证以提高其可信性。审计质量是审计师发现并报告财务舞弊的可能性,审计质量直接影响会计信息质量^[13]。相关研究表明,高质量审计能够降低公司信息隐藏风险,抑制上市公司应计盈余管理^[4],为投资者提供更为可靠和相关的会计信息^[14];准确的会计信息可以降低投资交易的事前不确定性,降低IPO抑价水平,抑制股票非系统性风险^[5]。信号传递观认为审计本身具有信号作用,高质量审计能够向市场传递公司信息质量和价值的积极信号,缓解市场中的逆向选择问题^[3]。实证研究表明,投资者愿意为著名审计师审计的公司支付股票溢价,经过大规模会计师事务所审计的公司市场盈余反应系数更高^[15];聘请大规模会计师事务所还可以降低公司债务成本,缓解企业面临的融资约束^[4]。

已有的资本市场定价偏差成因文献集中在资本市场不完备和投资者非理性两个方面。资本市场不完备观认为,资本市场定价偏差源于信息不对称,具有信息优势的企业管理者有动机进行盈余管理,影响投资者对公司股票价值的判断,从而导致资本市场定价偏差^[6];由于市场不能有效区分应计盈余项目组成部分的持续性差异,导致总应计项目被高估^[7];被投资者高估的应计项目为异常应计项目,这为资本市场定价偏差是由管理层的盈余管理导致提供了证据^[8];当市场存在不确定性和信息质量较低的情况时,将产生更大的资本市场定价偏差^[9];以卖空机制为代表的交易制度的不完善影响资本市场定价偏差,在卖空限制下,投资者的异质信念会导致股价高估,且异质信念水平越大,资本市场定价偏差越大^[10]。投资者非理性观认为,投资者有限关注影响资本市场定价偏差,受时间和信息处理能力限制,个人投资者只能关注有限信息^[11],这导致公司盈余公告中披露的有效信息无法即时反映在资本市场上,因此股价被错误估计,伴随着信息逐渐被市场所吸收,产生盈余公告后价格漂移^[16],投资者对盈余构成要素的有限关注导致了应计异象^[11];投资者情绪也会影响资本市场定价偏差,已有的研究表明投资者情绪显著地影响股票误定价,难以估值和套利的股票更容易受到投资者情绪的影响^[17]。

三、理论分析与研究假设

信息不对称是资本市场定价偏差的重要成因,高质量审计能够降低市场的信息不对称。有效市场假说认为在强势有效的资本市场上,公开和未公开的所有信息都被市场吸收,价格充分反映了公司营运状况,不存在资本市场定价偏差。该假说的基本前提为信息有效,但资本市场的信息不对称和投资者的有限关注,导致股票的价格不能充分反映该资产可获得的信息,从而产生股票价格与内在价值的偏差^[18]。已有的实证研究支持上述结论,Jin等的研究表明信息透明度低的公司股价信息含量低,股价同步性高^[19]。外部审计是降低信息不对称的重要机制:高质量审计能够通过鉴证方式改善会计信息质量,合理保证财务信息真实公允,提高信息透明度;高质量审计作为一种信号显示机制,可以向投资者传递公司财务报表可信、公司状况良好的信号,降低管理层和投资者之间的信息不对称。Easley等以知情交易概率指标测度信息不对称,验证了高质量审计降低市场信息不对称的假说^[20]。基于上述分析,本文提出假设1:

H1: 外部审计质量越高,资本市场定价偏差越小。

信息披露质量影响资本市场定价偏差,高质量审计能够降低盈余管理提升信息披露质量。会计信息是资本市场信息的重要组成部分,会计信息质量影响投资者的判断,资本市场定价与会计信息质量高度相关^[21]。由于投资者无法直接得到公司的真实盈余信息,对股票价值的判断只能依赖于会计报表上的应计盈余信息。已有研究表明,投资者对应计项目的高估导致资本市场定价偏差,改善信息披露质量能够缓解资本市场定价偏差^[7]。由于投资者与管理者之间的信息不对称,具有信息优势的企业管理者

有动机进行盈余管理,影响投资者对公司股票价值的判断。高质量审计意味着审计师保持了独立性和应有的职业谨慎,并具备了与审计相关的专业素养,由此能够发现上市公司财务报告中的错误和舞弊,抑制公司管理层的机会主义动机,减少财务报告中的盈余管理,提高会计信息质量^[22]。已有的研究表明,高质量审计可以降低审计前净资产和净利润的正偏差,减少公司发生差错或非正常事件的可能性,降低公司可操控性应计额,提高市场参与者的盈余反应系数^[23]。由此,我们认为,审计质量对公司盈余管理高公司的资本市场定价偏差抑制作用更强。基于上述分析,本文提出假设2:

H2: 相较于盈余管理低的公司,审计质量对资本市场定价偏差的抑制作用在盈余管理高的公司中更为显著。

投资者关注影响资本市场定价偏差,审计质量具有信号传递效应,能够提升投资者关注。由于人的时间和精力有限,投资者可能忽略盈余公告中的有效信息,导致信息无法在资本市场中充分反映^[11]。当投资者关注度高时,盈余公告中的信息能够被更好地挖掘,减少应计异象,从而抑制资本市场定价偏差。相关实证研究也表明,投资者关注显著影响股票流动性和波动性^[24],对当期股票收益有显著的正向影响。审计作为一种信号显示机制,高质量审计可以向投资者传递公司财务报表可信、公司状况良好的信号,以区别劣质公司,提高投资者的关注度。已有文献支持上述理论:如 Gul 等发现在中国资本市场上,投资者更多使用高审计质量公司披露的特质信息进行投资决策;上市公司年报披露时,市场上投资者会对高审计质量的公司年报披露做出更为强烈的反应^[25]。由此,我们认为,审计质量对投资者关注低公司的资本市场定价偏差抑制作用更强。基于上述分析,本文提出假设3:

H3: 相较于投资者关注高的公司,审计质量对资本市场定价偏差的抑制作用在投资者关注低的公司中更为显著。

四、样本选择与研究设计

(一) 样本选择

考虑到2006年股权分置改革、新公司法以及新会计准则实施前后的企业制度环境的差异,本文选取2007—2017年沪深两市A股上市公司作为研究样本。剔除金融行业和ST公司,删除变量的缺失值,最终得到21318个观测值。本研究中涉及的变量数据均来自CSMAR数据库,考虑到异常值可能造成的结果偏差,本文对所有连续型变量进行上下1%的缩尾处理;考虑到股票定价可能出现的极端偏差,本文未对股票定价偏差进行缩尾处理^①。

(二) 变量定义

1. 资本市场定价偏差量化模型

本文的被解释变量为资本市场定价偏差($MISPRC$)。Rhodes-Kropf等假设公司的内在价值在较长的一段时期内保持稳定,是公司账面价值、净利润和资产负债率(财务杠杆)的函数,并假设上述函数满足对数线性化的形式,据此提出估计公司资本市场定价偏差的方法,具体如式(1a)一式(1c)所示:

$$MISPRC_{it} = m_{it} - \hat{v}_{it} \quad (1a)$$

$$m_{it} = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \ln(B_{it}) + \gamma_{2j} \ln(|NI_{it}|) + \gamma_{3j} I^- \ln(|NI_{it}|) + \gamma_{4j} Lev_{it} + \xi_{it} \quad (1b)$$

$$\hat{v}_{it} = \gamma_{0j} + \gamma_{1j} \ln(B_{it}) + \gamma_{2j} \ln(|NI_{it}|) + \gamma_{3j} I^- \ln(|NI_{it}|) + \gamma_{4j} Lev_{it} \quad (1c)$$

其中 m 为上市公司总市值的自然对数,总市值为流通股市值与非流通股账面价值之和(非流通股账面价值 = 非流通股数 × 每股净资产); $\hat{v}$ 是公司内在价值的估计,具体如(1c)式所示; B 为上市公司股权的账面价值; NI 为公司的净利润; I^- 为公司是否发生亏损的虚拟变量,亏损对应取值为1,否则为0; Lev 为公司的资产负债率。

①对定价偏差进行上下1%的缩尾处理,并不影响文章的主要结论。

按照(1b)式分行业-年度进行回归,将计算出的估计系数在行业内取均值后代入(1c)式得到公司内在价值的(对数)估计值,再代入(1a)式计算出资本市场定价偏差程度。若 $MISPRC > 0$,说明市值偏离基本面价值且股价被高估; $MISPRC < 0$,说明市值偏离基本面价值且股价被低估。高估和低估均为定价偏差,我们对 $MISPRC$ 取绝对值,绝对值越大,则资本市场定价偏差越大。

2. 审计质量

本文的解释变量为审计质量(AQ),我们选取文献中普遍使用的两个指标作为审计质量的代理变量:是否由四大会计师事务所审计(BIG4)和事务所行业专长(IMS)。事务所行业专长用事务所在行业内的市场份额比重衡量,具体如式(2)所示,分子为j会计师事务所所在k行业的客户主营业务收入总额(REV),分母为K行业的全部客户主营业务收入总额。

$$IMS_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^J REV_{ikj}}{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J REV_{ikj}} \quad (2)$$

3. 盈余管理

本文使用操控性应计项的绝对值(ADA)作为上市公司盈余管理的代理变量。操控性应计项的估计使用修正的 Jones 模型,如式(3)所示。其中,TA为上市公司总应计项,为上市公司净利润减去经营性现金流;A为公司总资产,ΔRev为营业收入的变化值,PPE为固定资产净值,ΔRec为应收账款的变化值。

$$\frac{TA_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Rev_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} + \mu_{it}; DA_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{i,t-1}} - \hat{\alpha}_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} - \hat{\alpha}_2 \frac{(\Delta Rev_{it} - \Delta Rec_{it})}{A_{i,t-1}} - \hat{\alpha}_3 \frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} \quad (3)$$

4. 控制变量

本文选取模型控制变量如下:公司市值(LNMV)、资产负债率(LEVRG)、营业收入增长率(GROWTH)、盈利能力(ROA)、上市年限(AGE)、产权性质(SOE)、股票回报率(RET)、股票收益波动(RETSTD)、机构投资者持股比例(INSTSHR)、分析师关注(ANACOV)、股票换手率(TURNOV)、市净率(MB)和市盈率倒数的倒数(EP),具体变量定义如表1所示。

(三) 模型设定

本文构建回归模型如式(4)所示,使用OLS对式(4)进行估计,并在回归中控制公司所在行业和年度虚拟变量。考虑到异方差导致系数显著性可能被高估的偏误,本文在检验资本市场定价偏差(MISPRC)与审计质量(AQ)关系的所有回归中,均使用系数的稳健标准误。

表1 变量定义与计算

变量名称	变量符号	变量说明
资本市场定价偏差	MISPRC	公司市值的自然对数与公司内在价值自然对数之差的绝对值,计算见式(1a)-式(1c)
是否四大审计	BIG4	上市公司年报是否由四大会计事务所审计,是=1,否=0
事务所行业专长	IMS	事务所在行业内的营业收入除以行业内所有事务所的总收入,计算见式(2)
操控性应计项的绝对值	ADA	具体估计如式(3)所示
公司市值	LNMV	上一年年末公司总市值的自然对数,总市值=流通股市值+上一年年末非流通股股数×每股净资产
资产负债率	LEVRG	上一年资产负债率,总负债/总资产
营业收入增长率	GROWTH	(当年营业收入-上一年营业收入)/上一年营业收入
盈利能力	ROA	上一年总资产利润率,净利润/总资产
上市年限	AGE	上市年限加1的自然对数
产权性质	SOE	按照最终控制人类型划分,国有企业=1,民营企业=0
股票回报率	RET	上一年1至12月按月度收益率计算的上市公司年度股票收益率
股票回报波动率	RETSTD	一年内股票日收益率的标准差
机构投资者持股比例	INSTSHR	机构投资者持股数量/总股数
分析师关注	ANACOV	发布年度盈余预测的分析师人数加1后取自然对数
股票换手率	TURNOV	股票换手率/100,换手率=一年内成交量/当年流通股股数
市净率	MB	公司上一年年末市值/上一年年末账面价值
市盈率的倒数	EP	每股盈余/公司上一年末股票收盘价

$$MISPRC = \beta_0 + \beta_1 AQ + \sum_s \beta_s Control_s + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (4)$$

五、主要实证结果

(一) 描述性统计

如表2所示,资本市场定价偏差(*MISPRC*)的均值(中位数)为0.454(0.367),标准差为0.380,最小值为0.006,最大值为4.128,说明不同上市公司之间的资本市场定价偏差存在较大变化与差异。*BIG4*的均值为0.059,说明在样本范围内,大约6%的上市公司年报由四大会计事务所审计。*IMS*的均值(中位数)为0.073(0.039),标准差为0.091,最小值和最大值分别为0和0.850,说明事务所行业内市场份额占比的均值(中位数)为7.30%(3.90%),且样本范围内,事务所的行业内市场份额占比存在较大的差异性。

(二) 多元回归分析

1. 审计质量与资本市场定价偏差

表3报告了资本市场定价偏差与审计质量的回归结果,其中被解释变量为上市公司资本市场定价偏差(*MISPRC*)。如第(1)列所示,四大审计(*BIG4*)能够显著抑制上市公司资本市场定价偏差,回归系数为-0.020,且在5%显著水平上显著。如第(2)列所示,事务所行业专长(*IMS*)与上市公司资本市场定价偏差(*MISPRC*)的系数为-0.104,且在1%的水平上显著,与预期一致。无论是用四大审计(*BIG4*)还是事务所行业专长(*IMS*)度量审计质量时的发现,都支持了本文的H1,即审计质量能够抑制资本市场定价偏差。其余控制变量均与资本市场定价偏差存在一定的显著关系:其中,公司市值规模(*LNMV*)、股票上一年回报(*RET*)以及股票收益波动率(*RETSTD*)与资本市场定价偏差显著正相关,说明公司市值规模越大、上一年股票回报越高以及股票收益波动率越大的公司存在越严重的资本市场定价偏差;营业收入增长率(*GROWTH*)、分析师关注(*ANACOV*)以及股票换手率(*TURNNOV*)则与资本市场定价偏差显著负相关,说明分析师关注以及股票的流动性能够抑制资本市场定价偏差。

2. 审计质量、盈余管理与资本市场定价偏差

本文按照行业-年度内上市公司盈余管理(*ADA*)的上三分之一和下三分之一分位点将样本分为高盈余管理(*HADA* = 1)和低盈余管理(*HADA* = 0)两个样本,对假设2进行检验。表4的结果显示,无论解释变量是*BIG4*还是*IMS*,其与*MISPRC*的显著负向关系均只存在于高盈余管理(*HADA* = 1)的样本之中((1)列和(3)列),在较低盈余管理(*HADA* = 0)的样本中并未发现这一关系((2)列和(4)列),且分样本系数的差异分别在1%和10%的水平下显著,支持了本文的H2。

表2 描述性统计

变量	(1) 样本量	(2) 均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 中位数	(6) 最大值
<i>MISPRC</i>	21318	0.454	0.380	0.006	0.367	4.128
<i>BIG4</i>	21318	0.059	0.236	0.000	0.000	1.000
<i>IMS</i>	21318	0.073	0.091	0.000	0.039	0.850
<i>ADA</i>	21318	0.060	0.060	0.001	0.042	0.317

表3 审计质量与股票定价偏差

变量	(1) <i>MISPRC</i>	(2) <i>MISPRC</i>
<i>BIG4</i>	-0.020** (-2.060)	
<i>IMS</i>		-0.104*** (-3.790)
<i>LNMV</i>	0.091*** (25.420)	0.092*** (26.040)
<i>LEVRG</i>	0.023 (0.760)	0.027 (0.890)
<i>GROWTH</i>	-0.023*** (-3.720)	-0.023*** (-3.690)
<i>ROA</i>	0.086 (1.260)	0.089 (1.300)
<i>AGE</i>	-0.002 (-0.400)	-0.003 (-0.520)
<i>SOE</i>	-0.039*** (-6.040)	-0.039*** (-6.000)
<i>RET</i>	0.042*** (5.320)	0.043*** (5.340)
<i>RETSTD</i>	0.088*** (6.680)	0.088*** (6.710)
<i>INSTSHR</i>	0.059*** (5.130)	0.057*** (5.000)
<i>ANACOV</i>	-0.015*** (-6.010)	-0.015*** (-6.020)
<i>TURNNOV</i>	-0.0941*** (-7.420)	-0.0940*** (-7.430)
<i>EP</i>	-0.659*** (-7.210)	-0.651*** (-7.190)
<i>MB</i>	0.075*** (4.660)	0.075*** (4.660)
<i>Constant</i>	-1.985*** (-23.150)	-2.005*** (-23.640)
Ind and Year	Yes	Yes
Observations	21318	21318
Adjusted R ²	0.436	0.436

注:括号内报告的是标准误差异方差调整后计算的t值;*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

3. 审计质量、投资者关注与资本市场定价偏差

本文使用分析师关注度作为投资者关注的代理变量,按照行业—年度内上市公司分析师关注人数的上三分之一和下三分之一分位点将样本分为高投资者关注($HANA = 1$)和低投资者关注($HANA = 0$)两个样本,对假设3进行检验。表5的结果显示,在(1)列和(2)列中,四大审计($BIG4$)的回归系数仅在投资者较低关注度($HANA = 0$)的样本中显著为负(10%水平上显著),在投资者较高关注度($HANA = 1$)的样本中四大审计的回归系数为正,但并不显著;且分样本的系数差异在10%水平上显著。在(3)列和(4)列中,审计师行业专长(IMS)在投资者较高关注和较低关注的样本中均显著为负,且分样本回归的系数仅在显著性上存在差异,在系数大小上并未存在显著差异。因此,假设3仅在表5中得到了部分验证,即当用四大审计作为审计质量的代理变量时,假设3成立。

表4 审计质量、盈余管理与股票定价偏差

变量	(1) $HADA = 1$ $MISPRC$	(2) $HADA = 0$ $MISPRC$	(3) $HADA = 1$ $MISPRC$	(4) $HADA = 0$ $MISPRC$
$BIG4$	-0.053*** (-2.810)	0.010 (0.640)		
IMS			-0.160*** (-3.610)	-0.068 (-1.630)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-2.104*** (-15.330)	-1.918*** (-14.480)	-2.100*** (-15.270)	-1.980*** (-15.230)
Ind and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7020	7042	7020	7042
Adjusted R^2	0.503	0.408	0.503	0.408
系数差异检验 p 值	<0.010***		0.100*	

表5 审计质量、投资者关注与股票定价偏差

变量	(1) $HANA = 1$ $MISPRC$	(2) $HANA = 0$ $MISPRC$	(3) $HANA = 1$ $MISPRC$	(4) $HANA = 0$ $MISPRC$
$BIG4$	0.004 (0.340)	-0.039* (-1.760)		
IMS			-0.063* (-1.920)	-0.118** (-2.480)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-2.636*** (-24.940)	-1.276*** (-7.550)	-2.693*** (-25.270)	-1.278*** (-7.680)
Ind and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7740	8266	7740	8266
Adjusted R^2	0.632	0.437	0.632	0.437
系数差异检验 p 值	0.070*		0.220	

(三) 稳健性检验

1. 审计质量替代性指标

在稳健性检验中,本文以是否四大审计的滞后项($BIG4_L$)作为审计质量的替代变量重复文章主检验^①。全样本回归结果如表6的(1)列所示,盈余管理和投资者关注度分样本回归结果分别如(2)列和(3)列(4)列(5)列所示。实证结果与前文发现基本一致。

2. 投资者关注度替代性指标

使用上市公司被分析师研报关注的程度作为投资者关注的替代性指标,按照分析师研报关注的上三分之一和下三分之一分位点将样本分为高投资者关注($HANR = 1$)和低投资者关注($HANR = 0$)两组样本,重复本文对投资者关注的分样本检验,实证结果如表7所示。基本结果与上文的实证发现保持一致。

3. Heckman 两步法回归

考虑到公司特征会影响到上市公司对事务所的选择和高审计质量的需求,从而可能导致样本选择性偏差,本文进一步尝试 Heckman 两步法回归,以控制样本自选择偏差。在第一步回归中,被解释变量是上市公司是否由四大会计事务所审计和上市公司聘请的事务所是否拥有较强的行业专长,当事务所的行业内收入份额(IMS)高于行业中位数以上时,则认为事务所相对有较强的行业专长($HIMS = 1$);回归变量选取了可能影响上市公司审计质量和事务所选择的变量,包括上市公司规模($LNMV$)、资产负债率($LEVRG$)、营业收入增长率($GROWTH$)、股票收益波动率($RETSTD$)、盈利能力(ROA)、上市年限(AGE)、产权性质(SOE)、行业赫芬达尔指数($HINDEX$)、公司固定资产占总资产比重(PPE)、研发投入占营业收入比重($R\&D$)等。在第二步回归中,增加第一步回归中得到的反—米尔斯比率(IMR , inverse-Mill's ratio)作为控

^①本文也使用了 IMS 的滞后项作为解释变量的替代性指标,实证发现与前述基本一致,限于篇幅,没有具体报告。

制变量 重复主回归和分样本的检验,回归结果依然保持不变,详见表8的(2)列和(4)列^①。

表6 审计质量与股票定价偏差——替代性指标

变量	(1) 全样本 MISPRC	(2) HADA = 1 MISPRC	(3) HADA = 0 MISPRC	(4) HANA = 1 MISPRC	(5) HANA = 0 MISPRC
BIG4_L	-0.023 ** (-2.420)	-0.053 *** (-2.710)	-0.002 (-0.160)	0.005 (0.430)	-0.051 ** (-2.350)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-1.992 *** (-23.200)	-2.102 *** (-15.290)	-1.947 *** (-14.700)	-2.632 *** (-24.710)	-1.283 *** (-7.590)
Ind & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	21318	7020	7042	7740	8266
Adjusted R ²	0.436	0.503	0.408	0.632	0.437
系数差异检验 p 值		0.0400 **	0.0180 **		

表7 投资者关注度的替代性指标

变量	(1) HANR = 1 MISPRC	(2) HANR = 0 MISPRC	(3) HANR = 1 MISPRC	(4) HANR = 0 MISPRC
BIG4	0.005 (0.460)	-0.051 ** (-2.240)		
IMS			-0.055 * (-1.740)	-0.125 ** (-2.520)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-2.722 *** (-26.180)	-1.345 *** (-7.670)	-2.777 *** (-26.620)	-1.336 *** (-7.740)
Ind & Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7486	8051	7486	8051
Adjusted R ²	0.650	0.431	0.651	0.431
系数差异检验 p 值		0.020 **		0.230

六、进一步分析

(一) 基于股价高估和低估的检验

资本市场定价偏差包括股价高估和低估,正向的盈余管理(调高利润)导致应计项目被高估。自萨班斯-奥克斯利法案以来,审计面临的监管环境日趋严格,审计师也愈加审慎,在进行会计事项的判断时,更趋向于稳健。相较于负向的盈余管理(调低利润),投资者对正向的盈余管理更为敏感,投资者较少因为负向盈余调整改变决策,负向盈余管理也易于以稳健性作为合法性理由。因此,审计师因客户盈余高估而承担的法律风险高于盈余低估带来的风险。审计师基于谨慎性的考虑,会更加关注正向的盈余管理,从而抑制高估盈余带来的股价高估。由此,审计质量对因为股票价格高估带来的资本市场定价偏差抑制作用更强。本文按照股票价格高估($MISPRC > 0$)和价格低估($MISPRC < 0$)进行分样本检验,结果如表9所示,审计质量对于定价偏差的抑制作用主要表现在股价高估的样本中,且分样本的系数差异均在1%水平上显著,与本文预期基本一致。

(二) 基于流动性的检验

流动性在纠正资本市场偏差中起到重要作用。对于流动性好的公司,股票市场能够迅速纠正定价偏差,使价格回到基本面价值,而流动性较差的公司,更可能会出现更大程度的定价偏差。高质量的审计具有信号传递的效用,管理层聘用大型事务所,可以主动缓解代理冲突,向市场投资者传递积极信号,正向调节认知效应,提高投资者的关注度,增加股票的流动性,降低资本市场定价偏流。由此,审计质量对流动

表8 审计质量与定价偏差——Heckman 两步法回归

变量	(1) BIG4	(2) MISPRC	(3) HIMS	(4) MISPRC
BIG4		-0.029 *** (-3.040)		
IMS				-0.126 *** (-4.420)
HINDEX	-1.326 ** (-2.450)		0.225 (0.990)	
PPE	0.246 ** (1.980)		0.205 *** (3.080)	
R&D	-0.241 (-0.360)		0.060 (0.230)	
IMR		0.175 *** (5.630)		0.670 *** (6.390)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-17.071 *** (-25.250)	-4.606 *** (-9.410)	-7.323 *** (-26.720)	-5.353 *** (-10.190)
Ind & Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	21318	21318	21318	21318
Adjusted R ²		0.437		0.438
Pseudo R ²	0.319		0.04600	

①分样本结果在 Heckman 回归中仍然成立,限于篇幅没有做具体报告。

性差的公司产生的资本市场定价偏差抑制效应将更强。按照流动性分样本的结果如表 10 所示,虽然流动性高($HTOV = 1$)和流动性低($HTOV = 0$)样本的系数差异检验并未通过,但是无论是 $BIG4$ 还是 IMS 作为审计质量的代理变量,其回归系数均在较低流动性的样本中显著为负,从而说明审计质量对于资本市场定价偏差的抑制作用主要存在于股票流动性较低的公司中,与本文的预期基本一致。

表 9 审计质量、股价高估与定价偏差					表 10 审计质量、流动性与定价偏差				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$MISPRC > 0$ $MISPRC$	$MISPRC < 0$ $MISPRC$	$MISPRC > 0$ $MISPRC$	$MISPRC < 0$ $MISPRC$		$HTOV = 1$ $MISPRC$	$HTOV = 0$ $MISPRC$	$HTOV = 1$ $MISPRC$	$HTOV = 0$ $MISPRC$
$BIG4$	-0.036*** (-3.330)	0.019 (1.030)			$BIG4$	0.005 (0.19)	-0.031*** (-2.65)		
IMS			-0.161*** (-4.700)	0.008 (0.390)	IMS			-0.057 (-1.19)	-0.127*** (-3.47)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-3.246*** (-24.340)	3.970*** (43.370)	-3.256*** (-24.940)	3.942*** (43.380)	Constant	-1.578*** (-10.28)	-2.090*** (-17.40)	-1.602*** (-10.31)	-2.095*** (-17.51)
Ind and Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Ind and Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14286	7032	14286	7032	Observations	7256	7256	7256	7256
Adjusted R ²	0.509	0.590	0.509	0.590	Adjusted R ²	0.364	0.571	0.364	0.571
系数差异检验 p 值	<0.001***		<0.010***		系数差异检验 p 值	0.20		0.24	

七、结论性评述

抑制资本市场定价偏差对提升公司投融资决策效率和资本配置效率具有重要意义。本文以 2007—2017 年 A 股上市公司为样本,用是否以四大审计和事务所行业专长度量审计质量,公司市值与内在价值之差的绝对值度量资本市场定价偏差,探究审计质量与资本市场定价偏差的关系。主要结论如下:

首先,高质量审计能够抑制资本市场定价偏差,这一结论在使用审计质量替代性指标和控制了可能存在的样本自选择偏差后仍然成立。其次,审计质量抑制资本市场定价偏差的具体路径是:一方面,高质量审计减少了企业的盈余管理,改善了会计信息质量,从而抑制了资本市场定价偏差,该路径体现在审计质量对定价偏差的抑制效应在高盈余管理的样本中更为显著;另一方面,高质量审计的信号传递效应,提高了投资者关注度,减少了逆向选择,从而抑制了资本市场定价偏差,该路径体现在审计质量对定价偏差的抑制效应在低投资者关注的样本中更为显著。最后,通过进一步分析,本文发现审计质量对资本市场定价偏差的抑制效用在股价高估和流动性较低的公司中更为显著。

本研究从审计的视角验证了会计信息质量对抑制资本市场定价偏差的作用,丰富和拓展了审计价值的研究。研究结果也为资本市场监管提供了启示:本文发现审计质量和会计信息质量的高低显著影响资本市场定价偏差,对审计质量和会计信息质量的监管效应可以溢出至资本市场定价。本研究的另一个发现是审计质量对资本市场偏差的抑制效应在股票价格高估、股票流动性差的公司更为严重,基于监管资源的稀缺性,可对资本市场实施分类监管,进行差异化管理,以提高监管效率。

参考文献:

[1] Baker M, Stein J C, Wurgler J. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(3): 969-1005.
[2] 李科,徐龙炳,朱伟骅. 卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据 [J]. 经济研究, 2014(10): 165-178.
[3] Titman S, Trueman B. Information quality and the valuation of new issues [J]. Journal of Accounting & Economics, 1986, 8(2): 159-172.
[4] Becker C L, Defond M L, Jambalvo J. The effect of audit quality on earnings management [J]. Contemporary Accounting Research, 1998, 15(1): 1-24.

- [5]张宏亮,王法锦,王靖宇. 审计质量对股票非系统性风险的抑制效应研究[J]. 审计研究, 2018(3): 106-113.
- [6]Chaney P, Lewis C. Earnings management and firm valuation under asymmetric information[J]. Journal of Corporate Finance, 1995, 1(3-4): 319-345.
- [7]Sloan R. Do stock prices fully impound information in accruals about future earnings? [J]. Accounting Review, 1996, 71(3): 289-315.
- [8]Xie H. The mispricing of abnormal accruals[J]. Accounting Review, 2001, 76(3): 357-373.
- [9]Zhang X F. Information uncertainty and stock returns[J]. Journal of Finance, 2006, 61(1): 105-137.
- [10]Berkman H, Dimitrov V, Jain P C, et al. Sell on the news: Differences of opinion, short-sales constraints, and returns around earnings announcements[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92(3): 376-399.
- [11]Hirshleifer D, Lim S, Teoh S. Limited investor attention and stock market misreactions to accounting information[J]. Review of Asset Pricing Studies, 2011, 1(1): 35-73.
- [12]Nadler A, Jiao P, Johnson C J, et al. The bull of Wall Street: Experimental analysis of testosterone and asset trading[J]. Management Science, 2018, 64(9): 32-51.
- [13]Deangelo L E. Auditor independence, 'Low Balling', and disclosure regulation[J]. Journal of Accounting & Economics, 1981, 3(2): 113-127.
- [14]Willenborg M. Empirical analysis of the economic demand for auditing in the initial public offerings market[J]. Journal of Accounting Research, 2017, 37(1): 225-238.
- [15]Balvers R J, McDonald B, Miller R E. Underpricing of new issues and the choice of auditors as a signal of investment banker reputation [J]. The Accounting Review, 1988, 4(4): 605-622.
- [16]Hou K, Xiong W, Peng L. A tale of two anomalies: The implication of investor attention for price and earnings momentum[R]. Working Paper. 2007.
- [17]Bernile G, Lyandres E. Understanding investor sentiment: The case of soccer[J]. Financial Management, 2011, 4(2): 357-380.
- [18]Lev B. Information disclosure strategy [J]. California Management Review, 1992, 34(4): 9-32.
- [19]Jin L, Myers S. R2 around the world: New theory and new test [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [20]Easley D, Hvidkjaer S, Maureen O. Is information risk a determinant of asset returns? [J]. Journal of Finance, 2002, 57(5): 2185-2221.
- [21]Landsman W R, Maydew E L. Has the information content of quarterly earnings announcements Declined in the past three decades? [J]. Journal of Accounting Research, 2002, 40(6): 797-808.
- [22]Fan J P, Wong T J. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia [J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33(3): 401-425.
- [23]Teoh S, Wong T J. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient [J]. The Accounting Review, 1993, 68(4): 346-366.
- [24]瞿慧, 沈微. 基于 LSTHAR 模型的投资者关注对股市波动影响研究[J]. 中国管理科学, 2020(7): 23-34.
- [25]Gul F A, Kim J B, Qiu A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3): 425-442.

[责任编辑: 李思远, 高 婷]

A Study of Inhibiting Effect of Audit Quality on Capital Mispricing

LI Tao¹, CHEN Suyun²

(1. School of International Economics, China Foreign Affairs University, Beijing 100091, China;

2. School of Economics and Management, Henan Agricultural University, Zhengzhou 450000, China)

Abstract: Using A-share listed companies from 2007 to 2017 as a sample, this paper studies the relationship between audit quality and capital market mispricing. The result shows that audit quality has a significant inhibiting effect on capital market mispricing, which implies that the higher the audit quality, the less extent the mispricing. Besides, audit quality decreases mispricing mainly via decreasing earnings management of firms and increasing investor attention. The further analyses show that the inhibiting effect of audit quality on capital mispricing mainly exists in firms with overvalued stocks and poor liquidity. This study expands the research on function of audit quality from the perspective of capital market pricing efficiency, which is of great importance to the capital market supervision.

Key Words: audit quality; capital market; mispricing; inhibiting effect; surplus reserve; investor attention