

非标意见有经济后果吗？

——基于融资约束的经验证据

林志伟¹

(1. 上海财经大学 会计学院 上海 200433)

摘要：本文分析中国上市公司年度报告被注册会计师出具非标准无保留意见比例居高不下的原因。我们研究了非标意见的经济后果，发现非标意见对企业的融资约束、借款能力以及债务期限结构都没有显著影响，表明被出具非标意见的潜在损失有限。我们分析了中国特殊的制度背景，发现企业盈余管理的潜在收益以及非标意见的有限成本是非标意见比例居高不下的主要原因。

关键词：非标意见；经济后果；融资约束；借款；债务期限结构

一、引言

本文分析中国上市公司年度报告被注册会计师出具非标准无保留意见（以下简称非标意见）比例偏高的原因¹。表格 1 列示了 1992 至 2006 年间 A 股市场上年度报告被出具非标意见的上市公司比例。数据表明，从 1995 年开始，每年年度报告被出具非标意见的上市公司比例从未少于 7%。这一比例在 1999 年达到最高的 19.6%，其后虽有所下降，但每年仍保持在 10% 以上²。平均而言，1992 至 2006 年间年度报告被出具非标意见的公司年度占有所有公司年度的比例为 12.1%。Lennox (2000) 的数据表明，英国在 1988 至 1994 年间被出具非标意见的公司年度比例为 2.96%，不到中国的四分之一。Fan 和 Wong (2005) 研究东亚八个经济体中独立审计的公司治理作用。在他们的研究样本中，1994 至 1996 年间东亚八个经济体的上市公司年度报告被出具非标意见的比例为 2.01%，不到中国的六分之一。无论是跟发达国家（英国）还是跟发展中地区（东亚八经济体）比较，中国上市公司年度报告被出具非标意见的比例都明显偏高。由于英国和中国在资本市场的发展时间、上市公司质量和投资者保护程度等方面都存在显著差异，两国的非标意见比例可能不存在可比性。但是在资本市场发展程度、投资者保护环境以及企业的经营模式都比较类似的情况下，为何中国上市公司年度报告被出具非标意见的比例会是东亚八个经济体的六倍呢？

已有文献将非标意见比例作为注册会计师独立性的替代指标，认为审计风险的增加提高了注册会计师的独立性，表现为注册会计师出具非标意见的比例增加 (DeFond 等 2000；王跃堂和陈世敏 2001)。我们认为年度报告是否被出具非标意见取决于三个因素：年度报告存在重大错漏报的概率，注册会计师的职业胜任能力和独立性。前者取决于上市公司，后两者取决于注册会计师。注册会计师的独立性固然重要，但决定非标意见比例高低的更根本的因素是上市公司年度报告存在重大错漏报的概率³。本文分析什么因素决定上市公司宁愿被出具

¹ 本文采用证监会 2001 年颁布的《公开发行证券的公司信息披露编报规则第 14 号—非标准无保留审计意见及其涉及事项的处理》的定义：“非标准无保留审计意见是指注册会计师出具的除标准无保留审计意见外的其他类型审计意见，包括带解释性说明的无保留意见、保留意见（含带解释性说明的保留意见）、无法表示意见和否定意见。”

² 1998 至 2006 年间，年度报告被出具非标意见的公司比例只有 2003 年低于 10%，比 2002 年下降了六个百分点。王跃堂和涂建明 (2006) 认为 2003 年审计报告准则修订是非标意见比例下降的主要原因。

³ 当年度报告存在重大错漏报的概率接近于零，即使注册会计师独立性很高，最终看到的非标意见比例也接近于零。但随着年

非标意见也不按照注册会计师的建议调整会计报表。

通过对中国具体制度背景的分析,我们认为强烈的盈余管理动机和审计意见无法给企业带来显著的经济后果是中国上市公司非标比例偏高的关键因素。首先,证券市场监管政策(包括企业公开上市、配股与增发和退市等)(蒋义宏 1998; 陆建桥 1999; 孙铮和王跃堂 1999; Aharony 等 2000; Chen 和 Yuan 2004; 王亚平等 2005)、关联方掏空上市公司(Fan 和 Wong 2002; 刘峰和贺建刚 2004; 原红旗 2004)以及企业寻租(Fan 和 Wong 2002; Li 等 2006; Fan 等 2008; 罗党论和甄丽明 2008)等因素是企业进行盈余管理的诱因, 这些因素的共同作用增加了上市公司年度报告出现重大错漏报的概率。其次,针对中国市场的大量研究表明,企业的投融资机会和企业价值一定程度上取决于政府干预程度和政商关系(孙铮等 2005; 夏立军和方轶强 2005; 罗党论和唐清泉 2007; Fan 等 2008; Li 等 2008; 罗党论和甄丽明 2008; 罗党论和刘晓龙 2009)。年度报告被出具非标意见传递出企业公开会计信息质量不高的信号。但公开信息质量的高低难以影响政府干预的程度和企业拥有的政商关系,因而年报被出具非标很可能无法影响企业的投融资机会。换言之,被出具非标意见并没有显著负面的经济后果。本文的经验结果支持了上述观点:企业的融资约束、借款能力以及债务期限结构并不会由于年报被出具非标意见而受影响。概言之,强烈的盈余管理动机增加了企业年度报告存在重大错漏报的概率,而被出具非标意见并不会对企业的投融资活动产生显著负面的影响,两方面因素的综合作用促使上市公司选择较高的盈余管理水平,并接受随之提高的被出具非标意见的概率。

在经验分析部分,本文首先研究年报被出具非标意见是否提高了企业的融资约束,经验数据表明非标意见并没有降低企业的投资和融资能力。为了更直接的检验非标意见是否影响企业的融资能力,我们实施了第二种检验,看企业被出具非标意见是否降低了企业从银行借款的能力。检验结果表明年报被出具非标意见后,企业的银行借款不仅没有减少,在一些情况下反而有所增加。但是,企业借款增加并不能完全排除非标意见对企业融资能力没有负面影响。银行缩短借款期限也会降低企业的融资能力。进一步的分析表明,被出具非标意见并没有缩短企业的债务期限。这三个方面的经验证据支持被出具非标意见没有影响企业的投融资能力,即被出具非标意见并没有明显的经济后果的结论。

后文安排如下:第二部分是理论分析和研究假说,我们概括了各种对非标意见比例偏高现象的解释,并通过对具体制度环境的分析提出本文的研究假说;第三部分是研究设计,定义了本文的研究样本、变量和模型;第四部分报告和分析了经验检验的结果;最后是对全文的总结。

表格 1 历年获非标准无保留意见上市公司比例

年份	上市公司数	有审计意见公司数	获非标意见公司数	获非标公司比例 (%)
1992	53	39	0	0
1993	179	151	3	2
1994	290	268	6	2.2
1995	320	319	31	9.7
1996	532	530	40	7.5
1997	746	746	77	10.3

度报告存在重大错漏报概率的增加,即使注册会计师独立性保持不变,最终非标意见比例呈现增加的趋势。

1998	853	852	140	16.4
1999	949	948	186	19.6
2000	1092	1092	172	15.8
2001	1160	1159	155	13.4
2002	1224	1224	163	13.3
2003	1287	1287	107	8.3
2004	1377	1377	150	10.9
2005	1374	1374	170	12.4
2006	1433	1433	150	10.5
总数		12799	1550	12.1
英国	949	5441	161	2.96
东亚八经济体		2,834	57	2.01

注: 1.中国数据来自CSMAR数据库, 经作者整理。

2.英国数据来自Lennox (2000)。为英国1988-1994年间共949家上市公司的数据。

3.东亚八经济体数据来自Fan和Wong (2005), 为1994至1996年间东亚八个经济体部分上市公司的数据。

二、理论分析与研究假设

表格1的数据表明在1993至2006年期间, 中国证券市场上平均有12.1%的年度报告被出具了非标准无保留意见的审计报告, 这一比例远高于欧美发达国家和东亚国家的水平。即使剔除不可规避(unavoidable)的非标意见(Melumad和Ziv 1997), 被出具可规避(avoidable)非标意见的比例仍在8%以上⁴。

为什么中国市场非标意见比例偏高呢? 一种解释是审计独立性的提高增加了非标意见比例。DeFond et al. (2000)和王跃堂、陈世敏(2001)将非标意见的比例作为审计师独立性的代理变量, 发现随着新审计准则的通过以及会计师事务所的脱钩改制, 审计师的独立性有了显著的提升, 表现为非标意见比例的大幅增加。公式(1)表明年报被出具非标意见的概率取决于三个因素的联合作用: 年报存在重大错漏报的概率, 年报存在重大错漏报的情况下注册会计师发现错漏报的条件概率, 以及注册会计师在发现年报存在重大错漏报的情况下报告所发现的错漏报的条件概率。后两者分别为注册会计师的专业胜任能力和独立性, 两者的乘积为审计质量(Watts和Zimmerman 1986)。审计独立性的提高可以解释1995年和1998年非标意见比例的增加, 但是无法解释中国市场非标意见比例高于欧美发达市场的现象。没有证据表明国内注册会计师的专业胜任能力和独立性优于欧美市场的注册会计师, 因此年报存在重大错漏报的概率偏高是解释中国市场非标比例偏高的关键。

$$\begin{aligned}
 &P(\text{年报被出具非标意见}) = P(\text{年报存在重大错漏报}) \\
 &\quad \times P(\text{注册会计师发现年报中重大错漏报} | \text{年报存在重大错漏报}) \\
 &\quad \times P(\text{注册会计师报告年报存在重大错漏报} | \text{注册会计师发现年报存在重大错漏报})
 \end{aligned} \tag{1}$$

为什么国内年报存在重大错漏报的比例偏高呢? 我们认为盈余管理的潜在巨大收益与

⁴ 由于数据的限制, 作者没有可规避性非标意见比例的数据。但利用Chen, S., et al. (2005)的数据我们估计这一比例不会超过30%。因此, 可规避性非标意见的比例在8.47% (12.1%×0.7=8.47%) 以上。

非标意见的有限成本，是企业年报存在重大错漏报比例偏高的根本性原因。

一方面，企业进行盈余管理或者降低披露质量有较大的潜在收益。进行盈余管理增加了企业的融资机会或者更容易规避退市监管。首先，企业在 IPO 过程中有通过财务包装获取融资资格的动机。Aharony 等(2000)研究了发行 B 股和 H 股的公司，林舒和魏明海(2000)研究了发行 A 股的公司，他们发现企业在 IPO 过程中有盈余管理迹象。其次，1996 年证监会规定只有 ROE 连续三年达到 10% 的上市公司才有资格申请再融资。HAW et al. (2005)发现 1996 到 1998 年间 ROE 在 10%–11% 之间的公司比例是 1994 到 1995 年间的三倍。Chen 和 Yuan (2004)研究了 440 家在 1996 至 1998 年申请再融资公司的会计盈余质量。他们发现在所有申请配股的公司中，经营活动 ROE 小于 10% 的公司有更多的非经营性利润和投资利润。虽然监管部门降低了利用非经营性利润在边际上达到配股标准的公司审批通过的概率，但部分利用超额非经营性利润达到盈利标准的公司仍然获得了再融资资格。最后，为了避免连续亏损而受监管部门的干预，公司有强烈的动机进行盈余管理以避免亏损。孙铮和王跃堂(1999)发现上市公司的收益率存在明显的微利和重亏现象。王亚平等(2005)认为，2001 至 2003 年平均有 64.4% 的亏损公司在阈值 0 点上进行盈余管理并达到避免报告亏损的目的。

企业进行盈余管理或降低披露质量还有助于掩饰控股股东侵占少数股东利益的行为或者企业的寻租行为。Fan 和 Wong(2002)认为企业为了掩盖大股东侵占少数股东利益的行为或者掩藏企业的寻租行为，有动机降低会计信息透明度。Leuz 和 Oberholzer-Gee (2006)使用亚洲金融危机期间 130 家印度尼西亚上市公司的数据，研究了政治关系对企业海外融资决策以及会计信息披露决策的影响。他们发现在 1996 年底(金融危机之前以及苏哈托下台之前)，与苏哈托关系越密切的公司越不可能到海外上市，表明有政治关系的公司没有动机通过更严格的披露提高公开信息的质量。许多研究发现控股股东侵占小股东以及企业寻租在中国市场是很普遍的现象(李增泉等 2004; Li 等 2006; 岳衡 2006; 贺建刚等 2008; 罗党论和唐清泉 2009)，为了避免由此导致的舆论压力和诉讼风险，企业有动机进行盈余管理或降低披露质量。

另一方面，虽然盈余管理和低披露质量增加了企业被出具非标的可能性(Chen 等 2001)，但因为被出具非标意见对企业的投融资行为的影响有限，其潜在成本较低。

大量研究表明，在新兴市场国家中政治关系是决定企业发展和价值的最重要的因素之一。首先，政治关系为企业提供了有利的监管环境和产权保护(Li 等 2008)；其次，政治关系可以让企业更容易获得贷款(Faccio 2006; Li 等 2008)，包括更容易从银行取得长期贷款(Fan 等 2008)；再次，有政治关系的企业在出现危机时更容易获得政府的经济援助(Johnson 和 Mitton 2003; Faccio 等 2006)；第四，政治关系可以让企业获得更多的补贴(Johnson 和 Mitton 2003; Faccio 等 2006)；最后，有政治关系的企业能获得更多的投资机会。政商关系如此重要，以至于 Fisman (2001)估计许多印度尼西亚公司的市值中 25%与政治关系有关。

在中国市场上，政治关系同样是决定企业投融资能力和价值的关键因素。吴文锋等(2008)以 1999 到 2004 年间的民营上市公司为样本，研究高管的政府背景对公司价值的影响。他们发现高管的地方政府任职经历有助于提高企业的贷款能力，这种作用在政府干预越多的地方越明显。吴文锋等(2009)采用 1999–2004 年在沪深两地上市的民营企业样本，发现在企业税外负担较重的省市，高管具有政府背景的公司的适用税率和实际所得税率都要显著低于没有政府背景的公司。这表明公司高管的政府背景能给企业带来税收优惠。而且公司所在省市的企业税外负担越重，高管有政府背景的公司能获取的税收优惠越多。罗党论和刘晓龙(2009)以 2004 至 2006 年间的民营上市公司为样本，发现民营企业与政府的政治关系越好，其进入高壁垒行业的可能性越大，而进入了高壁垒行业及进入程度越大的企业的经济绩效要显著高

于其他企业。

在中国市场上,政治关系的多少决定企业和其他经济与政治主体间订约成本。非标意见虽然传递出企业公开信息质量不佳的信号,但是对企业政商关系的影响非常有限。审计意见无法影响企业的政商关系,因此无法影响企业所处的一系列投融资契约。由于被出具非标意见并不影响企业的投融资活动,企业收到非标意见的成本较低。综合以上分析,我们提出本文的研究假说:被出具非标意见不影响企业的投融资能力。

三、 研究设计

研究模型与主要变量定义

Myers 和 Majluf (1984) 和 Bernanke 和 Gertler (1990) 分别指出信息不对称和代理成本的存在使得企业的外部融资成本高于内部融资成本。这种内外融资成本的差异导致了企业的融资约束。Fazzari et al. (1988) 证明融资约束的存在使得企业的投资和内部现金流之间有正相关关系,并且融资约束越大,正相关关系越强。如果被出具非标意见提高了企业与其他契约方之间的信息不对称和代理成本,则企业的融资约束将增大。我们参考朱红军等(2006)和罗党论和甄丽明(2008)的做法,采用模型一检验被出具非标意见是否影响企业的投资对现金流的敏感度, **模型一**:

$$I_{it} = \alpha + \beta_1 GROWTH_{it} + \beta_2 OCF_{it} + \beta_3 TMO_{it-1} + \beta_4 TMO_{it-1} \times OCF_{it} + \beta_5 UCLER + \beta_6 UCLER \times OCF_{it} + \varepsilon_{it}$$

在上式中, I 是投资额,定义为年末固定资产余额与年初固定资产余额之差除以年初固定资产余额; GROWTH 为增长率,定义为年度营业收入增长率; OCF 为经营活动产生的净现金流量,定义为年度经营活动产生的现金流量除以年初固定资产余额; TMO 为非标意见,上年度年报被出具非标意见取值为 1,否则为零; UCLER 为最终控制人性性质,最终控制人为政府取值为 0,否则为 1。我们还将非标意见分成三类,UMOE 为无保留意见带说明段,上年年报被出具无保留带说明段取值为 1,否则为 0; MO 为保留意见,上年年报被出具保留意见取值为 1,否则为 0; M00 为其他非标意见,上年年报被出具无法表示意见或否定意见取值为 1,否则为 0。如果非标意见提高了企业的融资约束, β_4 将显著为正;如果非标意见不影响企业的融资约束, β_4 将不显著异于零。

模型一通过考察企业投资对现金流的敏感度间接检验非标意见是否影响企业的融资能力。本文参考孙铮等(2006)和余明桂和潘红波(2008)的做法,用模型二直接检验非标意见是否企业的借款能力。 **模型二**:

$$BCF_{it} = \alpha + \beta_1 TMO_{it-1} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 ROA + \beta_4 GROWTH_{it} + \beta_5 IMQ_{it} + \beta_6 LEV_{it-1} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 UCLER_{it} + \varepsilon_{it}$$

在上式中, BCF 为当期借款收到的现金,定义为借款所收到的现金除以年初总资产余额。其他变量定义见表格 2。如果非标意见影响了银行对企业的借款契约, β_1 将显著为负;如果非标意见不影响银行对企业的借款契约, β_1 将不显著异于零。

Barclay 和 Smith Jr (1995) 发现信息不对称越严重,企业的债务期限结构越短。如果非标意见隐含着信息不对称的提高,银行在不减少对企业借款的情况下,仍然可以通过缩短债务期限结构保护自己的利益。参考孙铮等(2005)和肖作平和廖理(2008)的做法,我们用模型三检验非标意见是否影响企业的债务期限结构。 **模型三**:

$$DM_{it} = \alpha + \beta_1 TMO_{it-1} + \beta_2 ROA + \beta_3 Q_{it} + \beta_4 TANGIBLE_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 UCLER_{it} + \varepsilon_{it}$$

在上式中, DM 为债务期限结构,定义为年末长期负债除以总负债。本文参考孙铮等(2005)和肖作平和廖理(2008)加入了一些控制变量,其他变量定义详见表格 2。如果非标意见影响了银行对企业的借款契约, β_1 将显著为负;如果非标意见不影响银行对企业的借款契约, β_1

将不显著异于零。

表格 2 变量定义

VARIABLE	变量含义	变量定义
I	投资额	年末固定资产余额与年初固定资产余额之差除以年初固定资产余额
BCF	借款收到的现金	借款所收到的现金（来自现金流量表）除以年初总资产余额
DM	债务期限结构	年末长期负债除以总负债
TMO	非标意见	哑变量，上年年报被出具非标取值为 1，否则为 0
UMOE	无保留意见带说明段	哑变量，上年年报被出具无保留带说明段取值为 1，否则为 0
MO	保留意见	哑变量，上年年报被出具保留意见取值为 1，否则为 0
MOO	其他非标意见	哑变量，上年年报被出具无法表示意见或否定意见取值为 1，否则为 0
OCF	经营活动产生的净现金流量	经营活动产生的现金流量（来自现金流量表）除以年初固定资产余额
ROA	资产回报率	年度利润除以年初总资产余额
LEV	财务杠杆	上年度期末资产负债率
Q	企业 Tobin Q	$(\text{每股价格} \times \text{流通股股份数} + \text{每股净资产} \times \text{非流通股股份数} + \text{负债账面价值}) / \text{年末总资产}$
IMQ	行业平均 Tobin Q	行业平均 Tobin Q
GROWTH	增长率	年度营业收入增长率
SIZE	规模	期末总资产的对数
TANGIBLE	有限资产规模	年末固定资产总额除以年初总资产余额
UCLER	最终控制人类型	最终控制人不是政府取值为 1，否则为 0
IND	行业哑变量	用来控制行业因素的影响，按证监会的分类标准，共有 22 个行业，剔除金融业后，模型中共 20 个行业哑变量
YEAR	年度哑变量	用来控制宏观经济的影响。本文涉及 6 年的上市公司数据，共 4 个年度哑变量

样本选择与数据来源

本文以 1998-2004 年间所有上市公司为初始研究样本。以 1998 年为样本的初始年份是因为本文进行的检验需要现金流量表数据，而上市公司从 1998 年起才在年报中披露现金流量表。A 股市场从 2005 年起进行股权分置改革，为了减少股权分置改革对本文研究的影响，我们将 2004 年作为样本的终结年份。在初始样本的基础上，本文剔除了金融类行业公司、被 ST/PT 的公司、上市年限不足一年的公司以及变量存在缺失值的公司，剩下的上市公司作为最终研究样本。最终样本 1998 至 2004 年分别为 590、686、764、897、972、1012 和 1064 个，总共 5985 个。本文的审计意见数据来自 CSMAR 国泰安数据库，最终控制人数据来自色诺芬数据库，其他数据来自 WIND 资讯。

描述性统计与相关性统计

遵循惯例本文对所有连续变量上下 1% 的数据进行了 winsorized 处理。表格 3 提供了所有变量的描述性统计，表格 4 是变量之间的相关性统计。在本文的样本中，注册会计师共出具了 632 份非标意见，占总样本的 9.01%。其中，402 份为无保留加强调事项段或无保留意见加说明段，196 份为保留意见，34 份为无法表示意见或拒绝表示意见，分别占总样本的 6.4%，2.59% 和 0.02%。

表格 3 描述性统计

variable	N	mean	p50	sd	min	p5	p95	max
I	5985	0.2942	0.0742	0.7353	-0.593	-0.1914	1.4	5.0386
BCF	5985	0.2884	0.2425	0.2428	0	0	0.7587	1.1956
DM	5731	0.229	0.1211	0.2739	0	0	0.8454	1
TMO	5985	0.0901	0	0.2863	0	0	1	1
UMOE	5985	0.064	0	0.2448	0	0	1	1
MO	5985	0.0259	0	0.1588	0	0	0	1
MOO	5985	0.0002	0	0.0129	0	0	0	1
OCF	5985	0.1605	0.1655	0.9346	-5.6536	-0.6459	1.1545	3.953
UCLER	5985	0.2697	0	0.4438	0	0	1	1
ROA	5985	0.0528	0.0564	0.0644	-0.1973	-0.0713	0.1436	0.2343
GROWTH	5985	0.2276	0.1435	0.5764	-0.9631	-0.3438	0.9667	5.6995
IMQ	5985	1.222	1.1658	0.277	0.801	0.8834	1.7655	2.1065
Q	5985	1.1676	1.0331	0.4841	0.5078	0.6569	2.1718	3.196
LEV	5985	0.4227	0.4232	0.1622	0.0742	0.1491	0.6846	0.7815
TANGIBLE	5985	0.3553	0.3337	0.1874	0.0083	0.0737	0.6882	0.8399
SIZE	5985	21.0585	20.9843	0.8577	19.1512	19.7342	22.6475	23.4865

表格 4 相关性统计

	I	BCF	DM	TMO	UMOE	MO	MOO	OCF	UCLER	ROA	GROWTH	IMQ	Q	LEV	TANGIBLE
BCF	0.102***														
DM	0.101***	-0.138***													
TMO	-0.065***	0.007	-0.062***												
UMOE	-0.053***	0.020	-0.056***	0.831***											

MO	-0.035***	-0.018	-0.026*	0.518***	-0.044***										
MOO	0.000	-0.001	0.002	0.041***	-0.003	-0.002									
OCF	0.031**	-0.121***	0.014	-0.021	-0.012	-0.019	0.004								
UCLER	0.072***	0.059***	-0.105***	0.022	0.015	0.017	-0.008	-0.021							
ROA	0.142***	0.054***	0.164***	-0.211***	-0.141***	-0.162***	-0.002	0.146***	0.034***						
GROWTH	0.210***	0.162***	0.036***	-0.029**	-0.017	-0.026*	-0.003	0.071***	0.034**	0.248***					
IMQ	-0.003	0.040***	-0.105***	0.129***	0.099***	0.083***	-0.020	-0.013	-0.034***	0.017	0.007				
Q	-0.007	0.046***	-0.127***	0.135***	0.116***	0.066***	-0.012	-0.010	0.065***	0.005	0.023*	0.522***			
LEV	-0.064***	0.283***	0.010	0.124***	0.105***	0.061***	0.003	-0.031**	-0.005	-0.198***	0.001	-0.032**	0.002		
TANGIBLE	0.097***	-0.133***	0.371***	-0.059***	-0.054***	-0.023*	0.007	0.086***	-0.095***	0.109***	-0.035***	-0.224***	-0.175***	-0.113***	
SIZE	0.037***	0.096***	0.262***	-0.090***	-0.077***	-0.042***	-0.006	0.047***	-0.184***	0.144***	0.081***	-0.176***	-0.485***	0.193***	0.129***

四、经验分析

表格 5 采用模型一检验了非标意见对企业融资约束的影响。模型 (1)、(2)、(3) 和 (5) 采用普通最小二乘法 (OLS) 进行检验。为了避免可能存在的异方差问题, 本文的回归分析使用了 White (1980) 的异方差校正技术。模型 (1)、(2) 和 (3) 检验非标意见作为一个整体是否影响企业的融资约束。模型 (1) 是基本模型, 模型 (2) 和 (3) 控制了最终控制人类型对融资约束的影响。为了避免行业因素和宏观经济因素对融资约束的影响, 模型 (3) 还控制了年度和行业哑变量, 由于篇幅所限, 本文没有报告年度和行业哑变量的结果。为了控制其他不可观察的缺省变量的影响, 我们在模型 (4) 和 (6) 还采用固定效应面板数据模型 (Fixed Effect Panel Data Model) 进行回归。

回归结果显示, 企业增长率越高, 投资越多, 这与罗党论和甄丽明 (2008) 的结论一致; 最终控制人为非政府的企业在某些设定下进行更多的投资; 另外, 收到非标意见的公司减少了投资额。本文关注非标意见是否影响企业的融资约束, 非标意见和现金流量的交乘项 (OCF \times TMO) 系数为负, 但是不显著异于零, 支持非标意见不影响企业融资约束的假说。最终控制人类型和现金流量的交乘项 (OCF \times UCLER) 显著为正, 支持朱红军等 (2006) 关于民营企业面临更大融资约束的观点。

模型 (5) 和 (6) 检验不同的非标意见对企业融资约束的影响。模型 (5) 采用普通最小二乘法 (OLS) 进行检验, 为了控制其他不可观察的缺省变量的影响, 我们在模型 (6) 采用固定效应面板数据模型进行回归。由于经营活动的现金流量和其他非标意见的交乘项与其他变量存在显著的多重共线性问题, 所以在回归中被自动剔除。无保留带说明段意见与现金流量的交乘项 (OCF \times UMOE) 以及保留意见与现金流量的交乘项 (OCF \times MO) 的回归结果表明不同的非标意见并没有增加企业的融资约束。在固定效应面板数据模型回归中, 收到保留意见的企业的融资约束反而显著的下降。这可能是因为收到保留意见的公司多是陷入财务困境的公司, 政府干预和政治关系的存在使得企业更容易从银行借到钱, 从而导致企业融资约束的下降。

表格 5 非标意见与融资约束

因变量: I	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	FE	OLS	FE
CONSTANT	0.217*** (16.93)	0.222*** (16.80)	0.497*** (7.17)	0.526*** (10.49)	0.494*** (7.10)	0.520*** (10.37)
GROWTH	0.246*** (6.95)	0.245*** (6.86)	0.254*** (7.12)	0.212*** (11.85)	0.252*** (7.00)	0.211*** (11.78)
OCF	0.024 (0.93)	-0.005 (-0.17)	-0.006 (-0.18)	0.005 (0.39)	-0.004 (-0.14)	0.007 (0.53)
TMO	-0.149*** (-4.76)	-0.143*** (-4.59)	-0.150*** (-4.72)	-0.070* (-1.73)		
OCF×TMO	-0.040 (-0.40)	-0.062 (-0.65)	-0.066 (-0.69)	-0.027 (-0.67)		
UMOE					-0.149*** (-4.50)	-0.090* (-1.96)
MO					-0.163** (-2.54)	-0.036 (-0.50)
MOO					-0.020 (-0.32)	0.383 (0.50)
OCF×UMOE					-0.013 (-0.13)	0.040 (0.87)
OCF×MO					-0.208 (-1.10)	-0.208*** (-2.75)
UCLER	0.115*** (4.81)	0.100*** (4.11)	0.031 (1.22)	0.030 (0.67)	0.033 (1.31)	0.033 (0.75)
OCF×UCLER		0.101** (2.02)	0.106** (2.14)	0.088*** (3.61)	0.101** (2.09)	0.083*** (3.37)
YEAR			CONTROL	CONTROL	CONTROL	CONTROL
IND			CONTROL		CONTROL	
N	5985	5985	5985	5985	5985	5985

R^2	0.048	0.052	0.068	0.058	0.069	0.059
adj. R^2	0.048	0.051	0.063		0.063	

括号内为调整异方差后的t值, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

因变量为投资额 I_t , 定义为年末固定资产余额与年初固定资产余额之差除以年初固定资产余额; OCF 为经营活动产生的净现金流量, 定义为年度经营活动产生的现金流量除以年初固定资产余额; TMO 为非标意见, 上年度年报被出具非标意见取值为1, 否则为零; UMOE 为无保留意见带说明段, 上年年报被出具无保留带说明段取值为1, 否则为0; MO 为保留意见, 上年年报被出具保留意见取值为1, 否则为0; MOO 为其他非标意见, 上年年报被出具无法表示意见或否定意见取值为1, 否则为0。OCF×UMOE、OCF×MO 为经营活动净现金流量与 UMOE 和 MO 的交乘项。(4)和(6)为使用固定效应面板数据模型的回归结果。由于经营活动的现金流量和其他非标意见的交乘项与其他变量存在显著的多重共线性问题, 所以在回归中被自动剔除。

表格 6 采用模型二检验了非标意见对当期银行借款的影响。模型(1)、(2)、(4)和(5)采用普通最小二乘法(OLS)进行检验。为了避免可能存在的异方差问题, 本文的回归分析使用了 White (1980)的异方差校正技术。模型(1)和(4)是基本模型, 为了避免行业因素和宏观经济因素对融资约束的影响, 模型(2)和(5)还控制了年度和行业哑变量, 由于篇幅所限, 本文没有报告年度和行业哑变量的结果。为了控制其他不可观察的缺省变量的影响, 我们在模型(3)和(6)还采用固定效应面板数据模型(Fixed Effect Panel Data Model)进行回归。

模型(1)和(2)的结果显示, 企业的投资越多、规模越大、年度资产回报率越高, 当年借款收到的现金越多; 企业本身增长率(GROWTH)和行业增长率(IMQ)越高, 当年借款收到的现金越多; 企业上年度年末资产负债率越高, 当年借款收到的现金越多, 这一结论在固定效应面板数据模型中不再成立; 最后, 最终控制人非政府的企业借款收到的现金更多, 但在面板数据模型中这一结论也不成立。

模型(4)表明收到保留意见的企业借款收到的现金显著减少, 而收到保留意见的企业借款收到的现金显著增加。在控制行业 and 宏观经济的影响后, 无保留带说明段意见和保留意见不影响企业借款收到的现金, 但收到保留意见增加了企业借款收到的现金的结论仍然成立。固定效应面板数据模型的结果也支持非标意见无法影响企业的借款能力的假说。

表格 6 非标意见与当期银行借款

因变量: BCF	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	FE	OLS	OLS	FE
CONSTANT	-0.249*** (-3.18)	-0.261*** (-3.03)	-3.257*** (-16.38)	-0.252*** (-3.22)	-0.265*** (-3.07)	-3.260*** (-16.38)
TMO	-0.011 (-0.97)	0.002 (0.16)	0.009 (0.95)			
UMOEA				-0.000 (-0.03)	0.011 (0.80)	0.011 (1.02)
MO				-0.038**	-0.021	0.003

				(-2.16)	(-1.24)	(0.19)
MOO				0.017***	0.060***	0.057
				(2.64)	(3.96)	(0.32)
I	0.027***	0.029***	0.014***	0.027***	0.029***	0.014***
	(5.31)	(5.70)	(4.24)	(5.30)	(5.68)	(4.24)
ROA	0.185***	0.313***	0.111**	0.179***	0.308***	0.110**
	(3.61)	(5.91)	(2.23)	(3.50)	(5.80)	(2.20)
GROWTH	0.051***	0.044***	0.029***	0.051***	0.044***	0.029***
	(6.25)	(5.55)	(6.62)	(6.27)	(5.57)	(6.62)
IMQ	0.056***	0.076**	0.127***	0.056***	0.078**	0.127***
	(4.91)	(2.19)	(4.73)	(4.94)	(2.25)	(4.74)
LEV	0.496***	0.468***	-0.033	0.495***	0.468***	-0.033
	(26.02)	(23.89)	(-1.16)	(26.00)	(23.87)	(-1.15)
SIZE	0.011***	0.009**	0.161***	0.011***	0.009**	0.161***
	(2.90)	(2.42)	(16.83)	(2.94)	(2.46)	(16.84)
UCLER	0.030***	0.042***	0.012	0.030***	0.042***	0.012
	(4.30)	(5.17)	(1.12)	(4.32)	(5.16)	(1.12)
YEAR		CONTROL	CONTROL		CONTROL	CONTROL
IND		CONTROL			CONTROL	
<i>N</i>	5985	5985	5985	5985	5985	5985
<i>R</i> ²	0.145	0.181	0.118	0.146	0.181	0.118
adj. <i>R</i> ²	0.144	0.176		0.144	0.176	

括号内为调整方差后的*t*值, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

因变量 BCF 为当期借款收到的现金, 定义为借款所收到的现金除以年初总资产余额。TMO 为非标意见, 上年度年报被出具非标意见取值为 1, 否则为零; UMOE 为无保留意见带说明段, 上年年报被出具无保留带说明段取值为 1, 否则为 0; MO 为保留意见, 上年年报被出具保留意见取值为 1, 否则为 0; MOO 为其他非标意见, 上年年报被出具无法表示意见或否定意见取值为 1, 否则为 0。(3) 和 (6) 为使用固定效应面板数据模型的回归结果。

表格 7 采用模型三检验了非标意见对债务期限结构的影响。由于样本缺失的原因, 债务期限结构的样本只有 5731 个⁵。模型 (1) 和 (3) 采用普通最小二乘法 (OLS) 进行检验。为了避免可能存在的异方差问题, 本文的回归分析使用了 White (1980) 的异方差校正技术。为了避免行业因素和宏观经济因素对融资约束的影响, 模型 (1) 和 (3) 还控制了年度和行业哑变量, 由于篇幅所限, 本文没有报告年度和行业哑变量的结果。为了控制其他不可观察

⁵ 使用剔除缺失债务期限结构数据的样本重做融资约束和银行借款两个检验, 本文的结论没有实质变化。

的缺省变量的影响，我们在模型（2）和（4）还采用固定效应面板数据模型进行回归。

无论是 OLS 还是固定效应面板数据模型的回归结果都表明，盈利能力越高，增长速度越快，资产的可抵押性越高，企业规模越大，企业的债务期限结构也越长。非政府控制的企业债务期限结构较短，但是这一结论在固定效应模型下不再成立。表格 7 的回归结果显示，非标意见并没有影响企业的债务期限结构。模型（3）显示收到其他非标意见的公司的债务期限结构有显著的下降，但是在固定效应模型下这一结论不再成立。

综合表格 5、6 和 7 的结果，我们发现被出具非标意见并没有影响企业的融资约束、借款能力以及债务期限结构。这三个方面的证据都一致表明非标意见并没有显著负面的经济后果。

表格 7 非标意见与债务期限结构

因变量: DM	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	FE	OLS	FE
CONSTANT	-1.213*** (-11.77)	-2.011*** (-8.67)	-1.212*** (-11.75)	-2.013*** (-8.67)
TMO	-0.016 (-1.58)	-0.008 (-0.81)		
UMOE			-0.019 (-1.60)	-0.008 (-0.67)
MO			-0.008 (-0.48)	-0.011 (-0.59)
MOO			-0.102*** (-4.78)	0.095 (0.49)
ROA	0.313*** (5.97)	0.125** (2.31)	0.315*** (6.00)	0.124** (2.29)
Q	0.018** (2.14)	0.019* (1.81)	0.018** (2.13)	0.019* (1.82)
TANGIBLE	0.431*** (18.45)	0.324*** (9.90)	0.431*** (18.45)	0.324*** (9.89)
SIZE	0.062*** (13.20)	0.101*** (9.26)	0.061*** (13.17)	0.102*** (9.26)
UCLER	-0.031*** (-3.94)	0.007 (0.59)	-0.031*** (-3.93)	0.007 (0.59)

YEAR	CONTROL	CONTROL	CONTROL	CONTROL
IND	CONTROL		CONTROL	
<i>N</i>	5731	5731	5731	5731
<i>R</i> ²	0.230	0.041	0.231	0.041
adj. <i>R</i> ²	0.226		0.226	

括号内为调整异方差后的*t*值, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

因变量DM为债务期限结构,定义为年末长期负债除以总负债。TMO为非标意见,上年度年报被出具非标意见取值为1,否则为零;UMOE为无保留意见带说明段,上年年报被出具无保留带说明段取值为1,否则为0;MO为保留意见,上年年报被出具保留意见取值为1,否则为0;MOO为其他非标意见,上年年报被出具无法表示意见或否定意见取值为1,否则为0。

(2)和(4)为使用固定效应面板数据模型的回归结果。

五、结论

表格1的数据表明,中国的上市公司似乎并不在意年度报告被出具非标意见。陈信元等(2009)研究的盛润股份更是连续十五年获得非标意见,“堪称中国证券市场上连续多年被出具非标意见的典型”。市场对被出具非标意见的公司也没有显著负面的反应⁶。如陈梅花(2002)和岳衡(2006)研究了非标意见的市场反应,他们发现市场对非标意见并没有显著负面的反应。什么原因导致企业和市场两方都不太在意年度报告是否被注册会计师出具非标意见呢?本文的研究表明非标意见并不影响企业的融资约束、借款能力和债务期限结构,即被出具非标意见并没有给企业带来显著负面的经济后果。另外,规避监管政策、掩饰控制股东的掏空行为以及企业的寻租行为等动机为企业进行盈余管理带来了巨大的潜在收益,两者的综合作用导致企业年报中存在重大错漏报的概率居高不下。随着审计师独立性的不断提高,最终体现为中国上市公司年报被出具非标意见的比例偏高。

本文对文献有以下三个方面的贡献。首先,有别于从审计独立性出发的分析(DeFond等2000;王跃堂和陈世敏2001),本文从制度环境的角度提供了一个解释中国上市公司非标意见比例偏高的简单框架。其次,本文从监管政策的角度解释为什么在中国资本市场上独立审计没能发挥有效公司治理功能,是对制度因素决定会计信息质量一类研究的具体扩展(Ball等2000;Ball2001)。最后,本文的发现间接支持寻租行为使企业缺乏激励提供高质量公开信息的观点(Fan和Wong2002;Leuz和Oberholzer-Gee2006)。

本文发现在投资者保护程度薄弱、政商关系有着重要作用的制度背景下,非标意见平均来说没有显著的经济后果。但本文的检验并不否认在某些情况下,审计意见会影响企业所处的一系列契约(如债务契约和薪酬契约等),从而被出具非标意见会给企业带来显著负面的经济后果。在未来的研究中,有必要进一步研究独立审计在何种环境下起到重要的公司治理作用。

参考文献

[1] Aharony, J., et al. (2000). "Financial Packaging of IPO Firms in China." *Journal of Accounting Research* 38(1): 103-126.

⁶ 但也有研究表明市场对非标意见有显著负面的反应(如Chen et al.(2000)发现非标意见有显著的负面市场反应,详见蔡祥(2003)和吴联生、刘慧龙(2008)的综述文章)。我们利用本文的样本,在控制盈利水平、盈利变化、规模、市净率以及非操纵性应计后,发现市场对非标意见并没有显著的负面反应。

- [2] Ball, R. (2001). "Infrastructure Requirements for an Economically Efficient System of Public Financial Reporting and Disclosure." *Brookings-Wharton Papers on Financial Services* 2001: 127.
- [3] Ball, R., et al. (2000). "The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings." *Journal of Accounting and Economics* 29 1-51.
- [4] Barclay, M. J. and C. W. Smith Jr (1995). "The Maturity Structure of Corporate Debt." *Journal of Finance* 50(2): 609-631.
- [5] Bernanke, B. and M. Gertler (1990). "Financial Fragility and Economic Performance." *The Quarterly Journal of Economics* 105(1): 87-114.
- [6] Chen, C. J. P., et al. (2001). "Profitability Regulation, Earnings Management, and Modified Audit Opinions: Evidence from China." *AUDITING: A Journal of Practice & Theory* 20(2): 9-30.
- [7] Chen, K. C. W. and H. Yuan (2004). "Earnings Management and Capital Resource Allocation: Evidence from China's Accounting-Based Regulation of Rights Issues." *The Accounting Review* 79(3): 645-665.
- [8] DeFond, M. L., et al. (2000). "The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China." *Journal of Accounting and Economics* 28: 269-305.
- [9] Faccio, M. (2006). "Politically Connected Firms." *The American Economic Review* 96(1): 369-386.
- [10] Faccio, M., et al. (2006). "Political Connections and Corporate Bailouts." *Journal of Finance* 61(6): 2597-2635.
- [11] Fan, J. and T. Wong (2002). "Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia." *Journal of Accounting and Economics* 33(3): 401-425.
- [12] Fan, J. P. H., et al. (2008). "Public governance and corporate finance: Evidence from corruption cases." *Journal of Comparative Economics* 36(3): 343-364.
- [13] Fan, J. P. H. and T. J. Wong (2005). "Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence from East Asia." *Journal of Accounting Research* 43(1): 35-72.
- [14] Fazzari, S. M., et al. (1988). "Financing Constraints and Corporate Investment." *Brookings Papers on Economic Activity* 1988(1): 141-206.
- [15] Fisman, R. (2001). "Estimating the Value of Political Connections." *The American Economic Review* 91(4): 1095-1102.
- [16] HAW, I.-M., et al. (2005). "Market Consequences of Earnings Management in Response to Security Regulations in China." *Contemporary Accounting Research* 22(1): 95-140.
- [17] Johnson, S. and T. Mitton (2003). "Cronyism and capital controls: evidence from Malaysia." *Journal of Financial Economics* 67(2): 351-382.
- [18] Lennox, C. (2000). "Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK." *Journal of Accounting and Economics* 29: 321-337.
- [19] Leuz, C. and F. Oberholzer-Gee (2006). "Political relationships, global financing, and corporate transparency: Evidence from Indonesia." *Journal of Financial Economics* 81(2): 411-439.
- [20] Li, H., et al. (2008). "Political connections, financing and firm performance: Evidence from Chinese

private firms." *Journal of Development Economics* **87**: 283-299.

[21] Li, H., et al. (2006). "WHY DO ENTREPRENEURS ENTER POLITICS? EVIDENCE FROM CHINA." *Economic Inquiry* **44**(3): 559-578.

[22] Melumad, N. D. and A. Ziv (1997). "A Theoretical Examination of the Market Reaction to Auditors' Qualifications." *Journal of Accounting Research* **35**(2): 239-256.

[23] Myers, S. C. and N. S. Majluf (1984). "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have." *Journal of Financial Economics* **13**(2): 187-221.

[24] Watts, R. L. and J. L. Zimmerman (1986). *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall.

[25] White, H. (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* **48**(4): 817-838.

[26] 陈信元等 (2009). "独立审计为什么没能发挥公司治理功能——基于“盛润股份”连续十五年获得“非标”意见的分析." *财经研究* (7).

[27] 贺建刚等(2008). "利益输送、媒体监督与公司治理:五粮液案例研究." *管理世界* (10).

[28] 蒋义宏 (1998). ROE 是否已被操纵——关于上市公司净资产收益率的实证研究. *中国证券报*.

[29] 李增泉等(2004). "“掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经验证据." *会计研究* (12): 3-13.

[30] 林舒和魏明海 (2000). "中国 A 股发行公司首次公开募股过程中的盈余管理." *中国会计与财务研究* **2**(2): 87-107.

[31] 刘峰和贺建刚 (2004). "股权结构与大股东利益实现方式的选择." *中国会计评论* **2**(1): 141-158.

[32] 陆建桥 (1999). "中国亏损上市公司盈余管理实证研究." *会计研究* (09).

[33] 罗党论和刘晓龙 (2009). "政治关系、进入壁垒与企业绩效." *管理世界* (5).

[34] 罗党论和唐清泉 (2007). "政府控制、银企关系与企业担保行为研究——来自中国上市公司的经验证据." *金融研究* (03).

[35] 罗党论和唐清泉 (2009). "中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究." *经济研究* (2): 106-118.

[36] 罗党论和甄丽明 (2008). "民营控制、政治关系与企业融资约束——基于中国民营上市公司的经验证据." *金融研究* (12).

[37] 孙铮等(2006). "所有权性质、会计信息与债务契约——来自我国上市公司的经验证据." *管理世界* (10).

[38] 孙铮等(2005). "市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据." *经济研究* (05).

[39] 孙铮和王跃堂 (1999). "资源配置与盈余操纵之实证研究." *财经研究* (4): 3-11.

[40] 王亚平等(2005). "中国上市公司盈余管理的频率与幅度." *经济研究* (12): 102-112.

[41] 王跃堂和陈世敏 (2001). "脱钩改制对审计独立性影响的实证研究." *审计研究* (3).

[42] 吴文锋等(2008). "中国民营上市公司高管的政府背景与公司价值." *经济研究* (07).

- [43] 吴文锋等(2009). "中国上市公司高管的政府背景与税收优惠." 管理世界(3): 134-142.
- [44] 夏立军和方轶强 (2005). "政府控制, 治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据." 经济研究(005): 40-51.
- [45] 肖作平和廖理 (2008). "公司治理影响债务期限水平吗?——来自中国上市公司的经验证据." 管理世界(11).
- [46] 余明桂和潘红波 (2008). "政治关系、制度环境与民营企业银行贷款." 管理世界(08).
- [47] 原红旗 (2004). 中国上市公司股利政策分析, 中国财政经济出版社.
- [48] 岳衡 (2006). "大股东资金占用与审计师的监督." 中国会计评论(1): 59-68.
- [49] 朱红军等(2006). "金融发展、预算软约束与企业投资." 会计研究(10): 64-71.

Do Modified Audit Opinions Have Economic Consequences? Empirical Evidences Based on Financing Constraints

LIN Zhi-wei¹

(1. School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: We analyze why there are relatively higher rates of modified audit opinions (MAOs) in Chinese stock market. We conclude the basic causes are the potential benefits from earning management and the limited economic consequences of receiving MAOs. Based on annual data of listed companies from 1998 to 2004, we find MAOs have no significant effect on financial constraints, loans from banks or debt maturity. Our findings are consistent with the notion that within such a long period MAOs have no significant economic consequences for Chinese listed companies.

Keywords: modified audit opinions, economic consequences, financial constraints, debt maturity