会计稳健性、信息披露与资本成本

邹颖[1 2] 李燕茹[1]

(1.首都经济贸易大学会计学院，北京 100070；2. 山东财经大学公司财务研究中心，山东 济南 250014)

摘要：本文以中国上市公司的数据实证研究发现：股权资本成本、债务资本成本以及加权平均资本成本与会计稳健性均存在显著的负相关关系；信息披露质量在会计稳健性对资本成本的影响方面产生了显著的中介效应；在剔除了“过度稳健”——盈余操纵嫌疑的影响后，会计稳健性对资本成本的降低效应增强。因此，坚持“真实稳健性”原则有利于降低公司的资本成本。国家会计制度层面，应加强会计信息披露的监管，以促进证券市场的稳定有序、高效运转；公司治理层面，应将稳健性由外在压力转变为内在动力，以降低资本成本，提升价值创造能力。

关键词：会计稳健性；信息披露；资本成本

Abstract: The research with empirical results shows that there is a significant negative correlation relationship among accounting conservatism, cost of equity, cost of debt and weighted average cost of capital. Moreover, as an intervening variable, the quality of information disclosure has a significant intermediary effect. While eliminating the effect caused by excessive conservatism, earnings manipulationsuspicion, there is a stronger correlation relationship between accounting conservatism and the cost of capital. Therefore, adhering to the principle of "true conservatism"helps to reduce the cost of capital of the company. From the aspect of national accounting system, the regulation of accounting information disclosure should be strengthened in order to promote more orderly and efficiently operation in our security market. In terms of the corporate governance, managers should be taking the conservatism as internal driving power than external pressure. As a result, the cost of capital can be reduced, and the value creation abilitycan be improved.

Key words: accounting conservatism, information disclosure, cost of capital

作者简介：邹颖，女，管理学博士，首都经济贸易大学会计学院副教授，山东财经大学公司财务研究中心副主任，研究方向：公司财务理论与财务政策。李燕茹，女，首都经济贸易大学会计学院硕士生，研究方向：公司财务理论与财务政策。

中图分类号：F275；F234.4 **文献标识码：**A

引言

会计稳健性(也称谨慎性)作为会计信息质量要求之一为国际会计准则以及很多国家的会计准则所奉行。但是由于其特殊性质，会计稳健性的存废问题在国际上引起了很大争议。美国财务会计准则委员会(FASB)主张完全取缔稳健性原则，因为稳健性会损害会计信息的中立性，并且与公允价值计量属性相违背；而国际会计准则理事会(IASB)则主张坚持稳健性原则，因为如果没有稳健性原则的约束，管理层的机会主义倾向就会失控，会计造假会猖獗到无法想象的地步，严重的信息不对称会造成经济市场运行的混乱。那么，会计稳健性究竟能带来什么样的经济后果？会计稳健性与信息质量真的有如此密切的关联吗？这些问题的解决有助于在理论上和实务中更好地把握会计稳健性原则及其发挥。

关于会计稳健性，Watts(2003)[19]给出了比较恰当的解释：稳健性要求会计工作者在确认收益时采用相对于损失确认更加严格的可验证性标准，其需求产生于债务契约和报酬契约。所谓债务契约，就是指债权人在提供资金时希望自己的本金和利息得到保障，因而通常在

借款协议中要求更多地获知可能导致企业亏损的风险事项；所谓报酬契约，通常是指股东为了约束管理者的机会主义行为而与管理层达成的互惠约定，如果企业实现了稳定盈利，管理者也会获得更多的报酬，因此，有效地限制了激进的经营决策。

目前，关于会计稳健性经济后果的研究主要集中于投资效用与融资效用两个方面。资本成本是连通投资者投资行为、公司融资行为与公司投资行为的一个基本财务概念。公司的投资者(股东与债权人)对公司投入资本并基于投资风险提出最低的报酬率要求，股东要求的报酬率就是股权资本成本，债权人要求的报酬率就是债务资本成本。基于公司资本结构而按照股权资本与债务资本的权数(通常按照目标资本结构权数或者市场价值权数)计算的加权平均资本成本是公司所有投资者投入资本而要求获得的平均报酬率。这一报酬水平是决定公司投资行为的报酬率基准，只有实际报酬率超过它的项目才能够实现股东财富最大化的财务目标，降低公司整体风险，进而降低资本成本，成为公司价值创造的重要途径。公司的投资者，无论股东还是债权人，对公司的会计政策都有稳健性的需求。因此，资本成本与会计稳健性之间很可能存在着某种程度的反向关联。

本文通过理论分析与实证检验，从传导路径与影响程度两个维度深入探究会计稳健性与资本成本之间的内在关联，试图回答以下几个问题：(1)资本成本(包括股权资本成本、债务资本成本和加权平均资本成本)与会计稳健性之间是否存在显著的关联性？(2)如果存在显著的关联性，那么这一关联的作用机理是什么？(3)公司的信息披露质量在资本成本与会计稳健性之间起到什么作用？

理论分析与研究假设

一、会计稳健性与资本成本

Ahmed等(2002)[1]最早从债务契约理论的角度实证检验了会计稳健性与债务资本成本的负相关关系，他们认为会计稳健性能够有效地缓和债权人和股东之间由于股利分配多少的问题而产生的矛盾，进而降低了债权人要求的报酬率。这个结论得到了众多学者的认可和进一步证实，但是他们的研究视角各异。Zhang(2008)[20]认为会计稳健性对债务资本成本的降低产生于事后有效性，即稳健性原则的存在能够更及时地为债务人提供有关企业违约风险的信号；Beatty等(2008)[3]从产生会计稳健性需求的角度，说明债务契约条款的修订在一定程度上依赖于债务人的稳健性水平；Li(2010)[12]从国家层面探讨了会计稳健性对债务资本成本负向作用的存在条件和作用程度；毛新述(2009)[24]发现会计稳健性对以公司信用评级衡量的事前债务资本成本和以实际债务成本衡量的事后债务资本成本均有显著的降低作用；郝东洋和张天西(2011)[21]证明了在银行进行贷款决策时，稳健性较高的公司会更容易获得较低的贷款利率。

Easley和O'haras(2004)[4]认为，会计稳健性在降低公司特定的信息风险、缓解信息不对称方面发挥着重要的作用，进而有助于降低股权资本成本。Guay和Verrecchia(2007)[8]、Suijs(2008)[18]指出，会计稳健性一方面可以降低投资者预测企业未来现金流量所使用的贴现率，另一方面可以降低未来股价的波动性，增加股票的流动性，降低投资风险，起到降低股权资本成本的作用。但是，实证研究对于会计稳健性降低股权资本成本的结论存在争议：Francis等(2004)[9]的实证结果没有得到二者的显著相关关系，Manuel等(2011)[14]推断会计稳健性的计量存在误差是导致Francis等(2004)[9]的实证结果不显著的原因；Lara等(2006)[11]采用多种方法计量会计稳健性，证实了稳健性对股权资本成本的负向作用；毛新述(2009)[24]同样采用了多种会计稳健性的计量方法探索其与股权资本成本的关系，未得到一致的结论，他认为原因可能在于股权资本成本的估算方法存在缺陷。

本文认为，基于债务契约和报酬契约的存在，执行持续稳健的会计政策有助于保护公司所有投资者的利益。对于债权人而言，会计稳健性降低了公司经营利润的未来波动性，迎合了债权人的需求，降低了债权人对于公司投资的风险预期，进而降低了其要求的报酬率水平。对于股东而言，会计稳健性意味着公司价值有可能被低估，这样的公司具有更高的投资价值，其股票在二级市场上需求大于供给，股权投资者自然会降低要求报酬率；同时，会计稳健性能够降低信息风险、流动性风险等投资风险，股东因此提出更低的报酬率要求。据

此，本文提出假设1：

假设1：公司的资本成本(WACC)与会计稳健性呈负相关关系，并且这一关系对股权资本成本和债务资本成本均成立。

二、会计稳健性、信息披露与资本成本

Guay和Verrecchia(2007)[8]认为，会计稳健性使得企业管理者出于免受监管处罚或提高声誉的动机，将原本不情愿披露的信息披露出来，有利于减少投资者预测公司未来现金流量时面临的风险，从而降低了资本成本。Suijs(2008)[18]认为，更多地披露“坏消息”能使风险在各投资者之间进行更有效的分担，有利于降低资本成本。周晓苏和吴锡皓(2013)[29]通过实证分析证明了在恰当范围内，稳健性的提高能降低信息不透明度，但采取极端向下盈余管理出现的过度稳健性则会加剧信息不透明。毛新述和戴德明(2009)[25]认为，一方面，盈余稳健性能提高盈余操纵的边际成本从而对其产生限制；另一方面，过度强调稳健性的运用也为“大清洗”提供了便利。何玉和张天西(2006)[22]从信息披露的数量、质量和特征等方面论述了信息披露行为对资本成本的影响。汪炜和蒋高峰(2004)[26]从信息披露数量角度研究表明，资本成本随着信息披露数量的增加而降低。曾颖和陆正飞(2006)[28]从信息披露质量角度验证了信息披露质量的提升能够降低公司股权资本成本。

文献梳理发现，鲜有实证研究关注会计稳健性对资本成本的作用机制。本文认为，会计稳健性能够影响公司的信息披露质量，真实的稳健性原则下信息披露的质量更高；信息披露能够影响公司的资本成本，信息披露质量越高，公司投资风险越低，投资者提出更低的要求报酬。据此，提出假设2：

假设2：信息披露质量在会计稳健性降低资本成本(WACC)的过程起到中介作用。

研究设计

一、样本选择与数据来源

2001年实施的会计改革提出“向国际准则趋同，全面贯彻稳健性原则”，深交所于2001年开始公开上市公司的信息披露质量评级。基于此，本文的样本数据采集区间为2001~2014年。在深证A股全部1759个上市公司的基础上，剔除ST公司以及金融、保险业公司和重要数据缺失的公司，以保证样本数据的一致性，最终选取1486家样本公司。在后文的资本成本估算中，剔除资本成本为负值的样本观测值。

除深交所信息质量评级数据来源于深圳证券交易所网站(www.szse.cn)外，本文其他所有数据均来自国泰安数据库和色诺芬数据库。对所有连续变量在1%和99%分位数进行winsorize以消除异常值影响。

二、变量的设计与计量

1. 被解释变量设计

股权资本成本的估算是公司财务领域的国际性难题之一，至今尚未有一种估算方法获得学术界的普遍认可。国内外文献研究表明，隐含资本成本(Implied Cost of Capital)的估算技术是21世纪以来学术界广泛采用的股权资本成本估算技术，并且国内外学者通常采用几种估算方法的均值作为股权资本成本的估算值，以克服单一估算方法造成的系统性偏差。基于此，本文选用Gordon模型(Gordon，1962)[7]、GLS模型(Gebhardt 等，2001)[6]、PEG模型(Easton，2004)[5]、MPEG模型(Easton，2004)[5]和OJ模型(Ohlson和Juettner-Nauroth，2005)[15]五种隐含资本成本的估算方法，分别估算股权资本成本(R_{e1}、R_{e2}、R_{e3}、R_{e4}、R_{e5})。为了尽可能地克服毛新述(2009)[24]提出的股权资本成本估算方面的缺陷，以这五个估算值的均值作为样本公司的股权资本成本(R_e)。

Gordon模型的计算公式如下：

$$R_{e1}=\frac{DPS_1}{P_0}+g \tag{1}$$

式(1)中，P_0为个股年初市价，DPS_1为未来第一年的预期每股股利，采用分析师预测数据，g为采用可持续增长率替代的股利增长率。

GLS模型的计算公式如下：

$$P_0=BPS_0+\sum_{t=1}^{3}\frac{ROE_t-R_{e2}}{(1+R_{e2})^t}BPS_{t-1}+\sum_{t=4}^{11}\frac{ROE_t-R_{e2}}{(1+R_{e2})^t}BPS_{t-1}+\frac{\frac{ROE_{12}-R_{e2}}{R_{e2}}}{(1+R_{e2})^{11}}BPS_{11} \tag{2}$$

式(2)中，BPS_t为t年的每股净资产，ROE_t为t年的净资产收益率。

PEG模型的计算公式如下：

$$R_{e3}=\sqrt{\frac{EPS_2-EPS_1}{P_0}} \tag{3}$$

式(3)中，EPS_1和EPS_2采用Li和Mohanram(2014)[13]的

RI模型截面回归所得的预测未来第一年和第二年的每股收益。

MPEG模型是修正的PEG模型，考虑未来第一年的预期每股股利的影响，其计算公式如下：

$$R_{e4}=\sqrt{\frac{EPS_2+R_{e4}DPS_1-EPS_1}{P_0}} \quad (4)$$

式(3)中，DPS_1 、EPS_1和EPS_2的数值选取同式(1)和式(3)。

OJ模型的计算公式如下：

$$P_0=\frac{EPS_1}{R_{e5}}+\frac{EPS_2-EPS_1}{R_{e5}-g} \quad (5)$$

式(5)中，EPS_1 和EPS_2的数值选取同式(3)，g为长期增长率，采用十年期国债收益率进行替代。

本文采取以下方法估算样本公司的债务资本成本(R_d)：

$$R_d=\frac{\text{资本化利息+费用化利息}}{\text{带息负债}}\times(1-\text{所得税税率}) \quad (6)$$

式(6)中，资本化利息和费用化利息均取自上市公司年度财务报告的报表附注财务费用明细，分别以利息支出年末数和利息资本化金额年末数替代。

本文以股权资本与债务资本的市值权数对股权资本成本(R_e)和债务资本成本(R_d)进行加权平均，计算加权平均资本成本(WACC)。

2. 解释变量设计

Khan和Watts(2009)[10]在Basu(1997)[2]模型的基础上，通过反向回归和建立工具变量的C_score法计量会计稳健性。

$$C_score_{i,t}=\lambda_1+\lambda_2Size_{i,t}+\lambda_3M/B_{i,t}+\lambda_4Lev_{i,t} \quad (7)$$

式(7)中，λ_1~λ_4可以用μ_1~μ_4替换，得到G_score：

$$C_score_{i,t}=\mu_1+\mu_2Size_{i,t}+\mu_3M/B_{i,t}+\mu_4Lev_{i,t} \quad (8)$$

通过逐年对式(9)进行回归，得出λ_1~λ_4的值[1]，带入式(7)中求出C_score的数值。需要说明的是，由于(9)式中包含交乘项，为了降低多重共线性，本文对各变量进行了去中心化处理(即以原始数值减去均值后的数据来替代以使得均值为0)，交乘项用去中心化后的变量相乘获得。

$$Eps_{i,t}/P_{i,t-1}=\beta_0+\beta_1DR_{i,t}+(\mu_1+\mu_2Size_{i,t}+\mu_3M/B_{i,t}+\mu_4Lev_{i,t})\times R_{i,t}+(\lambda_1+\lambda_2Size_{i,t}+\lambda_3M/B_{i,t}+\lambda_4Lev_{i,t})\times DR_{i,t}\times R_{i,t}+(\delta_1Size_{i,t}+\delta_2M/B_{i,t}+\delta_3Lev_{i,t}+\delta_4DR_{i,t}\times Size_{i,t}+\delta_5DR_{i,t}\times M/B_{i,t}+\delta_6DR_{i,t}\times Lev_{i,t})+\varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式(9)中，$Eps_{i,t}$为i公司t年的每股收益；$P_{i,t-1}$为i公司t-1年的每股市价；$R_{i,t}$为i公司t年的股票年收益率，这里用来作为“好消息”或“坏消息”的替代变量；$DR_{i,t}$为t年股票收益率的哑变量，当$R_{i,t}$<0(坏消息)时，$DR_{i,t}$取值为1，否则取值为0；$Size_{i,t}$为i公司t年总资产的自然对数；$M/B_{i,t}$为i公司t年市值账面比；$Lev_{i,t}$为i公司t年资产负债率。

C_score法的基本原理是：会计稳健性意味着会计盈余对“坏消息(R<0)”比对“好消息(R>0)”的敏感性更强。G_score表示会计盈余对“好消”的敏感性，C_score+G_score表示会计盈余对“坏消息”的敏感性。因此，若C_score+G_score>G_score即C_score> 0，则会计稳健性存在，且C_score的数值越大表示稳健性程度越强。

本文采用上述方法得到的C_score作为会计稳健性的代理变量。

深交所将企业信息披露质量分为A(优秀)、B(良好)、C(及格)、D(不及格)四个等级，本文定义信息披露质量(DQ)如下：若某公司的信息披露等级为A，则取值为4；若等级为B，则取值为3；若等级为C，则取值为2；若等级为D，则取值为1。

3. 控制变量设计

本文选取的控制变量包括：公司盈利能力、公司成长性、公司营运能力、公司资本结构、高管薪酬水平、高管持股比例、控股股东性质、股票市盈率、债务期限结构、利息保障倍数、审计意见及董事会结构。根据

表1 控制变量定义

变量名称	变量符号	变量说明
盈利能力	ROE	净资产报酬率=净利润/所有者权益平均余额
成长性	TBQ	托宾Q值=总市值/总资产
营运能力	ATC	总资产周转率=营业利润/总资产平均余额
资本结构	TS	第一大股东持股比例
高管薪酬水平	Lnpay	薪酬最高的三位高管薪酬之和的自然对数
高管持股比例	ES	除董事、监事以外的其他高管持股比例
控股股东性质	DP	控股股东为国有股东的取值为1，否则为0
股票市盈率	Lnpe	个股年平均市盈率的对数
债务期限结构	SD	长期负债/负债总额
利息保障倍数	Lnicr	息税前利润/财务费用，取自然对数
审计意见	DA	无保留的审计意见取值为1，否则为0
董事会结构	PID	独立董事比例=独立董事人数/董事会人数
行业	INDUSTRY	公司属于行业i取值为1，否则为0
年度	YEAR	属于t年取值为1，否则为0

2012年修订的《中国证监会上市公司行业分类指引》中的19个大类[2]设置行业虚拟变量，同样也对年份加以控制。由于不同的模型中被解释变量的影响因素不尽相同，故在控制变量的选取上亦有所取舍。控制变量的定义及说明见表1。

三、模型设定

针对本文假设1，建立模型1、2、3，分别检验用于股权资本成本、债务资本成本和加权平均资本成本与会计稳健性的相关关系。

模型1: $Re=\beta_0+\beta_1 C_score+\beta_2 TS+\beta_3 ROE+\beta_4 ES+\beta_5 DP+\beta_6 TBQ+\beta_7 ATC+\beta_8 Lnpe+\varepsilon$ (10)

模型2: $R_d=\beta_0+\beta_1 C_score+\beta_2 TS+\beta_3 ROE+\beta_4 Lnpay+\beta_5 SD+\beta_6 Lnicr+\varepsilon$ (11)

模型3: $WACC=\beta_0+\beta_1 Cscore+\beta_2 TS+\beta_3 Lnpay+\beta_4 ROE+\beta_5 DP+\beta_6 ATC+\beta_7 TBQ+\beta_8 Lnpe+\beta_9 SD+\beta_{10} Lnicr+\varepsilon$ (12)

针对假设2，本文把信息披露质量(DQ)作为中介变量，借鉴温忠麟等(2004)[27]归纳的中介效应检验程序，通过模型3~5对信息披露的中介效应进行检验。

模型4: $DQ=\beta_0+\beta_1 C_score+\beta_2 TS+\beta_3 Lnpay+\beta_4 ROE+\beta_5 DP+\beta_6 DA+\beta_7 PID+\beta_8 TBQ+\varepsilon$ (13)

模型5: $WACC=\beta_0+\beta_1 C_score+\beta_2 DQ+\beta_3 TS+\beta_4 Lnpay+\beta_5 ROE+\beta_6 DP+\beta_7 ATC+\beta_8 TBQ+\beta_9 Lnpe+\beta_{10} SD+\beta_{11} Lnicr+\varepsilon$ (14)

需要说明的是，检验中介效应需要使用去中心化后的变量，因此在模型3~5中均采用 DQ 、WACC去中心化后的数据。由于之前的回归已经对C_score进行过标准化(均值已经为0)，C_score便不需再去中心化。

实证结果与分析

一、描述性统计分析

1. 会计稳健性的描述性统计

为了全面展示样本公司的会计稳健性[3]状况，本文首先按照信息披露评级分组对样本公司的会计稳健性进行描述性统计分析，结果如表2所示。可以看出，超过半数的样本公司具有会计稳健性。从均值来看，信息披露评级越高的公司，其稳健性程度也越高，信息披露质量评级为D(不合格)的公司不存在稳健性；从标准差来看，各个组间的会计稳健性差异相差不大，表明即使信息披露评级高的公司亦有不采用稳健性原则的情况；比较各组均值和相应中位数发现，二者差异较大，各组中位数均落在了均值的左方，同时各组偏度均大于0，进一步说明本文得到的会计稳健性数据不是对称的正态分布，而是右偏的。这一现象反映出我国存在利用稳健性进行盈余操纵的现象。尽管会计稳健性与盈余操纵在概念上有着明显的不同，然而在实务中，合理的会计稳健性程度界定一直是国内外学术界的一大难题。李远鹏和李若山(2005)[23]使用1998~2003年中国上市公司的数据进行实证研究发现，我国上市公司表现出的稳健性是由于亏损公司的“大清洗”造成的。但是随着会计制度改革的不断推进，比如2007年的会计准则提出的对固定资产、无形资产等计提的减值准备不允许转回等要求，使得上市公司的这种“大清洗”行为被有效控制。因此有理由认为，大多数上市公司所表现出来的稳健性是真实的。为了说明真实稳健性对公司资本成本的影响，本文将在稳健性检验部分使用剔除有盈余操纵嫌疑的样本数据进行回归分析。

表3分行业展示了会计稳健性的样本量和均值。结果显示，除了综合类(S)的公司C_score均值为负数，其余行业均存在会计稳健性。并且，制造业(C)、信息传输、软件和信息技术服务业(I)、科学研究和技术服务业(M)、居

表2 按信息披露评级分组的会计稳健性描述性统计

信息披露评级	样本量(C_score>0)	样本量(C_score≤0)	均值	标准差	最大值	最小值	中位数	偏度
A	1058	625	5.9659	16.5554	42.2528	−27.6496	2.7342	1.0254
B	4408	3081	5.1938	16.8723	40.5478	−26.8208	1.3264	0.9213
C	1079	1072	1.4622	17.0373	39.9868	−27.5487	0.0122	0.9205
D	109	136	−0.5522	16.7454	38.8973	−30.9364	−0.1740	0.8915
汇总	6654	4914	4.4905	16.9378	42.2528	−30.9364	0.8596	0.9164

表3 按行业划分的会计稳健性均值比较

行业	样本量	C_score均值	行业	样本量	C_score均值
A	223	3.2684	K	545	3.9837
B	190	4.3752	L	148	4.3474
C	8050	4.7298	M	60	7.0491
D	329	1.9089	N	115	1.6462
E	227	4.2581	O	40	9.2278
F	564	3.3286	Q	11	7.2020
G	251	2.4635	R	75	3.6859
H	70	2.7575	S	293	−0.4366
I	618	6.2200	汇总	11809	4.3853

民服务、修理和其他服务业(O)及卫生和社会工作(Q)的C_score均值均大于全样本均值，说明这些行业的会计稳健性程度较高。

2. 主要变量的描述性统计分析

表4给出了被解释变量和解释变量的描述性统计结果。可以看出，债务资本成本(R_d)的均值、中位数均明显低于股权资本成本(R_e)，符合公司财务的一般原理。信息披露质量(DQ)均值为2.9172，接近于“良好”水平，说明样本公司的信息披露质量总体良好。

表5进一步以信息披露质量和是否有盈余操纵嫌疑[4]进行分组，对加权平均资本成本(WACC)进行的描述性统计。可以看出，在无盈余操纵嫌疑的子样本中，信息披露质量越高，加权平均资本成本的均值越低；而有盈余操纵嫌疑的子样本中没有一致的结论。可见盈余操纵的存在对会计稳健性的真实经济效应产生了“噪音”。

二、回归分析结果

表6是模型1~5的回归结果。可以看出，模型1~3中C_score的回归系数均在1%的水平上显著为负，即会计稳健性对股权资本成本、债务资本成本和加权平均资本成本均有显著的降低作用，假设1得以验证。

借鉴温忠麟等(2004)[27]对中介效应检验程序的总结，本文采用依次检验和Sobel检验(Sobel，1982；Sobel，1987)[16] [17]来分析信息披露的中介效应是否显著。检验程序如下：(1)检验模型3中C_score的系数(设为c)是否显著。若显著，继续第(2)步检验；否则，终止检验。(2)检验模型4中C_score的系数(设为a)和模型5中DQ的系数(设为b)是否显著。若a、b都显著，继续进行第(3)步检验；若至少有一个不显著，做第(4)步Sobel检验。(3)检验模型5中C_score的系数(设为c')是否显著。若显著，则是部分中介效应；若不显著，则是完全中介效应。(4)Sobel检验。构造Sobel统计量如下：$Sobel\ z=\frac{ab}{\sqrt{a^2S_b^2+b^2S_a^2}}$，其中$S_a$、$S_b$分别为系数a、b 的标准误差。若显著，则中介效应显著；否则，中介效应不显著。

由表6第4~6列可知：(1)系数c在1%的水平下显著。(2)系数a和b均在1%的水平下显著。(3)系数c'在1%的水平下显著。因此，信息披露作为中介变量的部分中介效应显著。本文也进行了第(4)步Sobel检验，检验结果见表7，Sobel检验通过了1%的显著性检验，进一步验证了

表4 主要变量的总体描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
R_e	10269	0.0834	0.0476	0.2905	0.0105	0.0771
R_d	11572	0.0387	0.0313	0.2300	0	0.0360
WACC	9628	0.0688	0.0406	0.2615	0.0067	0.0635
C_score	11809	4.3853	16.8699	40.8417	−27.0078	0.7026
DQ	11568	2.9172	0.6398	4	1	3

表5 加权平均资本成本的描述性统计

质量评级	无盈余操纵嫌疑				有盈余操纵嫌疑				
	N	均值	标准差	中位数	N	均值	标准差	中位数	N
A	1295	0.0665	0.0349	0.0643	166	0.0658	0.0425	0.0552	1295
B	5692	0.0686	0.0366	0.0652	439	0.0612	0.0294	0.0562	5692
C	1742	0.0714	0.0531	0.0592	84	0.0587	0.0397	0.0542	1742
D	205	0.0883	0.0646	0.0742	5	0.0825	0.0328	0.0879	205
汇总	8934	0.0693	0.0411	0.0643	694	0.0622	0.0344	0.0555	8934

表6 各模型全样本回归结果

变量名	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
Constant	0.0053 (1.21)	0.0585*** (11.83)	−0.0393*** (−4.49)	−2.8705*** (−23.30)	−0.0425*** (−4.83)
C_score	−0.0861*** (−10.67)	−0.0400*** (−9.48)	−0.0417*** (−4.70)	0.5363*** (5.83)	−0.0403*** (−4.54)
DQ					−0.0026*** (−3.55)
TS	−0.0049* (−1.74)	−0.0083*** (−4.75)	−0.0048* (−1.67)	0.3333*** (8.33)	−0.0042 (−1.47)
ES	−0.0005 (−1.29)				
Lnpay		−0.0009** (−2.41)	−0.0012** (−2.02)	0.1309*** (15.90)	−0.0011* (−1.74)
ROE	0.0150*** (3.07)	0.0116*** (3.46)	0.1115*** (16.24)	1.0194*** (19.86)	0.1131*** (16.46)
DP	0.0040*** (3.95)		−0.0009 (−0.89)	0.0566*** (4.11)	−0.0007 (−0.66)
DA				0.5402*** (10.67)	
PID				−0.1420*** (−3.59)	
ATC	0.0079*** (7.85)		0.0054*** (5.21)		0.0056*** (5.40)
TBQ	−0.0023*** (−6.73)		−0.0008* (−1.77)	0.0099** (2.25)	−0.0007* (−1.66)
Lnpe	0.0044*** (9.39)		0.0029*** (6.08)		0.0027*** (5.54)
SD		−0.0086*** (−5.11)	0.0012 (0.41)		0.0015 (0.54)
Lnicr		−0.0035*** (−15.39)	−0.0019*** (−4.50)		−0.0018*** (−4.22)
INDUSTRY	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8482	7668	5349	9614	5349
调整后的R^2	0.1644	0.1288	0.2123	0.2097	0.2140

注：*、**、***分别表示双尾检验中10%、5%和1%的显著性水平。括号中的数值为t值。

信息披露的中介效应显著，假设2得以验证。

三、稳健性测试

描述性统计分析发现，会计稳健性数据不是对称的正态分布，而是右偏的。因此，本文将C_score数据的“均值+2×标准差”作为过度稳健性临界值，超过这一临界值的样本被视为有盈余操纵嫌疑。表4中，全样本的C_score均值为4.3853，标准差为16.8699，因此过度稳健性的临界值为38.1251(4.3853+2×16.8699)。本文设置盈余操纵嫌疑虚拟变量MP，当C_score>38.1251时，MP取值为1，否则取值为0，最终得到694个有盈余操纵嫌疑的样本数据。

表7 Sobel检验

系数	估计值	标准误	Sobel z 统计量	1%显著性水平平下的临界值	P值
a	0.5363	0.0920	−3.1325	−2.5758	0.0009***
b	−0.0026	0.0007			

注:***表示双尾检验中1%的显著性水平。

表8 剔除有盈余操纵嫌疑的样本数据后的回归结果

变量名	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
Constant	0.0060 (1.28)	0.0587*** (11.62)	−0.0404*** (−4.40)	−2.8447*** (−22.21)	−0.0439*** (−4.76)
C_score	−0.1048*** (−10.37)	−0.0484*** (−10.37)	−0.0484*** (−4.31)	0.4467*** (4.25)	−0.0469*** (−4.19)
DQ					−0.0029*** (−3.72)
TS	−0.0049 (−1.60)	−0.0090*** (−4.95)	−0.0041 (−1.36)	0.3327*** (7.92)	−0.0035 (−1.15)
ES	−0.0004(− 1.14)				
Lnpay		−0.0009** (−2.50)	−0.0011* (−1.73)	0.1285*** (14.96)	−0.0009 (−1.44)
ROE	0.0056 (1.07)	0.0134*** (3.84)	0.1080*** (14.62)	1.0273*** (19.04)	0.1098*** (14.85)
DP	0.0034*** (3.11)		−0.0016 (−1.57)	0.0574*** (3.98)	−0.0014 (−1.32)
DA				0.5242*** (10.10)	
PID				−0.1228*** (−2.98)	
ATC	0.0079*** (7.30)		0.0053*** (4.81)		0.0055*** (5.00)
TBQ	−0.0026*** (−6.84)		−0.0008* (−1.77)	0.0075 (1.59)	−0.0008* (−1.65)
Lnpe	0.0040*** (8.18)		0.0029*** (5.72)		0.0026*** (5.17)
SD		−0.0081*** (−4.69)	0.0016 (0.55)		0.0021 (0.69)
Lnicr		−0.0037*** (−15.65)	−0.0017*** (−3.95)		−0.0016*** (−3.66)
INDUSTRY	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7795	7189	4957	8909	4957
调整后的R^2	0.1628	0.1367	0.2145	0.2059	0.2165

本文剔除了有盈余操纵嫌疑的样本数据，再次利用模型1~模型5进行稳健性测试，结果如表8所示。可以看出，剔除有盈余操纵嫌疑的样本数据后，各假设依然成立，并且通过对比表7和表8发现，表8中模型1、2、3、5的C_score的系数绝对值更大，这意味着盈余操纵减弱了原本真实稳健性对资本成本的降低作用。稳健性测试结果表明，本文的结论是稳健一致的。

结论与启示

本文选取了深市1486家上市公司2001~2014年的面板数据对资本成本与会计稳健性之间的相关关系进行实证检验，发现会计稳健性能够显著地降低股权资本成本、债务资本成本和加权平均资本成本；进一步深入分析会计稳健性对资本成本的作用机制，发现信息披露为其提供了传导路径，盈余操纵嫌疑则改变了其影响程度，使得会计稳健性对资本成本的降低效应被削弱。

本文的研究揭示了会计稳健性原则在实践中的经济效益，对其原因和机制的深层次剖析为公司治理和国家制度建设提供理论指导与政策建议。

就公司管理层面而言，一是要充分重视会计稳健性原则，摒弃仅将其视为会计准则的要求而被动遵循的观念，积极而充分地利用稳健性原则；二是要把握好稳健性原则运用的恰当程度，不能将其作为盈余操纵的工具；三是要致力于提高信息披露质量，最大程度地发挥信息披露质量对于会计稳健性降低资本成本的中介效应。

就国家会计制度层面而言，一方面，会计制度的制定者要在坚持稳健性原则不动摇的前提下，细化稳健性的运用标准，制定相应的激励机制，赏罚并重，灵活有效地发挥稳健性的优化资源配置作用。另一方面，证券市场监管者要加强对上市公司信息披露质量的监管，强化信息披露质量的考评，以保护中小投资者的利益，充分发挥对上市公司的督促与激励作用，从长远来看，这种“不纵容”的态度才是对上市公司真正负责任的表现。 ■

[基金项目：本文获得国家社会科学基金项目(15BGL066)、国家自然科学基金项目(71572117)、北京市社会科学基金重点项目(15JGA010)，以及首都经济贸易大学重大科研项目与成果培育计划的资助]

注释

1. 2007年，所有样本公司的股票收益率均大于0；2009年，只有一家样本公司的股票收益率小于0，导致回归过程中这两年的大部分变量存在多重共线性而被删除，本文使用全部年份混合回归的结果对这两年的数据进行替代。

2. 《上市公司行业分类指引(2012年修订)》中，行业代码与类别名称如下：A 农、林、牧、渔业；B 采矿业；C 制造业；D 电力、热力、燃气及水生产和供应业；E 建筑业；F 批发和零售业；G 交通运输、仓储和邮政业；H 住宿和餐饮业；I 信息传输、软件和信息技术服务业；J 金融业；K 房地产业；L 租赁和商务服务业；M 科学研究和技术服务业；N 水利、环境和公共设施管理业；O 居民服务、修理和其他服务业；P 教育；Q 卫生和社会工作；R 文化、体育和娱乐业；S 综合。

3. 描述性统计部分的C_score数据是根据Khan和Watts(2009)[10]的C_score方法计算得到的原始数据。但在后文回归分析中，为了与其他变量数据相匹配，将C_score的原始数据进行了标准化处理。

4. 是否有盈余操纵嫌疑的划分方法参见后文的稳健性测试。

参考文献：

[1] Anwer S. Ahmed, Bruce K. Billings, Richard M. Morton, and Mary Stanford-Harris. The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs[J]. The Accounting Review, 2002, 77(4): 867-890.

[2] Basu, S.. The Conservatism Principle and Asymmetric Timeliness of Earnings[J]. Journal of Accounting & Economics, 1997, 24(1): 3-37.

[3] Beatty, A., J., Weber, and J. J., Yu. Conservatism and Debt[J]. Journal of Accounting & Economics, 2008, 45(2): 154-174.

[4] Easley D., and M., O'Hara. Information and the Cost of Capital[J]. Journal of Finance, 2004, 59(4): 1553-1583.

[5] Easton, P. D.. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital[J]. The Accounting Review, 2004, 79(1): 73-95.

[6] Gebhardt, W.R., C.M.C., Lee, and S., Bhaskaran. Toward an Implied Cost of Capital[J]. Journal of Accounting Research, 2001, 39(1): 135-176.

[7] Gordon M. J.. The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation[M]. RD Irwin, 1962.

[8] Guay W. R., and Verrecchia R. E.. Conservative Disclosure[EB/OL]. Available from http://papers.ssrn. com/sol3/ papers.cfm?abstract_id=995562, 2007.

[9] Jennifer Francis, Ryan LaFond, Per M. Olsson, and Katherine Schipper. Cost of Equity and Earnings Attributes[J]. The Accounting Review, 2004, 79(4): 967-1010.

[10] Khan, M., and R. L., Watts. Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism[J]. Journal of Accounting & Economics, 2009, 48(2): 132-150.

[11] Lara, J. M., G., Osma, B. G., and F., Penalva. Accounting Conservatism and Corporate Governance[J]. Review of Accounting Studies, 2009, 14(1): 161-201.

[12] Li Xi. Accounting Conservatism and the Cost of Capital: An International Analysis[J]. SSRN Electronic Journal, 2010, 42(5-6): 555-582.

[13] Li K. K., and Mohanram P.. Evaluating Cross-Sectional Forecasting Models for Implied Cost of Capital[J]. Review of Accounting Studies, 2014, 19(3): 1152-1185.

[14] Manuel, J. G., B. G., Osma, and F., Penalva. Conditional Conservatism and Cost of Capital[J]. Review of Accounting Studies, 2011, 16(2): 247-271.

[15] Ohlson, J. A., and B. E., Juettner-Nauroth. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value[J]. Review of Accounting Studies, 2005, 10(2-3): 349-365.

[16] Sobel, M. E.. Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models[J]. Sociological Methodology, 1982, (13): 290-312.

[17] Sobel, M. E.. Direct and Indirect Effects in Linear Structural Equation Models[J]. Sociological Methods & Research, 1987, 16(1): 155-176.

[18] Suijs, J.. On the Value Relevance of Asymmetric Financial Reporting Policies[J]. Journal of Accounting Research , 2008, 46(5): 1297-1321.

[19] Watts, R. L.. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications[J]. Accounting Horizons , 2003, 17(3): 207-221.

[20] Zhang, J.. The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers[J]. Social Science Electronic Publishing, 2008, 45(1): 27-54.

[21] 郝东洋，张天西. 股利政策冲突、稳健会计选择与公司债务成本[J]. 经济与管理研究, 2011, (02): 72-80.

[22] 何玉，张天西. 信息披露、信息不对称和资本成本: 研究综述[J]. 会计研究, 2006, (06): 80-86.

[23] 李远鹏，李若山. 是会计盈余稳健性，还是利润操纵？——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中国会计与财务研究, 2006, 7(3): 1-56.

[24] 毛新述. 中国上市公司盈余稳健性研究[M]. 北京: 经济科学出版社, 2009.

[25] 毛新述，戴德明. 会计制度改革、盈余稳健性与盈余管理[J]. 会计研究, 2009, (12): 38-46.

[26] 汪炜，蒋高峰. 信息披露、透明度与资本成本[J]. 经济研究, 2004, (07): 107-114.

[27] 温忠麟，张雷，侯杰泰，刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.

[28] 曾颖，陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本[J]. 经济研究, 2006, (02): 69-79,91.

[29] 周晓苏，吴锡皓. 稳健性对公司信息披露行为的影响研究——基于会计信息透明度的视角[J]. 南开管理评论, 2013, 16(3): 89-100.