

环境不确定性如何影响公司特质风险

——基于现金流波动和会计信息质量的中介效应检验*

○ 花冯涛 徐 飞

摘要 很少有文献从企业外部环境视角分析公司特质风险的形成机制。本文以 2000-2015 年的深沪 A 股为研究对象,通过中介效应检验,分析环境不确定性对公司特质风险的作用。研究认为,环境不确定性导致现金流波动上升及会计信息质量下降,进而对公司特质风险产生正向推动作用;股权制衡度的提升改善公司治理机制,降低了现金流波动和会计信息质量的中介效应,抑制环境不确定性对公司特质风险的作用。研究从经营环境视角分析了公司特质风险的成因,其研究价值在于,不仅回答了环境不确定性作为系统风险因素影响公司特质风险的作用机理,还回答了股权制衡度是否对不确定性和特质风险相关性产生作用的问题。另外,研究让我们对系统风险与特质风险之间的相关性有了新的认识。

关键词 不确定性;特质风险;现金流波动;会计信息质量;股权制衡度

* 本文受国家社会科学基金项目(13CGL026)资助

引言

自从 Campbell 等提出“特质风险现象”后,在欧美发达资本市场中,公司特质风险在 20 世纪后半叶呈显著上升趋势。^[1]学者多从企业“内在”因素视角解释,如新上市和规模小的企业,其自身的经营风险带动了特质风险的上升,形成“新上市效应”或“小公司效应”;^[2]负债比例带来的财务风险迫使企业偏离正常经营轨道影响特质风险,形成“杠杆效应”;^[3]会计信息质量与公司特质风险呈显著负相关性;^[4]企业的内控质量越低,公司特质风险上升程度显著增加;^[5]还有文献从股权结构、多元化经营等角度予以解释。^[6]但近年来有学者发现,制度环境、^[7]产品市场竞争和特质风险之间存在显著的关联性,^[8,9]研究视角逐渐由企业的内部因素转向外部环

境的不确定性。

环境不确定性指“市场交易环境变化的不可预测性”,^[10]这种不可预测性体现在市场需求、技术、政策、供应商等环境要素的变化上,对企业价值产生了难以估计的后果。近四十年来,随着宏观经济的快速发展,环境要素的动荡性和复杂化也日益加剧。尤其 2008 年金融危机后,随着人口红利的消失、国外市场需求的持续萎靡,不确定性逐渐成为管理层关注的重点。^①环境是企业经营的土壤,环境不确定性通过企业投资行为和信息传递,^[12]对资本市场产生影响,例如环境不确定性与股价崩盘效应存在显著的正向关联。^[13]那么,环境不确定性对公司特质风险是否存在影响?这是本文要研究的第一个问题。

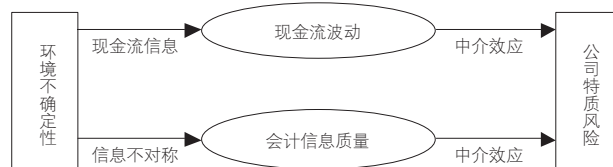


图1 研究逻辑结构

一般而言,环境不确定性是系统风险因素,而特质风险反映的是企业特质的私有信息或噪声交易,^[4]两者的风险形成逻辑迥异。那么,如果不确定性的确对特质风险存在影响,其内在的影响逻辑是什么?环境不确定性带来的经营后果包括两个方面,即经营现金流波动的上升和会计信息质量的下降:一方面,企业为了应对不确定性带来的冲击做出应对行为,偏离了原有轨道,从而影响经营现金流;^[14]另一方面,企业面临不确定性所做出的反应必然影响到会计信息质量。而上述两者与特质风险存在关联性。^[4,8]因此,本文试图通过现金流波动和会计信息质量的中介效应,厘清不确定性对特质风

险的作用机理，这是本文要研究的第二个问题（研究逻辑结构见图1）。

一、理论分析和研究假设

1. 环境不确定性与公司特质风险：基于企业应对行为的解释

已有文献认为，制度环境、产品市场竞争对公司特质风险存在显著影响，^[7-9]学者逐渐意识到，“外部”环境要素的波动同样对特质风险具有显著影响。而企业的经营环境涉及多方面，如客户集中度、审计质量、宏观经济政策、融资市场的变化是否对特质风险也存在作用。更为重要的是，上述文献忽略了一个基本的问题：不论制度还是行业竞争，对于股价波动而言都是系统风险因素，并非直接影响非系统风险，即公司特质风险。那么，两者间的影响机制是什么？

企业是环境的产物，环境要素的变化同样影响着企业微观决策行为。依据“资源观”，^②不确定性意味着企业对环境要素的控制能力下降。^[15]为了维护其竞争优势，企业必须具有不断调整、更新、重构、再造资源的“动态能力”，^[16]如企业创新、经营战略的转向，以获得生存空间。另外，不确定的经营环境也给管理层带来谋求私利的机会。不论是前者还是后者，实际上都会将外部环境要素波动的系统性风险因素转变为企业内部经营的特质行为，其引起的现金流波动信息，难以通过公开信息予以披露，而是通过私有信息套利转变为特质风险。首先，环境不确定性刺激了企业的创新行为，并影响着公司特质风险。^[17]环境要素的波动性迫使管理层发挥企业家精神，推动更多的组织创新和技术创新，以应对可能的市场冲击，成为企业创新的原动力，以获得与众不同的竞争力。企业规模越小，创新行为越频繁，^[18]而创新自身所具有的如技术、组织管理等非系统风险因素，随着小企业大量上市而暴露在资本市场，形成公司特质风险。其次，环境不确定性促使企业经营战略转向，进而影响公司特质风险。为了应对经营环境变化的冲击，管理层往往在“多元化经营”和“归核化”战略之间选择。虽然“多元化经营”能够平滑企业业绩的波动，但其本身会导致企业规模膨胀、融资约束增加，这些内部特质因素正是特质波动变化的重要因素；“归核化”战略通过“分拆”业务增加核心竞争力，并激励企业不断创新。但在业务种类单一化、规模下降的同时，会丧失“内部资本市场”、经营风险对冲的优势，将企业内部的风险因素如技术、财务等风险直接暴露在资本市场，形成公司特质风险。^[1]再次，环境不确定性刺激了管理层

的私利行为，推动公司特质风险上升。在不确定经营环境中，管理层出于私利目的，或为控制更多资源而过度投资，或为避免承担不必要的风险成本而投资不足。^[19]投资行为偏差带来的公司业绩波动，促使管理层封锁真实经营信息，并通过私有信息套利行为融入股价。因此，环境不确定性通过企业的自我调整，对公司特质风险产生显著影响。基于此，提出假设：

H1：环境不确定性与公司特质风险呈正相关性，不确定性越高，公司特质风险呈上升趋势

2. 环境不确定性与公司特质风险：基于现金流波动的中介效应

事实上，现金流波动作为环境不确定性的结果，对公司特质风险存在直接影响。Zhang根据市场竞争程度划分行业，发现竞争性较强的现金流波动超过100%，而较弱的行业则仅上升了20%，表明不确定性与现金流波动之间存在密切联系。^[20]另一方面，伴随着“特质风险现象”，即公司特质风险不断上升，欧美企业的现金流波动也大幅增加，20世纪最后四十年，企业单位销售收入现金流波动率增加近一倍，^[8]二者呈现相似的变化趋势。而Pae等、Jiang等利用多种指标衡量经营现金流波动率均发现，二者在计量意义上存在显著的相关性。^[21,22]

在面临不确定的经营环境时，企业的应对行为即企业创新、经营战略转向及管理层的投资决策，冲击着正常的经营轨道，促使现金流波动率上升。首先，企业创新活动对现金流的波动性存在显著的作用：一方面，企业的创新活动因其长期的连续型及不确定性，具有较强的融资约束。尤其在创新频率较高的中小企业，其融资约束更为严重，内部资金不稳定容易受到外部冲击。另外，创新活动本身具有较高调整成本，内部财务状况的波动性导致投资—现金流敏感度增加，出现投资不足或过度；^[23]另一方面，企业创新活动失败是大概率事件，从研发支出到产品市场化需要大量资金投入，现金流占比较高，对企业发展战略、经营可持续性影响深远，强烈冲击企业的未来业绩，影响经营现金流波动率，形成公司特质风险。其次，企业经营战略的转向冲击着现金流波动。尽管“多元化经营”能够通过跨行业经营平滑盈余波动，但其带来的规模扩张更容易成为管理层的私利工具。在多元化经营所构建的“企业帝国”内部，各部门为争夺资源，如“内部资本市场”带来的“交叉补贴”等，更容易产生扩张投资规模的冲动而导致投资效率下降，使得经营现金流波动上升。这种情况在国有背景的企业中尤为明显。^[24]再次，环境不确定性带来的信息不

对称,使得投资决策所需的信息成本增加,降低了决策成功的概率。同样,基于谋求私利,管理层更容易将决策失败因素归咎于外界的不确定性,从而降低企业投资决策的理性程度,增加了决策难度,^[25]最终导致现金流波动率上升。另一方面,不确定性使得企业在制定现金持有策略过程中,难以预测现金流入和流出,无法做到合理匹配现金,也导致经营现金流波动性。基于此,本文提出假设:

H2:公司特质风险与现金流波动性呈正相关性;而现金流波动是环境不确定性和公司特质波动之间的中介变量

3. 环境不确定性和公司特质风险:基于会计信息质量

已有研究表明,公司特质风险与信息不对称有关,是私有信息交易和噪声交易的后果。^[4]Easley等将信息解构为私有信息和公开信息。私有信息的持有者被称为知情交易者,反之为信息劣势者。^[26]当企业与市场的信息不对称程度上升时,知情交易者的信息套利频率大幅增加,同时信息劣势者的噪声交易规模大幅扩张,推动公司特质风险显著上升。^[4,27]而不确定的经营环境在刺激企业应对过程,如创新活动、经营战略转向甚至管理层的盈余管理行为,都成为信息不对称的重要推动力量,从而特质风险的变化产生作用。

首先,创新活动的高风险孕育着信息不对称。创新知识的重构与实践具有较强的排他性,因而作为企业的商业秘密,管理层极力封锁相关信息。另外,创新成果多依赖创新人员的人力资本形成无形资产,外部投资者难以判断创新人员的努力程度及创新活动的未来价值。同时,创新成果产业化过程所需时间较长、资金投入量巨大,外部投资者难以判断创新活动的未来价值。尽管上市企业有创新信息披露的责任,但披露企业占比较小且多是强制性披露,自愿性披露内容较少、质量较低。^[28]因此,创新活动的以上特征导致企业和外部投资者之间的信息不对称程度上升,刺激私有信息套利及噪声交易。其次,“多元化经营”往往涉及跨行业经营,多部门盈利状况差异性较大,管理层利用内部信息准确判断各业务现金流波动性。对外部投资者而言,由于专业能力、信息搜寻成本等限制,对各部门的现金流预期存在误差,对于投资者成熟度较低的我国资本市场,这种误差更为显著;另一方面,“多元化经营”的直接后果是组织结构复杂化,信息在企业各部门之间以及内部与外部之间的传递效率下降。同时,各部门为获得“内部资本市场”的资金补贴,更倾向于封锁本部门的真实经营状况,刺

激信息不对称性程度上升。再次,在不确定的经营环境中,基于私利目的、决策信息成本上升,管理层投资效率下降,引起盈余波动大幅上升,危及企业在资本市场中的表现,甚至增加股价崩盘风险的可能性。^[29]为了平滑企业的盈余波动,管理层倾向于通过应计或真实盈余管理来平滑企业盈利的波动,导致公司信息质量恶化,^[30]最终推动公司特质风险上升。基于此,本文提出假设:

H3:公司特质风险与会计信息质量呈负相关性;会计信息质量是环境不确定性和公司特质风险之间的中介变量

二、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文以深沪A股作为研究对象,并按照如下标准剔除观测值:(1)由于金融、保险类企业的资本结构较为特殊,本文剔除这两个行业的观测值;(2)由于交易机制的特殊性,本文剔除期间被ST的企业年度观测值;(3)由于上市当年股价波动异常,故剔除IPO当年的观测值。本文样本期间从2000-2015年,共获得观测值24936个。其中,证券分析师预测数据自2004年开始统计。交易行情数据源自WIND数据库,财务数据来自CSMAR数据库;行业分类按照2001年中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》划分。考虑到销售收入变异系数($Un_{i,t}$)、证券分析师预测分歧度($Anls_{i,t}$)、现金流波动率($Cfvol_{i,t}$)、会计信息质量($Wca_{i,t}$)均为潜变量,故对其进行中心化处理。另外,除离散变量外,其他变量均在1%的基础上进行Winsorize处理。

2. 基于中介效应检验的模型构建

中介效应(Mediator Effect)描述解释变量(X)和被解释变量(Y)并不是直接因果关系,而是通过相关变量(M)间接发生作用。变量(M)为中介变量,而这种间接因果链($X \rightarrow M \rightarrow Y$)被称为中介效应,所对应的关系分别为: $Y=c \times X+e_1$ 、 $M=a \times X+e_2$ 、 $Y=c' \times X+b \times M+e_3$ 。其中,c是解释变量(X)对被解释变量(Y)的总效应、 $a \times b$ 为中介变量(M)对被解释变量(Y)的中介效应、而 c' 为解释变量(X)对被解释变量(Y)的直接效应。三个效应之间的关系为 $c=a \times b+c'$,中介效应在总效应的比例应该为 $\theta=a \times b/c$ 。

在检验现金流波动和会计信息质量的中介效应过程中,鉴于研究方法的局限,并没有考虑中介变量间的相关性,即单独考察每个变量的中介效应。故本文借鉴温忠麟等的方法,^[31]依次构建如下三个检验模型:

$$Iv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Un_{i,t} / Anls_{i,t} + \sum_{k=2}^8 \alpha_k \times Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Cfvol_{i,t}/Wca_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Un_{i,t}/Anls_{i,t} + \sum_{k=2}^8 \beta_k \times Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Iv_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \times Un_{i,t}/Anls_{i,t} + \gamma_2 \times Cfvol_{i,t}/Wca_{i,t} + \sum_{k=3}^9 \gamma_k \times Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, 方程(1)和(3)中的被解释变量为特质风险(Iv), 解释变量为环境不确定性变量, 由两个指标构成, 即销售收入变异系数(Un)和证券分析师预测分歧度(Anls), 两个中介变量即现金流波动率(Cfvol)和会计信息质量(Wca); 而方程(2)中的被解释变量为中介变量(Cfvol/Wca), 解释变量则为不确定性变量(Un/Anls)。中介效应检验过程如下: 步骤一, 方程(1)中的系数 α_1 代表环境不确定性对特质风险的总效应。如果 α_1 显著, 则继续方程(2)的检验, 否则停止检验; 步骤二, 方程(2)中的系数 β_1 衡量现金流波动率(Cfvol)或会计信息质量(Wca)是否存在中介效应, 如果该系数显著, 表明变量存在中介效应; 步骤三, 观察方程(3)的系数 γ_2 和 γ_3 是否显著。其中, γ_2 衡量不确定性对特质风险的直接效应。如果 γ_2 不显著, 而 γ_3 显著, 意味着变量(Cfvol)或(Wca)存在完全中介效应; 如果 γ_2 和 γ_3 均显著, 则表明两个变量只存在部分中介效应。在实证过程中, 采用Stata14软件中的Sgmediation命令进行中介效应检验, 中介效应的显著性检验, 即Sobel检验、Goodman检验1和Goodman检验2由软件自动给出, 此处不再列出具体的计算方式。需要指出的是, 该命令仅支持混合数据的检验, 没有顾及时间效应、行业效应等, 基于此, 采用标准误差聚类稳健调整对回归结果进行调整。

3. 变量设计

(1) 公司特质风险(Iv): 一般而言, 测度公司特质风险的方法主要有两种, 即以CAPM模型为代表的间接分离法^[1]和以Fama-French三因素模型为基础的直接测度法。^[32]前者所需参数较少, 精度较小; 后者所需计算参数较多, 计算较为复杂, 但计算精度较高, 故本文采用直接分解法:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta \times (r_{m,t} - r_{f,t}) + s \times SMB + h \times HML + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, $r_{i,t} - r_{f,t}$ 为个股超额收益, $r_{m,t} - r_{f,t}$ 为市场超额收益; SMB为公司规模因子, 由市值较大的投资组合与市值较小的投资组合收益差额计算所得; HML代表公司成长性因子, 由市值账面较高的投资组合与较低投资组合的收益差额计算所得; ε_t 为模型残差项。根据Xu等的方法,^[32]公司特质风险为 ε_t 的标准差, 即 $Iv = \sqrt{\text{var}(\varepsilon_t)}$, 本文采用日度数据计算所得。

(2) 环境不确定性变量

① 销售收入变异系数(Un): 环境不确定性根源于环境要素的变化, 对企业的影响是多方面的, 如EBIT、雇员人数、税后利润、净资产、总资产等指标, 最终反映到企业的销售收入波动。故Ghosh等使用过去5年企业销售收入的标准差经行业调整后的数值进行测度。^[33]考虑到我国经济增长速度较快、企业成长性较高, 销售收入波动中部分是由企业成长性所带来的, 故申慧慧、Ghosh等将企业销售收入与年份回归, 用模型残差计算销售收入波动率, 作为环境不确定性的衡量指标。^[30,33]首先, 由公式(6)测算企业非正常销售收入:

$$Sale = \alpha_0 + \alpha_1 \times Year + \varepsilon \quad (5)$$

其中, Sale为公司观测年度过去5年的销售收入, Year为观测年度过去5个年度值, 由远到近取值为Year=1, 2, 3, 4, 5, 残差 ε 为过去5年的非正常销售收入。首先, 利用过去5年的非正常销售收入数值计算标准差, 并除以过去5年销售收入平均值, 得到未经行业调整的销售收入波动率; 其次, 将各行业中每一年未经调整销售收入波动值的中位数作为行业不确定性变量; 最后, 将企业每年度销售收入波动率除以行业不确定性变量, 得到环境不确定性变量—销售收入变异系数(Un)。

② 分歧师预测分歧度(Anls): 证券分析师的预测能力与企业经营环境的波动性有着直接联系,^[34]当不确定性上升时, 资产、负债成本、费用、销售收入的估值空间大幅扩张, 分析师对企业未来盈余预期的难度增加, 降低了其盈余预测的能力。故在Ghosh等的文献中,^[33]同样将分析师预测分歧度作为环境不确定性的衡量指标:

$$Anls = SD(FEPS_{i,t})/TA_{i,t} \quad (6)$$

其中, SD(FEPS_{i,t})为样本公司所有证券分析师在第t年度对每股盈余预测的标准差。在计算过程中, 证券分析师每年度内对企业每股盈余可能存在多次预测行为, 本文手工筛选出证券分析师在每年度中的最后一次预测值作为计算标准; TA_{i,t}为每股总资产。

(3) 中介变量1

中介变量指标1为现金流波动率(Cfvol)。本文采用陈志斌等的方法, 用企业过去三年的每股经营活动现金净额(Cf_{t-2}、Cf_{t-1}、Cf_t)的标准差来计算现金流波动率。^[35]

$$Cfvol_t = SD(Cf_{t-2}, Cf_{t-1}, Cf_t) \quad (7)$$

需要特别指出, 销售收入变异系数(Un)是在消除销售收入波动率的时间趋势和行业特征的基础上计算所得。因此, 两者之间的机械关联性大大降低, 能够保证中介效应检验的有效性。

(4) 中介变量2

中介变量指标2为会计信息质量(Wca), 指应计项

目能否真实反映企业经营状况, 如果应计项目与经营现金流的匹配程度较高, 会计信息质量较高; 反之, 会计信息质量较低。因此, 本文采用 Francis 等、Dechow 等的方法,^[36,37] 利用运营资本应计项目与前后三期的经营现金流净额、当期与上一期销售收入差额以及当期固定资产原值的回归残差, 计算其标准差, 用以衡量会计信息质量:

$$TA_t / A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 \times (Cfo_{t-1} / A_{t-2}) + \beta_2 \times (Cfo_t / A_{t-1}) + \beta_3 \times (Cfo_{t+1} / A_t) + \beta_4 \times (\Delta REV_t / A_{t-1}) + \alpha_5 \times (PPE_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中, TA_t 为企业的应计利润加上折旧摊销额, 或利润总额减去经营现金流净额后加上折旧摊销额; Cfo_t 为企业的经营活动现金流净额; ΔREV_t 为当期与上一期的主营业务收入差额; PPE_t 为第 t 期期末的固定资产原值。本文利用最小二乘法对模型 (9) 进行分行业分年度回归, 所获残差项 ε_t 为未预期应计项目。然后, 分企业对残差项滚动计算过去三年的标准差, 即得到会计信息质量指标 (Wca)。需要强调的是, 该指标与会计信息质量之间呈显著负相关, 即变量 (Wca) 越高时会计信息质量越低。

表1 变量释义

	变量名称	变量符号	变量涵义
被解释变量	公司特质风险	Iv	根据文中方法计算所得
解释变量:	销售收入变异系数	En	根据文中方法计算所得
环境不确定性	证券分析师分歧度	Anls	根据文中方法计算所得
中介变量	会计信息质量	Wca	根据文中方法计算所得
	现金流波动率	Cfvol	根据文中方法计算所得
	上市年龄	Age	从公司上市至观测年份的年数
	换手率	Turn	个股日换手率的年均值 (CASMAR 数据库)
	账面市值比	Bm	股东权益 / 公司市值 (CASMAR 数据库)
	公司规模	Scale	公司当年期末总资产的自然对数
控制变量	市净率	Pb	个股股价 / 每股净资产 (CASMAR 数据库)
	产品市场竞争	HHI	公司销售额占行业比重平方之和
	独立董事比例	Board	公司年报披露独立董事人数 (CASMAR 数据库)
	资本结构	Ral	公司当年资产负债率 (CASMAR 数据库)
	系统风险	Bate	Bate 系数 (WIND 数据库)

(5) 控制变量

已有文献研究发现, “小公司效应” 意味着公司规模 ($Scale$)、账面市值比 (Bm)、市净率 (Pb) 与特质风险之间存在关联性; 而“新上市效应” 的存在, 意味着上市年龄 (Age) 对特质风险存在密切的联系;^[2] 财务风险对股价波动的影响意味着资本结构 (Ral) 与公司特质风险密切相关;^[3] 市场信息环境、“治理效应”、产品市场竞争对公司特质风险的影响, 则意味着独立董事变量 ($Board$)、换手率 ($Turn$)、产品市场竞争变量 (HHI)

对公司特质风险也存在显著的作用;^[4,7] 另外, 系统风险 ($Beta$) 与特质波动之间也存在显著的关系。^[33] 故将上述变量作为控制变量。

三、实证结果

1. 描述性统计分析

表 2 报告了各个变量的描述性统计, 可以看出: (1) 公司特质风险 (Iv) 年度均值为 0.0557, 标准差为 2.2%, 远远低于发达国家超过 40% 的特质风险水平。^[1] 据图 2 所示, 特质风险 2000-2007 年呈上升趋势, 2007-2014 年呈下降趋势, 之后又呈上升趋势。(2) 不确定性变量——销售收入变异系数 (Un) 和分析师预测分歧度 ($Anls$) 的年度平均值均超过中位数, 并且两个变量的标准差较小, 表明企业经营环境面临的不确定性较高, 成为普遍现象。另据图 2 所示, 变量 (Iv) 和 (Un) 及 ($Anls$) 之间的时间趋势具有较强的相似性, 表明公司特质风险与环境不确定性者存在必然联系。(3) 现金流波动率 ($Cfvol$) 和信息质量 (Wca) 的年度均值均高于中位数, 表明现金流波动性普遍较高, 并且会计信息质量普遍较低。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	P25	中位数	P75	最大值	标准差
Iv	24763	0.0557	0.0244	0.0401	0.0523	0.0681	0.1041	0.0206
Un	21946	1.2638	0.2293	0.5286	0.9201	1.5628	4.5246	1.0790
Anls	10746	0.0591	0.0077	0.0238	0.0447	0.0827	0.1901	0.0491
Cfvol	22327	0.0739	0.0015	0.0248	0.0459	0.0829	0.6367	0.0952
Wca	20753	0.0529	0.0001	0.01873	0.03438	0.0603	0.5331	0.0694
Age	24936	8.3043	0	4	8	13	18	4.8259
Turn	24936	2.5331	0.5112	1.1931	2.0625	3.4402	8.2078	1.7320
Bm	24471	0.9157	0.1671	0.40122	0.6886	1.2192	2.6780	0.6916
Scale	24936	7.0258	2.0184	3.6666	5.5613	8.9589	17.2333	4.4639
Pb	24465	3.3918	0.9879	1.5932	2.4979	4.2396	10.6254	2.5405
HHI	24580	0.0451	0.0007	0.0037	0.0111	0.0400	0.3123	0.0790
Board	24721	3.019	0	3	3	3	8	1.1004
Ral	24927	0.5165	0.1710	0.3836	0.5328	0.6677	0.7572	0.1772
Bate	24929	0.5683	0.1443	0.3652	0.5444	0.7548	1.0883	0.2624

表 3 为各主要变量间的相关系数。首先, 公司特质风险 (Iv) 和两个环境不确定性变量即 (Un) 和 ($Anls$) 在 Spearman 检验和 Pearson 检验中均呈显著正相关, 两者之间的相似度较高, 表明环境不确定性越高, 公司特质风险越高; 其次, 变量 (Iv) 与两个中介变量 ($Cfvol$) 和 (Wca) 的相关系数显著为正, 说明经营现金流和会计信息质量对特质风险存在重要影响; 再次, 变量 (Un) 分别与中介变量 ($Cfvol$) 和 (Wca) 的系数显著为正, 说明环境要素的波动对经营现金流波动和信息质量具有重要的影响; 再次, 变量 (Un) 和 ($Anls$) 之间不存在相关性, 并且系数符号为负, 表明两个变量之间不存在

关联性。需要说明的是,变量(Un)是从内部经营的角度,而变量(Anls)则是从企业外部反映企业环境波动的变化,这样能够从不同角度验证不确定性和特质风险的关系。最后,两个中介变量显著为正,表明现金流信息大部分是通过私有信息套利融入股价。同时,本文采用Stata软件中的Coldiag2命令计算检验参数为9.62,小于门限值30,表明变量间不存在多重共线性。

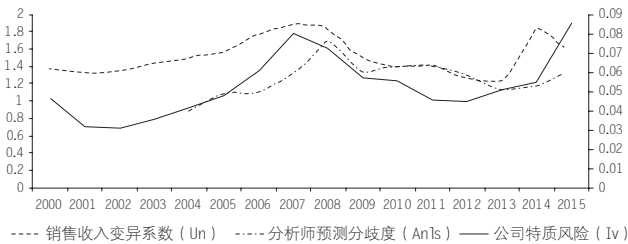


图2 公司特质波动和环境不确定性的变化趋势(2000-2015年)

表3 主要变量相关系数

	Iv	Un	Anls	Cfvol	Wca
Iv	1	0.0614***	0.0568***	0.0761***	0.0592***
Un	0.0853***	1	-0.0222*	0.1132***	0.1040***
Anls	0.0435***	-0.0104	1	0.1745***	0.1461***
Cfvol	0.1545***	0.2137***	0.1503***	1	0.2696***
Wca	0.1018***	0.0825***	0.1268***	0.2028**	1

注:***表示在1%的水平上显著,**表示在5%的水平上显著,*表示在10%的水平上显著;上三角为Spearman相关性检验、下三角为Pearson相关性检验

本文采用Stata中的Ttest命令,将公司特质风险(Iv)、现金流波动率(Cfvol)、会计信息质量(Icc)分别按照销售收入变异系数(Un)和证券分析师预测分歧度(Anls)的中位数分为两组,并比较三个变量均值在各组之间的差异性。表4报告了检验结果,表明三个变量(Iv)、(Wca)和(Cfvol)不论在变量(Un)还是(Anls)分组中,较高组均值显著高于较低组均值,再次印证了不确定性不论对两个中介变量还是对解释变量都存在统计意义上的正向推动作用。

表4 主要变量的分组检验

	Iv的均值	Wca的均值	Cfvol的均值
Un<中位数	0.0513	0.0409	0.0579
Un>中位数	0.0554	0.0557	0.0828
t检验	-0.0041***(-14.99)	-0.0148**(-16.97)	-0.0249***(-21.89)
	Iv的均值	Wca的均值	Cfvol的均值
Anls<中位数	0.0529	0.0375	0.0587
Anls>中位数	0.0552	0.0510	0.0734
t检验	-0.0023***(-6.94)	-0.0135***(-12.52)	-0.0147***(-10.42)

注:***表示在1%的水平上显著,**表示在5%的水平上显著,*表示在10%的水平上显著

2. 实证结果

(1) 环境不确定性与公司特质风险:基于现金流波动的中介效应检验

表5报告了环境不确定性通过现金流波动率(Cfvol)对公司特质风险(Iv)产生作用的检验结果。其

表5 环境不确定性与公司特质风险——基于现金流波动的中介效应检验

变量	解释变量: Un			解释变量: Anls		
	Iv (方程1)	Cfvol (方程2)	Iv (方程3)	Iv (方程4)	Cfvol (方程5)	Iv (方程6)
_cons	0.0245*** (3.24)	0.0659*** (20.63)	0.0219*** (2.93)	0.0597*** (6.23)	0.0572*** (10.78)	0.0533*** (5.53)
Un	0.0052*** (7.28)	0.0043*** (14.32)	0.0044*** (4.08)			
Anls				0.0567*** (3.11)	0.1310*** (12.99)	0.0421*** (2.29)
Cfvol			0.159*** (9.53)			0.1117*** (5.86)
Age	0.0059*** (3.35)	0.0005*** (6.88)	0.0051*** (3.19)	0.0039** (2.25)	0.0003*** (3.55)	0.0026 (1.48)
Turn	0.0203*** (38.68)	0.0001*** (0.35)	0.0204*** (38.74)	0.0170*** (28.15)	0.0000 (-0.03)	0.0171*** (28.20)
Bm	-0.0155*** (-3.88)	0.0010 (0.35)	-0.0156*** (-3.92)	-0.0251*** (-5.07)	0.0170*** (6.18)	-0.0270*** (-5.45)
Scale	-0.0004*** (-3.57)	0.0008*** (6.57)	-0.0005*** (-3.61)	-0.0004*** (-3.50)	0.0011*** (7.35)	-0.0003*** (-3.25)
Pb	0.0061*** (3.48)	0.0057*** (3.31)	0.0052*** (3.26)	0.0052*** (3.20)	0.0233*** (8.23)	0.0041*** (2.61)
HHI	0.0017* (1.75)	0.0041*** (3.68)	0.0017* (1.76)	0.0017* (1.77)	0.0031*** (2.74)	0.0014 (1.31)
Board	-0.0099** (-2.69)	-0.0082*** (-5.18)	-0.0113*** (-3.00)	-0.0110*** (-2.96)	-0.0111*** (-4.35)	-0.0097*** (-2.68)
Ral	0.0115*** (2.75)	0.0143*** (9.04)	0.0120*** (2.88)	0.0133*** (3.13)	0.0101*** (5.02)	0.0124*** (2.93)
Bate	0.0149*** (5.45)	0.0012 (1.04)	0.0152*** (5.53)	0.0218*** (6.94)	0.0072*** (4.12)	0.0226*** (7.21)
Adj-R ²	0.240	0.122	0.259	0.296	0.131	0.309
F值	701.81***	304.25***	771.02***	419.42***	147.05***	433.56***
Obs	19995	19995	19995	8946	8946	8946
Sobel 检验	0.0007***(z=7.936)			0.0146***(z=5.342)		
Goodman 检验 1	0.0007***(z=7.923)			0.0146***(z=5.329)		
Goodman 检验 2	0.0007***(z=7.949)			0.0146***(z=5.356)		
中介效应系数	0.0007***(z=7.936)			0.0146***(z=5.342)		
直接效应系数	0.0045***(z=6.301)			0.0421***(z=2.294)		
总效应系数	0.0052***(z=7.282)			0.0567***(z=3.115)		
中介效应比例	0.1323			0.2581		

注:_cons为截距变量;***、**、*分别代表通过1%、5%、10%水平上的显著性检验,括号内为检验t值;根据VIFs膨胀因子系数,不存在共线性问题

中,方程(1)和(4)为中介效应检验步骤一,检验解释变量,即销售收入变异系数(Un)和分析师预测分歧度(Anls)对变量(Iv)的作用:变量(Un)和(Anls)的系数均显著为正,表明环境不确定性加剧时公司特质风险程度越高,支持了假设H1的观点。方程(2)和(5)为中介效应检验步骤二,检验解释变量对中介变量的作用,变量(Un)和(Anls)的系数在1%的水平上显著为正,表明企业经营环境的不确定性越高时,企业的经营现金流波动性越大。^[8]方程(3)和(6)为中介效应检验步骤三,变量(Cfvol)的系数显著为正,表明现金流波动是影响特质风险的重要因素。^[9]不确定性变量(Un)或(Anls)的系数虽然依然显著,但与方程(1)或(4)相比,系数值和显著性均明显下降。检验结果表明,现金流波动率(Cfvol)在不确定性变量和特质风险之间存在部分中介效应。上述结论证实了不确定性对特质风险的作用机理,即“不确定性—现金流波动—特质风险”。其中,现金流波动(Cfvol)在变量(Un)中的中介效应比例为13.23%,而在变量(Anls)中的中介效应比例为

25.81%。本文在Sgmediation命令检验过程中提供了三种显著性检验,即Sobel、Goodman1、Goodman2检验,均呈显著性,结论支持假设H2。

(2) 环境不确定性与公司特质风险:基于会计信息质量的中介效应检验

表6 环境不确定性和公司特质风险
——基于会计信息质量的中介效应检验

变量	解释变量: Un			解释变量: Anls		
	Iv (方程1)	Wca (方程2)	Iv (方程3)	Iv (方程4)	Wca (方程5)	Iv (方程6)
_cons	0.0251*** (3.09)	0.0146*** (3.63)	0.0231*** (2.95)	0.0616*** (6.22)	0.0314*** (4.88)	0.0587*** (5.94)
Un	0.0049*** (6.51)	0.0066*** (17.69)	0.0040*** (5.19)			
Anls				0.0538*** (2.89)	0.1383*** (11.40)	0.0414** (2.21)
Wca			0.1363*** (9.25)			0.0901*** (5.34)
Age	0.0045** (2.36)	0.0013*** (12.96)	0.0042** (2.24)	0.0029* (1.86)	0.0009*** (6.78)	0.0031* (1.89)
Turn	0.0215*** (37.90)	0.0020*** (6.97)	0.0212*** (37.46)	0.0180*** (28.56)	0.0023*** (5.71)	0.0178*** (28.22)
Bm	-0.0160*** (-3.83)	-0.0028 (-1.37)	-0.0156*** (-3.74)	-0.0285*** (-5.63)	-0.0056* (-1.71)	-0.0280*** (-5.54)
Scale	0.0005* (1.79)	-0.0007*** (-4.63)	0.0006** (2.11)	-0.0003 (-1.19)	-0.0003 (-1.61)	-0.0003 (-1.10)
Pb	0.0057*** (3.32)	0.0098*** (4.54)	0.0044*** (3.02)	-0.0031 (-0.60)	0.0059*** (2.85)	-0.0034 (-0.65)
HHI	0.0014** (2.29)	0.0010*** (4.54)	0.0012** (2.09)	0.0009* (1.87)	0.0028*** (6.44)	0.0008* (1.74)
Board	-0.0090** (-2.22)	0.0015 (0.74)	-0.0088** (-2.18)	-0.0086** (-2.17)	0.0008 (0.26)	-0.0074* (-1.93)
Ral	0.0141*** (3.25)	0.0020 (1.02)	0.0132*** (3.16)	0.0146*** (3.28)	0.0013 (0.43)	0.0145*** (3.26)
Bate	0.0158*** (5.47)	0.0056*** (3.91)	0.0151*** (5.22)	0.0222*** (6.96)	0.0048*** (2.84)	0.0226*** (7.08)
Adj-R ²	0.229	0.133	0.242	0.280	0.145	0.297
F 值	648.29***	315.91***	652.05***	354.14***	154.56***	372.73***
Obs	18660	18660	18660	8261	8261	8261
Sobel 检验	0.0009*** (z=8.197)			0.0124*** (z=4.832)		
Goodman 检验 1	0.0009*** (z=8.186)			0.0124*** (z=4.817)		
Goodman 检验 2	0.0009*** (z=8.207)			0.0124*** (z=4.848)		
中介效应系数	0.0009*** (z=8.197)			0.0124*** (z=4.832)		
直接效应系数	0.0040*** (z=5.285)			0.0414** (z=2.209)		
总效应系数	0.0049*** (z=6.512)			0.0539*** (z=2.89)		
中介效应比例	0.1835			0.2312		

注: cons 为截距变量; ***、**、* 分别代表通过 1%、5%、10% 水平上的显著性检验, 括号内为检验 t 值; 根据 VIFs 膨胀因子系数, 不存在共线性问题

表 6 报告了环境不确定性变量 (Un)、(Anls) 通过会计信息质量 (Wca) 影响公司特质风险 (Iv) 的检验结果。方程 (1) 的检验过程与表 5 相同, 此处不再赘述。作为中介效应检验步骤二, 方程 (2) 和 (5) 中, 变量 (Un) 和 (Anls) 的系数均显著为正, 再次表明经营环境的不确定性提高了企业与市场间的信息不对称性, 导致会计信息质量大幅下降; 方程 (3) 和 (6) 作为中介效应检验步骤三, 变量 (Wca) 的系数均显著为正, 即会计信息质量越好时, 公司特质波动幅度越低; 另外, 不论变量 (Un) 还是 (Anls), 虽然依然呈显著性, 相较于方程 (1) 和 (4), 系数值和显著性均明显下降。该结论表明, 会计信息质量在不确定性和特质风险之间存在部分中介效应, 验证了“不确定性—会计信息质量—特质风险”

的作用机理, 支持假设 H3 的观点。其中, 当 (Un) 为解释变量时, 变量 (Wca) 的中介效应比例为 18.35%; 当 (Anls) 为解释变量时, 该变量的中介效应比例为 23.12%。与表 5 类似, Sobel、Goodman1、Goodman2 三种显著性检验均符合要求。

四、中介效应的进一步讨论: 基于股权制衡度视角

由上述分析可知, 环境不确定性能够影响特质风险, 现金流波动和会计信息质量是重要的影响途径。作为一套支配和协调企业利益相关者的制度安排, 公司治理水平的提高有助于企业利益的优化配置和激励约束机制的完善, 最终降低不确定性对会计信息质量和现金流波动的影响。简而言之, 治理机制犹如一道“完美的过滤网”, 屹立于不确定性和特质风险之间, 最大限度地缓解环境要素波动带给资本市场的影响。公司治理包括内部治理和外部治理, 外部治理包括产品市场竞争、制度环境等环境要素, 实际上是企业经营环境重要的组成部分, 故不作为分析对象; 内部治理机制主要针对“内部人控制”和“大股东控制”问题。研究发现, 20 世纪 80 年代以来, 除了少数发达资本市场外, 新兴市场国家, 尤其我国企业的股权集中更为严重。^[38] 因此, 本文接着采用股权制衡度衡量内部治理水平, 考察公司治理对不确定性和特质风险的相关性, 以及中介效应的调节作用。

股权制衡是指股权结构的制度性安排, 即存在多个有影响力的大股东, 使单个大股东无法独自控制企业决策, 形成相互制约和监督。股权制衡通过遏制内部人的私利行为和大股东的“掏空”行为, 改善会计信息质量, 降低了现金流波动及两者在环境不确定性和公司特质风险之间的中介效应。首先, 股权制衡度的提高遏制了大股东对财务信息披露的操纵, 提高了财务信息质量。在不确定性的经营环境中, 投资者能够判断企业的未来价值, 降低了私有信息套利空间和“噪声”交易规模。因此, 随着股权制衡度的提高, 会计信息质量的中介效应会明显下降。股权结构的优化、制衡度的提高改变了控股股东操纵财务信息系统输入、加工、输出的局面, 有效地制约了控股股东的机会主义行为, 提高了财务信息质量。一方面, 信息质量的改善, 降低了控股股东与管理层的合谋倾向, 抑制了管理层的规模扩张冲动, 降低了投资水平, 抑制了现金流波动; 另一方面, 现金流信息通过私有信息套利交易融入股价, 形成公司特质风险。信息质量改善, 公开信息传播效率上升, 而私有信息套利交易空间缩小, 套利效率下降。^[3] 因此, 当股权制衡度上

升时, 现金流波动在不确定性和特质风险之间的中介效应下降。基于此, 本文提出假设:

H4: 股权制衡程度的提升抑制了现金流波动率和会计信息质量的中介效应

表7 基于股权制衡度的中介效应检验对比
——以现金流波动为中介变量

变量	解释变量: Un			解释变量: Anls		
	lv (方程1)	Cfvol (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Cfvol (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0104*** (2.62)	0.0664*** (15.75)	0.0343*** (6.49)	0.0492*** (2.89)	0.0623*** (8.37)	0.0378** (2.21)
Un	0.0023*** (3.47)	0.0036*** (8.68)	0.0019*** (2.90)			
Anls				0.0685** (1.97)	0.1285*** (9.08)	0.0521* (1.69)
Cfvol			0.1061*** (6.44)			0.1117*** (5.86)
Adj-R ²	0.295	0.148	0.302	0.213	0.163	0.285
F 值	449.81***	188.86***	468.34***	134.85***	86.91***	198.10
Obs	9858	9858	9858	4520	4520	4520
Sobel 检验	0.0004***(z=5.174)			0.0236***(z=4.645)		
中介效应系数	0.0004***(z=5.174)			0.0236***(z=4.645)		
总效应系数	0.0023***(z=3.471)			0.0615*(z=1.898)		
中介效应比例	0.162			0.3417		

变量	解释变量: Un			解释变量: Anls		
	lv (方程1)	Cfvol (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Cfvol (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0473*** (13.30)	0.0669*** (13.39)	0.0337*** (10.34)	0.0620*** (6.84)	0.0498*** (6.51)	0.0601*** (6.59)
Un	0.0087*** (6.64)	0.0054*** (11.87)	0.0076*** (5.77)			
Anls				0.0518*** (3.05)	0.1336*** (9.31)	0.0466*** (2.72)
Cfvol			0.2029*** (7.13)			0.0392** (2.20)
Adj-R ²	0.202	0.121	0.227	0.376	0.089	0.348
F 值	281.03***	153.00***	328.67***	286.78***	48.07***	259.60***
Obs	10135	10135	10135	4426	4426	4426
Sobel 检验	0.0011***(z=6.110)			0.0052***(z=2.139)		
中介效应系数	0.0011***(z=6.110)			0.0052***(z=2.139)		
总效应系数	0.0087***(z=6.6)			0.0518****(z=3.049)		
中介效应比例	0.1223			0.1009		

注: cons 为截距变量; **、* 分别代表通过 1%、5%、10% 水平上的显著性检验, 括号内为检验 t 值; 根据 VIFs 膨胀因子系数, 不存在共线性问题

表 7 和表 8 中, 按照股权制衡度的中位数将观测值分为两组, 再次观察上述检验过程在不同组的变化。表 7 中, 当环境不确定性为变量 (Un) 时, 股权制衡度较大组中, 现金流波动率 (Cfvol) 的中介效应比例为 0.162, 明显大于股权制衡度较小组的 0.1223; 当环境不确定性为变量 (Anls) 时, 变量 (Cfvol) 的中介效应比例从 0.3147 下降为 0.1009。检验结果表明, 在环境不确定性条件下, 随着股权制衡度的上升, 控股股东的过度投资倾向受到抑制; 同时, 也有助于投资者判断现金流波动对公司价值的影响。因此, 现金流波动的中介效应显著下降。表 8 中, 不论环境不确定性是变量 (Un) 还是 (Anls), 会计信息质量 (Wca) 的中介效应比例在制衡度较大组中的系数均相对于较小组有显著下降。其结论与表 7 类似, 表明在不确定性的经营环境中, 随着股权制衡度的上升,

会计信息质量的中介作用也显著下降。检验结论支持假设 H4 的观点。这里需要强调的是, 股权制衡度的调节作用检验, 为后续的特质风险影响机制研究提供一个新思路。在研究“外在”环境要素对特质风险的作用机制时, 需要关注企业的“内在”因素对不确定性和特质风险相关性是否存在调节作用。如果这个“内在”因素能够缓解两者相关性, 则表明该因素能够稳定企业在资本市场中的股价波动, 否则就容易刺激股价波动。

表8 基于股权制衡度的中介效应检验对比
——以会计信息质量为中介变量

变量	解释变量: Un			解释变量: Anls		
	lv (方程1)	Wca (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Wca (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0593*** (4.24)	0.014*** (2.63)	0.0219*** (4.51)	0.0444*** (3.35)	0.0120** (2.36)	0.0422*** (3.24)
Un	0.0017** (2.51)	0.0063*** (12.38)	0.0014* (1.92)			
Anls				0.0602* (1.70)	0.0983*** (5.93)	0.0419 (1.18)
Wca			0.0653*** (4.42)			0.1855*** (5.51)
Adj-R ²	0.261	0.176	0.280	0.236	0.178	0.243
F 值	343.83***	204.58***	373.83***	137.38***	97.01***	142.81***
Obs	8885	8885	8885	4035	4035	4035
Sobel 检验	0.0004***(z=4.16)			0.0182***(z=4.038)		
中介效应系数	0.0004***(z=4.16)			0.0182***(z=4.038)		
总效应系数	0.0017***(z=2.512)			0.0602*(z=1.696)		
中介效应比例	0.2308			0.3028		

变量	解释变量: Un			解释变量: Anls		
	lv (方程1)	Cfvol (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Cfvol (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0478*** (3.23)	0.0349*** (5.70)	0.0411*** (2.78)	0.0695*** (9.07)	0.0476*** (5.07)	0.0685*** (8.93)
Un	0.0085*** (6.31)	0.0070*** (12.55)	0.0072*** (5.28)			
Anls				0.0481*** (3.35)	0.1715*** (9.75)	0.0443*** (3.05)
Wca			0.1933*** (7.90)			0.0222* (1.76)
Adj-R ²	0.206	0.110	0.214	0.321	0.124	0.327
F 值	279.49***	133.10***	294.41***	217.69***	65.53***	226.36***
Obs	9773	9773	9773	4226	4226	4226
Sobel 检验	0.0014***(z=6.688)			0.0038*(z=1.933)		
中介效应系数	0.0014***(z=6.688)			0.0038*(z=1.933)		
总效应系数	0.0086****(z=6.306)			0.0481****(z=3.348)		
中介效应比例	0.1587			0.0790		

注: _cons 为截距变量; **、* 分别代表通过 1%、5%、10% 水平上的显著性检验, 括号内为检验 t 值; 根据 VIFs 膨胀因子系数, 不存在共线性问题

五、稳健性检验

1. 基于变量选择、样本期调整的稳健性检验

首先, 稳健性检验中, 囿于篇幅, 本文采用证券分析师预测分歧度 (Anls) 作为环境不确定性变量指标, 在计算过程中, 分母将期末每股总资产 A_{it} 调整为期初每股总资产 A_{it-1} 。其次, 本文采用可操纵应计数 (Da, Discretionary Accruals), 即应计盈余管理程度衡量企业的会计信息质量。^[39] 本文利用修正琼斯截面模型分年度分行业回归计算残差值, 计算公式如下:

$$TA_t / A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 \times (I / A_{t-1}) + \beta_2 \times (\Delta REV_t - \Delta AR_t) / A_{t-1} + \beta_3 \times (PPE_t / A_{t-1}) + \beta_4 \times ROA_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, TA_t 为企业的应计利润加上折旧摊销额; A_t 为企业的资产总额; ΔREV_t 为当期与上一期的主营业务收入之差; PPE_t 为第 t 期期末的固定资产原值; ROA_t 为第 t 期的总资产收益率。与 (8) 式类似, 对公式 (9) 进行分行业分年度回归, 所获残差项 ε_t 即为本文所求可操纵应计数 (DA_t)。该指标与会计信息质量之间呈显著负相关, 即变量 (Da) 越高时, 会计信息质量则越低。

表9 全样本稳健性检验

变量	中介变量: Cfvoll			中介变量: Da		
	步骤一			步骤一		
	lv (方程1)	Cfvoll (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Wca (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0178*** (12.82)	0.0255*** (2.69)	0.0174*** (12.70)	0.0182*** (12.69)	0.0337*** (3.02)	0.0179*** (12.47)
Un	0.0176*** (5.47)	0.2219*** (6.36)	0.0147*** (4.58)	0.0154*** (4.69)	0.1851*** (7.27)	0.0132*** (4.09)
Cfvoll			0.0132*** (9.09)			
Da						0.0103*** (4.82)
Age	0.0030* (1.82)	0.0003*** (5.19)	0.0001 (0.48)	-0.0001 (-0.69)	0.0008*** (3.83)	-0.0001 (-1.00)
Turn	0.0026*** (27.59)	0.0074*** (7.25)	0.0025*** (26.65)	0.0027*** (26.84)	0.0055*** (7.06)	0.0026*** (26.17)
Bm	-0.0024*** (-3.38)	0.0266*** (3.54)	-0.0027*** (-3.92)	-0.0021*** (-2.99)	-0.0051 (-0.94)	-0.0021*** (-2.92)
Scale	-0.0003*** (-7.46)	0.0011** (2.53)	-0.0003*** (-7.90)	-0.0003*** (-6.67)	0.0009*** (2.77)	-0.0003*** (-6.91)
Pb	-0.0002 (-0.30)	0.0435*** (5.66)	-0.0007 (-1.12)	0.0002 (0.21)	0.0052* (1.93)	0.0001 (0.14)
HHI	0.0002** (2.12)	0.0002 (0.20)	0.0002** (2.11)	0.0002* (1.72)	0.0023*** (3.10)	0.0001 (1.48)
Board	0.0006 (1.00)	-0.0283*** (-4.13)	0.0010* (1.66)	0.0005 (0.84)	-0.0083 (-1.66)	0.0006 (0.97)
Ral	0.0018*** (3.10)	-0.0002 (-0.03)	0.0018*** (3.14)	0.0020*** (3.22)	0.0024 (0.52)	0.0019*** (3.19)
Bate	0.0029*** (-7.39)	0.0071* (1.69)	0.0030*** (-7.71)	0.0025*** (-6.20)	0.0136*** (4.42)	0.0026*** (-6.56)
Adj-R ²	0.283	0.166	0.300	0.304	0.156	0.328
F 值	157.01***	138.19***	152.18***	148.92***	101.56***	118.43***
Obs	3971	3971	3971	3597	3597	3597
Sobel 检验	0.0029*** (z=5.208)			0.0019*** (z=4.015)		
Goodman 检验 1	0.0029*** (z=5.187)			0.0019*** (z=3.989)		
Goodman 检验 2	0.00293*** (z=5.229)			0.0019*** (z=4.041)		
中介效应系数	0.0029*** (z=5.208)			0.0019*** (z=4.014)		
直接效应系数	0.0147*** (z=4.581)			0.0134*** (z=4.094)		
总效应系数	0.0177*** (z=5.466)			0.0154*** (z=4.694)		
中介效应比例	0.166			0.1241		

注: _cons 为截距变量; **、* 分别代表通过 1%、5%、10% 水平上的显著性检验, 括号内为检验 t 值; 根据 VIFs 膨胀因子系数检验, 最大值为 11.6, 平均值为 5.09, 基本不存在共线性问题

本文根据 Campbell 等的市场模型, 即 $r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times r_{m,t} + \varepsilon_t$ 的残差 ε_t 计算其年度标准差, 测度公司特质风险 (Iv), $r_{i,t}$ 为个股收益, $r_{m,t}$ 为市场收益, 采用上证综指收益率替代, 交易行情为周度数据。同时, 考虑到 2006-2007 年股市暴涨暴跌过程中, 市场投资者情绪对公司特质风险存在显著影响, 故样本期间调整为 2008-2015 年。稳健性检验分为两个部分: 表 9 为全样本检验, 表 10 为股权制衡度对比检验。表 9 中, 销售收入变异系数 (Un)

对特质风险 (Iv) 具有显著的正向作用; 现金流波动率 ($Cfvoll$) 和会计信息质量 (Da) 在两者之间存在显著的中介效应, 稳健检验同样支持本文假设 H1、H2 和 H3 的观点。表 10 中, 制衡度较小组的变量 ($Cfvoll$) 和 (Da) 的中介效应比例比较高组均呈显著下降, 支持假设 H4 的推论。

2. 基于动态面板模型的稳健性检验

表10 股权制衡度分组中介效应检验 (稳健性检验)

变量	解释变量: Un					
	中介变量: Cfvoll			中介变量: Da		
	lv (方程1)	Cfvoll (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Wca (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0192*** (8.79)	0.0466** (2.28)	0.0186*** (8.55)	0.0195*** (7.90)	0.0206* (1.91)	0.0192*** (7.80)
Un	0.0172*** (3.42)	0.1672*** (3.56)	0.0148*** (2.97)	0.0191*** (3.45)	0.0106*** (3.33)	0.0151*** (3.20)
Cfvoll			0.0143*** (6.32)			
Da						0.0138*** (3.35)
Adj-R ²	0.325	0.155	0.349	0.289	0.148	0.311
F 值	97.85***	62.07***	92.91***	78.91***	49.09***	64.46***
Obs	2207	2207	2207	1926	1926	1926
Sobel 检验	0.0024*** (z=3.101)			0.0015*** (z=2.67)		
Goodman 检验 1	0.0024*** (z=3.072)			0.0015*** (z=2.61)		
Goodman 检验 2	0.0024*** (z=3.131)			0.0015*** (z=2.67)		
中介效应系数	0.0024*** (z=3.101)			0.0015*** (z=3.193)		
直接效应系数	0.0147*** (z=2.965)			0.0151*** (z=3.966)		
总效应系数	0.0171*** (z=4.94)			0.0166*** (z=3.814)		
中介效应比例	0.140			0.099		

变量	解释变量: Un					
	中介变量: Cfvoll			中介变量: Da		
	lv (方程1)	Cfvoll (方程2)	lv (方程3)	lv (方程4)	Wca (方程5)	lv (方程6)
_cons	0.0157*** (9.83)	0.0314*** (4.41)	0.0158*** (10.02)	0.01632*** (12.15)	0.0391** (2.16)	0.0116*** (11.96)
Un	0.0187*** (5.03)	0.2786*** (5.33)	0.0154*** (4.18)	0.0124*** (4.00)	0.2613*** (6.22)	0.0101*** (3.24)
Cfvoll			0.0115*** (6.87)			
Da						0.0089*** (4.93)
Adj-R ²	0.412	0.194	0.439	0.481	0.180	0.501
F 值	163.06***	104.10***	119.11***	153.70***	74.51***	139.90***
Obs	1764	1764	1764	1671	1671	1671
Sobel 检验	0.0032*** (z=4.21)			0.0023*** (z=3.865)		
Goodman 检验 1	0.0032*** (z=4.182)			0.0023*** (z=3.834)		
Goodman 检验 2	0.0032*** (z=4.238)			0.0023*** (z=3.896)		
中介效应系数	0.0032*** (z=4.21)			0.0023*** (z=3.864)		
直接效应系数	0.0154*** (z=4.184)			0.0101*** (z=3.237)		
总效应系数	0.0187*** (z=5.026)			0.0124*** (z=3.999)		
中介效应比例	0.172			0.187		

注: _cons 为截距变量; **、* 分别代表 1%、5%、10% 水平上的显著性 (下同), 括号内为检验 t 值; 根据 VIFs 膨胀因子系数检验, 最大值为 11.6, 平均值为 5.09, 基本不存在共线性问题

考虑到不确定性变量 ($Anls$) 对特质风险 (Iv) 可能存在的滞后性, 为稳妥起见, 即在方程 (1)、(3) 的基础上加入滞后一期的特质风险 ($Iv_{i,t-1}$), 中介变量为现金流波动率 ($Cfvoll$) 和会计信息质量 (Da), 样本期为 2003-2015 年, 最终形成动态面板固定效应模型:

$$Iv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Iv_{i,t-1} + \alpha_2 \times Anls_{i,t} + \sum_{k=3}^{16} \alpha_k \times Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$Cfvol_{i,t}/Da_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Anls_{i,t} + \sum_{k=2}^{15} \beta_k \times Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$Iv_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \times Iv_{i,t-1} + \gamma_2 \times Anls_{i,t} + \gamma_3 \times Cfvol_{i,t}/Da_{i,t} + \sum_{k=4}^{13} \gamma_k \times Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

表11 基于动态面板的全样本中介效应检验

变量	步骤一	步骤二		步骤三	
	Iv (方程1)	Cfvol (方程2)	Da (方程3)	Iv (方程4)	Iv (方程5)
_cons	0.0245*** (10.08)	0.02871* (1.78)	0.0547*** (3.07)	0.0332*** (8.51)	0.0337*** (8.85)
Iv	0.0558*** (4.36)		—	0.0420*** (3.79)	0.0549*** (3.39)
Anls	0.0222*** (5.16)	0.0801*** (7.19)	0.1325*** (5.01)	0.0177*** (3.77)	0.0182** (3.95)
Cfvol				0.0386*** (6.52)	
Da					0.0276** (2.39)
控制变量	省略	省略	省略	省略	省略
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制
Adj-R ²	0.5211	0.2188	0.2310	0.6182	0.6144
Obs	6722	4588	4763	4277	4426

表12 基于股权制衡度的中介效应检验对比(动态面板)

股权制衡度小于中位数					
变量	步骤一	步骤二		步骤三	
	Iv (方程1)	Cfvol (方程2)	Da (方程3)	Iv (方程4)	Iv (方程5)
_cons	0.0274*** (6.37)	0.0544** (2.30)	0.0231 (0.85)	0.0284*** (6.42)	0.0291*** (6.27)
Iv	0.0496** (2.43)			0.0636*** (3.21)	0.0682*** (3.21)
Anls	0.0170*** (2.66)	0.1483*** (4.24)	0.0832** (2.14)	0.0157** (2.41)	0.0131** (1.98)
Cfvol		—		0.0231*** (2.48)	
Da					0.0358** (2.39)
控制变量	省略	省略	省略	省略	省略
Adj-R ²	0.6506	0.1481	0.1460	0.6573	0.6551
Obs	3025	2951	2807	2948	2804
股权制衡度大于中位数					
变量	步骤一	步骤二		步骤三	
	Iv (方程1)	Cfvol (方程2)	Da (方程3)	Iv (方程4)	Iv (方程5)
_cons	0.0242*** (7.28)	0.0439** (2.55)	0.444*** (2.71)	0.0254*** (7.17)	0.0245*** (6.32)
Iv	0.0827*** (4.65)			0.0914*** (4.71)	0.0932*** (4.52)
Anls	0.0257*** (4.08)	0.0914*** (2.84)	0.189*** (2.62) (0.0288)	0.0205*** (3.31)	0.0210*** (3.38)
Cfvol	—	—		0.0291** (2.30) (0.042)	
Da					0.0055 (1.03) (0.0056)
控制变量	省略	省略	省略	省略	省略
Adj-R ²	0.6823	0.183	0.126	0.6430	0.5090
Obs	3025	3426	3256	3417	3047

由于Stata14软件没有专门用于面板数据的中介效应检验,故本文手工计算得到如下结论:根据表11,不确定性变量(Anls)对特质风险(Iv)仍然存在显著的正向作用;会计信息质量(Da)的中介效应比例为

$\theta = \gamma_3 \times \beta_1 / \alpha_2 = 13.97\%$;现金流波动率(Cfvol)的中介效应比例为 $\theta = 16.47\%$ 。如表12所示,根据股权制衡度分组后,股权制衡度较小组中,会计信息质量(Da)的中介效应比例为 $\theta = 17.33\%$;现金流波动率(Cfvol)的中介效应比例为 $\theta = 20.15\%$ 。在股权制衡度较大组中,现金流波动率(Cfvol)的中介效应比例为 $\theta = 10.34\%$;会计信息质量(Da)的中介效应比例为 $\theta = 4.04\%$,其中, γ_3 并不显著,根据检验规则需做Sobel检验,Sobel检验统计量 $Z = \hat{\beta}_1 \times \hat{\gamma}_3 / \sqrt{\hat{\beta}_1^2 S_{\gamma_3} + \hat{\gamma}_3^2 S_{\beta_1}}$,其中, $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\gamma}_3$ 分别为 β_1 和 γ_3 的估计值,而 S_{β_1} 和 S_{γ_3} 分别为 β_1 和 γ_3 的标准误,结果为 $Z < 1.68$,变量(Da)在股权制衡度较大组中的中介效应消失。上述结论表明,随着股权制衡度的提高,现金流波动和会计信息质量的中介效应在减弱。基本符合本文上述假设推论。

六、研究结论与讨论

本文基于“企业是环境的产物”的逻辑起点,考察了环境不确定性对公司特质风险的作用机理。检验结果表明,环境不确定性通过现金流波动和企业信息质量对公司特质风险具有显著的正向推动作用,而股权制衡度的提升能够降低两者的中介效应,从而缓解不确定性对特质风险的影响。本研究对公司特质风险的影响机制研究具有重要启示。

首先,企业的“外在”环境要素波动是公司特质风险的产生根源。该结论从全新的角度诠释了环境和股价波动的关系:基于标准金融学观点,经营环境独立于企业之外,环境要素的变化仅作为系统性风险因素,与特质风险(非系统性风险)无关。但研究结论表明,企业的“外在”环境对特质风险同样存在显著的联系。基于申慧慧等、李大元等提到的“网络嵌入”原理,即“企业是根植于社会经济网络之中,企业与环境相互交织,需要将环境视为前置变量……”。^[12,40]这意味着,企业面临不确定性并非被动承受,而是基于自身利益最大化发挥能动性,如企业创新、经营战略转向、管理层私利、盈余管理等。这些行为后果构成企业层面的特质信息,进而影响公司特质风险,从而将“外部”环境的变化与特质波动关系勾连起来。

其次,本研究表明,系统风险与特质风险之间应存在显著关联性。根据标准金融学理论,系统风险来自企业外部,而特质风险则源自企业内部。根据本文内容,由于企业是经营环境的一部分,对环境要素的变化具有动态能力及应激行为,造成外部环境与内部因素存在相互作用,通过现金流波动及会计信息质量传递给特质风

险。因此,当系统风险发生变化时,也会引起特质风险随之改变。从侧面回答了公司特质风险为什么会被定价,这一直以来都是金融学界的新兴热点。^[41]原因在于,系统风险只要存在定价的可能性,那么,与之相关联的特质风险必然也存在定价的必要性。

再次,本文将企业的“内在”因素和“外在”环境结合在完整的研究框架之中。股权制衡度作为重要的内部治理机制,之所以与特质风险存在显著相关性,原因在于它犹如一道“过滤网”屹立在经营环境和企业之间,降低不确定性对经营现金流和会计信息质量的影响,抑制了公司特质波动的上升。^[42]这为后续研究提供了新的分析范式,即特质风险的根源在于“外在”环境要素;企业“内在”因素是否对特质风险产生影响,关键在于是否能够有效“过滤”不确定性对企业现金流波动以及会计信息质量的作用:如果是,则对特质风险具有抑制作用;如果否,则进一步推动特质波动的上升。

本文虽然验证了上述研究假设,并做出了解释,但仍存在一些不足之处,基于此,可进一步拓展研究内容:首先,在中介效应检验过程中,现金流波动作为企业的基本面信息是通过公开信息披露还是私有信息套利?如果是后者,那么现金流波动和会计信息质量之间存在“协方差”。如果能够准确处理这一问题,就可以更好地处理私有信息套利和“噪声”交易的影响关系。鉴于方法的缺失,本文并没有加以考虑,这将是未来研究的一个方向。其次,企业的“外在”环境要素涉及内容众多,除产品市场竞争、制度环境以外,还有市场需求变化、客户忠诚度、供应商关系、政治环境甚至经济政策等因素。将来的研究可以单独考察特定层面的不确定性因素对公司特质风险的影响机理。再次,股权制衡度对现金流波动和会计信息质量的中介效应具有负面调节作用,表明公司治理水平的提高有助于抑制不确定性对股价波动的影响,但它仅是公司治理手段之一,其他治理机制是否具有类似作用,有待进一步验证,这也是将来的研究方向之一。

参考文献

- [1] Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, G. B., Xu, Y.. Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. *Journal of Finance*, 2001, 56(1): 1-43.
- [2] Brown, G., Kapadia, N.. Firm-specific Risk and Equity Market Development. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(2): 358-388.
- [3] Dennis, P., Strickland, D.. The Determinants of Idiosyncratic Volatility. Working Paper, 2005.
- [4] 花冯涛. 公司特质风险、信息披露质量与盈余管理——基于深交所A股市场的实证检验. *山西财经大学学报*, 2016, 38(3): 79-89.
- [5] 方红星, 陈作华. 高质量内部控制能有效应对特质风险和系统风险吗? *会计研究*, 2015, (4): 70-77.
- [6] 花冯涛, 王进波, 尚俊松. 股权结构、产品市场竞争与公司特质风险——基于深沪A股的经验证据. *山西财经大学学报*, 2017, (10): 100-112.
- [7] 袁知柱, 鞠晓峰. 制度环境、公司治理与股价信息含量. *管理科学*, 2009, 22(1): 17-29.
- [8] Irvine, P. J., Pontiff, J.. Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(3): 1149-1177.
- [9] 吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据. *经济研究*, 2012, (6): 101-115.
- [10] Duncan, R. B.. Characteristics of Organizational Environments and Perceived Environment Uncertainty. *Administrative Science Quarterly*, 1972, 17(3): 313-327.
- [11] 王小鲁, 余静文, 樊纲. 中国分省企业经营环境指数 2013 年报告(摘要). *国家行政学院学报*, 2013, (4): 24-34.
- [12] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率. *经济研究*, 2012, (7): 113-126.
- [13] 周晓苏, 王磊, 陈沉. 环境不确定性、财务报告透明度和股价暴跌风险. *审计与经济研究*, 2016, 31(6): 57-66.
- [14] 杨兴全, 吴昊旻, 曾义. 公司治理与现金持有竞争效应——基于资本投资中介效应的实证研究. *中国工业经济*, 2015, (1): 121-133.
- [15] Yu, C. L., Brouthers, K. D., Wang, F.. Competition Identification, Perceived Environmental Uncertainty, and Performance. *Canadian Journal of Administrative Sciences*, 2016, 33(1): 21-35.
- [16] Teece, D. J., Pisano, G., Shuen, A.. Dynamic Capabilities and Strategic Management. *Strategic Management Journal*, 2015, 18(7): 509-533.
- [17] 袁建国, 程晨, 后青松. 环境不确定性与企业技术创新——基于中国上市公司的实证研究. *管理评论*, 2015, 27(10): 60-69.
- [18] 高良谋, 李宇. 企业规模与技术创新倒 U 关系的形成机制与动态拓展. *管理世界*, 2009, (8): 113-123.
- [19] 徐倩. 不确定性、股权激励与非效率投资. *会计研究*, 2014, (3): 41-48.
- [20] Zhang, X. M.. Who Bears Firm-level Risk? Implication for Cash Flow Volatility. Working Paper, 2014.
- [21] Pae, Y., Lee, N., Bae, S. C.. Idiosyncratic Volatility and Cash Flow Volatility: New Evidence from S&P500. Working Paper, 2016.
- [22] Jiang, G. J., Xu, D., Yao, T.. The Information Content of Idiosyncratic Volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(1): 1-28.
- [23] Guariglia, A., Liu, P.. To What Extent Do Financing Constraints Affect Chinese Firms' Innovation Activities? *International Review of Financial Analysis*, 2014, 36(C): 223-240.
- [24] 刘媛媛, 韩艳锦, 张琪. 多元化结构、金字塔层级与投资效率——来自于国有企业集团的证据. *中国经济问题*, 2016, (5): 99-109.
- [25] 牛建波, 赵静. 信息成本、环境不确定性与独立董事溢价. 南

- 开管理评论, 2012, 15(5): 70-80.
- [26] Easley, D., O'Hara, M.. Information and The Cost of Capital. *Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1553-1583.
- [27] Chowdhury, J., Kummar, R., Shome, D.. Investment-cash Flow Sensitivity Under Changing Information Asymmetry. *Journal of Banking & Finance*. 2016, (62): 28-40.
- [28] 韩鹏, 岳园园. 企业创新行为信息披露的经济后果研究——来自创业板的经验证据. *会计研究*, 2016, (1): 49-55.
- [29] 江轩宇, 许年行. 企业过度投资与股价崩盘风险. *金融研究*, 2015, (8): 141-158.
- [30] 申慧慧. 环境不确定性对盈余管理的影响. *审计研究*, 2010, (1): 89-96.
- [31] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰. 中介效应检验程序及其应用. *心理学报*, 2004, (5): 614-620.
- [32] Xu, Y., Malkiel, B.. Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility. *Journal of Business*, 2003, 76(4): 613-644.
- [33] Ghosh, D., Olsen, L.. Environmental Uncertainty and Managers' Use of Discretionary Accruals. *Accounting Organizations & Society*, 2009, 34(2): 188-205.
- [34] Wang, Y., Chen, Y.. Management Earnings Forecasts and Analyst Forecasts: Evidence from Mandatory Disclosure System. *China Journal of Accounting Research*, 2015, 8(2): 133-146.
- [35] 陈志斌, 王诗雨. 产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量. *中国工业经济*, 2015, (3): 96-108.
- [36] Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K.. Information Uncertainty and Post-Earnings-Announcement-Drift. *Journal of Business Finance and Accounting*, 2007, 34(3-4): 403-433.
- [37] Dechow, P. M., Dichev, I. D.. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*, 2002, 77(4): 35-39.
- [38] Faccio, E. F., Lang, H. P.. The Ultimate Ownership of Western European Corporations. *Journal of Financial Economics*, 2002, 65(3): 365-395.
- [39] Kothari, S. P., Leone, A., Wasley, C.. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163-197.
- [40] 李大元, 项保华, 陈应龙. 企业动态能力及其功效: 环境不确定性的影响. *南开管理评论*, 2009, 12(6): 81-87.
- [41] Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y.. High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence. *Journal of Financial Economics*, 2008, 91(1): 1-23.
- [42] 王垒, 刘新民, 吴士健, 范柳. 创业企业 IPO 后所有权类型集中度、董事会主导功能与多元化战略选择. *南开管理评论*, 2018, 21(3): 103-115.

注释

- ① 王小鲁等^[11]通过中国分省企业经营环境指数研究, 对于2006-2012年企业经营环境分析, 发现尽管全国总体上趋于改善, 但仅是一种“谨慎的乐观”, 且自2009年开始, 企业经营环境出现了负面变化的现象。
- ② “资源依赖论”认为企业对赖以生存的资源控制的缺乏造成了生

存环境的不确定性, 即环境不确定性的根源在于缺乏对关键资源控制, 如技术更新、市场需求和原料供给的快速变动。缺乏制约企业的生产与经营模式, 降低了企业的竞争能力。

作者简介 花冯涛, 安徽师范大学经济管理学院副教授、博士, 研究方向为资本市场、风险管理; 徐飞(通讯作者), 安徽师范大学经济管理学院讲师、博士, 研究方向为会计、风险管理

How Does Environmental Uncertainty Affect Firm Idiosyncratic Risk: A Study Based on Mediating Effect of Cash Flow Flotation and Information Quality

Hua Fengtao, Xu Fei

School of Economics and Management, Anhui Normal University

Abstract In recent years, the research on the influencing factors of idiosyncratic risk has gradually become the emerging fields of Finance Research. However, most literatures only analyze their formation mechanism from the perspective of internal characteristics of enterprises, but ignore the impact of external business environment. Using a sample of listed companies in China's capital market from 2000 to 2015, This paper examines the influential mechanism of idiosyncratic risk from the perspective of environmental uncertainty, and the conclusion as follows: Firstly, In order to cope with the impact of environmental uncertainty, enterprises' operating behavior changes, such as technological innovation, management strategy, management private behavior and so on, which leads to a large fluctuation in its operating performance and the quality of accounting information. So, environmental uncertainty has a positive effect on idiosyncratic risk by the mediating effect fact shows that the fluctuation of external business environment has indirect effects on idiosyncratic risk through stimulating the changes in internal business behavior. Secondly, the paper uses equity balances to measure the level of internal governance, and examines whether corporate governance has a mitigation effect on the correlation between uncertainty and trait risk. With the improvement of equity balance, the moderating effect on the correlation between uncertainties with idiosyncratic risk will losing its punch slowly. The conclusion shows that the optimization of corporate governance mechanism can effectively alleviate the external environment and idiosyncratic risks. The research value of the paper is that, on one hand, through the above study, we have a new understanding of the relationship between system risk and idiosyncratic risk, and demonstrate the necessity of the pricing of the idiosyncratic risk from another side; and on the other hand, we recognize the corporate governance mechanism can effectively mitigate the impact of external risks on internal business activities. In addition, along with the research ideas, we can further analyze the impact of specific environmental uncertainty on the stock price volatility.

Key Words Uncertain; Idiosyncratic Risk; Cash Flow Fluctuation; Accounting Information Quality; Equity Balance