套期保值能否改善企业信息环境?

——基于信息透明度的检验

熊海芳 闫晴 王志强 董浩

(东北财经大学金融学院，辽宁 大连 116021)

摘要：本文以沪深A股上市公司为研究样本，系统考察套期保值对企业信息透明度的影响及其内在机理。研究发现，套期保值显著降低了上市公司信息透明度，这一结论在经过一系列稳健性检验之后依然成立。作用机制检验表明，套期保值动机模糊是企业信息透明度降低的主要原因，而套期保值复杂性及股票流动性并非中国情境下套期保值恶化信息透明度的机制。异质性分析发现，套期保值对企业信息透明度的破坏主要出现在市场波动大、投机倾向强、社会诚信度低以及高管职业担忧程度高的样本中。本研究深化了套期保值的经济后果分析，为进一步规范企业套期保值业务和相关信息披露、提升上市公司质量提供了新证据。

关键词：套期保值；信息透明度；主营业务相关度；投机动机

Abstract: Using the A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges as research samples, this paper systematically examines the impact of hedging on corporate information transparency and its underlying mechanisms. The study finds that hedging significantly reduces the information transparency of listed companies, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests. The mechanism test shows that the ambiguity in hedging motivation is the main reason for the decrease in corporate information transparency, while the complexity of hedging and stock liquidity are not the mechanisms that deteriorate information transparency in the Chinese context. The heterogeneity analysis finds that the disruption of hedging to corporate information transparency mainly occurs in samples with high market volatility, strong speculative tendency, low social credibility, and strong executive career concerns. The research of this paper deepens the analysis of the economic consequences of hedging and provides new evidence for further standardizing corporate hedging activities and related information disclosure and improving the quality of listed companies.

Key words: hedging, information transparency, main business relevance, speculative motivation

作者简介：熊海芳，经济学博士，东北财经大学金融学院教授、博士生导师，研究方向：金融市场、金融管理。闫晴(通讯作者)，女，东北财经大学金融学院博士生，研究方向：金融市场、公司金融。王志强，经济学博士，东北财经大学金融学院教授、博士生导师，研究方向：金融工程、数量经济。董浩，东北财经大学金融学院博士生，研究方向：公司债务结构、公司治理。

中图分类号：F832.5　　**文献标识码：**A

一、引言

良好的信息环境是提高资本市场运行效率、推动资本市场健康发展的基础。优化信息环境不仅有利于抑制企业违规行为，保护中小投资者利益(宋昕倍等，2024)，还有利于改善资本市场资源配置效率(方军雄，2007)。基于此，国家也不断强化上市公司信息环境建设。2020年10月，国务院《关于进一步提高上市公司质量的意见》提出，要以提升信息透明度为目标，优化上市公司信息环境。2022年5月，国务院国资委制定印发《提高央企控股上市公司质量工作方案》，要求持续优化央企控股上市公司信息环境，提升公司透明度。在此背景下，全面理解企业信息环境的影响因素及优化机制，对推动上市公司高质量发展、促进资本市场高效运行具有重要的理

论和实践意义。

利用衍生品进行套期保值是公司风险管理的重要手段(DeMarzo and Duffie，1995)。近年来，为应对复杂多变的国内外环境，A股上市公司使用套期保值对冲汇率、利率以及原材料和产成品价格波动风险的频率和规模显著增加。2020年，参与套期保值的上市公司占上市公司总数的17%，而2007年这一比例不足2%。套期保值作为公司的经营行为，其透明度和规范性会影响投资者对公司风险状况的理解和判断，进而影响企业信息环境。规范的套期保值可以有效对冲风险，减少现金流波动以及经营不确定性，降低上市公司与市场之间的信息不对称程度，改善公司的信息环境(Breeden and Viswanathan，2015；DeMarzo and Duffie，1995)。此外，套期保值还有展示管理层私有信息的作用(Fernando et al.，2020)，运用套期保值业务管理和对冲风险后，企业的收益信息更能反映管理层管理能力，这有助于缓解股东与管理层之间的信息不对称(Breeden and Viswanathan，2015)。然而，由于我国衍生品市场起步较晚，企业对套期保值认识不足，存在诸多不规范的行为，部分企业甚至以套期保值的名义进行投机(郭飞等，2020)，还出现巨额亏损，引发市场震动。同时，现有研究也发现，套期保值业务的复杂性以及隐藏在复杂性背后的管理者自利动机可能损害公司的信息透明度(Chang et al.，2016；Géczy et al.，2007)。一方面，衍生品交易的复杂性以及财务报告的复杂性提高了投资者的学习难度(Campbell，2015；Campbell et al.，2023)；另一方面，非一致动机混淆了市场对于套期保值信息的判断(Chernenko and Faulkender，2011)。综上所述，现有研究关于套期保值对企业信息环境的影响尚存争议，且尚未有文献基于投机动机视角对套期保值与企业信息环境的关系展开深入研究。当企业以套期保值为名进行投机活动时，可能会放大风险敞口，增加收益未知性，进而损害企业信息透明度。

鉴于此，本文以2007—2020年A股上市公司为研究对象，对套期保值与企业信息环境之间的关系进行实证检验。本文的主要贡献如下：第一，探讨了企业套期保值对信息环境的影响，发现套期保值恶化了企业信息透明度，为套期保值的“不透明假设”提供了实证证据，拓展了套期保值经济后果的相关研究。第二，基于中国情境，从套期保值动机的视角拓展了套期保值影响企业信息环境的机制。区别于从衍生品交易复杂性和信息披露不完整等角度分析企业套期保值信息披露对信息环境的影响机制(Campbell，2015；Chang et al.，2016)，本文从套期保值动机视角探究套期保值影响信息透明度的内在机制，发现“以套期保值之名行投机之实”是中国式套期保值恶化信息环境的主要原因，这有助于监管部门聚焦套期保值的监管重点，不断强化套期保值业务监管，规范套期保值的信息披露行为。第三，基于市场特征、企业特征、地区特征和管理层特质四个视角，从市场价格波动、投机文化、诚信治理以及高管职业担忧四方面进行异质性分析，进一步丰富了套期保值对信息环境影响的相关研究，揭示了诚信作为非正式制度对企业投机倾向的治理作用。

二、文献综述

套期保值经济后果的研究主要围绕公司价值展开，但研究结论存在争议。多数研究认为套期保值能够降低总体风险水平，提高公司价值。作为风险管理的主要手段，套期保值有助于降低破产风险(Gilje and Taillard，2017)，减少现金流波动，提高内部资金使用能力(Froot et al.，1993)，缓解由财务困境导致的投资不足，从而提高公司的偿债能力和投资能力(Stulz，1996)。也有部分研究认为套期保值并不能显著提升公司价值(Jin and Jorin，2006)，甚至可能会降低公司价值(Fauver and Naranjo，2010；Geyer-Klingeberg et al.，2021)。Jin and Jorin(2006)以油气生产行业为样本进行实证检验，并未发现套期保值与公司价值之间存在显著关系。Fauver and Naranjo(2010)则发现在代理成本和监督成本较高的公司中，衍生品的使用对公司价值有负面影响。Geyer-Klingeberg et al.(2021)回顾了公司套期保值价值效应的实证文献，证实利率对冲和商品价格对冲均会给公司的价值带来负面影响。

关于套期保值对企业信息环境的影响，现有研究也存在争议。一方面，部分学者从信息不对称的视角出发，认为套期保值能够释放增量信息，改善企业信息环境(Demarzo and Duffie，1995；Breeden and Viswanathan，2015)。Dadalt et al.(2002)发现管理者通过套期保值可以减少宏观经济因素引起的收益噪音，从而

增加收益信息量，降低市场中关于管理能力和公司价值的信息不对称。Manconi et al.(2018)从知情交易的视角出发，发现套期保值可以降低公司隐含波动率，从而降低知情交易者的信息优势。Xia et al.(2021)发现使用外汇套期保值能改善企业信息环境，进而促进企业创新。另一方面，部分学者支持套期保值的“不透明假设”，认为套期保值损害了企业信息环境。Campbell(2015)发现，由于套期保值交易和会计披露的复杂性以及不完整性，投资者无法对未实现现金流套期保值的影响及时定价。Chang et al.(2016)实证发现公司使用衍生品增加了财务报告复杂性，导致分析师预测分歧增加，预测准确度下降。此外，由于信息不对称，投资者较难区分衍生品使用的真实意图(Chernenko and Faulkender，2011；Géczy et al.，2007)，部分公司利用衍生品的复杂性以及财务报告的模糊性隐藏衍生品使用的真实动机，进行误导性虚假披露。管理者也可能出于自身利益使用衍生品进行风险管理(Campbell et al.，2023)。Barton(2001)发现管理者会利用衍生品隐瞒负面信息，平滑甚至操纵收益。

综上所述，现有文献已经从信息不对称、交易复杂性等视角对套期保值与公司信息环境的关系展开探究，但仍存在较大争议，且尚未有文献从套期保值动机的视角进行分析。此外，上述发现均基于发达市场，而中国衍生品市场尚处于起步阶段，在行为模式上可能存在差异。以上理论和实践缺口为本文提供了研究空间。

三、理论分析与研究假设

根据风险管理理论，套期保值可以降低公司风险敞口，减少价值不确定性，进而提高公司信息透明度。公司收益和现金流易受宏观经济因素如外汇、利率或要素价格波动的影响。套期保值作为公司的风险管理手段能对冲外汇、利率和要素价格风险，降低公司风险敞口，减少现金流不确定性，降低盈余信息噪音，提高公司利润信息含量(Demarzo and Duffie，1995)。套期保值还有助于减少投资者与管理者之间的信息不对称，加强投资者对管理质量和管理能力的了解。在没有套期保值的情况下，市场无法确定公司的收益是来自于管理能力还是管理层控制之外的因素，通过套期保值业务管理和消除额外风险后的收益信息更能反映管理能力，也能更快向市场披露，从而提高公司信息透明度(Breeden and Viswanathan，2015)。

然而，套期保值也可能降低公司信息透明度。主要原因如下：首先，衍生品使用动机的模糊性会损害公司信息透明度。公司出于信息披露考虑，可能对外宣称应用衍生品进行套期保值，但是实质进行投机交易(Chernenko and Faulkender，2011)。由于衍生品使用的复杂性以及对冲风险敞口的波动性，即使公司披露使用衍生品的目的是套期保值，对冲利率、汇率和商品价格不利变化的风险，也可能在衍生品交易过程中改变套期保值的初衷而从事投机交易(郭飞等，2020)。管理者也可能出于自身利益考虑，利用衍生品隐瞒负面信息，平滑甚至操纵收益(Barton，2001)。其次，套期保值信息披露不完全会损害公司信息透明度。一方面，套期保值涉及复杂的衍生品交易，衍生品市场的波动会影响公司套期保值效果。即使公司套期保值的目的是管理风险敞口，但由于衍生品交易信息需要定期披露，会给公司带来额外的风险敞口，增加收益波动性(Kanodia and Sapra，2016)。为了减少风险暴露，公司有动机隐瞒套期保值相关信息。另一方面，套期保值能降低收益噪音，提高收益中管理质量的信息含量，使管理者的管理能力更易被识别，这会导致管理者薪酬更具波动性(Demarzo and Duffie，1995)。从薪酬以及职业发展考虑，管理者也可能选择不详细披露套期保值信息。最后，套期保值复杂性以及财务报告复杂性会损害套期保值公司的信息环境(Chang et al.，2016)。套期保值交易过程往往涉及多种衍生工具的操作，这种操作的复杂性以及复杂的会计衡量方式使外部投资者很难准确了解公司套期保值业务，信息传递效率下降，信息环境恶化。

综上所述，套期保值作为公司风险管理的手段，有助于消除外部噪音，提高收益信息含量。但套期保值的复杂性以及动机的模糊性也可能使投资者难以准确了解公司套期保值业务，降低信息传递效率，破坏公司的信息透明度。近年来，套期保值业务导致公司巨额亏损的新闻频繁出现，使投资者对套期保值业务以及公司信息披露产生怀疑。基于上述分析，本文提出套期保值影响公司信息透明度的两个竞争性假设：

H1a：套期保值会改善上市公司信息透明度。

H1b：套期保值会破坏上市公司信息透明度。

套期保值对上市公司信息透明度的破坏可能来自套期保值动机的模糊性和套期保值信息披露导致的投资者异质信念两个方面。第一，套期保值动机模糊。若企业应用衍生工具进行真实套期保值业务，有效的风险管理有助于降低主营业务风险敞口，平滑收益。然而，在实际操作中，企业可能借用套期保值的名义进行投机活动，即进行无现货基础的期货等衍生品投资，以期在衍生品交易中博取高额利润(Chernenko and Faulkender，2011)。从经济后果来看，这种投机行为不但不会发挥风险管理功能，反而会放大企业风险敞口，增加收益的未知性(郭飞等，2020)。由于无法判断企业套期保值真实动机，投资者难以对企业收益形成有效判断，进而表现为企业信息透明度下降。第二，投资者异质信念。套期保值业务具有较高复杂性，并且是一个动态的风险管理过程，这要求企业根据经营需要不断进行衍生品种类及仓位调整。这种复杂性会加大投资者对于企业收益前景的预测难度，使得投资者对于套期保值业务的理解产生分歧，降低信息透明度(Chang et al.，2016)。由于存在意见分歧，投资者的股票交易决策也会存在差异，导致股票流动性增加(De Long et al.，1990)。高流动性下信息过载、噪音交易以及管理层信息操纵等均会干扰分析师及机构投资者预期(Kyle，1985；Chang et al.，2017；Chychyla et al.，2019)，进而导致信息透明度下降。综上，提出如下假设：

H2：套期保值动机模糊、套期保值复杂性及股票流动性是套期保值损害信息透明度的作用机制。

四、研究设计

(一)数据来源

自2007年开始，金融工具会计准则要求上市公司在财务报告中披露衍生工具使用的详细信息，因此本文选择2007—2020年A股上市公司为研究样本。由于金融类公司往往既是衍生品的提供者，又是使用者，因此衍生品使用动机以及相关监管法规可能与非金融类上市公司不同，故从样本中剔除金融类上市公司。此外，剔除财务数据缺失以及ST公司样本。为控制异常值影响，本文对连续变量进行上下1%的缩尾处理。财务数据来自CSMAR数据库和CNRDS数据库。上市公司年度财务报告来自巨潮资讯网，通过文本关键词搜索并手工验证的方式收集上市公司使用衍生品进行套期保值的信息。

(二)模型设定

为检验套期保值与公司信息透明度之间的关系，本文参考现有研究(Manconi et al.，2018；李庆华等，2021)，构建如下基准模型：

$$Transpa_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Hedging_{i,t-1}+\lambda Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Ind+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，*Transpa*代表公司信息透明度；*Hedging*代表是否进行套期保值；*Controls*代表控制变量；*Year*和*Ind*分别代表年份固定效应和行业固定效应。此外，本文采用基于公司层面聚类的稳健标准误。

(三)变量说明

1.信息透明度

由于分析师和机构投资者通常拥有更多的公司信息，并具备更强的信息处理能力(Dadalt et al.，2002)，分析师盈利预测及机构持股行为被视为衡量公司信息透明度的关键指标(Chang et al.，2016)。因此，本文借鉴Chang et al.(2016)和Xia et al.(2021)，分别从分析师和投资者角度构建公司信息透明度代理变量，包括分析师预测分歧(*Disper*)、分析师预测修正(*Revision*)以及衡量持股公募基金数量的所有权广度(*BO*)。对于样本中包含的“公司—年度”观察值，要求至少有两个分析师预测值可用。

各指标的构造方法如下：

(1)分析师预测分歧

分析师预测分歧(*Disper*)使用跟踪公司*i*的所有分析师对该公司第*t*期每股收益预测的标准差除以期初股价衡量。具体构造方法如下：

$$Disper_{i,t}=\frac{\mathrm{Std}(Forecast_{i,t,j})}{Price_{i,t}} \quad (2)$$

其中，*i*、*t*、*j*分别表示公司、年份和分析师个体。$Forecast_{i,t,j}$为分析师*j*对公司*i*第*t*期的预测值，$Price_{i,t}$为公司*i*在*t*期期初的股价。$Disper_{i,t}$越小，说明分析师对于公司*i*第*t*期盈余预测的意见分歧越小，公司*i*的信息透明度越高。

(2)分析师预测修正

参考Lang and Lundholm(1996)，将分析师预测修正(*Revision*)定义为分析师盈余预测月度均值相对上月预测均值变化的标准差除以期初股票价格，公式如下：

$$Revision_{i,t}=\frac{\mathrm{Std}(\mathrm{mean}(Forecast_{i,t,k,j})-\mathrm{mean}(Forecast_{i,t,k-1,j}))}{Price_{i,t}} \quad (3)$$

其中，mean($Forecast_{i,t,k,j}$)为公司i第t年第k月分析师盈余预测均值。*Revision*衡量的是分析师盈余预测的平稳程度，*Revision*越大，说明分析师对公司i的盈余预测波动越大，公司i的信息透明度越低。

(3)所有权广度

参照Manconi et al.(2018)，本文将所有权广度(*BO*)定义为年度持有公司股票的公募基金数量除以该年度活跃在我国股市的公募基金数量。所有权广度越大，公司“潜在”股东中就公司估值达成一致的比例越大，即投资者对公司价值的不确定性越小，公司的信息透明度越高。

2.套期保值

参考李庆华等(2021)，本文使用关键词搜索的方式手工整理上市公司应用衍生品进行套期保值的信息。首先，手动检索上市公司年报，定位衍生品关键词和套期保值关键词；其次，阅读关键词所在前后文，判断公司是否运用相关衍生品进行套期保值。如果公司运用衍生品进行套期保值，则套期保值(*Hedging*)赋值为1，否则为0。

3.控制变量

参考董望等(2017)、Manconi et al.(2018)，本文控制了公司层面可能影响信息透明度的特征，具体包括公司规模(*Size*)、盈利能力(*Roe*)、业绩波动(*Vsales*)、机构投资者持股(*InsHold*)、分析师覆盖(*AnaCov*)、现金流(*Cashflow*)、股权集中度(*Topten*)以及产权性质(*SOE*)。

具体变量定义如表1所示。

五、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2列示了主要变量描述性统计结果。套期保值(*Hedging*)的均值为0.106，表明使用衍生品进行套期保值的公司占总样本的比例为10.6%。分析师预测分歧(*Disper*)的均值为0.861，标准差为1.018，说明不同公司分析师盈余预测分歧的差异较大；分析师预测修正(*Revision*)的均值为0.771，标准差为0.965，说明不同公司分析师盈余预测的平稳度存在较大差异；所有权广度(*BO*)的均值为0.151，标准差为0.217，说明机构投资者对不同公司的价值认同存在较大差异。综合上述三个信息透明度指标，可以发现样本期间内不同公司之间的信息透明度差异较大。

表1 变量定义

名称	符号	说明
所有权广度	*BO*	持股公募基金数/市场活跃公募基金数
是否套期保值	*Hedging*	企业进行套期保值取值为1，否则为0
公司规模	*Size*	总市值的自然对数
盈利能力	*Roe*	净利润/所有者权益
业绩波动	*Vsales*	营业收入与总资产之比的三年标准差
机构投资者持股	*InsHold*	机构投资者持有流通股数/总流通股数
分析师覆盖	*AnaCov*	覆盖该公司的分析师人数的自然对数
现金流	*Cashflow*	(扣除非经常性损益的净利润+折旧摊销)/总资产
股权集中度	*Topten*	前十大股东持股比例
产权性质	*SOE*	国有企业为1，非国有企业为0

(二)套期保值与公司信息透明度

表3报告了套期保值与信息透明度的基准回归结果。表3列(1)中套期保值(*Hedging*)的回归系数为0.178，并在1%水平上显著，说明公司套期保值显著增加了分析师盈余预测分歧。列(2)中套期保值(*Hedging*)的回归系数在1%水平上显著为正，表明相较于未套期保值样本，分析师对套期保值公司盈余预测的修正幅度更大。列(3)中套期保值(*Hedging*)的回归系数在5%水平上显著为负，说明公司参与套期保值后，公募基金估值分歧增加，持股公募基金数量显著下降。以上回归结果支持假设H1b，即套期保值会降低上市公司信息透明度。

(三)稳健性检验与内生性处理

1.变量替换

考虑到信息透明度指标的衡量方法可能对结论产生影响，本文通过更换信息透明度指标的计算方法进行稳健性检验。首先，参照Chang et al.(2016)，使用分析师盈余预测标准差除以期末股价重新度量分析师预测分歧。

表2 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Disper	15233	0.861	1.018	0.000	11.007
Revision	15233	0.771	0.965	0.000	10.708
BO	15233	0.151	0.217	0.000	2.107
Hedging	15233	0.106	0.308	0.000	1.000
Size	15233	22.941	0.982	20.177	26.102
Roe	15233	0.087	0.106	−1.530	1.048
Vsales	15233	0.093	0.100	0.002	0.927
InsHold	15233	44.517	23.660	0.010	90.290
AnaCov	15233	2.269	0.820	0.693	3.951
Cashflow	15233	0.087	0.069	−0.312	0.529
Topten	15233	59.878	14.369	20.510	100.000
SOE	15233	0.434	0.496	0.000	1.000

表3 套期保值与公司信息透明度

变量	(1)	(2)	(3)
	Disper	*Revision*	*BO*
Hedging	0.178*** (4.02)	0.113*** (3.17)	−0.012** (−2.41)
Size	0.060*** (3.10)	0.024 (1.45)	0.134*** (36.91)
Roe	−2.125*** (−6.58)	−1.684*** (−5.45)	0.026 (0.83)
Vsales	1.111*** (7.91)	0.902*** (7.36)	−0.026 (−1.21)
InsHold	−0.000 (−0.54)	−0.000 (−0.17)	0.001*** (12.47)
AnaCov	0.025 (1.45)	−0.158*** (−9.52)	0.041*** (17.09)
Cashflow	0.577 (1.48)	0.545 (1.54)	0.242*** (4.41)
Topten	−0.000 (−0.30)	−0.000 (−0.12)	−0.003*** (−15.38)
SOE	0.160*** (4.69)	0.159*** (5.32)	−0.021*** (−4.29)
截距项	−0.401 (−0.87)	0.516 (1.37)	−2.534*** (−34.63)
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	13027	13027	13027
调整R^2	0.115	0.114	0.655

注：括号内为*t*值，*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下表同。

其次，对于分析师预测修正指标，将分析师盈余预测均值替换为中位数。最后，借鉴王谨乐等(2021)，以分析师预测精确度(*Accur*)作为公司信息透明度的替代指标。将上述三个替代指标作为被解释变量对基准模型重新回归，结果见表4，*Hedging*的回归系数均显著，支持了本文结论的稳健性。

2.Heckman两步法

公司可能基于自身因素进行套期保值，而这些因素也可能是导致信息不透明的原因，从而产生样本自选择问题。借鉴李庆华等(2021)，本文选取财务杠杆、海外收入占比等可能影响公司套期保值的因素，运用Heckman两阶段模型缓解样本自选择偏差。第一阶段，使用Probit模型估计公司是否套期保值，并在此基础上计算出逆米尔斯比率(*IMR*)；第二阶段，将*IMR*作为控制变量加入基准模型重新进行回归，以控制可能存在的样本自选择偏误。表5列(1)为第一阶段回归结果，表明财务杠杆(*Lev*)更高的公司，由于融资约束高，更可能发生财务困境，进行套期保值的概率更高(Stulz，1996)。海外收入占比(*FIncom*)高的公司面临较高外汇风险敞口，更可能通过套期保值降低价格风险。同时，账面市值比(*BM*)和股利支付率(*PayOut*)更高的公司更可能具备足够的能力应用复杂的衍生品进行套期保值。表5列(2)~(4)为第二阶段回归结果，可以发现，在控制潜在的自选择偏误后，*Hedging*的回归系数依然显著，验证了结论的稳健性。

表4 套期保值与公司信息透明度：变量替换

变量	(1)	(2)	(3)
	Disper	*Revision*	*Accur*
Hedging	0.174*** (3.55)	0.113*** (3.31)	−0.143** (−2.29)
控制变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	13027	13027	13027
调整R^2	0.162	0.132	0.295

表5 套期保值与公司信息透明度：Heckman两阶段回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hedging	*Disper*	*Revision*	*BO*
Hedging		0.233*** (5.09)	0.185*** (4.98)	−0.015*** (−2.77)
Lev	1.363*** (8.35)			
BM	0.830*** (6.65)			
FIncom	0.016*** (14.88)			
PayOut	0.024** (2.19)			
IMR		−0.060** (−2.53)	−0.065*** (−3.40)	0.002 (0.69)
控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	16337	12208	12208	12208
伪R^2/调整R^2	0.177	0.091	0.100	0.660

3.倾向得分匹配法

为控制由可观测特征导致的样本自选择问题对研究结论的影响，本文采用倾向得分匹配(PSM)方法对样本进行匹配。匹配变量包括Heckman第一阶段的控制变量以及基准模型中的控制变量，为保证匹配效果，采用1:4半径匹配方法。平衡性检验显示，与匹配前相比，匹配后实验组和控制组之间的偏差下降，各匹配变量的标准偏差绝对值均不到5%，匹配结果满足平衡性假设。表6列示了匹配后的回归结果，可以看出，*Hedging*的回归系数依旧显著，进一步增强结论稳健性。

(四)机制分析

1.套期保值动机模糊

由前文分析可知，使用衍生品进行套期保值或投

机，其动机以及结果具有非常大的差异，如果无法准确识别出公司是套期保值还是投机，将加大管理者与投资者之间的信息不对称，降低公司信息透明度。因此，区分使用衍生品的目的是套期保值还是投机，对于检验公司套期保值交易的效果至关重要，只有有效的套期保值才有助于提高公司信息透明度。

如果公司的套期保值行为与主营业务无关，则有可能是以套期保值之名行投机之实。因此，本文使用套期保值工具和公司主营业务风险敞口之间的经济关系作为有效套期保值的识别标准。基于年报披露信息，按照与公司主营业务相关程度，将套期保值虚拟变量进一步拆分为高主营业务相关与低主营业务相关。参照Shao et al.(2019)以及郭飞(2012)，若套期保值与主营业务高度相关，则高主营业务相关赋值为1，否则为0；若套期保值与主营业务相关度低，则低主营业务相关赋值为1，否则为0。具体地，在商品套期保值样本中，将高主营业务相关定义为公司披露的商品期货具体品种(如玉米或电解铜)或类别(如谷物或贵金属)与公司财务报表中披露的主营业务密切相关，否则为低主营业务相关。在外汇套期保值样本中，若公司海外业务收入占总营业收入10%以上，认为外汇套期保值为高主营业务相关样本，否则为低主营业务相关样本。由于难以判断应用利率衍生品的公司是否存在浮动利率敞口，本部分检验将利率衍生品样本剔除，回归结果如表7所示。从表7列(1)~(3)可以看出，低主营业务相关的系数均在1%水平上显著，表明在低主营业务相关的套期保值样本中，信息透明度显著下降。而高主营业务相关的回归系数均不显著，表明在高主营业务相关样本中，套期保值并未明显损害公司信息透明度。由上述结果可知，公司套期保值导致信息透明度下降，很大程度上是因为套期保值与主营业务无关，外部投资者无法判断公司是在套期保值还是投机，进而难以预测套期保值对公司价值以及收益的实际影响。

为进一步验证套期保值动机模糊机制，本文直接检验套期保值对企业盈利波动性的影响。如果企业进行真实套期保值，那么套期保值将发挥风险管理功能，帮助企业降低市场风险、平滑业绩。如果企业以套期保值的名义进行投机，那么套期保值反而会加剧企业盈利波动。现有研究已经证实，盈利波动增加意味着盈余不确定性上升，外部投资者对未来收益的判断难度加大，这会导致企业信息透明度下降(Lang and Lundholm，1996)。因此，如果能够验证套期保值加剧了企业盈利波动，则可以认为套期保值动机模糊机制成立。本文使用经行业调整后的息税前利润率波动度量企业盈利波动性(Vol)，窗口期分别为5年(t−2，t+2)和3年(t−1，t+1)。将盈利波动性作为被解释变量代入基准模型中重新回归，结果见表7列(4)(5)。可以发现，套期保值显著增加了企业的盈利波动性，从而进一步验证了套期保值动机模糊机制。

2.套期保值复杂性

依据前文理论分析，套期保值降低企业信息透明度，既可能出于投机动机，也可能出于套期保值本身的复杂性。相较于股票交易，衍生品交易具有杠杆交易、结构复杂等特性。当企业利用衍生品进行套期保值时，套期保值复杂性可能降低分析师的预测能力，增加投资者对公司披露信息的理解难度，这同样会导致套期保值和信息透明度的负向关系。如果套期保值复杂性是影响信息透明度的主要因素，那么套期保值对信息透明度的

表6　套期保值与公司信息透明度：倾向得分匹配

变量	(1)	(2)	(3)
	Disper	*Revision*	*BO*
Hedging	0.088*** (2.67)	0.056* (1.83)	−0.010** (−2.33)
控制变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	4921	4619	4921
伪R^2/调整R^2	0.062	0.069	0.683

表7　套期保值动机模糊与信息透明度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Disper	*Revision*	*BO*	*Vol*(t−2,t+2)	*Vol*(t−1,t+1)
低主营业务相关	0.295*** (3.20)	0.197*** (2.59)	−0.029*** (−3.46)		
高主营业务相关	0.083 (1.60)	0.050 (1.18)	−0.006 (−0.82)		
Hedging				0.005*** (3.23)	0.005*** (3.93)
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	13027	13027	13027	9817	11536
调整R^2	0.115	0.114	0.655	0.143	0.114
F值 (P值)	4.53 (0.034)	3.14 (0.077)	5.42 (0.020)		

影响在不同复杂程度的套期保值样本中应存在差异。套期保值复杂性越高，对企业信息透明度的破坏越大。

为验证上述推论，本文参照Chang et al.(2016)构建套期保值复杂性指标。具体地，如果企业使用至少两类衍生品对冲业务风险敞口，则将高复杂性赋值为1，否则为0。当企业使用多种衍生品工具进行套期保值时，不同工具间的操作规则和风险管理要求不尽相同，企业的操作难度更大，套期保值复杂性更高。如果企业仅使用一类衍生品，则将低复杂性赋值为1，否则为0。将基准模型中的*Hedging*替换为高复杂性和低复杂性重新进行回归，回归结果见表8。可以看出，高/低复杂性均显著降低企业信息透明度。*F*检验表明，高/低复杂性影响企业信息透明度的系数不存在显著差异。上述结论表明，不论套期保值复杂性高低，均会对信息透明度产生显著影响，说明套期保值复杂性不是影响套期保值与信息透明度之间关系的主要因素，从而排除套期保值复杂性机制。

3.股票流动性

套期保值对企业信息透明度的负向影响还可能是股票流动性增加导致的，因此，本文进一步对股票流动性机制进行检验。套期保值信息披露为投资者提供了企业经营信息，由于投资者异质信念，市场会对套期保值信息产生乐观或悲观分歧，推动股票流动性增加(De Long et al.，1990)。股票流动性增加一方面可能导致信息过载和噪音交易，加剧分析师和机构投资者的预期差异(Chychyla et al.，2019)，另一方面可能导致管理层短视下的信息操纵行为，进而损害企业信息环境(Chang et al.，2017)。综上所述，如果股票流动性是套期保值影响企业信息透明度的作用机制，那么当股票流动性不同时，套期保值对信息透明度的影响应存在差异。

为验证上述推论，本文首先参照Amihud(2002)构建股票流动性指标，并基于中位数进行分组。当股票流动性高于样本中位数时，*Liquidity*取值为1，否则为0。其次，将*Liquidity*以及*Liquidity*与*Hedging*的交互项加入基准模型重新进行检验。回归结果见表9，*Hedging*×*Liquidity*的系数均不显著，表明套期保值对信息透明度的影响在高/低股票流动性的样本中不存在显著差异，说明股票流动性不是套期保值影响信息透明度的主要因素，从而排除股票流动性机制。

综合以上机制分析，本文发现套期保值动机模糊是套期保值恶化信息透明度的主要机制，而套期保值复杂性及股票流动性机制不成立。这可能是因为当前我国衍生品市场正处于发展完善阶段，企业对套期保值的认识不够充分，在实践中可能存在偏离套期保值本质、以投机目的追逐高利润的情况。相较于信息披露下异质性信念的影响，这种套期保值偏离行为对企业的影响更大，投资者也更加关心套期保值这一风险管理行为本身是否规范。因此，动机模糊是中国上市公司套期保值降低信息透明度的主要原因。

(五)异质性分析

1.市场波动

市场波动程度不同时，套期保值对企业信息透明度的影响可能存在差异。套期保值的基本目标是规避价格波动风险。然而，若企业以套期保值的名义进行与公司主营业务无关的投机交易，企业风险将随着市场波动的增加而增加，此时市场参与者对于公司应用衍生品进行套期保值的经济效果更加难以预测。因此，当企业出于

表8　套期保值复杂性与信息透明度

变量	(1)	(2)	(3)
	Disper	*Revision*	*BO*
低复杂性	0.165*** (3.19)	0.109** (2.56)	−0.013** (−2.22)
高复杂性	0.209* (1.86)	0.113 (1.32)	−0.034*** (−2.71)
控制变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	13027	13027	13027
调整R^2	0.114	0.113	0.655
*F*值 (*P*值)	0.18 (0.675)	0.00 (0.965)	2.62 (0.106)

表9　套期保值、股票流动性与信息透明度

变量	(1)	(2)	(3)
	Disper	*Revision*	*BO*
Hedging	0.145*** (3.15)	0.138*** (3.35)	−0.017** (−2.49)
Liquidity	0.289*** (10.15)	0.270*** (10.67)	−0.028*** (−6.65)
Hedging×*Liquidity*	0.137 (1.45)	0.025 (0.34)	−0.005 (−0.56)
控制变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	13027	13027	13027
调整R^2	0.129	0.126	0.657

投机动机进行套期保值时，可以预期套期保值对企业信息透明度的损害在市场波动大的样本中更显著。为验证上述推论，本文以大宗商品价格波动率度量市场波动，检验不同市场波动环境对套期保值与公司信息透明度之间关系的影响。从表10中可以看出，当大宗商品价格波动高时，*Hedging*的系数均显著，表明当市场价格波动较大时，套期保值显著降低公司信息透明度。当大宗商品价格波动低时，*Hedging*的系数基本不显著，表明在市场价格波动较小的时期，套期保值对信息透明度的破坏较小。上述结果进一步从侧面证明，企业有可能以套期保值之名开展投机交易。

2.企业投机性

基于前文分析，套期保值恶化信息环境是企业借套期保值之名行投机之实所导致。套期保值对信息环境的影响可能受投机动机驱动，投机性强时，公司套期保值与主营业务无关，导致信息透明度下降。本文从企业投机性的视角出发，对套期保值与企业信息环境的关系进行异质性检验。借鉴Hu et al.(2023)，使用企业ESG脱钩指标度量企业投机性。如果企业ESG存在言行不一致，即“说得多做得少”，则认为企业存在ESG投机行为，投机倾向较强。具体地，使用企业ESG信息披露与实际表现的差异度量ESG脱钩。分别使用彭博、和讯的ESG评分度量企业ESG的披露(言)和实际表现(行)，并用标准化后的披露得分减去实际表现得分，得到企业ESG脱钩水平。该值越大，表明企业脱钩越严重，投机性越强。按照“年度—行业”中位数对ESG脱钩指标进行分组，高于中位数即为高投机性组，否则为低投机性组。表11列(1)~(3)和列(4)~(6)分别为高投机组和低投机组套期保值对信息透明度影响的回归结果，可以看出，套期保值对信息透明度的负向影响在投机性高的企业中更为显著。

表10　市场波动的异质性检验

变量	大宗商品价格高波动组			大宗商品价格低波动组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Disper	*Revision*	*BO*	*Disper*	*Revision*	*BO*
Hedging	0.213*** (2.69)	0.132* (1.95)	−0.047*** (−3.14)	0.163** (2.13)	0.093 (1.40)	−0.005 (−0.93)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2989	2989	2989	3333	3333	3333
调整R^2	0.147	0.144	0.683	0.103	0.102	0.757

3.地区投机性

除了企业自身投机动机，宗教、地域文化等非正式制度也会潜移默化影响当地公司及个人行为(谢露等，2021)。因此，投机文化强的地区，公司投机倾向可能更严重，套期保值对信息环境的破坏也更强。鉴于此，本文进一步从地区投机性的视角出发进行异质性分析。借鉴陈欣和陈德球(2021)，采用各省份人均彩票销售额的自然对数衡量不同地区的投机文化，依照变量的中位数将样本划分为高投机地区和低投机地区两组。表12列(1)~(3)和列(4)~(6)分别为高投机和低投机文化地区套期保值对信息透明度影响的回归结果，可以发现高投机文化地区样本中套期保值对信息透明度的破坏更严重。综合企业层面和地区层面的投机性检验结果，可以进一步证实前文分析中的套期保值动机模糊机制成立。

4.地区诚信

如果投机动机在套期保值与企业信息透明度的关系中发挥作用，那么，诚信文化是否能够发挥相应的治理作用，助力企业套期保值业务回归本源？基于此，本文从地区诚信的视角展开异质性分析。使用中国综合社会调查(CGSS)数据构建地区诚信指标，借鉴刘笑霞和李明辉(2019)，对CGSS中A33问题从“非常不同意”至“非常同意”5档回复，分别赋值-2、-1、0、1、2，取该省份所有回复的平均值作为地区诚信指标的度量；再按企业注册地将地区诚信水平匹配到企业层面，依照中位数划分为高诚信地区与低诚信地区。回归结果见表13，套期保值对企业信息环境的恶化只发生在低诚信地区样本中。上述结果表明，诚信文化对企业投机动机具有抑制作用。

5.高管职业担忧

具有职业担忧的高管可能出于自身利益管理公司套期保值，并在信息披露的过程中有意隐瞒不确定性信

表11　企业投机性的异质性检验

变量	高投机性企业			低投机性企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Disper	*Revision*	*BO*	*Disper*	*Revision*	*BO*
Hedging	0.178** (2.44)	0.140** (2.26)	−0.000 (−0.05)	0.073 (1.20)	0.043 (0.86)	−0.009 (−1.40)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1394	1394	1394	1504	1504	1504
调整R^2	0.096	0.103	0.684	0.075	0.092	0.710

息或负面信息(Baginski et al.，2018；Campbell et al.，2023)。当高管职业担忧程度更高时，其操纵套期保值及相关信息披露的动机更强，从而导致套期保值对信息透明度的破坏更严重。参照Campbell et al.(2023)的研究，本文将CEO任期作为高管职业担忧的代理变量。任期越短，高管职业担忧程度越高(Baginski et al.，2018)，越可能在信息披露过程中模糊衍生品使用动机，导致信息不透明程度更高。本文按CEO任期中位数将样本分为高管职业担忧程度高和高管职业担忧程度低两组，回归结果见表14，套期保值的系数在高管职业担忧程度高的样本中均显著，表明当CEO职业担忧程度越高时，套期保值导致的信息不透明程度越高。

六、结论与建议

本文以2007—2020年A股上市公司为研究样本，系统考察了套期保值对企业信息透明度的影响及其作用机理。主要研究结论如下：(1)使用衍生品进行套期保值会降低企业的信息透明度，这一结论在经过一系列稳健性检验之后依然成立。(2)机制分析发现，与主营业务无关的套期保值是信息透明度下降的主要原因，而与主营业务相关度高的套期保值并未损害信息透明度，表明套期保值动机模糊是套期保值恶化信息环境的核心机制。(3)在市场价格波动较大、投机倾向较强、诚信度较低以及高管职业担忧更严重的样本中，套期保值对企业信息透明度的损害程度更高。

本文从套期保值视角拓宽了企业信息透明度的影响因素研究，对进一步规范上市公司衍生品交易及相关信息披露、提升上市公司信息环境具有一定的参考价值。基于上述研究结论，本文有如下政策建议：第一，规范套期保值相关信息披露。本文结论表明，套期保值动机模糊是企业信息透明度下降的主要原因。因此，监管部门应进一步规范上市公司套期保值相关信息披露，对套期保值所涉及的衍生品类型、规模、期限等方面的披露规范作出具体要求，尤其要强化对套期保值工具与实体项目之间经济关系的清晰阐述，从而帮助投资者更直观了解上市公司套期保值业务运作情况和实际效果。第二，强化金融监管部门的监督问责机制。本文机制检验表明，正是套期保值中混杂的投机活动导致投资者难以形成有效判断。因此，监管部门应制定相关规则并定期审查，对以套期保值名义进行衍生品投机的行为依规严肃处理。第三，加强文化建设，引导企业形成正确的投资观念。投机文化和诚信文化是影响套期保值与信息透明度关系的重要因素，因此，应加强诚信、长期主义等文化建设，引导企业套期保值回归本源。宣传及监管部门可以制定和实施相关政策和法规，明确诚信和长期主义的标准和要求，为社会行为提供法律依据，并通过媒体和公共宣传不断提高公众对上述价值观的认识，营造良好社会风气，纠正企业不良行为。第四，重视企业高管在套期保值业务中的重要作用，明确高管在企业风险管理活动中的职责范围。高管职业担忧会加剧套期保值

表12 地区投机性的异质性检验

变量	高投机性企业			低投机性企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Disper	*Revision*	*BO*	*Disper*	*Revision*	*BO*
Hedging	0.163*** (4.81)	0.126*** (3.72)	−0.003 (−0.78)	0.105* (1.91)	0.035 (0.67)	−0.007 (−1.39)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	6318	6318	6318	4634	4634	4634
调整R^2	0.122	0.112	0.711	0.144	0.141	0.712

表13 地区诚信的异质性检验

变量	高诚信地区			低诚信地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Disper	*Revision*	*BO*	*Disper*	*Revision*	*BO*
Hedging	0.044 (0.97)	0.005 (0.11)	−0.004 (−0.93)	0.244*** (7.04)	0.176*** (5.32)	−0.003 (−0.76)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4819	4819	4819	7202	7202	7202
调整R^2	0.100	0.102	0.701	0.115	0.116	0.690

表14 高管职业担忧的异质性检验

变量	高管职业担忧程度低			高管职业担忧程度高		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Disper	*Revision*	*BO*	*Disper*	*Revision*	*BO*
Hedging	0.073* (1.75)	0.042 (1.18)	−0.002 (−0.33)	0.355*** (4.41)	0.232*** (3.46)	−0.030*** (−3.84)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	7951	7951	7951	5250	5250	5250
调整R^2	0.114	0.107	0.669	0.122	0.121	0.638

对信息透明度的负向影响，因此，应优化激励机制，提高管理者对风险管理业务的积极性，保证高管受托责任的严格履行，保证企业风险管理策略连贯有效，从而提升公司治理效率，实现高质量风险管理。 ■

[基金项目：国家自然科学基金面上项目“股市极端波动中流动性螺旋的微观机制与治理研究”(71873023)、辽宁省社会科学规划基金项目“公司债务违约的地理溢出与区域信用恢复研究”(L22ZD056)、辽宁省教育厅基本科研项目“机构投资者对上市公司质量实际影响的同群效应研究”(LJKMR20221589)、“兴辽英才计划”文化名家暨“四个一批”人才(青年英才)(XLYC2210054)]

参考文献：

[1] 陈欣, 陈德球. 投机文化、管理者特征与公司创新[J]. 管理评论, 2021, (1): 133-143.

[2] 董望, 陈俊, 陈汉文. 内部控制质量影响了分析师行为吗?——来自中国证券市场的经验证据[J]. 金融研究, 2017, (12): 191-206.

[3] 方军雄. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J]. 金融研究, 2007, (6): 136-148.

[4] 郭飞. 外汇风险对冲和公司价值: 基于中国跨国公司的实证研究[J]. 经济研究, 2012, (9): 18-31.

[5] 郭飞, 李庆华, 刘坤鹏. 衍生品对冲降低了债券融资成本吗?[J]. 国际金融研究, 2020, (5): 87-96.

[6] 李庆华, 郭飞, 刘坤鹏. 使用衍生品的公司创新水平更高吗——基于融资约束和高管风险承担意愿视角[J]. 会计研究, 2021, (2): 149-163.

[7] 刘笑霞, 李明辉. 社会信任水平对审计定价的影响——基于CGSS数据的经验证据[J]. 经济管理, 2019, (10): 143-161.

[8] 宋昕倍, 陈莹, 逯东, 程杰. 信息环境、上市公司增量信息披露与资本市场定价效率——基于MD&A文本相似度的研究[J]. 南开管理评论, 2024: 1-26.

[9] 王谨乐, 霍达, 史永东, 张可芳. 股价信息含量能够提升分析师预测质量吗?[J]. 系统工程理论与实践, 2021, (8): 1974-1989.

[10] 谢露, 翟胜宝, 童丽静. 博彩文化与企业费用粘性[J]. 会计研究, 2021, (5): 121-132.

[11] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31-56.

[12] Baginski S, Campbell J L, Hinson L A, Koo D S. Do career concerns affect the delay of bad news disclosure?[J]. The Accounting Review, 2018, 93(2): 61-95.

[13] Barton J. Does the use of financial derivatives affect earnings management decisions?[J]. The Accounting Review, 2001, 76(1): 1-26.

[14] Breeden D T, Viswanathan S. Why do firms hedge? an asymmetric information approach[J]. The Journal of Fixed Income, 2015, 25(3): 7-25.

[15] Campbell J L. The fair value of cash flow hedges, future profitability, and stock returns[J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 32(1): 243-279.

[16] Campbell J L, Cao S S, Chang H S, Chiorean R. The implications of firms' derivative usage on the frequency and usefulness of management earnings forecasts[J]. Contemporary Accounting Research, 2023, 40(4): 2409-2445.

[17] Chang H S, Donohoe M, Sougiannis T. Do analysts understand the economic and reporting complexities of derivatives?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(2): 584-604.

[18] Chang X, Chen Y Y, Zolotoy L. Stock liquidity and stock price crash risk[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52(4): 1605-1637.

[19] Chernenko S, Faulkender M. The two sides of derivatives usage: hedging and speculating with interest rate swaps[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46(6): 1727-1754.

[20] Chychyla R, Leone A J, Minutti-Meza M. Complexity of financial reporting standards and accounting expertise[J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 67(1): 226-253.

[21] Dadalt P, Gay G D, Nam J. Asymmetric information and corporate derivatives use[J]. Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products, 2002, 22(3): 241-267.

[22] De Long J B, Shleifer A, Summers L H, Waldmann R J. Noise trader risk in financial markets[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(4): 703-738.

[23] Demarzo P M, Duffie D. Corporate incentives for hedging and hedge accounting[J]. The Review of Financial Studies, 1995, 8(3): 743-771.

[24] Fauver L, Naranjo A. Derivative usage and firm value: the influence of agency costs and monitoring problems[J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16(5): 719-735.

[25] Fernando C S, Hoelscher S A, Raman V. The informativeness of derivatives use: evidence from corporate disclosure through public announcements[J]. Journal of Banking & Finance, 2020, 114: 105731.

[26] Froot K A, Scharfstein D S, Stein J C. Risk management: coordinating corporate investment and financing policies[J]. The Journal of Finance, 1993, 48(5): 1629-1658.

[27] Géczy C C, Minton B A, Schrand C M. Taking a view: corporate speculation, governance, and compensation[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(5): 2405-2443.

[28] Geyer-Klingeberg J, Hang M, Rathgeber A. Corporate financial hedging and firm value: a meta-analysis[J]. The European Journal of Finance, 2021, 27(6): 461-485.

[29] Gilje E P, Taillard J P. Does hedging affect firm value? evidence from a natural experiment[J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30(12): 4083-4132.

[30] Hu X, Hua R, Liu Q, Wang C. The green fog: environmental rating disagreement and corporate greenwashing[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2023, 78: 101952.

[31] Jin Y, Jorin P. Firm value and hedging: evidence from U.S. oil and gas producers[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(2): 893-919.

[32] Kanodia C, Sapra H. A real effects perspective to accounting measurement and disclosure: implications and insights for future research[J]. Journal of Accounting Research, 2016, 54(2): 623-676.

[33] Kyle A S. Continuous auctions and insider trading[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1985: 1315-1335.

[34] Lang M H, Lundholm R J. Corporate disclosure policy and analyst behavior[J]. Accounting Review, 1996, 71(4): 467-492.

[35] Manconi A, Massa M, Zhang L. The informational role of corporate hedging[J]. Management Science, 2018, 64(8): 3843-3867.

[36] Shao L, Shao J, Sun Z, Xu H. Hedging, speculation, and risk management effect of commodity futures: evidence from firm voluntary disclosures[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2019, 57: 101084.

[37] Stulz R M. Rethinking risk management[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1996, 9(3): 8-25.

[38] Xia C, Yang C, Zhang L. The real effect of foreign exchange hedging on corporate innovation[J]. Journal of Futures Markets, 2021, 41(12): 2046-2078.

(责任编辑：崔毅安)