

CEO 认知偏差、出口信用保险与企业出口决策

CEO Cognitive Bias, Export Credit Insurance and Export Decisions

张璐 李雪

ZHANG Lu LI Xue

[摘要] 有限理性经理人对出口风险的认知会影响企业的保险决策及出口决策。本文以理论推导为基础,利用 2002—2016 年上市公司的非平衡面板数据,通过双向固定效应模型以及中介效应检验,探究认知偏差、出口信保与企业出口决策的微观影响机制。结果表明,企业 CEO 对出口风险的认知偏差显著影响其整体出口水平、出口广度和出口深度,而出口信用保险在该作用路径中具有重要的遮掩效应。但这种遮掩效应可能会因公司资金来源、治理特征以及国际市场的不稳定而有所差异。基于以上结论,就如何充分发挥出口信用保险职能,合理控制出口风险敞口提出了有关建议。

[关键词] 认知偏差 出口信用保险 出口决策 遮掩效应

[中图分类号] F752.6 F840.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 07-0084-16

Abstract: The cognitive bias of irrational manager on export risks affects the export decisions and insurance demand. Based on model analysis, we used 2002 - 2016 unbalanced panel data of listed companies to explore the relationship of cognitive bias, export credit insurance (ECI) and export decisions. The results showed that the CEO's cognitive bias significantly increased the sum exports, the extensive and intensive margin. Moreover, the mediation variable ECI plays an important suppressing effect in this mechanism. But the effect has heterogeneous depending on the source of funding, corporate governance characteristics, and the instability of international markets. Respecting the above arguments, we put forward some suggestions.

Key words: Cognitive bias Export credit insurance Export decisions Suppressing effect

[收稿日期] 2022-10-06

[作者简介] 张璐,女,1991年11月生,对外经济贸易大学保险学院博士研究生,西北民族大学经济学院讲师,研究方向为行为保险学;李雪,女,1991年11月生,中国出口信用保险公司职员,研究方向为出口信用保险。本文通讯作者为张璐,联系方式为 zhanglu_zluu@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

出口贸易对经济发展具有重要意义。在全球经济下行风险增加、疫情和地缘冲突超预期扰动、主要经济体需求前景不确定等多重因素的影响下,我国出口贸易仍面临着严峻挑战。除了宏观调控部署、实施多项稳外贸举措外,从企业角度出发,聚焦微观主体的出口决策过程也至关重要。企业的出口决策既包括是否出口,出口价格、出口数量的考虑,还涉及向谁出口、出口品类、融资渠道等问题。而这一系列出口决策中充斥着大量的商业不确定性以及政治不稳定性,由此构成了出口过程中主要的风险敞口。管理出口风险敞口的一种有效选择是出口信用保险。出口信用保险是一剂针对买方违约的“疫苗”,它不仅能起到直接缓解不付款风险带来的损失,还能间接提高贷款人的经营能力、借款人的流动性以及整个贸易体系的信心。

无论是出口还是保险决策,都与出口风险的大小有关。以往关于出口风险的研究都以客观风险为主,一方面假设企业能够准确认知客观风险概率,另一方面认为企业是基于客观风险做出利润最大化的出口及保险决策。但事实上,当处于复杂的不确定性环境中,人们往往偏离完全理性人假设,通过直觉思维过程调用启发式或经验法则(Kahneman和Frederick, 2002^[1]; Slovic等, 2007^[2])来简化决策过程(Simon, 1957^[3]),从而导致主观认知与客观事实不符,形成认知偏差。

正确认知出口风险、缩小认知偏差是指导出口决策的重要前提。我国2021年发布的《“十四五”对外贸易高质量发展规划》中提出“要增强企业的风险意识,准确识变、科学应变”。但现实中,由于认知能力、信息成本、贸易关系维护、品牌效应等因素,企业对买方的基本情况、交易所涉的行业风险、进口国的商业环境认知不足,容易过度低估信用风险,产生认知偏差,最终可能导致“财货两空”的后果。2018年,墨西哥买方B公司向河北唐山一家出口陶瓷制品的贸易企业A公司提出了采购80万美元货物的发盘。A公司考虑到买方B公司同自己合作多年且付款情况良好,认为相应的交易较为安全,于

是同B公司签署了贸易合同,并在仅有B公司20万美元信用限额的情况下于2018年7月至10月间陆续出运9票瓷质餐具,总额达75.6万美元,支付方式为OA90天。但是当贸易合同约定的应付款日到期后,B公司拖欠货款,而此时A公司通过各种手段均已无法同B公司取得任何联系,全部应收账款受损^①。

诸如此类的真实案例不胜枚举,多数外贸企业决策心理始于出口获利,囿于信用风险,损于认知偏差。但是在复杂严峻的外贸环境中,出口信用保险能够依靠遍及全球的资信、追偿渠道以及驻外机构,再结合理赔大数据,帮助企业有效控制风险,及时补偿损失。例如,某出口企业最早于2004年投保出口信用保险,出口额从最初的7000万美元增长至2019年的6亿美元。2020年伊始,新冠疫情全球暴发之后,国外买方纷纷取消订单,拒收货物甚至破产拖欠,企业出口额迅速下降,风险急剧增加。为了应对疫情影响,该公司及时启动出口信用保险机制,获得赔款近250万美元。截至2020年年底,该企业共向日本、美国、荷兰等20多个国家和地区出口防疫物资7亿美元,为全球抗疫做出了积极贡献,同时也充分体现了出口信用保险的“逆周期”调节作用^②。

结合现实考虑,既然企业的风险认知、出口决策与信用保险息息相关,那么站在微观主体的角度,明确企业对外贸风险的认知偏差是否与出口信保需求相关,是否影响出口决策,以及出口信保在认知偏差对出口决策的作用机制中发挥何种效应成为颇具研究价值的现实问题。本文基于行为经济学视角,初步构建认知偏差、出口信保与出口决策的理论模型,通过实证分析、验证并解释三者之间的作用机制,为研判企业决策心理、发挥出口信保政策性职能,引导外贸在合理区间运行提供经验支撑。

二、文献综述

(一) 认知偏差与出口信用保险决策

从现有文献来看,有关出口信用保险的认知偏差可以按照认知对象的不同划分为以下两类:第一类是对出口风险本身的认知偏差,即低估/高估客观风险概率。此类认知偏差主要源于信息不完全或信息不对

① 案例源自中国出口信用保险公司官网。

② 案例源自中国出口信用保险公司2020年度报告。

称。出口企业作为国际贸易的重要参与者,受制于错综复杂的国际市场,难以掌握海外买方的资信数据,因此在信息占有、风险感知、决策机制等方面存在一定的认知偏差(卓志和毛勤晶,2018^[4])。反之,若经济政策的不确定性增加,企业的主观风险认知和实际客观风险都会增加,于是对出口信用保险的需求增大(胡赛和蒋韶华,2021^[5])。第二类认知偏差是企业对出口信用保险的认知缺乏。我国企业对出口信保的认知比较浅薄,保险意愿不高(赵慧萍和王国军,2006^[6])。以某一省份的中小企业为对象的研究发现,企业对出口信用保险的参保条件不了解,投保意识不强,利用率偏低(陈利馥等,2017^[7])。在国际市场上存在同样的问题(Ross,2001^[8])。以澳大利亚为例,Zammit等(2009)^[9]指出,对出口信用保险缺乏认知是非参保企业不使用保险的主要原因。

(二) 出口信用保险对出口决策的影响

国内外关于出口信用保险影响出口决策的研究日趋成熟,涉及的研究方法从理论模型(Funatsu,1986^[10];Ford等,1996^[11];Dewit,2001^[12];Rienstra-Munnicha和Turvey,2002^[13])到实证分析(Auboin和Engemann,2014^[14];Anderson和Wincoop,2003^[15]),研究角度从宏观功能(Egger和Url,2006^[16])到微观作用(Badinger和Url,2013^[17];胡赛和蒋韶华,2021^[5]),研究逻辑从相关关系(魏巧琴,2017^[18])到因果效应(Veer和Koen,2019^[19]),最终得出了出口信用保险对出口贸易具有促进作用的一致结论(李晓洁和魏巧琴,2010^[20];王国军等,2014^[21];章添香和关晶,2017^[22])。

(三) 认知偏差与企业的出口决策

以往文献对企业出口的微观基础和发生机制的探讨主要集中在三个方面:一是基于企业基本面,如企业生产率(刘儒和刘江,2020^[23];Melitz和Ottaviano,2008^[24])、产品创新(吴飞飞和邱斌,2015^[25])、融资约束(孙志贤等,2016^[26];Chaney,2016^[27])等;二是基于外部不确定性,如经济风险(汪建新等,2019^[28];Tunc和Solakoglu,2016^[29])、政治风险(綦建红等,2020^[30];王稳等,2020^[31])等;三是基于企业高管特征,例如CEO是否海归(许家云,2018^[32])、是否拥有贫困经历(李宏等,2019^[33])等。

然而,大量研究都忽视了不确定性环境下因高管的认知偏差对企业出口决策的影响。事实上,企业对出口风险的认知与其出口决策之间的关系是显而易见的,

即当企业判断进口商的违约风险水平上升,就会调低预期出口额(茹玉聪和文娟,2021^[34])。出口决策是企业众多的生产和金融决策之一,尽管直接分析认知偏差对企业出口决策影响的文献较少,但关于认知偏差扭曲企业其他经营决策的研究已经十分丰富。例如,对自我认知能力盲目自信的经理人所在的企业更有可能过度投资(Velez和Nieto,1986^[35];Barber和Odean,2002^[36]),或者进行价值破坏的并购(Malmendier和Tate,2005^[37]);但若企业家的主观风险预期上升就会显著抑制投资规模,同时也会恶化企业投资结构(陈东等,2021^[38])。管理层因过去经历或回忆形成的预期偏差而错判风险概率,可能减少企业利润,降低企业价值(Shefrin,2007^[39])。

通过文献梳理我们发现,现有研究并未将认知偏差、出口信用保险和企业的出口决策纳入统一的分析框架。有鉴于此,我们关注的问题是认知偏差是否抑制企业多维度的出口决策?如果是,出口信用保险在其中扮演怎样的角色?综上,本文希望在已有研究的基础上,做出如下边际贡献:第一,由于数据可得性问题,以往文献难以验证认知偏差、出口信用保险对企业出口决策的微观影响,本文首次对中国海关数据库、中国上市公司数据库、中国出口信用保险公司数据库进行合并整理,从实证层面考察三者之间的微观效应。第二,在出口决策的影响方面,跳出以往保险文献只针对宏观进出口量或企业出口总额的研究范畴,本文不仅考虑了总量决策,同时还关注企业出口的二元边际,通过长时间高度细化的海关数据测度上市公司的集约边际和扩展边际,试图在出口全貌、出口广度、出口深度等决策中探索新的贸易行为动因。第三,本文的研究视角从完全理性高管转入有限理性经理人,基于不确定的决策环境,从CEO的认知偏差角度出发,为企业的保险决策及出口决策提供新的理论依据和经验证据。

三、理论模型与假设提出

出口信用风险是因政治或商业风险导致的商务合同项下成本投入的损失。经理人对出口风险的准确认知直接影响到企业的出口决策以及信用保险决策。本文在Melitz(2003)^[40]、Funatsu(1986)^[10]、茹玉聪和文娟(2021)^[34]提出的模型基础上,加入主观认知风险因素,在垄断竞争市场中建立有关认知偏差、出口信保和出口决策的模型,以探究三者之间的关系。

(一) 基本模型设定

根据 Melitz (2003)^[40] 的假设, 国外代表性消费者的效用函数满足常替代弹性 (CES) 偏好, $U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{1/\rho}$, 其中 ω 表示任一连续产品, Ω 表示所有产品集合, 这些产品之间是可相互替代的, 需求替代弹性 $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$ 。如果把消费的商品集视作与总体价格 (P) 相关的产品集, 即 $Q \equiv U$, 总体价格指数 $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。通过效用最大化可得代表性出口企业面临的外国消费者的需求函数 $q(\omega) = \frac{Q}{P^{-\sigma}} p(\omega)^{-\sigma}$; 沿用茹玉骢和文娟 (2021)^[34] 的表达式, 我们令 $A = Q/P^{-\sigma}$ 表示进口市场规模, 其与国外消费者的收入水平、消费价格指数有关。由此可得企业的出口总额 $R = pq$, 代入 q 的表达式后得到:

$$R = A \frac{1}{\sigma} q^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (1)$$

首先, 保险市场是严重的信息不完全市场。由于技术限制或历史资料不可得等原因, 保险公司对任何风险池的预期损失都无法准确估计, 而且通常情况下, 消费者对自身风险的发生概率也无法精准掌握。其次, 保险市场是严重的信息不对称市场。一方面, 潜在投保人很少被告知他们的客观损失概率, 更无法准确判断保险人违约的可能性; 另一方面, 保险人也难以充分探悉单一投保人的风险分布。因此, 保险决策过程中或多或少都存在着不确定性或模糊性 (Alary 等, 2013^[41])。我们假设保险公司按照历史统计数据计算得到的、用以制定保费的依据是客观风险概率, 用 β 表示; 假设企业 CEO 对自身面临的出口信用风险形成自我判断与认知, 即主观风险概率为 β' ; 进一步假设 $\beta' = \beta - d$, 其中 d 表示认知偏差。与茹玉骢和文娟等 (2021)^[34] 不同, 我们认为在保险渗透率较低的出口信保市场, 其主观风险概率普遍小于客观风险概率。郭振华 (2020)^[42] 也提出了多数人低估小概率风险, 少数人高估小概率风险的风险判断偏差规律, 而且客观概率越低, 低估风险者占比就越大。因此, 本文主要考虑 $0 \leq d \leq \beta$ 的情形, 即认为企业决策者对出口商业或政治风险的认知偏差主要指向低估客观风险的方向。

1. 未投保企业的期望利润函数。

当出口企业不投保出口信用保险时, 风险事故发

生会致其无法收回货款 R , 风险不发生时顺利获得销售额 R 。站在企业决策的角度, 两种随机事件发生的概率分别是 β' 和 $(1-\beta')$, 因此企业的预期利润水平如下:

$$E\pi^N = (1-\beta')R - cq - b \quad (2)$$

其中: 企业生产的固定成本为 b ; 可变成本为 cq , 假设边际成本 c 为常数, 保持不变。在多国模型中, 出口的运输成本会发生变化, 我们参考茹玉骢和文娟等 (2021)^[34] 的处理, 把所有进口国的平均运输成本费用视作 c 的一部分。

2. 投保企业的期望利润函数。

当出口企业参加出口信用保险时, 与未投保企业分析类似, 企业高管仍然以主观概率衡量风险发生的可能性 (β'), 但是保险公司将站在客观的角度计算应缴保费, 费率制定与单个企业的主观认知无关, 即精算公平原则下保险公司的费率设为 β 。对于投保企业而言, 风险事故不发生时, 企业不仅要支付生产成本, 还要缴纳保费 βR ; 若事故发生, 企业可以获得保险公司承诺的赔付比例为 λ 的保险金。此外, 假设风险一旦发生, 企业遭至全损且无力追偿。因此, 投保企业的期望利润函数如下:

$$E\pi^Y = (1-\beta' + \beta'\lambda - \beta)R - cq - b \quad (3)$$

(二) 认知偏差与最优出口决策

1. 认知偏差与最优出口总额。

出口企业在进行出口决策时, 要根据微观产能、供需状况, 综合考量目的国地缘政治风险、交易对象信用风险等方面, 然后基于期望利润最大化原则做出最优出口决策。对于没有出口信用保险影响下的企业而言, 由式 (2) 可得:

企业的最优产量:

$$q = A \left[\frac{(\sigma-1)(1-\beta')}{c\sigma} \right]^\sigma \quad (4)$$

企业的最优定价:

$$P = \frac{c\sigma}{(\sigma-1)(1-\beta')} \quad (5)$$

企业的预期出口额:

$$ER = A \left[\frac{(\sigma-1)(1-\beta')}{c\sigma} \right]^{\sigma-1} \quad (6)$$

由式 (4)、式 (5) 可知, 企业的主观风险概率

越大，最优出口数量越小，最优定价越高，这与现实情况相符：随着 CEO 感知到的出口风险扩大，出口决策趋向保守谨慎，并减小出口量，提高风险溢价。把 $\beta' = \beta - d$ 代入式 (6)，求导可得：

$$\frac{\partial R}{\partial d} = A \frac{(\sigma - 1)^\sigma}{(c\sigma)^{\sigma-1}} (1 - \beta + d)^{\sigma-2} \quad (7)$$

由式 (7) 可知，企业的预期出口额随认知偏差 d 的扩大而增加，从而得到本文的第一个假设。

假设 1：在其他条件不变的情况下，CEO 对风险的主观认知概率越低，偏离客观风险概率越大，出口额越大。

2. 认知偏差与出口的二元边际。

为了进一步探究认知偏差与贸易广度（扩展边际）和贸易强度（集约边际）的影响，我们对出口的二元边际进行分析。截至目前，国外对于出口的二元边际并未得到统一定义。而国内学者对二元边际的界定主要从国家、企业、产品三个角度出发。本文的研究对象以企业-产品为主，因此，认为“集约边际”是指出口企业的出口种类在数量上的扩张，“扩展边际”是指企业出口产品种类的增加。根据 Bernard 等 (2010)^[43]、程玉坤和周康 (2014)^[44] 的方法，每一多产品出口企业的出口额 R 可以分解为四部分：出口目的国数量 C ，出口产品种类 P ，出口覆盖率 D 以及产品-目的地的平均出口额 \bar{X} 。于是出口额 R 可以表示为：

$$R = C \times P \times D \times \bar{X} \quad (8)$$

其中： $D = \frac{M}{C \times P}$ ， M 是企业实际出口的产品-目的地组合数量。 C 、 P 、 D 可以衡量企业的出口广度，则 M 可被视为是度量企业扩展边际的指标， \bar{X} 衡量企业的出口深度，可被当作企业集约边际的指标，从而可以得到 $R = M \times \bar{X}$ 。结合式 (8) 与式 (6)，企业出口二元边际与认知偏差之间的关系尚不明确，需要通过实证分析来进一步探讨。

(三) 认知偏差与出口信用保险决策

出口信用保险通过保护出口商免受违约风险造成的潜在损失来创造出口促进价值，但前提是愿意投保。决定企业是否购买出口信用保险的条件是参保情形下的期望利润至少比不参保情形高，即 $E\pi^Y \geq E\pi^N$ ，由此可得企业参保的临界条件：

$$\beta' \lambda - \beta \geq 0 \quad (9)$$

由于 $0 < \lambda \leq 1$ ，对式 (9) 移项可得 $\beta' \geq \frac{\beta}{\lambda} \geq \beta$ ，这意味着当企业低估出口风险时，几乎不可能参加出口信用保险。由此得到本文的第二个假设。

假设 2：CEO 对出口风险低估的认知偏差越大，购买出口信用保险的可能性越小。

(四) 出口信用保险的作用

如果企业参加出口信用保险，那么预期出口额为：

$$ER^Y = A \left[\frac{(\sigma - 1)(1 - \beta' + \beta' \lambda - \beta)}{c\sigma} \right]^{\sigma-1} \quad (10)$$

对比式 (6) 与式 (10)，可以发现企业参与与未参保情形下的出口额差异。若 $\beta' \lambda - \beta > 0$ ，则参保企业的预期出口额大于未参保企业，意味着出口信用保险不仅可以弥补企业直接损失，还起到了出口促进效应。有趣的是，这一条件也是认知偏差决定企业是否参保的临界条件（公式 (9)）。结合以上两点，说明出口信用保险在二者关系中可能存在中介作用。由此，我们得到本文的第三个假设。

假设 3：出口信用保险在认知偏差影响企业出口决策中起到中介作用。

四、变量描述与实证分析

(一) 数据来源与变量描述

1. 数据来源。

本文采用中国海关数据、CSMAR 上市公司数据库以及中国出口信用保险公司提供的企业投保信息的合并数据库。由于中国信保于 2001 年年底成立，又因中国海关数据库的更新截至 2016 年年底，受到以上两端的限制，样本区间选取 2002—2016 年。此外，我们选取了 2016 年之前上市的沪深 A 股企业，保证样本期内至少有一年的观测值；并且剔除了在国民经济行业分类基础上的金融类上市企业；为了降低极端值或异常值的干扰，对连续变量在 1%、99% 分位数上进行了缩尾处理。最终构成了包含 690 家公司的非平衡面板数据。

2. 变量描述。

(1) 被解释变量。

出口总额 (EXP)。本文把 2012 年以前中国海关数据库的月度数据加总为年度数据，然后与之后年份

的年度数据进行合并，提取样本企业的出口额作为因变量，用以衡量企业每年的整体出口情况。

扩展边际 (*EM*)。参考 Bernard 等 (2010)^[43] 的方法，我们把出口额分解为扩展边际和集约边际两部分。扩展边际定义为出口企业产品种类的增加，用海关数据库中每一样本企业、每年实际发生的产品-目的地的组合数量进行衡量，产品按 HS-8 位编码分类^① (Mayer 等, 2014^[45]; Iacovone 和 Javorcik, 2010^[46])，目的地按不同国家或地区计算。该因变量代表了企业的出口广度。

集约边际 (*IM*)。集约边际指企业的出口种类在数量上的扩张，用产品-目的地的平均出口额衡量，计算公式为 $IM=EXP/EM$ 。该因变量代表了企业的出口深度。

(2) 核心解释变量。

认知偏差 (*CB*)。企业对于出口风险的认知偏差主要来源于内部高管。怡安翰威特^② 2019 年做过一项全球风险管理调查 (Global Risk Management Survey)，这项研究收集了来自 33 个行业、涵盖全球 60 多个国家的 2 672 名风险决策者的回应。根据调查报告，全球 65% 的公司是由 CEO 独立做出关键的风险管理决策，在所有职位或部门中位列第一。这意味着 CEO 对企业风险的主观判断起着决定性作用。另一方面，有大量研究证明，决策者的认知能力会受教育程度或知识储备的影响 (Wiersema 和 Bantel, 1992^[47]; Datta 等, 2003^[48]; 周建和李小青, 2012^[49]; 舒波和杜晓君, 2020^[50])，且学校教育对认知偏差具有纠正作用 (李焯等, 2022^[51])。正规又系统的学习背景能够影响个人的认知能力、判断力和决策力 (陈洪, 2012^[52])。学历越高，对既有事物的接受度和理解力更强 (例如对保险本质的认知更深刻)；学历越高，

获取信息的渠道和方式增多，信息不对称与信息不完全程度下降，因而在不确定性环境中能做出更准确的判断和预测。综上，本文选择 CEO 的学历作为衡量认知偏差的变量，认为 CEO 学历程度越高，其对风险与保险的认知偏差越小，因此将 CEO 学历为中专及以下、大专、本科、研究生、博士及以上五个层次分别赋值为 5、4、3、2、1，如此可使 CEO 学历变化与认知偏差的变化方向一致，便于分析。该变量主要来源于 CSMAR 上市公司治理结构数据库，然后通过查询公司官网、企查查等网络平台对部分学历的缺失值进行手工补充，以尽力扩大样本容量。

(3) 中介变量。

出口信用保险 (*ECI*)。按照样本企业当年是否投保短期出口信用综合险设置虚拟变量，1 表示投保，0 表示未投保。短期出口信用综合险主要补偿出口企业按合同约定或信用证约定出口货物后，因政治风险或商业风险发生而导致的直接损失，承保业务的信用期限一般为一年以内^③。该变量的数据来源于中国出口信用保险公司。

(4) 控制变量。

参考相关文献，本文选取的控制变量主要有三类：一是企业的全要素生产率 (*TFP*)，按照 LP 方法计算 (Levinsohn 和 Petrin, 2010^[53]; 鲁晓东和连玉君, 2012^[54])；二是企业规模，用每年年末的员工人数 (*POP*)、固定资产净额 (*NFA*) 两个指标衡量；三是企业的融资约束，用资产负债率 (*LEV*)、应收账款周转率 (*TTM*)、流动资产周转率 (*CAT*) 代表。所有控制变量的数据来源于 CSMAR 数据库中上市公司的合并财务报表，具体的变量定义见表 1，各变量的描述性统计见表 2。

表 1 各变量定义

变量名称		变量定义
被解释变量	出口总额取对数 ($\ln EXP$)	年末企业的出口总额的对数
	扩展边际取对数 ($\ln EM$)	按 HS-8 位编码的产品-目的地的实际组合数量的对数
	集约边际取对数 ($\ln IM$)	按产品-目的地计算的平均出口额取对数

① HS-8 为 8 位国际 HS 编码，该编码将产品分为 22 个大类，大类下分 98 章，章下再分为品目和子目。
 ② 怡安翰威特是世界上领先的集风险管理咨询、保险经纪和再保险经纪、人力资源咨询于一体的综合性集团公司。怡安 2019 年全球风险管理调查是一份基于网络开展的两年一度的研究报告，于 2018 年第四季度以八种语言同时进行。在接受调查的组织中，约 66% 为私人所有，21% 为公共组织，其余主要是政府或非营利实体。
 ③ 资料来源：中国出口信用保险公司，<https://www.sinosure.com.cn/ywjs/myxcp/dqckxybx/dqckxybjj/index.shtml>。

续前表

变量名称		变量定义	
核心解释变量	认知偏差 (CB)	按 CEO 学历为中专及以下、大专、本科、研究生、博士及以上五个层次分别赋值为 5、4、3、2、1	
中介变量	出口信用保险 (ECI)	当年企业是否投保短期出口信用综合险, 若投保取值为 1, 否则取值为 0	
控制变量	全要素生产率取对数 (lnTFP)	按 Levinsohn-Petrin 方法计算然后取对数	
	企业规模	员工人数取对数 (lnPOP)	年报中披露的上市公司在册 (在职) 员工人数的对数
		固定资产净额取对数 (lnNFA)	固定资产原价除去累计折旧和固定资产减值准备之后的净额然后取对数
	融资约束	资产负债率 (LEV)	总负债与总资产的比值
		应收账款周转率 (TTM)	营业收入与应收账款净额平均余额的比值
流动资产周转率 (CAT)		营业收入与流动资产期末余额的比值	

表 2 变量描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
出口总额 (lnEXP)	15.773 7	2.634 3	7.110 7	20.296 0
扩展边际 (lnEM)	3.237 9	1.656 9	0.000 0	7.273 1
集约边际 (lnIM)	12.535 1	1.816 1	6.418 4	16.494 1
认知偏差 (CB)	2.714 1	0.877 9	1.000 0	5.000 0
出口信用保险 (ECI)	0.243 1	0.429 0	0.000 0	1.000 0
员工人数 (lnPOP)	7.750 4	1.124 2	5.468 1	11.161 2
全要素生产率 (lnTFP)	8.013 3	0.915 9	6.208 3	10.571 2
固定资产净额 (lnNFA)	21.815 9	1.173 8	19.871 4	25.740 9
资产负债率 (LEV)	0.418 5	0.200 9	0.047 4	0.869 7
应收账款周转率 (TTM)	16.303 0	39.660 0	0.873 8	303.014 8
流动资产周转率 (CAT)	1.256 1	0.801 5	0.204 4	4.670 8

(二) 计量模型

模型设定以非平衡面板双向固定效应为基础, 为了检验假设 1, 我们建立如下估计模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \alpha_0 CB_{it} + \sum \alpha_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, i 指企业, t 指年份, Y_{it} 统一表示 i 企业第 t 年的出口总额 (EXP)、扩展边际 (EM)、集约边际 (IM)。CONTROL_{it} 指各控制变量, γ_t 表示年份固定效应, δ_i 表示个体固定效应, 分别用于控制未观察到的时间、个体因素的影响。CEO 认知偏差与出口总额呈正比时, $\alpha_0 > 0$ 。

为了检验假设 2, 本文建立 CEO 认知偏差与出口信用保险的回归模型。由于出口信用保险是二元分类变量, 因此采用双向固定效应 logit 模型, 回归方

程如下:

$$P_r (ECI_{it} = 1 | CB_{it}) = F(\beta_0 CB_{it} + \sum \beta_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \delta_i + \varepsilon_{it}) \quad (12)$$

其中, ECI_{it} 表示 i 企业第 t 年购买出口信用保险的情况, F 为 logit 累积分布函数, 其他变量设定同上。如果假设 2 成立, 则 $\beta_0 < 0$, 意味着企业乐观的认知偏差越大, 参加出口信用保险的可能性越小。

为了检验假设 3, 即出口信用保险在认知偏差影响出口决策中的作用机制, 我们进一步构建如下模型:

$$\ln Y_{it} = \theta + \theta_0 CB_{it} + \theta_1 ECI_{it} + \sum \theta_i CONTROL_{it} + \gamma_t + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

由于式 (12) 是 logit 回归, 式 (13) 是线性回

归,为了更好地实现中介效应的尺度统一,我们采用方杰等(2017)^[55]提出的方法,通过 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 的显著性来判断出口信用保险的中介作用是否显著。

(三) 实证分析

1. CEO 认知偏差对企业出口决策的影响。

表3列(1)~列(3)报告了认知偏差分别对企业出口总额、扩展边际和集约边际回归的结果。无论

是出口整体情况、出口广度还是出口强度,CEO的认知偏差对其都有显著的正向影响。当CEO主观估计的出口风险与客观统计的风险概率之间差距越大,企业的出口行为越积极,平均出口产品种类增多,平均出口额增大。其中,认知偏差对出口总额的促进效应最强烈,平均每低估1单位的风险,企业会增加9.1%的出口额,假设1得到验证。

表3 基准回归

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际	出口信用保险
认知偏差	0.0910*** (-0.0030)	0.0268* (-0.0078)	0.0668** (-0.0097)	-0.8936*** (-0.1695)
全要素生产率	0.3143* (-0.0980)	0.0789 (-0.0777)	0.2262* (-0.0612)	0.2023 (-0.4198)
员工人数	0.1099* (-0.0242)	0.1361* (-0.0257)	-0.0076 (-0.0284)	0.0185 (-0.2553)
固定资产净额	0.0846 (-0.0513)	0.1125* (-0.0194)	-0.0185 (-0.0530)	0.2563 (-0.3784)
资产负债率	-0.3829* (-0.1162)	0.0603 (-0.1613)	-0.4266* (-0.1154)	1.6620 (-0.8966)
应收账款周转率	-0.0035** (-0.0005)	-0.0023** (-0.0004)	-0.0012** (-0.0002)	-0.0039 (-0.0040)
流动资产周转率	0.0667 (-0.0515)	0.0050 (-0.0633)	0.0544 (-0.0276)	0.3117 (-0.2565)
截距项	10.5922** (-1.1067)	-0.9072 (-0.8476)	11.2186*** (-0.7503)	
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	4585	4585	4585	1481

注:模型(1)~模型(3)括号内为行业聚类稳健标准误,模型(4)的括号内为标准误。*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。下同。

2. CEO 认知偏差对企业购买出口信用保险的影响。

认知偏差对出口信用保险需求的回归结果列于表3列(4)。在1%的显著性水平上,随着认知偏差的逐渐扩大,企业购买出口信用保险的意愿明显下降,假设2得到证实。事实上,2021年中国信保的承保金额占出口总额的比重只有20.3%^①,出口风险仍留有较大敞口。根据假设2,若CEO主观认为商业或政治风险发生的概率极低,那么企业几乎不可能投保出口信保。结合回归结果,我们推测,实务中出口信保渗透率低的原因之一可能是多数CEO对外贸风险存在低估的认知偏差。CEO的认知能力限制其对进

口国政治、商业环境的风险判断,增加了信息不对称下获取及更新交易对手信用风险的难度,于是形成过度低估境外贸易风险的认知偏差,使得出口信保的损失补偿功能失去吸引力。

3. 出口信用保险的中介效应检验。

为了考察CEO认知偏差是否通过影响出口信用保险的投保进而影响企业的出口决策,我们进一步以出口信用保险作为中介变量进行中介效应检验,结果见表4。模型(5)~模型(7)是根据式(13)分别以出口总额、扩展边际与集约边际作为因变量的回归。

根据方杰等(2017)^[55]的研究,中介变量为二分

① 数据来源:中国出口信用保险公司官网

类别变量的中介模型存在尺度不统一的问题，即 logit 回归系数 (β_0) 与线性回归系数 (θ_1) 不在相同尺度上，因此不可比。如果使用传统的“三步法”计算和检验中介效应，可能存在较大的偏差 (MacKinnon 和 Cox, 2012^[56])。于是 Iacobucci (2012)^[57]指出，通过对两个系数进行标准化处理可以降低偏误。据此，本文采用相同的方法估计和检验中介效应。具体地，在大样本中，logit 回归系数 β_0 标准化为 Z_{β_0} ， $Z_{\beta_0} = \beta_0 / SE(\beta_0)$ ；同样可以得到线性

回归的标准化系数 Z_{θ_1} ， $Z_{\theta_1} = \theta_1 / SE(\theta_1)$ ；中介效应的大小为 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ ，显著性检验即检验 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 的置信区间是否包含 0。

因此，结合表 3 和表 4，我们得到标准化后的系数 Z_{β_0} 和 Z_{θ_1} ，以及中介效应 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ ，结果列于表 5。然后我们利用 R 语言的 RMediation 软件包 (Tofighi 和 MacKinnon, 2011^[58]) 得到乘积分布法计算出的 $Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 的 95% 置信区间。结果表明，三个置信区间都不包含 0，说明中介效应显著，假设 3 得到证实。

表 4 出口信用保险的中介效应

模型	(5)	(6)	(7)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际
认知偏差	0.112 7*** (0.003 0)	0.039 2** (0.008 4)	0.076 7*** (0.009 3)
出口信用保险	0.428 4*** (0.056 8)	0.245 2*** (0.030 1)	0.190 8*** (0.031 8)
控制变量	YES	YES	YES
截距项	10.502 9*** (1.095 9)	-0.947 6 (0.860 0)	11.168 7*** (0.732 9)
样本量	458 3	458 3	458 3
个体、时间固定效应	YES	YES	YES
R-squared	0.817 5	0.861 6	0.765 9

表 5 中介效应的估计与检验

	出口总额	扩展边际	集约边际
Z_{β_0}	5.272 0	5.272 0	5.272 0
Z_{θ_1}	-7.542 3	-8.146 2	-6
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$	-39.762 6	-42.946 5	-31.631 9
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95% 置信区间	[-0.569 9, -0.221 2]	[-0.323 1, -0.128 3]	[-0.262 7, -0.093 3]
遮掩效应	显著	显著	显著

中介效应的显著性意味着在认知偏差影响出口决策的过程中，出口信用保险作为风险管理工具发挥了重要作用。又由于中介效应为负，说明出口信用保险的作用体现为“遮掩效应”，即出口信用保险会遮挡一部分认知偏差对出口决策的影响。以出口总额为例，平均而言，CEO 认知偏差每增加 1 单位，原本会导致企业扩大 11.3% 的出口总额。但是，在出口信用保险的“遮掩”下，投保企业最终增加的出口额为 9.1%。换句话说，当 CEO 低估风险的认知偏差扩大时，保险需求下降，本应该增加的出口总额会因保险需求的下降而达不到最初的涨幅。认知偏差、出口信保对出口广度和出口强度的作用机制也与此类

似。联系实际，这种“遮掩效应”也符合出口信用保险“逆周期”的调节作用。

4. 稳健性检验。

(1) 改变因变量的度量尺度。

目前我国现行的 8 位数商品编码分为 4 个等级，前 2 位表示类别，前 4 位表示章节，前 6 位表示品目，前 8 位表示子目。其中，前六位数字是基于海关合作理事会制定的《商品名称和编码协调制度》设定的，后两位数字是基于中国关税、统计和贸易管理需要而增加的子目。因而，HS-8 位码在我国贸易问题的研究中具有较好的代表性，是扩展边际和集约边际的研究中普遍采用的产品维度分类方法，因此我们在基准回

归中采用了 HS-8 位编码。为了检验认知偏差、出口信保与多产品出口企业在横向和纵向上决策行为的稳健性，本文参考易靖韬和蒙双 (2017)^[59] 的做法，分别以 HS-6 位、HS-4 位替换原 HS-8 位数编码来衡量企业的二元边际，以减少子类产品关联性对回归结果的影

响^①。由于篇幅限制，我们仅列出以 HS-6 位编码的回归结果，HS-4 位编码也得到了一致结论，即认知偏差对出口广度及出口强度都具有显著的正向影响，且出口信用保险在其中发挥了重要的遮掩效应。该结果与前文保持一致，说明具有一定的稳健性。

表 6 稳健性检验 (1)

模型	(8)	(9)	(10)	(11)
变量	lnEM6	lnIM6	lnEM6	lnIM6
认知偏差	0.029 0* (0.009 3)	0.078 1*** (0.012 9)	0.041 2** (0.009 9)	0.087 5*** (0.012 4)
出口信用保险			0.243 1*** (0.029 4)	0.182 0*** (0.030 9)
控制变量	YES	YES	YES	YES
样本量	4 585	4 585	4 583	4 583
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.861 1	0.752 9	0.862 2	0.753 5
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95% 置信区间			[-0.127 5, -0.319 7]	[-0.088 4, -0.251 4]
遮掩效应			显著	显著

(2) 替换自变量的衡量指标。

根据 Durand 等 (2013, 2019)^{[60][61]} 和 Lin (2011)^[62] 的研究，人口统计学特征可能会影响风险认知偏差。例如，性别已被广泛用于一般风险行为和金融决策的建模 (Charness 和 Gneezy, 2012^[63]; Eckel 和 Fullbrunn, 2015^[64])。研究发现，由于男性产生更多的睾丸激素，这种激素与金融风险承担 (Coates 和 Herbert, 2008^[65]; Coates 等, 2009^[66]) 和其他风险行为 (Roberti, 2004^[67]) 相关。此外，男性比女性更容易过度自信，这可能导致更重大的风险损失 (Acker 和 Duck, 2008^[68])。因此，我们考虑用性别

作为预测与衡量 CEO 认知偏差的另一个指标进行稳健性检验，若 CEO 为女性取值为 0，男性则取值为 1。

表 7 列出了回归结果：相对于女性而言，男性 CEO 对企业的出口总额与集约边际的促进作用更加显著。这可能是因为，平均而言男性更容易出现冒险精神，从而低估客观风险概率，再加之男性易于过度自信的心理特征，很可能进一步固化风险认知偏差，最终表现出更加激进的出口行为。此外，出口信用保险的遮掩效应不显著，说明保险在性别变量影响出口决策的过程中并无明显的中介作用。

表 7 稳健性检验 (2)

模型	(12)	(13)	(14)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际
认知偏差 2	0.354 9*** (0.033 8)	0.113 5 (0.077 8)	0.237 4* (0.081 8)
出口信用保险	0.441 6*** (0.057 9)	0.249 0*** (0.038 1)	0.199 7*** (0.028 8)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	4 670	4 670	4 670

① 之所以不选择 HS-2 位编码是因为 HS-2 编码的分类比较笼统 (合计 22 个大类)，若根据这一标准划分产品种类，则大部分企业只生产单一品种，产品范围差异不大，无法反映企业的实际产品结构状况。

续前表

模型	(12)	(13)	(14)
变量	出口总额	扩展边际	集约边际
个体、时间固定效应	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.819 5	0.861 4	0.767 7
$Z_{\beta_0} \times Z_{\alpha_1}$ 95%置信区间	[-0.715 9, 0.204 0]	[-0.408 0, 0.115 0]	[-0.325 8, 0.092 2]
遮掩效应	不显著	不显著	不显著

注：变量中的“认知偏差2”表示用性别衡量的风险认知偏差。

5. 内生性讨论。

基准回归中的认知偏差对出口决策的影响可能存在内生性问题。虽然使用面板数据的双向固定效应模型能够解决一部分遗漏变量带来的内生性，但还存在双向因果导致回归不一致的可能。根据 Helpman 等 (2010)^[69] 的观点，对外贸易具有就业的筛选匹配机制，会引导高学历劳动力进入高技术行业，但是关于中国出口贸易中学学历筛选效应是否存在的探讨，到目前为止，还缺乏强有力的依据 (陈昊, 2016^[70])。此外，考虑到出口的“自选择假说”，出口企业的经营绩效高于非出口企业，其对高学历人才也更具吸引力，因此不能完全排除 CEO 学历水平本身就是优质企业自选择的结果。为了降低这种反向因果的担忧，我们选择“CEO 早年是否具有贫困经历”以及“CEO 的学术背景”作为学历水平的工具变量，以解决潜在的内生问题。一方面，学历水平直接依赖于童年经历及成长环境，而且一般而言，具有学术背景的人其学历水平通常较高；另一方面，出口企业在选择 CEO 时更多关注的是浅表特征，因而出口绩效对 CEO 是否拥有童年贫困经历以及是否拥有高校或科研机构的学术背景可能无直接影响，满足外生性。

工具变量“CEO 早年是否具有贫困经历”的衡量参考许年行和李哲 (2016)^[71] 的方法，以 CEO 在 1959—1961 年的“大饥荒”时期是否正处于童年阶段为判断标准，若是，则取值为 1。工具变量“CEO 的学术背景”的度量取自 CEO 是否曾在高校任教，或在科研机构任职，或是否在相关协会从事研究工作。若有以上经历，则该变量取值为 1，否则为 0。表 8 列出了工具变量法的回归结果。首先，工具变量一阶段回归的 *F* 值大于 10，且两个工具变量与内生变量在 1% 的水平上显著相关，拒绝弱工具变量的原假设，满足相关性要求。其次，Hansen J 统计量的 *p* 值大于 0.1，说明无法拒绝没有过度识别的原假设，意味着选择的工具变量是适度的。最后，二阶段回归

结果显示，核心解释变量的显著性和影响方向都与基准回归中的一致，证明了认知偏差对出口贸易确实具有促进作用，消除了内生性担忧。

表 8 内生性分析：工具变量法

变量	一阶段回归：认知偏差	二阶段回归：出口总额
CEO 具有贫困经历	0.296 4*** (0.033 6)	
CEO 具有学术背景	-0.386 5*** (0.033 1)	
认知偏差		0.343 2* (0.191 2)
出口信用保险	-0.070 9** (0.029 6)	1.723 0*** (0.073 3)
控制变量	YES	YES
观测值	4 155	4 155
第一阶段 <i>F</i> 值	108.787 0	108.787 0
Hansen J (<i>p</i> 值)		0.151 0

6. 异质性分析。

前文的基准估计和稳健性检验都是基于 CEO 认知偏差对全样本中上市公司出口决策的平均影响效应，下面我们将结合现实情况，多角度考察认知偏差、出口信保对企业出口决策的异质性影响。

(1) 资金来源异质性。

资金来源是指企业生产经营取得资金的渠道。从逻辑上看，如果企业有外国投资者投入的资金，可能更容易获得关于国际市场和贸易伙伴的信息，降低信息不完全程度。此外，如果企业属于外国跨国公司的一部分，那么信息渠道、信息质量等方面都会有所提升，出口贸易更加便利，于是会减少对出口信用保险的依赖，进而削弱其功能和作用 (Badinger 和 Url, 2013^[17])。基于此，本文根据企业经营性质，把中外合资或外商独资企业视为有外资注入，其他性质的企业归为无外资企业，针对这两个子样本分别进行出口

总额和二元边际的分析, 结果报告在表 9 中。

整体来看, 认知偏差对有无外资企业的出口决策都有显著的正向影响, 但出口信用保险的中介作用确实存在异质性, 体现为外资企业并不因是否参加出口信用保险而改变认知偏差引起的出口波动。产生这种差异的原因可能是, 外资企业往往通过其特有的国际

资源获取风险信息, 其出口决策主要基于已形成的风险认知做出, 可能不会受出口信用保险的影响。另一方面, 对于无外资的企业而言, 无论是整体出口情况还是结构性出口决策都会受到出口信用保险遮掩效应的作用, 这说明无外资且参保的外贸企业在跨境交易中更加依赖出口信保所具有的损失补偿、贸易融资等功能。

表 9 资金来源异质性分析

因变量	出口总额		扩展边际		集约边际	
	有外资	无外资	有外资	无外资	有外资	无外资
认知偏差	0.909 8*** (0.067 7)	0.103 1*** (0.002 9)	0.255 5* (0.068 7)	0.040 2** (0.008 4)	0.649 2** (0.068 5)	0.065 8*** (0.007 8)
出口信用保险	-0.125 7 (0.193 2)	0.445 8*** (0.066 9)	0.173 6 (0.117 3)	0.254 9*** (0.036 4)	-0.298 6* (0.077 3)	0.198 9** (0.035 8)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	220	4 362	220	4 362	220	4 362
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.869 6	0.815 7	0.860 5	0.863 1	0.816 1	0.764 7
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-2.200 5, 0.941 03]	[-0.612 1, -0.249 6]	[-0.240 1, 1.880 0]	[-0.347 3, -0.144 6]	[-2.359 1, 0.136 8]	[-0.282 2, -0.104 8]
遮掩效应	不显著	显著	不显著	显著	不显著	显著

(2) 公司治理特征异质性。

无论是保险决策还是出口决策, 都可能因公司内部治理特征而异。于是我们从治理特征的角度出发, 进一步探究在董事会独立程度不同的出口企业中, 其 CEO 认知偏差与出口决策的关系是否存在差异。通过董事长与 CEO 是否二职合一的二元变量 (若当年 CEO 身兼二职, 该变量取值为 1, 否则为 0) 来衡量董事会的独立性, 据此分为两个子样本, 回归结果列于表 10。

从结果来看, 董事长与 CEO 分设的企业其出口总额与扩展边际不仅受到认知偏差显著的正向促进

作用, 而且这种作用还依赖于出口信用保险的遮掩效应。而对于二职合一的企业而言, 三者之间的关系并不明显, 且 CEO 认知偏差通过出口信保的渠道作用于出口决策的微观机制不存在。形成这种异质性的原因可能是, 一方面, 传统的“代理问题”使 CEO 的判断与决策更具风险性, 认知偏差所导致的风险低估与扩张性出口决策之间的联系更加紧密; 另一方面, 二职合一 CEO 的注意力有限, 未必能追踪聚焦海外买方的资信数据, 特别是对出口信保利用率与依赖度较低时, 保险的遮掩效应发挥空间有限。

表 10 公司治理特征异质性分析

变量	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
认知偏差	0.079 9** (0.016 0)	0.048 1 (0.114 7)	0.053 4* (0.021 9)	0.058 8 (0.072 3)	0.029 1 (0.024 4)	-0.007 7 (0.042 7)
出口信用保险	0.389 0*** (0.008 4)	0.459 -0.223 8	0.219 5*** -0.021 9	0.270 3 -0.144	0.179 6** -0.031 1	0.187 5 -0.081 2
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 401	1 099	3 401	1 099	3 401	1 099

续前表

变量	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一	非二职合一	二职合一
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.824 8	0.843 4	0.865 6	0.883 0	0.773 5	0.808 7
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-0.579 1, -0.269 1]	[-1.204 5, 0.421 8]	[-0.343 2, -0.144 8]	[-0.735 8, 0.248 2]	[-0.302 2, -0.105 6]	[-0.477 8, 0.169 1]
遮掩效应	显著	不显著	显著	不显著	显著	不显著

(3) 外部市场环境异质性。

企业经营与决策常常受外部市场不确定性因素的干扰。那么很自然的一个问题是，在高低位风险切换的动荡环境中，CEO 认知偏差、出口信保与出口决策之间的关系是否也是动态变化的？考虑到出口企业既要面对不断演化的国内行业竞争压力，又要承担瞬息万变的国际风险，接下来我们从国内和国际两方面对外部市场环境的异质性展开分析。

首先，根据证监会 2012 年发布的行业分类表，计算出各行业营业收入的年复合增长率（以 2002 年为基年）。再将年平均增长率以下的行业归为竞争激烈行业，反之归为竞争缓和行业，所得子样本回归列于表 11。可以发现，关于 CEO 认知偏差，出口信保与出口决策的结论和基准回归中得到的一致，这意味着不确定的国内行业竞争环境并未给三者之间的关系造成显著差别。

表 11

国内行业竞争异质性分析

变量	竞争缓和	竞争激烈	竞争缓和	竞争激烈	竞争缓和	竞争激烈
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
认知偏差	0.211 1** (0.038 9)	0.128 9*** (0.010 6)	0.109 4** (0.021 1)	0.034 0** (0.006 9)	0.132 6** (0.034 4)	0.093 6*** (0.009 7)
出口信用保险	0.332 7** -0.100 5	0.396 5*** -0.031 3	0.169 5** -0.029 7	0.215 3*** -0.007 6	0.178 6* -0.075 3	0.183 9** -0.034 7
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	763	3 738	763	3 738	763	3 738
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.752 7	0.838 0	0.879 3	0.868 7	0.767 5	0.773 2
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-1.328 4, -0.084 1]	[-0.508 4, -0.186 3]	[-0.609 0, -0.050 6]	[-0.270 1, -0.103 0]	[-0.790 0, -0.015 1]	[-0.260 1, -0.075 8]
遮掩效应	显著	显著	显著	显著	显著	显著

其次，出口企业还面临着复杂的全球政治、经济风险。出口信保作为有效管理外贸风险的工具之一，国际局势不稳定也会引起需求波动，进而导致三者之间关系的改变。据此，我们采用学者 Caldara 和 Iacoviello 构建的全球风险指数（GPR）来刻画企业所面临的国际市场的不确定性^①。该风险指数是基于全球最具影响力的十家报纸中有关政治局势紧张报道计算出来的综合指数，用于衡量世界地缘政治风险的强度。一般而言，更高的地缘政治风险

与更高的经济灾难概率和更大的全球经济下行风险有关。以基数 100 为临界值，GPR 低于 100 的年份视作国际市场相对平稳的时期，高于 100 的年份视作国际市场的动荡期。从而得出，样本区间 2002—2006 年间为地缘政治的高风险期，2007—2016 年间为国际贸易提供了一个相对平稳的经营环境。表 12 结果显示，伴随着国际环境由动荡走向平稳，CEO 认知偏差、出口信保与出口决策之间的作用机理更加清晰。

^① 有关该指数更多的详细说明及数据下载请参考：<https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm>。

表 12 国际市场不确定性异质分析

变量	动荡期	平稳期	动荡期	平稳期	动荡期	平稳期
	出口总额	出口总额	扩展边际	扩展边际	集约边际	集约边际
认知偏差	0.134 8 (0.099 2)	0.111 5*** (0.015 2)	-0.086 0 (0.089 4)	0.043 8 (0.019 0)	0.221 1 (0.095 2)	0.068 6*** (0.006 7)
出口信用保险	0.238 7 (0.239 4)	0.381 1*** (0.051 7)	-0.051 0 (0.257 2)	0.221 3*** (0.027 9)	0.280 1*** (0.036 1)	0.162 0** (0.028 4)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	398	4 127	398	4 127	398	4 127
个体、时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>R-squared</i>	0.887 0	0.833 0	0.886 6	0.882 0	0.898 6	0.779 9
$Z_{\beta_0} \times Z_{\theta_1}$ 95%置信区间	[-1.285 4, 0.333 4]	[-0.490 5, -0.170 9]	[-0.736 9, 0.936 3]	[-0.282 3, -0.100 7]	[-0.807 7, 0.031 62]	[-0.217 7, -0.067 9]
遮掩效应	不显著	显著	不显著	显著	不显著	显著

五、结论与建议

本文将企业的主观风险认知与出口信用保险引入新新贸易理论模型，提出认知偏差影响出口信保与出口决策的理论假设。然后通过上市公司非平衡面板数据从实证层面验证三者之间的作用机制，得到如下结论：第一，CEO 的认知偏差与企业出口总额、出口广度、出口强度均有显著正相关关系。第二，企业对于出口信用保险的投保意愿随主观风险概率低估程度的增大而逐渐降低。第三，出口信用保险在认知偏差影响出口决策的过程中起到遮掩效应，实际上掩盖了出口决策对认知偏差的部分反应程度，但这种遮掩效应的发挥依赖于企业的资金来源、治理特征以及国际市场的不稳定程度。

本文的研究结论对于我国现阶段出口信用保险政

策以及此背景下出口贸易的调控实施具有以下启示：第一，在企业层面，积极鼓励企业高管参加培训，提高自身非理性的认知，通过深入且系统的学习尽量减少认知偏差，规范内部风险管理，提升风险管控水平。第二，在保险公司层面，应强化出口信用保险的宣传端，组织举办高端讲堂，提高出口信用保险的价值认知，帮助微观企业及时更新外贸风险信息，做好跨周期产品设计。第三，在政府层面，加大对外贸企业的支持力度，充分调用出口信用保险的遮掩效应，趋利避害。当市场过热盲目乐观时，快速调整风险预期，利用出口信用保险对市场降温；在市场情绪过度悲观时，积极给予信心与鼓励，利用出口信用保险提振贸易水平。通过这种方式可以从整体上把出口贸易风险敞口控制在合理区间范围内，实现外贸稳定和高质量发展。

参考文献

- [1] Kahneman D, Frederick S. Representativeness Revisited: Attribute Substitution in Intuitive Judgment [M] // Thomas G, Griffin D, Kahneman D. Heuristics and Biases: The Psychology of Intuitive Judgment. Cambridge University Press, 2002: 49-81.
- [2] Slovic P, Finucane M L, Peters E, et al. The Affect Heuristic [J]. European Journal of Operational Research, 2007, 177 (3): 1333-1352.
- [3] Simon H A. Models of Man: Social and Rational [M]. England: Oxford Publisher, 1957: 236.
- [4] 卓志, 毛勤晶. 出口信用保险对国际贸易演化博弈均衡的影响——基于前景理论视角 [J]. 保险研究, 2018 (4): 18-30.
- [5] 胡赛, 蒋韶华. 新冠肺炎疫情对企业投保出口信用险的影响研究——来自出口信用保险数据的分析 [J]. 保险研究, 2021 (9): 62-80.
- [6] 赵慧萍, 王国军. 出口信用保险: 国际趋势, 形势判断与发展对策 [J]. 财贸研究, 2006 (5): 94-98.
- [7] 陈利馥, 刘东皇, 谢忠秋. “一带一路”背景下中小企业出口信用风险管理探析——短期出口保险与出口信用担保视角 [J]. 财会月刊 (中), 2017 (4): 71-76.
- [8] Ross D. SMEs & Export Credit Insurance Support: Some Reflections from Australia [C] // International Business Division, Administrative Sciences Association of Canada, 2001: 47-58.
- [9] Zammit B, Ross D G, Wood D. Perceptions of Export Credit Insurance Value: Australian Evidence [J]. Asia-Pacific Journal of Business Administra-

- tion, 2009, 1 (2): 109-118.
- [10] Funatsu H. Export Credit Insurance and Moral Hazard [J]. *Shogaku Tokyu*, 1986, 36 (3): 217-235.
- [11] Ford J L, Mpuku H C, Pattanaik P K. Revenue Risks, Insurance, and the Behavior of Competitive Firms [J]. *Journal Of Economics*, 1996, 64 (3): 233-246.
- [12] Dewit G. Intervention in Risky Export Markets: Insurance, Strategic Action or Aid? [J]. *European Journal of Political Economy*, 2001, 17 (3): 575-592.
- [13] Rienstra-Munnicha P, Turvey C G. The Relationship between Exports, Credit Risk and Credit Guarantees [J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'Agroeconomie*, 2002, 50 (3): 281-296.
- [14] Auboin M, Engemann M. Testing the Trade Credit and Trade Link: Evidence from Data on Export Credit Insurance [J]. *Review of World Economics*, 2014 (150): 715-743.
- [15] Anderson J E, Wincoop E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (1): 170-192.
- [16] Egger P, Url T. Public Export Credit Guarantees and Foreign Trade Structure: Evidence from Austria [J]. *The World Economy*, 2006, 29 (4): 399-418.
- [17] Badinger H, Url T. Export Credit Guarantees and Export Performance: Evidence from Austrian Firm-level Data [J]. *The World Economy*, 2013, 36 (9): 1115-1130.
- [18] 魏巧琴. 中国出口信用保险政策效应及其地区差异性研究 [J]. *保险研究*, 2017 (3): 16-25.
- [19] Veer V D, Koen J M. Loss Shocks in Export Credit Insurance Markets: Evidence from a Global Insurance Group [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2019, 86 (1): 73-102.
- [20] 李晓洁, 魏巧琴. 信用风险、出口信用保险和出口贸易关系的研究 [J]. *财经研究*, 2010 (5): 113-122.
- [21] 王国军, 王德宝, 庾国柱. 出口信用保险对我国出口贸易作用的实证研究 [J]. *区域金融研究*, 2014 (7): 35-41.
- [22] 章添香, 关晶. 中国出口信用保险对贸易出口影响的区域差异研究 [J]. *湖北大学学报: 哲学社会科学版*, 2017 (4): 142-149, 161.
- [23] 刘儒, 刘江. 融资约束, 生产率与异质性企业出口决策 [J]. *统计与决策*, 2020 (3): 167-170.
- [24] Melitz M J, Ottaviano G. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [25] 吴飞飞, 邱斌. 产品创新、生产率与企业出口决策 [J]. *软科学*, 2015 (11): 11-15.
- [26] 孙志贤, 刘春生, 杨翠. 融资约束对异质性企业出口影响的实证研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2016 (6): 113-122.
- [27] Chaney T. Liquidity Constrained Exporters [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2016, 72 (11): 141-154.
- [28] 汪建新, 李茜, 杨晨. 汇率风险与企业出口 [J]. *国际贸易问题*, 2019 (7): 156-174.
- [29] Tunc C, Solakoglu M N. Does Exchange Rate Volatility Matter for International Sales? Evidence From US Firm Level Data [J]. *Economics Letters*, 2016, 149 (12): 152-156.
- [30] 綦建红, 尹达, 刘慧. 经济政策不确定性如何影响企业出口决策? ——基于出口频率的视角 [J]. *金融研究*, 2020 (5): 95-113.
- [31] 王稳, 陈宇旺, 张阳, 闫帅. 新冠疫情, 全球政治风险市场与出口信用保险的创新发展 [J]. *保险研究*, 2020 (10): 20-33.
- [32] 许家云. 海归与企业出口行为: 来自中国的微观证据 [J]. *金融研究*, 2018 (2): 118-134.
- [33] 李宏, 王云廷, 刘坤. CEO 特征对企业出口技术复杂度的影响——来自制造业上市公司的证据 [J]. *河南社会科学*, 2019 (10): 47-56.
- [34] 茹玉聪, 文娟. 新冠疫情下“稳外贸”政策逆周期调节效应评估——以出口信用保险为例 [J]. *浙江学刊*, 2021 (6): 83-93.
- [35] Velez I, Nieto G. Investment Decision-making Practices in Colombia: A Survey [J]. *Inform Journal on Applied Analytics*, 1986, 16 (4): 60-65.
- [36] Barber B M, Odean T. Online Investors: Do the Slow Die First? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2002, 15 (2): 455-488.
- [37] Malmendier U, Tate G. CEO Overconfidence and Corporate Investment [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60 (6): 2661-2700.
- [38] 陈东, 陈爱贞, 刘志彪. 重大风险预期、企业投资与对冲机制 [J]. *中国工业经济*, 2021 (2): 174-192.
- [39] Shefrin H. *Beyond Greed and Fear: Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing* [M]. New York: Oxford University Press, 2002: 99-101.
- [40] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [41] Alary D, Gollier C, Treich N. The Effect of Ambiguity Aversion on Insurance and Self-protection [J]. *The Economic Journal*, 2013, 123 (573): 1188-1202.
- [42] 郭振华. *行为保险经济学* [M]. 上海: 上海交通大学出版社, 2020: 106.
- [43] Bernard A B, Beveren I V, Vandenbussche H. Multi-product Exporters, Carry-along Trade and the Margins of Trade [R]. NBB Working Paper, No. 203, 2010.
- [44] 程玉坤, 周康. 融资约束与多产品出口企业的二元边际: 基于中国企业层面的分析 [J]. *南方经济*, 2014 (10): 63-81.
- [45] Mayer T, Melitz M J, Ottaviano G I P. Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 495-536.
- [46] Iacovone L, Javorcik B S. Multi-product Exporters: Product Churning, Uncertainty and Export Discoveries [J]. *The Economic Journal*, 2010, 120

- (544): 481-499.
- [47] Wiersema M F, Bantel K A. Top Management Team Demography and Corporate Strategic Change [J]. *Academy of Management Journal*, 1992, 35 (1): 91-121.
- [48] Datta D K, Rajagopalan N, Zhang Y. New CEO Openness to Change and Strategic Persistence: The Moderating Role of Industry Characteristics [J]. *British Journal of Management*, 2003, 14 (2): 101-114.
- [49] 周建, 李小青. 董事会认知异质性和企业创新战略影响的实证研究 [J]. *管理科学*, 2012 (6): 1-12.
- [50] 舒波, 杜晓君. CEO 管理认知异质性与跨国公司 OFDI 政治风险区位偏好——基于中国跨国公司微观数据 [J]. *东北大学学报 (自然科学版)*, 2020 (5): 753-760.
- [51] 李焯, 刘云波, 刘奎. 行为经济学视角下终身学习困境的破解路径 [J]. *现代远程教育研究*, 2022 (1): 75-81, 103.
- [52] 陈洪. CEO 个人背景特征与过度投资 [J]. *绿色财会*, 2012 (9): 44-48.
- [53] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2010, 70 (2): 317-341.
- [54] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. *经济学 (季刊)*, 2012 (2): 541-558.
- [55] 方杰, 温忠麟, 张敏强. 类别变量的中介效应分析 [J]. *心理科学*, 2017 (2): 471-477.
- [56] MacKinnon D P, Cox M G. Commentary on “Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier” by DawnIacobucci [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22 (4): 600-602.
- [57] Iacobucci D. Mediation Analysis and Categorical Variables: The Final Frontier [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22 (4): 582-594.
- [58] Tofighi D, MacKinnon D P. Rmediation: An R Package for Mediation Analysis Confidence Intervals [J]. *Behavior Research Methods*, 2011, 43 (3): 692-700.
- [59] 易靖韬, 蒙双. 多产品出口企业、生产率与产品范围研究 [J]. *管理世界*, 2017 (5): 41-50.
- [60] Durand R, Newby R, Tant K, et al. Overconfidence, Overreaction and Personality [J]. *Review of Behavioral Finance*, 2013, 5 (2): 104-133.
- [61] Durand R B, Fung L, Limkriangkrai M. Myopic Loss Aversion, Personality, and Gender [J]. *Journal of Behavioral Finance*, 2019, 20 (3): 339-353.
- [62] Lin H W. Elucidating Rational Investment Decisions and Behavioral Biases: Evidence from The Taiwanese Stock Market [J]. *African Journal of Business Management*, 2011, 5 (5): 1630-1641.
- [63] Charness G, Gneezy U. Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2012, 83 (1): 50-58.
- [64] Eckel C C, Füllbrunn S C. Thar She Blows? Gender, Competition, and Bubbles in Experimental Asset Markets [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (2): 906-920.
- [65] Coates J M, Herbert J. Endogenous Steroids and Financial Risk Taking on a London Trading Floor [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2008, 105 (16): 6167-6172.
- [66] Coates J M, Gurnell M, Rustichini A. Second-to-fourth Digit Ratio Predicts Success among High-frequency Financial Traders [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2009, 106 (2): 623-628.
- [67] Roberti J W. A Review of Behavioral and Biological Correlates of Sensation Seeking [J]. *Journal of Research in Personality*, 2004, 38 (3): 256-279.
- [68] Acker D, Duck N W. Cross-cultural Overconfidence and Biased Self-attribution [J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2008, 37 (5): 1815-1824.
- [69] Helpman E, Itashkoki O, Redding S. Inequality and Unemployment in a Global Economy [J]. *Econometrica*, 2010, 78 (4): 1239-1283.
- [70] 陈昊. 出口贸易的就业学历偏向效应——基于中国家庭收入调查的实证研究 [J]. *当代财经*, 2016 (2): 103-113.
- [71] 许年行, 李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠 [J]. *经济研究*, 2016 (12): 133-146.

(责任编辑: 李 晟 张安平)